

Regulering af overførselsindkomster i ADAM, oktober 1991

Resumé:

I papiret dokumenteres de nye modelformler og datagenereringsformler i forbindelse med reguleringen af overførselsindkomster i ADAM, oktober 1991.

g:\cb\wp\regul.cb

Nøgleord: regulering, overførselsindkomst, progressionsgrænse

Indledning

I papiret MSA 12.07.91, Regulering af overførselsindkomster og progressionsgrænser, blev der dannet en variabel, *lisa*, for den aftalte årslønsudvikling for arbejdere i industri og håndværk. Samtidigt blev det vha. en dummy gjort muligt istedet at lade *lisa* følge ADAMs nettoprisindeks, *pcpn*. Efterfølgende blev der med udgangspunkt i *lisa* opstillet indeks til regulering af overførselsindkomsterne i ADAM.

Konklusionen på papiret var, at relationen for årslønsudviklingen/udviklingen i nettoprisindekset burde formuleres i relative ændringer. Dette giver flg. relation, idet der indlægges et lag på to år:

$$(1) \quad Rlisa = \left(\frac{lih_{-2} \cdot Ha_{-2}}{lih_{-3} \cdot Ha_{-3}} - 1 \right) (1 - dlisa) + dlisa \left(\frac{pcpn_{-2}}{pcpn_{-3}} - 1 \right) + J Rlisa$$

lih er den aftalte årsløn for arbejdere i industri og håndværk, *Ha* er den aftalte arbejdstid og *dlisa* er en dummy sat til nul. Konstruktionen indebærer, at der frit kan skiftes mellem løn- og prisregulering. Det skal understreges, at *lih* er en approksimation til det lønbegreb, der er lagt til grund i det nye regelsæt. En eventuel præcisering af lønbegrebet i modellen udestår således.

Da der ikke fra brugerside i denne omgang er udtrykt behov for særskilte reguleringsindeks for de enkelte typer af overførselsindkomster - tværtimod er der ytret ønske om en forenkling af området - besluttes, at alle overførselsindkomster i ADAM, dvs. *Typs*, *Tyk*, *Tyd*, *Tysa*, *Tysb*, *Typr* og *Tyrr*, reguleres med samme indeks, *ptty*. Variablen *ptty* får formen

$$(2) \quad ptty = ptty_{-1} (1 + .5 (Rlisa + Rlisa_{-1})) (1 - dptty) + J Dptty$$

Som det ses, fås hermed et lag på 2½ år i reguleringen af overførselsindkomsterne, svarende til den tolkning af loven om en satsreguleringsprocent, der er anlagt fra vores side, jf. MSA, 12.07.91.

Modelformel for indekset til regulering af progressionsgrænser, *pcrs2*, er dokumenteret i KTH/AO/PUD 17.10.91, Direkte skatter (personskatter og selskabsskatter).

Det bemærkes, at variabler og modelformler for tilbagebetalinger og indkomstoverførsler, netto, *Tyt* og *Tyn*, udgår af modellen. Dette sker, som nævnt ved flere lejligheder, dels fordi datakilden til *Tyt* er tørret ud, dels fordi denne nettoficiering af indkomstoverførslerne, nemlig overgangen fra *Ty* til *Tyn*, anses for at være uden væsentlig betydning.¹

Modelformler mv. er vist i bilaget.

¹Se fx. Arbejdsnotat nr 24, s. 81.

Bilag.**Modelformler**

```

0
0 INDKOMSTOVERFØRSLER M.V.
0
FRML GRLISA RLISA = ((LIH(-2)*HA(-2))/(LIH(-3)*HA(-3))-1)*(1-DLISA)
                    + DLISA*(PCPN(-2)/PCPN(-3)-1) + JRLISA $
FRML GPTTY PTTY = PTTY(-1)*(1+.5*(RLISA+RLISA(-1)))*(1-DPTTY)
                    + JDPTTY $
FRML GTYPR TYPR = TYPRD*PTTY + JTYPR $
FRML GTYPRI TYPRI = TYPR/KTYPR + JTYPRI $
FRML GTYPS TYPS = 0.001*UPN*KTYP*TTY2*PTTY - TYPR + JTYPS $
FRML GTYD TYD = 0.001*ULFHK*TTYD2*PTTY + JTYD $
FRML GTYK TYK = 0.001*ULU*TTYK2*PTTY + 2500*PTTY + JTYK $
FRML GTYSA TYSA = TYSAD*PTTY + JTYSA $
FRML GTYSA TYSB = TYSBD*PTTY + JTYSB $
FRML GTYSA TYRR = TYRRD*PTTY + JTYRR $
FRML IULU ULU = ULFU + UL - ULF $
FRML ITY TY = TYD + TYPS + TYPR + TYSA + TYSB + TYK + TYRR
$
0

```

Datagenereringsformler

```

!
! INDKOMSTOVERFØRSLER M.V.
!
SERIES LISA = LIH[-2]*HA[-2];
SERIES PTTY = .5*(LISA+LISA[-1])/73401.3910;
SERIES PCRS2 = LISA/76816.4840;
SERIES RLISA = ((LIH[-2]*HA[-2))/(LIH[-3]*HA[-3])-1;
!
SERIES TYSAD = TYSA/PTTY;
SERIES TYSBD = TYSB/PTTY;
SERIES TYPRD = TYPR/PTTY;
SERIES TYRRD = TYRR/PTTY;
!
SERIES TTYK2 = (TYK-2500*PTTY)/(ULU*PTTY*0.001);
SERIES TTYD2 = TYD/(0.001*ULFHK*PTTY);
SERIES TTY2 = TTYPL/PTTY;
!

```

Nye, ændrede og udgåede modelligninger

NYE LIGNINGER:	ÆNDREDE LIGNINGER:	UDGÅEDE LIGNINGER:
RLISA	TYPR	PTTYP
PTTY	TYPS	PTTYK
TYPRI	TYD	LIHTY
TYSA	TYK	TYT
TYSB		TYN
TYRR		

Desuden udgår også ligningerne i blokken for det hidtidige reguleringspristal, dvs ligningerne:

PCREG
PCPB
PCR1
PCR2
PCR3
PCR4

Nye og udgåede variabler

x: eksogen
e: endogen
b: basisvar.
a: afledt var.
A: A-var.

NYE VARIABLER:	UDGÅEDE VARIABLER:
LISA x a	PTTYP
RLISA e a	PTTYK
PTTY e a	LIHTY
TYSAD x a	TYT
TYSBD x a	TYN
TYRRD x a	PCREG
TTYD2 x a	PCPB
TTYK2 x a	PCR1
TTYP2 x a	PCR2
TYPRD x a	PCR3
	PCR4

NYE DUMMY'ER OG J-LED:	UDGÅEDE DUMMY'ER OG J-LED:
DLISA JRLISA DPTTY	DPTTYP JPTTYP
JDPTTY JTYPRI JTYS A	DLIHTY JDLIHTY
JTYSB JTYRR	DPTTYK JDPTTYK JD TYT
	KPCPB KPCREG JPCREG
	DPCR1 DPCR2 DPCR3 DPCR4
	JPCR1 JPCR2 JPCR3 JPCR4

Estimation af arbejdsudbudet i ADAM, II

Resumé:

I forlængelse af papiret CB 19.08.91, Estimation af arbejdsudbudet i ADAM, præsenteres i dette papir nogle yderligere estimationsforsøg. Der tages udgangspunkt i en ændringsrelation, hvor ændringerne i den samlede erhvervsfrekvens estimeres med ændringerne i disponibel realløn og beskæftigelsesgrad samt en aftagende trend som højresidevariabler. Der argumenteres for at udelade reallønnen som forklarende variabel, hvilket understøttes af, at koefficienten hertil i reglen bliver insignifikant. I estimationer, hvor kun beskæftigelsesgraden indgår som forklarende variabel fås elasticiteter på omkring .32. Lægges beskæftigelsesgraden et halvt år fås imidlertid et markant fald i de estimerede elasticiteter til omkring .24. Dette sker på bekostning af større spredning på de estimerede parametre, som dog stadig er signifikante, og en større residualspreddning. Relationerne fanger især de kortere udsving dårligere end relationerne med de større elasticiteter, men følger alligevel udviklingen pænt. Relationerne estimeres både lineært, hvor trenden først er estimeret separat og derefter inddrages på højresiden, og ikke-lineært, hvor trendens parametre estimeres simultant med koefficienterne til realløn og beskæftigelsesgrad. Valg af metode viser sig dog ikke at have nogen betydning.

g:\cb\wp\arbudb3.cb

Nøgleord: arbejdsudbud, erhvervsfrekvens

Indledning

Nærværende papir kan ses som en fortsættelse af det forrige papir om arbejdsudbudet. På baggrund af erfaringerne herfra præsenteres i dette papir nogle nye estimationer med udgangspunkt i en relation for det samlede arbejdsudbud. Der inddrages ingen nye forklarende variabler, og der holdes fast ved det tidligere oplæg, at udviklingen i den samlede erhvervsfrekvens kan estimeres som en funktion af disponibel realløn og beskæftigelsesgrad samt en aftagende trend, der beskriver den voksende erhvervsfrekvens for kvinder i estimationsperioden. I første afsnit estimeres erhvervsfrekvensen i en ændringsrelation med ændringerne i beskæftigelsesgrad og disponibel realløn som forklarende variabler. Trenden i erhvervsfrekvensen medtages ved at indlægge ændringerne i en aftagende trend, der først er estimeret som en logistisk kurve på niveauet i erhvervsfrekvensen. I andet afsnit bestemmes i princippet den samme relation, men i en ikke-lineær estimation, hvor koefficienterne til de forklarende variabler og trenden estimeres samtidigt. Afslutningsvis peges der på mulige kandidater blandt de estimerede relationer til indlæggelse i ADAM.

Baggrund for estimationerne

I det forrige arbejdsudbudspapir, CB 19.08.91, blev der præsenteret to estimationsmodeller. I den første blev der estimeret en trendrenset erhvervsfrekvens, dannet ved alene at korrigere for trenden i tilgangen af kvinder til arbejdsstyrken. I den anden model blev der estimeret en fejlkorrektionsmodel for det samlede arbejdsudbud. I en niveauestimation blev der estimeret en trend for erhvervsfrekvensen. Residualerne herfra blev derefter sammen med disponibel realløn og beskæftigelsesgrad anvendt som forklarende variabel i en ændringsestimation. Konklusionerne på papiret og den efterfølgende diskussion sammenfattes her i flg. fire punkter.

For det første er det et spørgsmål, om den disponible realløn skal med som forklarende variabel. Da arbejdsløsheden indgår som forklarende variabel i ADAMs lønrelation, kan det estimerede udtryk for arbejdsudbudet indsubstitueres. Dermed vil skattesatsen komme til at optræde to gange på højresiden, da den på forhånd indgår som argument i lønrelationen. Tolkes skattesatsen i lønrelationen som et mål for arbejdsudbudets skatteafhængighed skal variabelen ikke med i arbejdsudbudsfunktionen; skattesatsen er argument i arbejdsudbudet, men er blot blevet indsubstitueret i lønrelationen. Skattesatsen i lønrelationen kan dog også tolkes som en "forhandlingsparameter" ved de mere eller mindre centrale lønforhandlinger, uden relation til arbejdsudbudet. Med denne tolkning er der intet til hinder for, at skattesatsen indgår i begge relationer. Et andet problem i forhold til at inddrage reallønnen er, at denne er en klar trendet variabel, hvorimod erhvervsfrekvensen på sigt må være stationær. I en ændringsrelation vil reallønnen som højresidevariabel derfor i et steady state forløb før eller siden

give en ufortolkelig erhvervsfrekvens. På baggrund af ovenstående estimeres der i papiret både med og uden disponibel realløn som forklarende variabel.

For det andet vælges at estimere på den samlede erhvervsfrekvens, hvor udviklingen i niveauet beskrives ved en aftagende trend, der skal fange effekten fra den voksende erhvervsfrekvens for kvinder. Dermed undgår man at arbejde med en konstrueret opdeling af arbejdsstyrken på kvinder og mænd, hvor datakvaliteten er tvivlsom, og i tilgift "spares" nogle variabler.

For det tredje tvinges man med den forsøgte fejlkorrektionsmodel til at lægge sig fast på et langsigtet niveau for arbejdsudbudet. Niveauet må dog på langt sigt antages at afhænge af en række "eksogene" forhold, fx den demografiske udvikling, pensionsgrænser og pensionsstørrelser, hvorfor der kan argumenteres for at estimere en ren ændringsrelation.

For det fjerde er der spørgsmålet om størrelsen af koefficienten til beskæftigelsesgraden. Elasticiteten blev i forskellige relationer estimeret til at ligge mellem 0.30 og 0.35, således at en stigning i beskæftigelsesgraden på 1%, svarende til en stigning i beskæftigelsen på ca. 25.000 personer (1990-niveau), øger arbejdsudbudet med godt 0.30%, svarende til ca. 10.000 personer. Den estimerede elasticitet kan således virke i overkanten af det troværdige, og har under alle omstændigheder en ganske kraftigt dæmpende effekt på modellens svingninger. I oplægget i dette papir - en ændringsspecifikation med disponibel realløn, beskæftigelsesgrad og en aftagende trend som højresidevariabler - viser det sig efter forsøg med forskellige lagkombinationer, at lagges beskæftigelsesgraden med et halvt år, falder den estimerede elasticitet til omkring 0.24, hvilket dog sker på bekostning af ringere statistiske egenskaber.

1. Estimation af erhvervsfrekvensen med trenden estimeret separat i niveau

Ændringsrelationerne estimeres med udgangspunkt i relationen

$$(1) \quad DL((U_a + U_{el}) / (N1564 - U_{u4})) = a_1 \cdot DL((1 - tss0_u) \cdot I_{na} / pcp) \\ + a_2 \cdot DL(Q / (N1564 - U_{u4})) \\ + a_3 \cdot DL(\text{trend})$$

U_a	: arbejdsstyrken, 1000 pers.
U_{el}	: efterlønsmodtagere, 1000 pers.
$N1564$: befolkning mellem 15 og 64 år
U_{u4}	: antal uddannelsessøgende, 1000 pers.
$tss0_u$: gennemsnitlig indkomstkattesats
I_{na}	: timeløn
pcp	: prisindeks
Q	: beskæftigelse, 1000 pers.

De forklarende variabler er de samme som tidligere anvendt, og foranstillet DL angiver logaritmiske ændringer. Der er dog sket en mindre ændring i variabelen for antal uddannelsessøgende, Uu4, hvilket er omtalt i bilag 1, hvor også n1564 og Uel er vist. For at estimere (1) bestemmes først trenden i erhvervsfrekvensen efter formlen for en logistisk kurve. Denne kan skrives som

$$(2) \quad \text{trend} = k + \frac{1}{a + be^{-\alpha t}} \quad \Rightarrow$$

$$\frac{1}{\text{trend} - k} = a + be^{-\alpha t} \quad \Rightarrow$$

$$(3) \quad \ln \left(\frac{1}{\text{trend} - k} - a \right) = \ln b - \alpha t$$

Af (2) ses, at "trend" går mod $k+1/a$ for $t \rightarrow \infty$, og mod k for $t \rightarrow -\infty$. Trenden estimeres både lineært og ikke-lineært. I den lineære estimation anvendes relation (3), hvor den nedre og øvre grænse først fastlægges eksogent, hvorefter α og b estimeres. Ved den ikke-lineære estimation estimeres direkte på (2). Estimationsresultaterne er vist i tabel 1. De estimerede trende er næsten ens, hvilket også ses af figur 1 nedenfor, hvor trendene er vist sammen med den observerede erhvervsfrekvens, $(Ua+Uel)/(N1564-Uu4)$.

Tabel 1. Estimation af logistisk trend i samlede erhvervsfrekvens.

trend	k	k+1/a	a	α	b
trend28	.77	.92	6.6667	.2790	4.2217
trend29	.77	.93	6.2500	.2588	4.9591
trend30	.7687	.9349	6.0161	.2355	5.1381
trend31	.77	.9312	6.2022	.2485	5.0717

anm: k angiver den nedre og k+1/a den øvre grænse.

trend28-29 er estimeret efter (2).

trend30-31 er estimeret ikke-lineært efter (1); trend30 uden restriktioner,

trend31 med den nedre grænse bundet til .77

Tabel 2: Ændringsestimationer af erhvervsfrekvensen

	DL((1-tss0u).lna/pcp))	DL(Q/N1564u4)	DL(trend)	konstant	DW	s
DLerfk28	.028 (.020)	.347 (.062)	1.000	-.0009 (.0009)	1.98	.0035
DLerfk28a	.020 (.018)	.326 (.058)	1.000		1.84	.0034
DLerfk28b		.325 (.058)	1.000		1.70	.0035
DLerfk29	.026 (.019)	.312 (.060)	1.000		1.74	.0035
DLerfk29a		.309 (.062)	1.000		1.51	.0037
DLerfk30	.025 (.019)	.301 (.061)	1.000		1.69	.0036
DLerfk30a		.299 (.062)	1.000		1.48	.0038
DLerfk31	.026 (.019)	.308 (.060)	1.000		1.74	.0035
DLerfk31a		.306 (.062)	1.000		1.50	.0037

anm: venstresidevariabel: DL((Ua + Uel)/(N1564-Uu4))

N1564u4 = N1564-Uu4

Tal i parentes angiver standardafvigelsen

R² for den første relation er .61

Estimationsperiode: 1969-87

Tabel 2a: Ændringsestimationer af erhvervsfrekvensen

	DL((1-tss0u)lna/pcp))	DL(Q/N1564u4) _{.1/2}	DL(trend)	DW	s
DLerfk29L	.021 (.027)	.240 (.110)	1.000	1.88	.0051
DLerfk29aL		.244 (.108)	1.000	1.70	.0051
DLerfk30L	.020 (.027)	.223 (.110)	1.000	1.86	.0051
DLerfk30aL		.228 (.108)	1.000	1.69	.0051
DLerfk31L	.021 (.027)	.234 (.109)	1.000	1.88	.0051
DLerfk31aL		.238 (.108)	1.000	1.70	.0051

anm: venstresidevariabel: DL((Ua + Uel)/(N1564-Uu4))

N1564u4 = N1564-Uu4

Tal i parentes angiver standardafvigelsen

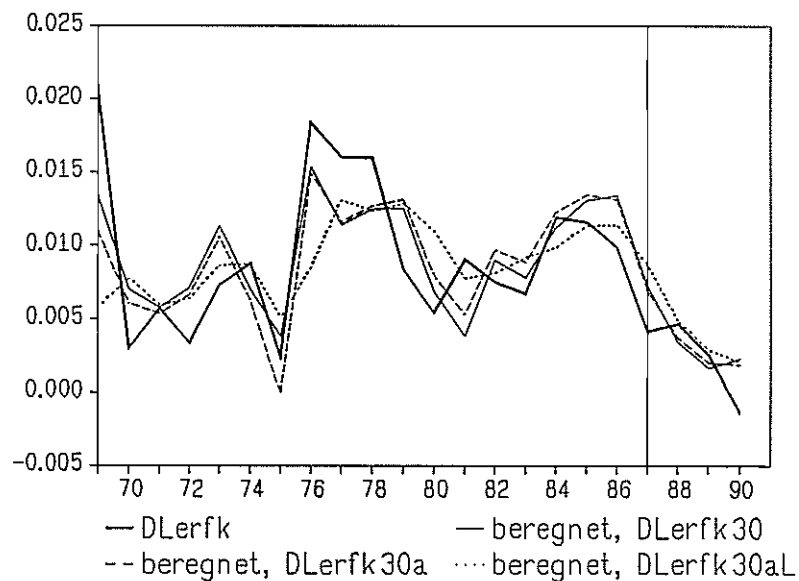
Estimationsperiode: 1969-87

Af tabel 2a fremgår flere forhold. Valg af trend er (næsten) uden betydning - de estimerede relationer ligger parvist tæt op ad hinanden. Det halve års lag giver koefficienter på omkring .24 til beskæftigelsesgraden. Estimerne er lige netop signifikante på 5%-niveau, hvor der i estimationerne uden lag var tale om langt mindre spredning på parameterestimerne. Endelig fås også en relativ stor stigning i residualspredningen, der stiger fra omkring .0036 til .0051.

I figurerne 3, 4 og 5 næste side vises med relationerne DLerfk30, DLerfk30a og DLerfk30aL som eksempel, hvordan parameterestimerne ændres, når estimationsperioden afkortes fra højre. Koefficienterne er alle stabile, men for disponibel realløn insignifikant. Som det ses af figurerne, er parametren til beskæftigelsesgraden lige stabil, uanset om den disponible realløn medtages eller ej og om variabelen lagges et halvt år. De viste Chow-test tester parameterstabilitet ved udvidelse af estimationsperioden og giver ikke anledning til bekymring for strukturel ustabilitet i relationerne; en værdi mindre end én betyder, at en sådan stabilitet ikke kan afvises.

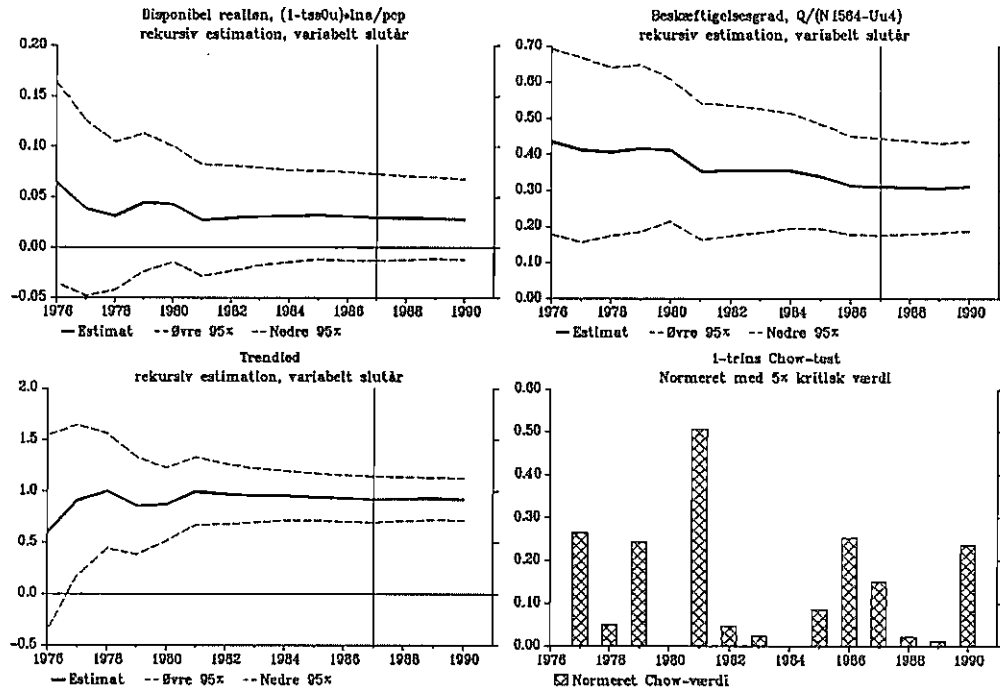
Relationernes bestemmelse af venstresidevariablen er vist i figur 2. Som nævnt giver indlæggelsen af de forskellige trende kun anledning til små ændringer, hvorfor kun relationerne med trenden trend30 vises.

Figur 2. Erhvervsfrekvensen, observeret og beregnet, logaritmiske ændringer

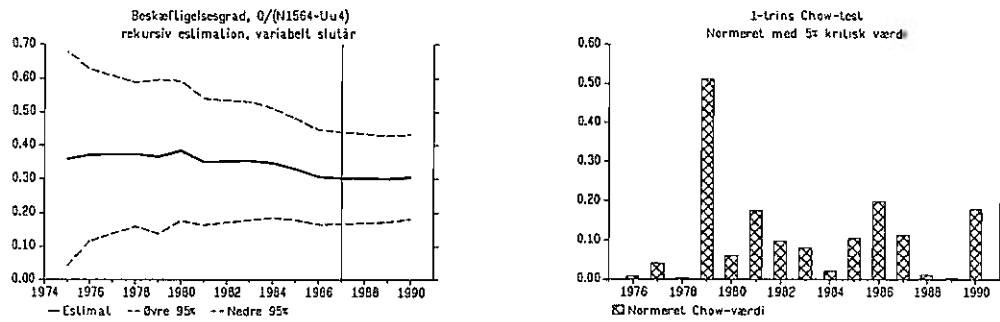


Relationerne DLerfk30 og DLerfk30a klarer sig, deres enkelthed taget i betragtning, ganske godt. Det bemærkes, at der kun er ringe forskel mellem de to relationers bestemmelse af erhvervsfrekvensen. Der er en anelse mere autokorrelation, når der estimeres uden disponibel realløn (relation DLerfk29a), men relationernes "fit" er næsten ens. Relationen med et halvt års lag, DLerfk30aL, fanger tydeligvis ændringerne dårligere end de øvrige relationer, men følger dog udviklingen ganske pænt.

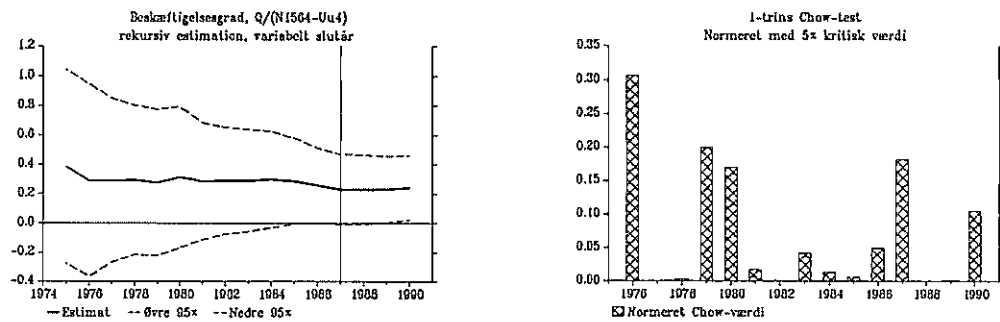
Figur 3. Parameterstabilitet for DLERfk30



Figur 4. Parameterstabilitet for DLERfk30a



Figur 5. Parameterstabilitet for DLERfk30aL



2. Simultan estimation af erhvervsfrekvens og trend

I dette afsnit vises resultaterne af en ikke-lineær estimation af koefficienten til realløn og beskæftigelsesgrad samt parametrene i trendudtrykket i (2). De simultane estimationer er vist i tabel 3 og 3a nedenfor - i tabel 3 uden lag i beskæftigelsesgraden og i tabel 3a med et halvt års lag. Det ses umiddelbart at resultaterne ligger tæt på de i tabel 2 viste estimationer. Estimationerne uden lag giver stærkt signifikante koefficienter på ca .33 til beskæftigelsesgraden, mens estimationerne med et halvt års lag giver koefficienter, der lige netop er signifikante, på ca .24,

I relationen DLerfk32 i tabel 3 estimeres trend-parametrene a , α og b frit, hvorved også trendens øvre grænse er frit estimeret. Det er dog nødvendigt at binde mindst én parameter, hvor det er valgt at binde den nedre grænse, k , til .77. I relationerne DLerfk33-34 bindes a , og dermed den øvre grænse, til .93 hhv .92. Dette rykker koefficienten til beskæftigelsesgraden en smule ned, men har ellers ingen indflydelse. I den sidste relation, DLerfk35, inkluderes også den disponible realløn som forklarende variabel. Koefficienten hertil bliver insignifikant, men inddragelsen giver relationen lidt bedre statistiske egenskaber. Desuden er DLerfk33 -som eksempel - estimeret med konstantled på højresiden, svarende til en lineær trend, og koefficienten til *hele* trendleddet bundet til én og frit estimeret. Resultaterne er vist i bilag 3¹.

Tabel 3 viser de tilsvarende estimationer udført med beskæftigelsesgraden lagget et halvt år. Som ved estimationerne i tabel 2 og 2a bemærkes, at det halve lag giver større spredning og en ringere bestemmelse af parameterestimererne. Estimationsoutput for DLerfk32, DLerfk33 og DLerfk33L er medtaget i bilag 2.

Der er kun meget små forskelle i den beregnede værdi for relationerne DLerfk32-34 og DLerfk32L-34L. Observeret og beregnet værdi er derfor blot vist for relationerne DLerfk32, DLerfk35 og DLerfk32L i figur 6. Igen bemærkes, for det første, at bestemmelsen af venstresidevariablen kun ændres ganske lidt ved at inddrage den disponible realløn som argument. For det andet ses, som tidligere, at relationen med lag i beskæftigelsesgraden, DLerfk32L, fanger de kortere udsving dårligere end de to andre relationer, men alligevel rammer niveauet og udviklingen pænt.

¹Heraf fremgår, at med konstantled og frit estimeret parameter til trendleddet fås en koefficient til beskæftigelsesgraden på .23 og et konstantled på .007, begge signifikante. Dette skyldes at stigningen i den logistiske trend næsten udelukkende finder sted i perioden 1974-78, hvor erhvervsfrekvensen stiger ekstra stærkt (parametren α er på 1.2 mod normalt ca .3). Udenfor denne periode er bidraget fra ændringen i den logistiske trend næsten nul, og trenden i erhvervsfrekvensen forklares af konstantleddet, der tilsyneladende trænger det logistiske led ud.

Tabel 3: Simultane estimationer af erhvervsfrekvens og trend

	DL(Q/N1564u4)	k	k+1/a	a	α	b	DW	s
DLerfk32	.337 (.070)	.77	.909	7.221 (1.290)	.296 (.065)	3.746 (.994)	1.79	.0038
DLerfk33	.312 (.062)	.77	.93	6.250	.253 (.034)	3.638 (.910)	1.71	.0037
DLerfk34	.324 (.070)	.77	.92	6.667	.272 (.036)	3.686 (.920)	1.76	.0037
	DL((1-tss0u)·lna/pcp)	DL(Q/N1564u4)	k	k+1/a	α	b	DW	s
DLerfk35	.044 (.032)	.367 (.071)	.77	.886	.354 (.092)	8.606 (1.821)	2.17	.0037

anm: Estimationsligningen har formen:

$$DL((Ua+Uel)/(N1564-Uu4)) = a_1 * DL((1-tss0u)·lna/pcp) + a_2 * DL(Q/N1564u4) + DL(\text{trend}),$$

hvor trend er udtrykket fra ligning (1).

Den nedre grænse k, er bundet i alle estimationer. a, og dermed den øvre grænse, k+1/a, er bundet for DLerfk33-34.

N1564u4 = N1564-Uu4

Tal i parentes angiver standardafvigelsen

Estimationsperiode: 1969-87

Tabel 3a: Simultane estimationer af erhvervsfrekvens og trend

	DL(Q/N1564u4) ^{-1/2}	k	k+1/a	a	α	b	DW	s
DLerfk32L	.236 (.145)	.77	.933	6.121 (2.071)	.238 (.097)	3.778 (2.603)	1.79	.0054
DLerfk33L	.241 (.113)	.77	.93	6.250	.244 (.047)	3.803 (1.375)	1.80	.0052
DLerfk34L	.258 (.114)	.77	.92	6.667	.262 (.052)	3.880 (1.417)	1.80	.0053
	DL((1-tss0u)lna/pcp)	DL(Q/N1564u4) ^{1/2}	k	k+1/a	α	b	DW	s
DLerfk35L	.014 (.046)	.256 (.154)	.77	.919	.263 (.117)	4.365 (2.560)	1.89	.0056

anm: Estimationsligningen har formen:

$DL((Ua+Uel)/(N1564-Uu4)) = a_1 * DL((1-tss0u)lna/pcp) + a_2 * DL(Q/N1564u4)^{1/2} + DL(\text{trend})$,
 hvor trend er udtrykket fra ligning (1).

Den nedre grænse k, er bundet i alle estimationer. a, og dermed den øvre grænse, k+1/a,
 er bundet for DLerfk33L-34L.

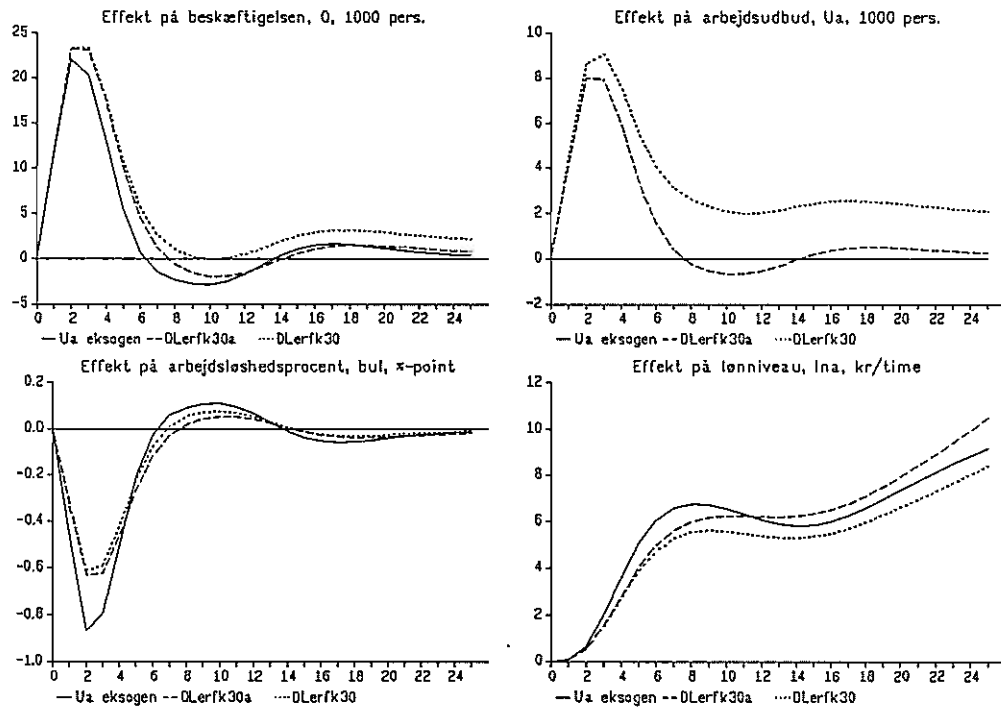
N1564u4 = N1564-Uu4

Tal i parentes angiver standardafvigelsen

Estimationsperiode: 1969-87

Når der simuleres med DLerfk30a påvirkes arbejdsudbudet kun af stigningen i beskæftigelsesgraden. Arbejdsudbudet øges derfor mindre, end når der simuleres med DLerfk30, hvilket resulterer i lidt lavere arbejdsløshed og lidt højere lønninger. Sammenlignet med multiplikatoren for eksogent arbejdsudbud er der dog tale om et lavere lønniveau, men det er ikke tilstrækkeligt lavt til at hindre "pris-crowding-out'en" fra eksporten i at slå ud i faldende beskæftigelse efter 7 år. Dermed fås et fald i arbejdsudbudet i år 8 - 13, og arbejdsløsheden dæmpes yderligere. Dette giver i sidste del af perioden et lidt højere lønniveau, end når der simuleres med eksogent arbejdsudbud.

Figur 7. Multiplikatorer, øget offentligt forbrug



Valg af relation til ADAM

Der er ingen substantielle forskelle mellem de relationer, hvor trenden estimeres separat, og de relationer, hvor trenden estimeres simultant i ændringsspecifikationen. Hvilken type relation der vælges er således uden betydning mht de endelige modelegenskaber (selv har jeg ikke stærke præferencer for én af modellerne).

Som nævnt kan der argumenteres for en specifikation uden disponibel realløn som forklarende variabel. Dels er det et problem med den trendede realløn på højresiden overfor den stationære erhvervsfrekvens på venstresiden, dels kan det hævdes, at arbejdsudbudets skatteafhængighed er modelleret i lønrelationen. Endelig er der på baggrund af de viste estimationer ingen stærke statistiske argumenter imod en relation, hvor kun beskæftigelsesgraden indgår som forklarende variabel.

Lægges der størst vægt på at få en "ren" relation uden lag i beskæftigelsesgraden står valget mellem *DLerfk28b*, *DLerfk29a*, *DLerfk30a* og *DLerfk31a* (fra tabel 2) og *DLerfk32*, *Dlerfk33* og *DLerfk34* (fra tabel 3). Der er kun små forskelle mellem disse; *DLerfk28b* har den laveste spredning, mens *DLerfk33* har den laveste koefficient til beskæftigelsesgraden, men også en lidt større spredning.

Lægges vægten på at få en mindre koefficient til beskæftigelsesgraden, og accepteres det halve lag i denne variabel, står valget mellem *DLerfk29aL*, *DLerfk30aL* og *DLerfk31aL* (fra tabel 2a) og *DLerfk32L*, *Dlerfk33L* og *DLerfk34L* (fra tabel 3a). Her vil jeg foreslå *DLerfk30aL* eller *DLerfk33L* som mulige relationer.

Vælges en relation, hvor også disponible realløn indgår som forklarende variabel må valget stå mellem relationerne *DLerfk28a*, *DLerfk29*, *DLerfk30* og *DLerfk31* (fra tabel 2), eller alternativt *DLerfk29L*, *Dlerfk30L* og *DLerfk31L* (fra tabel 2a), hvis en specifikation med lag foretrækkes. Valget af en endelig relation overlades således til modelgruppemødet.

Bilag 1. Anvendte variabler for befolkning, uddannelsessøgende og efterlønsmodtagere.

Serierne for befolkningen mellem 15 og 64 år, N1564, og efterlønsmodtagere Uel, er dokumenteret nærmere i CB 19.08.91. Uddannelsesstatistikens opgørelse af antal uddannelsessøgende ændres fra og med 1991 til at være fordelt på uddannelsestype, hvor fordelingen hidtil er sket efter uddannelsesinstitutioner. Den tidligere anvendte variabel for uddannelsessøgende, Uu3, er derfor erstattet med en ny, Uu4, som følger den nye fordeling i uddannelsesstatistikken. Variablen omfatter elevbestanden pr 1. oktober ved almene gymnasiale uddannelser, kortere videregående uddannelser samt mellemlange og lange videregående uddannelser. Kilden er Statistisk tiårsoversigt, 1991, hvor den er opgjort for perioden 1979-88. Uu4 er til estimationsformål ført tilbage med profilen i Uu3.

	N1564	Uel	Uu4	(Ua + Uel)/ (N1564-Uu4)
1958	2860.0000	0.0000	87.2300	0.7699
1959	2888.0000	0.0000	88.3204	0.7682
1960	2923.0000	0.0000	90.5011	0.7683
1961	2957.0000	0.0000	92.6819	0.7709
1962	2994.0000	0.0000	95.9530	0.7730
1963	3030.0000	0.0000	99.2241	0.7699
1964	3055.0000	0.0000	103.5856	0.7732
1965	3076.0000	0.0000	107.9471	0.7794
1966	3093.0000	0.0000	112.3086	0.7698
1967	3110.0000	0.0000	116.6701	0.7612
1968	3127.0000	0.0000	121.0316	0.7654
1969	3140.0000	0.0000	125.5092	0.7814
1970	3160.0000	0.0000	134.4521	0.7837
1971	3192.0000	0.0000	142.9408	0.7882
1972	3202.0000	0.0000	156.8461	0.7908
1973	3218.0000	0.0000	168.1706	0.7967
1974	3233.0000	0.0000	170.3730	0.8037
1975	3238.0000	0.0000	174.6044	0.8057
1976	3240.0000	0.0000	176.9491	0.8206
1977	3251.0000	0.0000	177.3700	0.8339
1978	3265.0000	0.0000	179.0298	0.8473
1979	3285.0000	35.0000	183.2770	0.8544
1980	3306.0000	53.6720	187.0150	0.8591
1981	3328.0000	63.4400	194.6600	0.8669
1982	3351.0000	69.2560	199.4840	0.8734
1983	3369.0000	72.6690	203.5210	0.8793
1984	3381.0000	83.2480	201.5490	0.8899
1985	3394.0000	92.6170	199.2850	0.9002
1986	3404.0000	96.5480	197.8380	0.9091
1987	3421.0000	95.9010	202.6320	0.9129
1988	3437.0000	95.7770	210.0900	0.9172
1989	3445.0000	97.4940	220.0000	0.9195
1990	3454.0000	97.2280	230.0000	0.9183

Bilag 2. Ikke-lineære estimationer, DLerfk32, DLerfk33 og DLerfk33L

DLerfk32

Nonlinear Least Squares

ANNUAL data for 19 periods from 1969 to 1987

$$\begin{aligned} & \text{dlog}((ua+uel)/(n1564-uu4)) \\ & = a[1,1]*\text{dlog}(q/(n1564-uu4))+\text{dlog}(.77+1/(a[1,2]+a[1,3]*\exp(-a[1,4]*(tid-1980)))) \end{aligned}$$

Final estimates (t statistics) for Non-linear parameters:

A[1,1] 0.337195 (4.82650)

A[1,2] 7.221385 (5.59969)

A[1,3] 3.746443 (3.76751)

A[1,4] 0.295842 (4.58223)

Sum Sq 0.0002 Std Err 0.0038 LHS Mean 0.0093 Res Mean 0.0001

R Sq 0.5773 R Bar Sq 0.4927 F 4, 15 5.1212 %RMSE 65.0166

D.W.(1) 1.7906 D.W.(2) 1.9566

DLerfk33

Nonlinear Least Squares

ANNUAL data for 19 periods from 1969 to 1987

$$\begin{aligned} & \text{dlog}((ua+uel)/(n1564-uu4)) \\ & = a[1,1]*\text{dlog}(q/(n1564-uu4))+\text{dlog}(.77+1/(6.2500+a[1,2]*\exp(-a[1,3]*(tid-1980)))) \end{aligned}$$

Final estimates (t statistics) for Non-linear parameters:

A[1,1] 0.311715 (4.99252)

A[1,2] 3.637481 (3.99566)

A[1,3] 0.252762 (7.51715)

Sum Sq 0.0002 Std Err 0.0037 LHS Mean 0.0093 Res Mean -0.0004

R Sq 0.5619 R Bar Sq 0.5072 F 3, 16 6.8413 %RMSE 66.1869

D.W.(1) 1.7094 D.W.(2) 1.8385

DLERFK33L

Nonlinear Least Squares

ANNUAL data for 19 periods from 1969 to 1987

$$\begin{aligned} & \text{dlog}((ua+uel)/(n1564-uu4)) \\ & = b[1,1]*\text{dlog}(.5*(q/(n1564-uu4))+.5*(q.1/(n1564.1-uu4.1)))+\text{dlog}(.77+1/ \\ & \quad (6.2500+b[1,2]*\exp(-b[1,3]*(tid-1980)))) \end{aligned}$$

Final estimates (t statistics) for Non-linear parameters:

B[1,1] 0.241026 (2.12610)

B[1,2] 3.802763 (2.76533)

B[1,3] 0.244006 (5.19150)

Sum Sq 0.0004 Std Err 0.0052 LHS Mean 0.0093 Res Mean 0.0001

R Sq 0.1254 R Bar Sq 0.0161 F 3, 16 0.7648 %RMSE 93.5196

D.W.(1) 1.7966 D.W.(2) 1.5153

Bilag 3. DLerfk33 estimeret med konstantled og koefficienten til trendleddet estimeret frit hhv bundet til én.

DLerfk33-1
 Nonlinear Least Squares
 ANNUAL data for 19 periods from 1969 to 1987
 Date: 13 SEP 1991

$$\begin{aligned} & \text{dlog}((\text{ua} + \text{uel})/(\text{n1564} - \text{uu4})) \\ &= 0.22935 * \text{dlog}(q/(\text{n1564} - \text{uu4})) \\ & \quad (3.04485) \\ & + 0.16637 * \text{dlog}(.77 + 1/(6.2500 + b[1,1]*\exp(-b[1,2]*(\text{tid} - 1980)))) \\ & \quad (2.02129) \\ & + 0.00661 \\ & \quad (5.03157) \end{aligned}$$

Final estimates (t statistics) for Non-linear parameters:

B[1,1] 0.095588 (0.38314)
 B[1,2] 1.199809 (1.67831)

Sum Sq 0.0002 Std Err 0.0038 LHS Mean 0.0093
 R Sq 0.6071 R Bar Sq 0.4948 F 4, 14 5.4078
 D.W.(1) 1.7621 D.W.(2) 1.4738

DLerfk33-2
 Nonlinear Least Squares
 ANNUAL data for 19 periods from 1969 to 1987
 Date: 13 SEP 1991

$$\begin{aligned} & \text{dlog}((\text{ua} + \text{uel})/(\text{n1564} - \text{uu4})) \\ &= a[1,1] + a[1,2]*\text{dlog}(q/(\text{n1564} - \text{uu4})) + \text{dlog}(.77 + 1/(6.2500 + a[1,3]*\exp(-a[1,4]* \\ & \quad (\text{tid} - 1980)))) \end{aligned}$$

Final estimates (t statistics) for Non-linear parameters:

A[1,1] -0.000737 (0.65136)
 A[1,2] 0.334766 (4.60341)
 A[1,3] 3.473602 (3.96933)
 A[1,4] 0.272098 (6.24495)

Sum Sq 0.0002 Std Err 0.0038 LHS Mean 0.0093
 R Sq 0.5727 R Bar Sq 0.4872 F 3, 15 6.7011
 D.W.(1) 1.7766 D.W.(2) 1.9401

Bilag 4. Model set-up i multiplikatorløb

```

read g:\pcim\lang2013
create uel
create uu4
upd n1564 82 90 = 3351 3369 3381 3394 3404 3421 3437 3445 3454
time 91 2013
genr n1564 = 3454 $
upd uu4 82 90 = 199 204 202 199 198 203 210 220 230
time 91 2013
genr uu4 = 230 $
upd uel 82 90 = 69.3 72.7 83.2 92.6 96.5 95.9 95.8 97.5 97.2
time 91 2013
genr uel = 97.2 $
()
() relation DLerfk30
()
fix + ua = (exp(.030*(log((1-tss0u)*lna/pcp)
            -log((1-tss0u(-1))*lna(-1)/pcp(-1)))
            +.311*(log(q/(n1564-uu4))-log(q(-1)/(n1564(-1)-uu4(-1))))
            +.921*( log(.7687+1/(6.0161+5.1381*exp(-.2355*(tid-1980))))
            -log(.7678+1/(6.0161+5.1381*exp(-.2355*(tid(-1)-1980))))
            +log((ua(-1)+uel(-1))/(n1564(-1)-uu4(-1))))
            *(n1564-uu4) -uel $
()
()
() relation DLerfk30a
()
() fix + ua = (exp(
() .303*(log(q/(n1564-uu4))-log(q(-1)/(n1564(-1)-uu4(-1))))
() +.963*( log(.7687+1/(6.0161+5.1381*exp(-.2355*(tid-1980))))
() -log(.7678+1/(6.0161+5.1381*exp(-.2355*(tid(-1)-1980))))
() +log((ua(-1)+uel(-1))/(n1564(-1)-uu4(-1))))
() *(n1564-uu4) -uel $
()
()
()

```

I den anvendte grundkørsel er flg. fremskrivninger valgt:

```

upd Ua 1989 2000 % .4
upd Ua 2001 2013 % .35
upd U 1989 2013 = 5130

```



Estimation af arbejdsudbudet i ADAM

Resumé:

I papiret præsenteres forskellige estimationer af en arbejdsudbudsfunktion til ADAM. Arbejdsudbudet estimeres som en erhvervsfrekvens med realløn efter skat og beskæftigelsesgraden som de forklarende variable. Udviklingen i arbejdsstyrken har været stærkt præget af den stigende tilgang af kvinder på arbejdsmarkedet, hvilket der på forskellige måder forsøges taget højde for i de præsenterede estimationer. Det viser sig, at der ikke med en konstrueret serie for den mandlige arbejdsstyrke kan estimeres en udbudsfunktion separat for mænd. I stedet regresseres på en trendrenset erhvervsfrekvens, hvor der er korrigeret for trenden i kvindernes erhvervsfrekvens. Dette giver pæne estimationsresultater med elasticiteter omkring .05 og .35 for hhv realløn efter skat og beskæftigelsesgrad. Endelig præsenteres estimationer, hvor udviklingen i den samlede erhvervsfrekvens beskrives ved en aftagende trend og den resterende variation forklares af realløn og beskæftigelsesgrad i en fejlkorrektionsmodel. Denne model giver også pæne estimationsresultater og elasticiteter af samme størrelsesorden, som i den trendkorrigerede model. De afsluttende multiplikatoreksperimenter viser, at et endogeniseret arbejdsudbud via et samspil med lønrelationen dæmper løn-pris spiralen og dermed modellens svingninger. Effekten fra beskæftigelsesgraden ligger dog i overkanten af, hvad der på forhånd kunne forventes.

g:\cb\wp\arbudb2.cb

Nøgleord: arbejdsudbud, erhvervsfrekvens

Indledning

I dette papir præsenteres resultaterne af arbejdet med at estimere en makrofunktion for arbejdsudbudet til brug for ADAM. I et tidligere papir¹ blev bla. det teoretiske grundlag for opstillingen af en arbejdsudbudsfunktion diskuteret, og der blev opstillet en generel model for arbejdsudbudet til estimationsformål, som dette papir tager udgangspunkt i.

I første afsnit refereres kort den opstillede model fra det tidligere udbudspapir, og valg af variabler diskuteres. I andet afsnit ses der nærmere på udviklingen på arbejdsmarkedet de sidste tyve år, der har været stærkt præget af den stigende tilgang af kvinder. Stigningen i den samlede erhvervsfrekvens op til idag kan således næsten udelukkende tilskrives det øgede antal kvinder på arbejdsmarkedet. I de efterfølgende estimationer af arbejdsudbudet tages der højde herfor på forskellige måder: I tredje afsnit estimeres en arbejdsudbudsfunktion alene for mænd, hvor der estimeres på en konstrueret serie for den mandlige arbejdsstyrke. Estimationsresultaterne er dog meget ringe. En årsag hertil kan ligge i den konstruerede serie for mænds erhvervsfrekvens, der tyder på en for dårlig opsplitning af arbejdsstyrken på køn. I fjerde afsnit forsøges det derfor at estimere en trendrenset erhvervsfrekvens, dannet ved at korrigere alene for trenden i tilgangen af kvinder til arbejdsstyrken. I femte afsnit estimeres en fejlkorrigeringsmodel for det samlede arbejdsudbud. I en niveauestimation estimeres en trend for erhvervsfrekvensen, og residualerne herfra anvendes derpå som forklarende variabel i en ændringsspecifikation. Afslutningsvis præsenteres i afsnit 5 multiplikatoreksperimenter med eksogent og endogent arbejdsudbud.

1. Modellen for arbejdsudbud og valg af data

Arbejdsudbudet modelleres som en erhvervsfrekvens med realløn, skat, arbejdsløshed og demografi som de væsentligste forklarende variabler. Modellen til estimation kan derfor opstilles som nedenstående:

$$(I) \quad U_a/N = U_a/N[(1-t_{ss}0_u) \cdot l_{na}/pcp, U_I, A]$$

U_a	: arbejdsstyrken, 1000 pers.
N	: potentielle erhvervsakt. befolkning, 1000 pers.
$t_{ss}0_u$: gennemsnitlig indkomstskattesats
l_{na}	: timeløn
pcp	: prisindeks
Q	: beskæftigelse, 1000 pers.
U_I	: fuldtidsledige, 1000 pers.
A	: demografiske forhold

¹CB 14.03.91, Arbejdsudbudet i ADAM - oplæg til en modellering. Et tidligere papir, CB 20.06.91, kan betragtes som et udkast til nærværende papir.

Første led angiver realløn efter skat. Selvom der nok må forventes et positivt fortegn, er dette teoretisk ubestemt pga indkomst- og substitutionseffektens modsatrettede virkninger. Ved valg af indkomstskattesats kan der både argumenteres for at anvende en gennemsnitlig og en marginal skattesats. Da udbudet imidlertid her måles i *antal personer*, og arbejdstiden i høj grad er fastsat ved kollektive overenskomster, vil den beslutning der skal træffes være et spørgsmål om, hvorvidt man vil udbyde arbejdskraft eller ej. Den relevante skattesats vil derfor være den gennemsnitlige indkomstskattesats. Anderledes forholder det sig i tilfældet med en "time-udbuds"-funktion, hvor det - for dem, der allerede er på arbejdsmarkedet - må forventes at være den marginale skattesats, som er afgørende.

Beskæftigelsessituationen antages at påvirke arbejdsudbudet gennem en discouraged- eller added-worker effekt. I estimationerne anvendes beskæftigelsesgraden som forklarende variabel. Med de demografiske forhold tænkes der først og fremmest på den forskellige udvikling i mænd og kvinders erhvervsfrekvens.

Valg af venstresidevariabel

Da der er tale om en erhvervsfrekvens, skal der vælges et udtryk for arbejdsudbudet og den potentielle erhvervsaktive befolkning. Som mål for arbejdsudbudet anvendes den samlede arbejdsstyrke, U_a , tillagt antallet af efterlønsmodtagere, som kaldes U_{el} . Da $U_a = Q + U_1$, består arbejdsstyrken af beskæftigede ialt, Q , incl selvstændige i landbrug og byerhverv, samt antal fuldtidsledige, U_1 . Inddragelsen af efterlønsmodtagere i arbejdsudbudet er primært foretaget af estimationshensyn - udelades variabelen fås et uforklaret knæk og niveauskifte i arbejdsudbudet fra 1979, hvor efterlønsordningen trådte i kraft. Det er således ikke udtryk for, at antal efterlønsmodtagere nødvendigvis indgår med fuld styrke i arbejdsudbudet. I den endelige modelligning er der således intet der hindrer, at antal efterlønsmodtagere fradrages i arbejdsudbudet.

Som variabel for den potentielle erhvervsaktive befolkning kan det vælges at arbejde med befolkningen mellem 15 og 64 år, som i Rapport fra Modelgruppen nr. 1, 1974, eller fx befolkningen mellem 15 og 74 år. Sidstnævnte anvendes i arbejdsmarkedsstatistikens opgørelse af erhvervsfrekvensen (se fx Statistisk tiårsoversigt, 1990). I estimationerne er der forsøgt med begge variabler, men da de er tæt korrelerede (korrelationskoefficienten er over .99) har valg af variabel stort set ingen betydning for estimationsresultatet. Det er derfor valgt at anvende befolkningen mellem 15 og 64 år som mål for den potentielle erhvervsaktive befolkning. I estimationerne tages der desuden højde for antal uddannelsessøgende, som fratrækkes den potentielle erhvervsaktive befolkning. Til brug herfor er der dannet en variabel, U_{u3} , der omfatter elevbestanden i gymnasieskoler, videregående uddannelsesinstitutioner og højskoler.

På baggrund af ovenstående kan modellen, som i dette papir søges estimeret, opstilles som

$$(II) \quad Ua1/N1564u = Ua1/N1564u[(1-tss0u)^{\ln a/pcp}, Q/N, A]$$

Ua1 : arbejdsstyrken incl efterlønsmodtagere, 1000 pers.
 N1564u : bef. ml. 15-64 år excl uddannelsessøgende, 1000 pers.
 Q : beskæftigelsen, 1000 pers

2. Udviklingen i arbejdsstyrken

Udviklingen i antal mænd og kvinder i arbejdsstyrken er opgjort i Statistisk Tiårsoversigt 1989 med 3-årige intervaller tilbage til 1958. I tabel 1 er denne kønsopdeling af arbejdsmarkedet anvendt til at beregne forskellige erhvervsfrekvenser. Tabellen viser, hvad der intuitivt kunne forventes, nemlig at mændenes erhvervsfrekvens efter et fald i perioden 1958-70, har ligget på et nogenlunde konstant niveau, mens kvindernes erhvervsfrekvens fra 1958 til 1989 er steget støt. Stigningen i den samlede erhvervsfrekvens gennem perioden skyldes altså næsten udelukkende kvindernes entré på arbejdsmarkedet: i 1958 var der 48 kvinder per 100 mænd, i 1989 er der 84 kvinder per 100 mænd!

Tabel 1. Erhvervsfrekvenser fordelt på køn og ialt.

	erfM ^a	erfK ^a	erfM	erfK	Ua1/N1564
1958	.64	.30			.74
1961	.66	.31			.75
1964	.66	.33			.75
1967	.63	.32	.96	.52	.73
1970	.60	.37	.92	.58	.75
1973	.58	.39	.89	.62	.76
1976	.59	.40	.92	.63	.78
1979	.59	.44	.91	.71	.81
1982	.58	.48	.89	.75	.82
1985	.60	.49	.92	.78	.85
1987	.61	.50	.92	.80	.86
1989	.62*	.51*	.92	.80	.86
1990			.92	.80	.86

erfK^a : kvinder i arbejdsstyrken ift kvinder i befolkningen

erfM^a : mænd i arbejdsstyrken ift mænd i befolkningen

erfK : erhvervsfrekvensen for kvinder (Uak/k1564)

erfM : erhvervsfrekvensen for mænd (Uam/m1564)

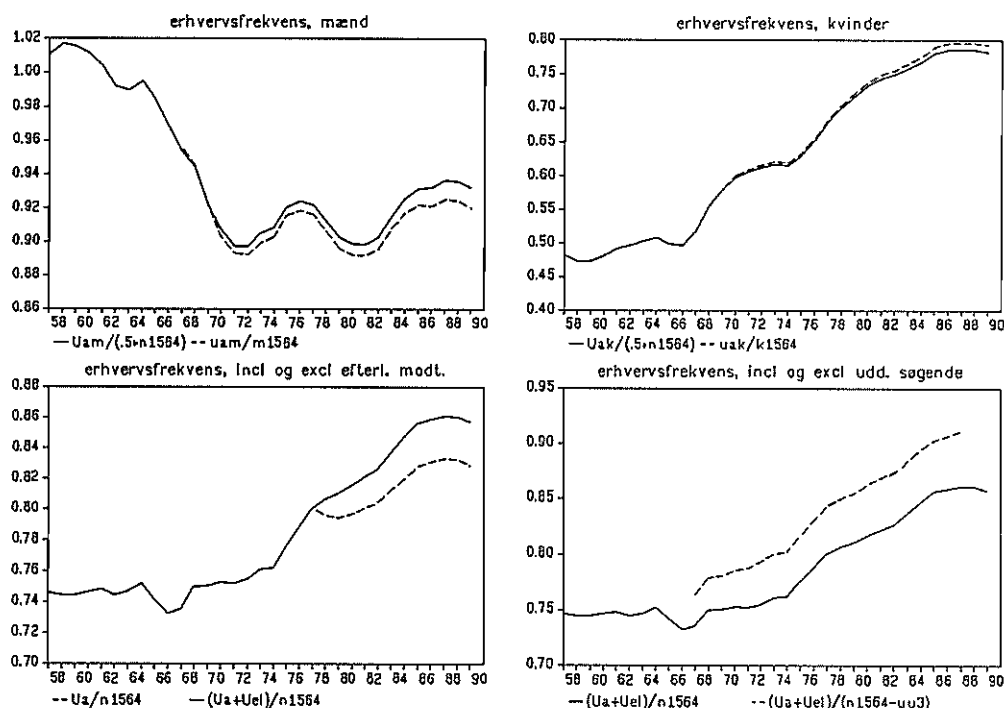
Ua1 : arbejdsstyrken incl efterlønsmodtagere (Ua + Uel)

N1564 : befolkningen mellem 15-64 år.

* foråret 1989, tiårsoversigten 1990, s. 41

De to første serier, erfM^a og erfK^a angiver mænd og kvinder i arbejdsstyrken i forhold til mænd hhv kvinder i hele befolkningen, mens erfM og erfK er beregnet ved at sætte arbejdsstyrken i forhold til mænd hhv kvinder mellem 15 og 64 år. Sidste serie i tabellen angiver den samlede erhvervsfrekvens. I figur 1 vises variablerne grafisk. Opdelingen af arbejdsstyrken i køn - variablerne U_{am} og U_{ak} - er lavet ved interpolation ud fra de treårige oplysninger i Tiårsoversigten. Konstruktion og dokumentation af samtlige variabler er medtaget i bilag 1-4.

Figur 1. Erhvervsfrekvenser fordelt på køn og samlet



Figuren for mændenes erhvervsfrekvens indikerer et fald i niveauet i sidste halvdel af 1960'erne, hvorefter niveauet har ligget mellem .91 og .94. Forløbet af den konstruerede serie især i perioden 1973-79 virker ikke helt troværdig. Den lave erhvervsfrekvens i '73 harmonerer dårligt med, at der i denne periode var relativ højkonjunktur, ligesom det virker underligt, at der i den følgende lavkonjunktur ses en stigning i erhvervsfrekvensen op til '76. Problemet med opsplittningen af arbejdsstyrken i køn bliver taget op i afsnit 4.

I modsætning til hos mændene er der en klar trend i kvindernes erhvervsfrekvens, især fra slutningen af 1960'erne til slutningen af 80'erne, hvor stigningstakten aftager. Af de to figurer fremgår desuden, at erhvervsfrekvensen for mænd er lidt højere, når arbejdsstyrken divideres med n1564/2 istedet for m1564, og omvendt for kvindernes vedkommende. Dette afspejler, at mens der omkring 1970 var lige mange mænd og kvinder i alderen 15-64 år, er der idag lidt flere mænd end kvinder i denne aldersgruppe.

Spørgsmålet om fordelingen af den potentielle erhvervsaktive befolkning på køn er relevant, hvis den mandlige og kvindelige andel af aldersgruppen approksimeres til $\frac{1}{2}$ (fx for at "spare" variabler).

Nederste venstre graf viser den samlede erhvervsfrekvens med og uden efterlønsmodtagere i arbejdsstyrken.² Endelig viser nedre højre figur erhvervsfrekvensen incl og excl antal uddannelsessøgende. Fratrækkes de uddannelsessøgende i den potentielle erhvervsaktive befolkning, n1564, fås et skift opad i erhvervsfrekvensen; i begyndelsen af perioden er erhvervsfrekvensen således ca 3% højere og i slutningen af perioden ca 5% højere, når der korrigeres for antal uddannelsessøgende (et resultat af en stigende "uddannelsesfrekvens").

Tages data for pålydende, kan de tolkes således, at tilpasningen i kvindernes erhvervsfrekvens stort set er tilendebragt ved indgangen til 1990'erne. Spørgsmålet er herefter, hvorvidt kvindernes voksende deltagelse på arbejdsmarkedet kan forklares af rene økonomiske faktorer - fx den voksende realløn - eller snarere er udtryk for en generel ændring i arbejdsdelingen, ændrede livsformer, stærkere ønske om at deltage på arbejdsmarkedet - i det hele taget strukturelle og kulturelle forhold, der ikke lader sig reducere til kvantificerbare økonomiske størrelser. Skyldes den øgede tilgang af kvinder alene økonomiske forhold, og antages at kvinders adfærd er identisk med mændenes overfor ændringer i de bestemmende økonomiske forhold, bør der kunne estimeres en samlet udbudsfunktion, hvor der ikke tages hensyn til kønsfordelingen. Estimationer viser dog klart, at dette ikke er tilfældet, jfr senere. Desuden viser figur 1 og 2 tydeligt, at der fx ikke er nogen sammenhæng mellem reallønsudviklingen og kvindernes erhvervsfrekvens. Er der derimod tale om "ikke-økonomiske" forhold, må der eksplicit tages højde for dette i estimationerne

² Det bratte fald i erhvervsfrekvensen i 1966-68 skyldes udviklingen i Ua i disse år. Umiddelbart virker dette ikke troværdigt og en sammenligning med beskæftigelsesstatistikken fra nationalregnskabet tyder på en "fejl" i Ua, som indtil '75 er konstrueret bla med baggrund i tal for arbejdsmarkedetsforsikringer. Metoden er dokumenteret i Ellen Andersen, memo nr. 53 og 64, Cykelafdelingen.

3. Estimation af mændenes erhvervsfrekvens

Ideen med udelukkende at estimere erhvervsfrekvensen for den mandlige arbejdsstyrke er, at denne i højere grad må forventes at være bestemt af økonomiske forhold, end det er tilfældet for den samlede erhvervsfrekvens pga kvindernes voksende deltagelse på arbejdsmarkedet.

Mændenes erhvervsfrekvens antages som i (II) at være en funktion af realløn og beskæftigelsesgrad. Approksimeres den mandlige del af den erhvervsaktive befolkning til $(N/2)$, fås relationen for mændenes erhvervsfrekvens fra (II) som:

$$U_a/N = (U_{am} + U_{ak})/N = U_a/N[.] \quad =>$$

$$U_{am} = N \cdot (U_a/N[.]) - U_{ak} \quad =>$$

$$U_{am}/(N/2) = 2 \cdot (U_a/N[.]) - U_{ak}/(N/2) \quad =>$$

$$U_{am}/N = U_a/N[.] - U_{ak}/N$$

Idet $U_{am}/N[.]$ defineres som $U_a/N[.] - U_{ak}/N$ fås ligningen, som anvendes til estimation:

$$(III) \quad U_{am}/N = U_{am}/N[(1-tss0u) \cdot \ln a / pcp, Q/N]$$

Den fejl, der begås ved at sætte den mandlige arbejdsstyrke i forhold til halvdelen af den erhvervsaktive befolkningen, og ikke kun den mandlige del heraf, N_m , er forsvindende, da der stort set er lige mange kvinder og mænd i aldersgruppen 15-64 år; approksimativt gælder, at $U_{am}/N_m = U_{am}/(N/2)$. Variablen U_{am} , som er incl. mandlige efterlønsmodtagere, er dokumenteret i bilag 3. Den samlede erhvervsfrekvens fås selvfølgelig ved blot at lægge kvindernes erhvervsfrekvens til på begge sider af (III):

$$(IV) \quad U_a/N = U_{am}/N[.] + U_{ak}/N$$

I nedenstående tabel 2 er estimationsresultaterne af (III) vist.

Table 2: Mændenes erhvervsfrekvens. Niveau- og ændringsestimationer.

	$L(\ln a/pcp)$	$L((1-tss0u) \cdot \ln a/pcp)$	beskæft. grad	konstant	mål for erhvervsakt. befolkn.	DW	R ²	S
1	L(erfm1)	.005	.557*	-.631*	N1564	.63	.37	.013
2	—	-.001	.556*	-.611*	—	.63	.37	.013
3	—	—	.555*	-.614*	—	.63	.37	.013
4	L(erfm2)	-.015	.453*	-.095	N1564	.61	.28	.014
5	—	-.022	.485*	-.141	—	.62	.30	.014
6	—	—	.460*	-.044	—	.60	.27	.014
7	L(erfm1u)	.001	.455*	-.648*	N1564u	.61	.30	.014
8	—	.008	.475*	-.607*	—	.62	.31	.014
9	—	—	.456*	-.643*	—	.61	.30	.013
	$DL(\ln a/pcp)$	$DL((1-tss0u)(\ln a/pcp)$	beskæft. grad	konstant	mål for erhvervsakt. befolkn.	DW	R ²	S
10	DL(erfm1)	-.018	.127	-.001	N1564	.46	.04	.010
11	—	-.094	.138	.001	—	.52	.12	.010
12	—	—	.135	-.001	—	.46	.03	.010
12	DL(erfm1u)	-.016	.081	-.000	N1564u	.47	.02	.010
14	—	-.088	.091	.001	—	.51	.09	.010
15	—	—	.089	-.001	—	.47	.02	.010

Anm: erfm1 = Uam/N1564 N1564u = N1564-Uu3

erfm2 = Uam/m1564 * Signifikant på 5 %-niveau

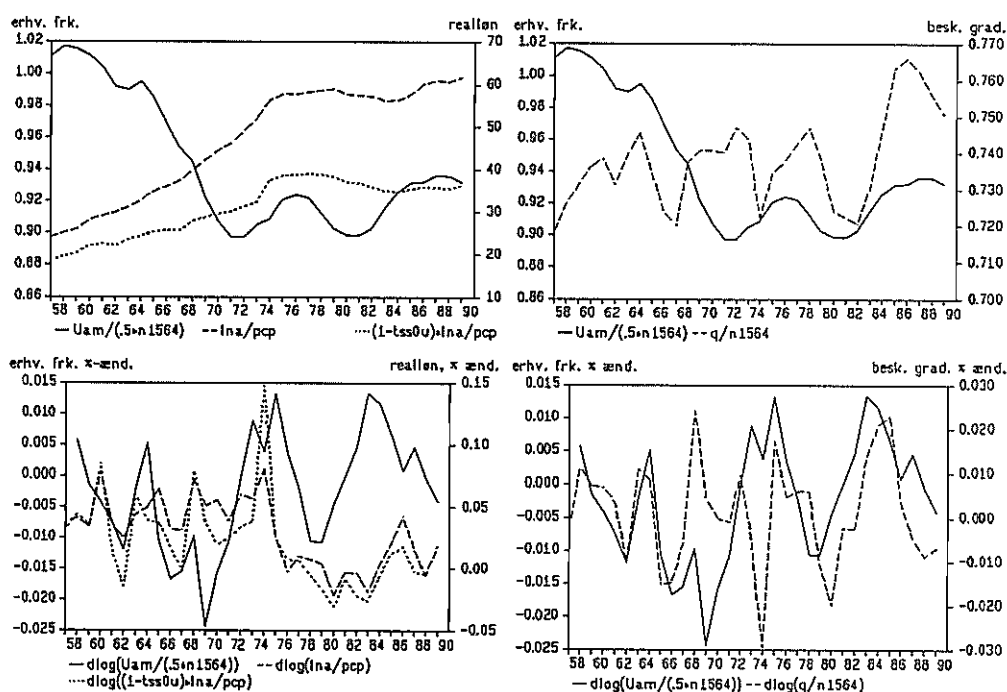
erfm1u = Uam/(N1564 - .5*Uu3) Estimationsperiode 1969-88

For niveauestimationerne 1-9 er der generelt tale om ringe statistiske egenskaber. Mht koefficientestimerne er disse for reallønnen, både før og efter skat, meget små, ofte negative, og alle insignifikante. Koefficienten til beskæftigelsesgraden ligger typisk på omkring .5. Som det ses, ændres estimationerne heller ikke afgørende, når der skiftes mellem forskellige mål for den mandlige befolkning (ligning 4-6), eller der korrigeres for antal uddannelsessøgende (ligning 7-9).

Ændringsestimationerne 10-15 udviser også ringe statistiske egenskaber. Uanset specifikation fås negativt fortegn til reallønnen, og ingen af de estimerede koefficienter, heller ikke til beskæftigelsesgraden, er signifikante.

En forklaring på de dårlige estimationsresultater kan fås ved at se på figur 2, der viser mændenes erhvervsfrekvens sammenholdt med udviklingen i reallønnen og beskæftigelsesgraden.

Figur 2. Mændenes erhvervsfrekvens, realløn og beskæftigelsesgrad



Indtil 1972/73 er der tale om en negativ sammenhæng mellem realløn og erhvervsfrekvens, mens der i perioden fremover kan spores en svag positiv sammenhæng; Jo længere der estimeres tilbage, jo mere negativ (og signifikant!) bliver derfor koefficienten til reallønnen. Beskæftigelsesgraden følger pænt erhvervsfrekvensen i de første år, hvorefter sammenhængen bliver mindre klar. Det bemærkes, at ændringerne i erhvervsfrekvensen tilsyneladende kommer *før* ændringerne i beskæftigelsesgraden

Konklusionen på ovenstående er, at det med de foreliggende konstruerede serier for mænd og kvinder i arbejdsstyrken ikke lader sig gøre at estimere

nogen meningsfyldt relation separat for mændenes erhvervsfrekvens. Dette kan skyldes det utroværdige forløb af serien for mændenes erhvervsfrekvens, hvilket der i næste afsnit vil blive søgt taget højde for.

For god ordens skyld er der gjort forsøg med at estimere den samlede erhvervsfrekvens *uden* hensyntagen til fordelingen på mænd og kvinder; den samlede erhvervsfrekvens er blot regresseret på realløn efter skat og beskæftigelsesgraden, ligesom der også forsøges med en lineær trend. Det gennemgående træk er her, at det ikke er muligt at estimere troværdige koefficienter til reallønnen eller beskæftigelsesgraden, og/eller relationerne præges af stærk autokorrelation. Estimationerne er vist i bilag 6.

4. Estimation af trendkorrigeret erhvervsfrekvens

Istedet for direkte at estimere på serien for den mandlige arbejdsstyrke vil der i dette afsnit blive estimeret på en serie korrigeret alene for den trend, der har været i kvindernes erhvervsfrekvens. Modellen, som anvendes til korrektion for kvindernes indtrængning på arbejdsmarkedet tager udgangspunkt i relationerne

$$(1) \quad U_{am} = N_m * ERF[.]$$

$$(2) \quad U_{ak} = N_k * ERF[.] * trend ,$$

hvor U_{am} og U_{ak} er mænd og kvinder i arbejdsstyrken og N_m og N_k mænd og kvinder i den erhvervsaktive befolkning. Det antages, at der er en tidsafhængig trend i kvindernes erhvervsfrekvens, men at *erhvervsfrekvensfunktionen*, ERF , iøvrigt er ens for kvinder og mænd. Det samlede arbejdsudbud er

$$(3) \quad U_a = U_{am} + U_{ak} = ERF[.] * (N_m + N_k * trend)$$

Dermed kan den *trendkorrigerede* erhvervsfrekvens skrives som

$$(4) \quad ERFKOR = U_a / (N_m + N_k * trend) = ERF[.] ,$$

der anvendes til estimation af $ERF[.]$. Tidstrenden estimeres af ligningen for trenden, der fås fra (1) og (2):

$$(5) \quad trend = (U_{ak}/N_k) / (U_{am}/N_m)$$

Hvis det videre antages, at der er lige mange mænd og kvinder i den potentielle erhvervsaktive alder, er $N_m = N_k = N/2$. Den trendkorrigerede erhvervsfrekvens i (4) kan så skrives som

$$(4a) \quad ERFKOR = U_a / ((N/2) * (1 + trend))$$

Udtrykket for trenden i (5) reduceres ligeledes:

$$(5a) \text{ trend} = U_{ak}/U_{am}$$

I det følgende estimeres først en trend for (5) og (5a). Trendene anvendes til at danne den korrigerede erhvervsfrekvens ERFKOR, idet der tages hensyn til antal uddannelsessøgende.³ Herefter benyttes de korrigerede erhvervsfrekvenser som venstresidevariabel i estimation af erhvervsfrekvensfunktionen.

Estimation af trend for (5) og (5a)

For serierne (5) = $(U_{ak}/k1564)/(U_{am}/m1564)$ og (5a) = U_{ak}/U_{am} er der tydeligvis tale om en aftagende trend gående mod en værdi på lidt under én (ca .90). En værdi på én svarer til samme erhvervsfrekvens for kvinder og mænd. Udviklingen i (5) og (5a) kan med god tilnærmelse siges at følge en logistisk kurve, hvorfor det er valgt at estimere (5) og (5a) som logistiske trende. En logistisk tidstrend kan skrives som

$$f(t) = k + \frac{1}{a + be^{-at}}$$

$f(t)$ går mod $k+1/a$ for $t \rightarrow \infty$, og mod k for $t \rightarrow -\infty$. Konstantleddet k er således medtaget for ikke at tvinge funktionen mod nul for $t \rightarrow -\infty$. Den nedre grænse, k , og den øvre grænse, $k+1/a$ (dvs. a , når k er fastlagt) bestemmes

³Tages der højde for uddannelsessøgende mænd og kvinder, U_{um} og U_{uk} , skal disse fratrækkes den potentielle erhvervsaktive befolkning. Den korrigerede erhvervsfrekvens bliver derfor

$$\text{ERFKOR} = U_a / ((N_m - U_{um}) + (N_k - U_{uk}) * \text{trend}) = \text{ERF}[..]$$

Sættes $U_{um} = U_{uk} = U_u/2$ fås

$$(4') \text{ ERFKOR} = U_a / (N_m + N_k * \text{trend} - (1 + \text{trend}) * U_u/2) = \text{ERF}[..]$$

Trenden bliver

$$(5') \quad \begin{aligned} \text{trend} &= (U_{ak}/(N_k - U_{uk})) / (U_{am}/(N_m - U_{um})) \\ &= (U_{ak}/N_k) / (U_{am}/N_m) \end{aligned}$$

Antages at $N_m = N_k = N/2$ fås

$$(4a') \text{ ERFKOR} = U_a / ((1 + \text{trend}) * (N - U)/2)$$

og

$$(5a') \text{ trend} = U_{ak}/U_{am}$$

Ved estimationerne i tabel 4 og 4a er (4') og (4a') anvendt.

udfra tidsserierne for trendene i (5) og (5a)⁴. Antages at trenden følger en logistisk kurve, har vi:

$$\begin{aligned} \text{trend} &= k + \frac{1}{a + be^{-\alpha t}} \quad \Rightarrow \\ \frac{1}{\text{trend} - k} &= a + be^{-\alpha t} \quad \Rightarrow \\ \ln \left(\frac{1}{\text{trend} - k} - a \right) &= \ln b - \alpha t, \end{aligned}$$

som anvendes til estimation af α og b for givne værdier af a og k .

Estimationer af trendene (5) og (5a) er vist i tabel 3 og 3a for forskellige valg af værdier for den nedre og øvre grænse. Da trenden estimeres i logaritmer, er værdierne for den nedre og øvre grænse af hensyn til overskueligheden angivet som logaritmen til grænsen.

Trenden i (5) er sammen med de estimerede logistiske kurver, trend1-12, vist i bilag 5. For trenden i (5a) er billedet helt det samme, idet niveauet her dog ligger ca 2 pct point lavere i slutningen af perioden.

Trendene 1-3 er estimeret på perioden 1958-88, og følger pænt udviklingen tilbage til 1958 med den nedre værdi bundet til ca den værdi trenden i (5) har i '58. De resterende trede 4-12 er bestemt for perioden 1969-88, som er estimationsperioden for ændringsrelationerne, uden hensyn til at trendene i dette tilfælde rammer forkert i perioden før '69. Det samme gælder trendene for (5a). Her er trend13-15 estimeret tilbage til 1958, mens de resterende kun er bestemt for 1968-88.

⁴For $t=0$, er $f(t) = k + 1/(a+b)$, og funktionen har vendetangent, hvor $be^{-\alpha t} = a$, dvs hvor $t = \ln(b/a)/\alpha$. For estimationerne i tabel 3/3a betyder dette, at trendene vender omkring 1979.

Tabel 3: Estimation af logistisk trend for $(U_{ak}/k1564)/(U_{am}/m1564)$, ligning (5).

trend	k	$k+1/a$	a	α	b
trend1	ln .50	ln .865	1.8244	.3467	.2844
trend2	ln .46	ln .865	1.5835	.2718	.1055
trend3	ln .48	ln .865	1.6980	.2928	.1836
trend4	ln .64	ln .865	3.3194	.5256	1.0229
trend5	ln .64	ln .865	3.3194	.3709	1.1263
trend6	ln .64	ln .865	3.3194	.3523	.9318
trend7	ln .60	ln .865	2.7337	.4577	.6385
trend8	ln .60	ln .865	2.7337	.3233	.6727
trend9	ln .665	ln .865	3.8031	.4399	1.7083
trend10	ln .66	ln .865	3.6970	.4439	1.7683
trend11	ln .665	ln .87	3.7215	.4231	1.8742
trend12	ln .66	ln .87	3.6199	.3836	1.9520

Tabel 3a: Estimation af logistisk trend for U_{ak}/U_{am} , ligning (5a).

trend	k	$k+1/a$	a	α	b
trend13	ln.50	ln.845	1.9057	.3692	.2662
trend14	ln.46	ln.845	1.6444	.2695	.1061
trend15	ln.48	ln.845	1.7682	.2940	.1774
trend16	ln.64	ln.845	3.5988	.5833	.9829
trend17	ln.64	ln.845	3.5988	.4099	1.0899
trend18	ln.64	ln.845	3.5988	.3784	.9961
trend19	ln.60	ln.845	2.9205	.5034	.5932
trend20	ln.60	ln.845	2.9205	.3540	.6257
trend21	ln.67	ln.845	4.3093	.4376	2.8680
trend22	ln.665	ln.845	4.1745	.4596	2.0813
trend23	ln.67	ln.85	4.2024	.3934	3.4980
trend24	ln.665	ln.85	4.0742	.4134	2.5528

Tabel 4 og 4a viser estimationer af relationerne for de trendkorrigerede erhvervsfrekvenser. I tabel 4 er trenden fra (5) anvendt i konstruktionen af venstresidevariablen, mens trenden fra (5a) er anvendt i tabel 4a. De korrigerede erhvervsfrekvenser benævnes $erfkorx$, hvor x refererer til den trend fra tabel 3 eller 3a, der er anvendt i korrektionen.

Af tabel 4 ses, at estimationerne $DLerfkor1-3$ giver negative fortegn til den disponible realløn og meget forskellige koefficientstørrelser til beskæftigelsesgraden. Estimationerne $DLerfkor4-8$ giver lidt mere stabile koefficienter til beskæftigelsesgraden, men der ses også skiftende fortegn til reallønsleddet. De sidste estimationer, $DLerfkor9-12$ er næsten sammenfaldende, da der her er forsøgt med små variationer i trenden. Estimationerne giver stabile koefficienter til både realløn og beskæftigelsesgrad og et lille positivt konstantled. Billedet gentager sig for estimationerne i tabel 4a. De fire sidste relationer, $DLerfkor21-24$, virker mest stabile og her er koefficienterne til både realløn og beskæftigelsesgrad signifikante.

Det bemærkes, at de bedste resultater fås for trendene 9-12 og 21-24. Disse er næsten sammenfaldende og karakteriseret ved at være bundet til en høj nedre grænse og ved at skære toppen af udsvingene i trenden væk i både 1973 og '76. Disse trende er nok mindre troværdige end fx trendene 1-3, men de eneste der giver brugbare estimationsresultater.

Da der er estimeret i logaritmiske ændringer, udtrykker de estimerede koefficienter elasticiteter og kan tolkes således - fx for ligningen $DLerfkor21$ - at en stigning i den disponible realløn på 1 % øger erhvervsfrekvensen med .0515 %, hvilket på 1990-niveau svarer til at arbejdsudbudet øges med ca 1500 personer. På samme måde vil en stigning i beskæftigelsesgraden på 1% øge udbudet med ca en 1/3 (.36%), svarende til godt 10.000 personer. Konstantleddet indikerer en svagt voksende trend i erhvervsfrekvensen.

Tabel 4: Ændringsestimation af trendkorrigeret erhvervsfrekvens.

venstresidevar.	DL((1-tss0u)*lna/pcp)	DL(Q/N1564u)	konstant	DW	R ²	S
DLerfkor1	-.0525 (1.64)	.3374 (3.47)	-.0016 (1.09)	1.00	.50	.006
DLerfkor2	-.0899 (2.22)	.1908 (1.55)	.0014 (.75)	.73	.34	.007
DLerfkor3	-.0783 (2.16)	.2564 (2.32)	-.0002 (.10)	.87	.41	.006
DLerfkor4	.0387 (1.57)	.3856 (5.15)	.0003 (.29)	1.41	.61	.004
DLerfkor5	.0133 (.65)	.3415 (5.46)	.0012 (1.27)	1.76	.64	.004
DLerfkor6	-.0011 (.05)	.3257 (4.99)	.0016 (1.62)	1.60	.60	.004
DLerfkor7	.0076 (.29)	.3768 (4.75)	-.0003 (.23)	1.18	.57	.004
DLerfkor8	-.0142 (.61)	.3207 (4.51)	.0008 (.80)	1.41	.57	.004
DLerfkor9	.0434 (2.18)	.3692 (6.08)	.0010 (1.10)	1.97	.69	.004
DLerfkor10	.0489 (2.43)	.3764 (6.14)	.0007 (.79)	1.99	.70	.004
DLerfkor11	.0473 (2.41)	.3698 (6.18)	.0008 (.92)	2.06	.70	.003
DLerfkor12	.0438 (2.28)	.3587 (6.13)	.0009 (.99)	2.10	.70	.003

Ann: N1564u = N1564-Uu3

Estimationsperiode 1969-88

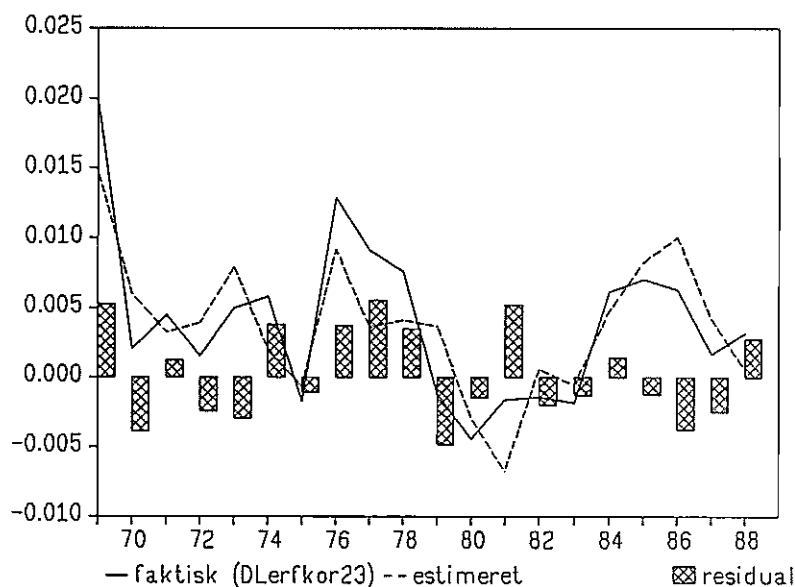
Tabel 4a: Ændringsestimation af trendkorrigeret erhvervsfrekvens.

venstresidevar.	DL((1-tss0u)•lna/pep)	DL(Q/N1564u)	konstant	DW	R ²	S
DLerfkor13	-.0561 (1.73)	.3379 (3.42)	-.0012 (.79)	.99	.50	.006
DLerfkor14	-.0851 (2.16)	.1886 (1.57)	.0018 (1.03)	.74	.33	.007
DLerfkor15	-.0777 (2.15)	.2474 (2.24)	.0004 (.25)	.86	.40	.006
DLerfkor16	.0391 (1.53)	.3766 (4.84)	.0009 (.74)	1.34	.59	.005
DLerfkor17	.0125 (.60)	.3414 (5.43)	.0016 (1.72)	1.73	.63	.004
DLerfkor18	.0021 (.10)	.3271 (5.11)	.0019 (2.03)	1.66	.61	.004
DLerfkor19	.0063 (.23)	.3699 (4.52)	.0003 (.21)	1.11	.55	.005
DLerfkor20	-.0175 (.74)	.3219 (4.48)	.0012 (1.16)	1.39	.57	.004
DLerfkor21	.0515 (2.59)	.3559 (5.86)	.0018 (2.04)	2.16	.69	.004
DLerfkor22	.0445 (2.24)	.3611 (5.96)	.0017 (1.95)	2.11	.69	.004
DLerfkor23	.0530 (2.58)	.3427 (5.48)	.0018 (1.97)	2.06	.66	.004
DLerfkor24	.0437 (2.19)	.3369 (5.54)	.0019 (2.10)	2.07	.66	.004

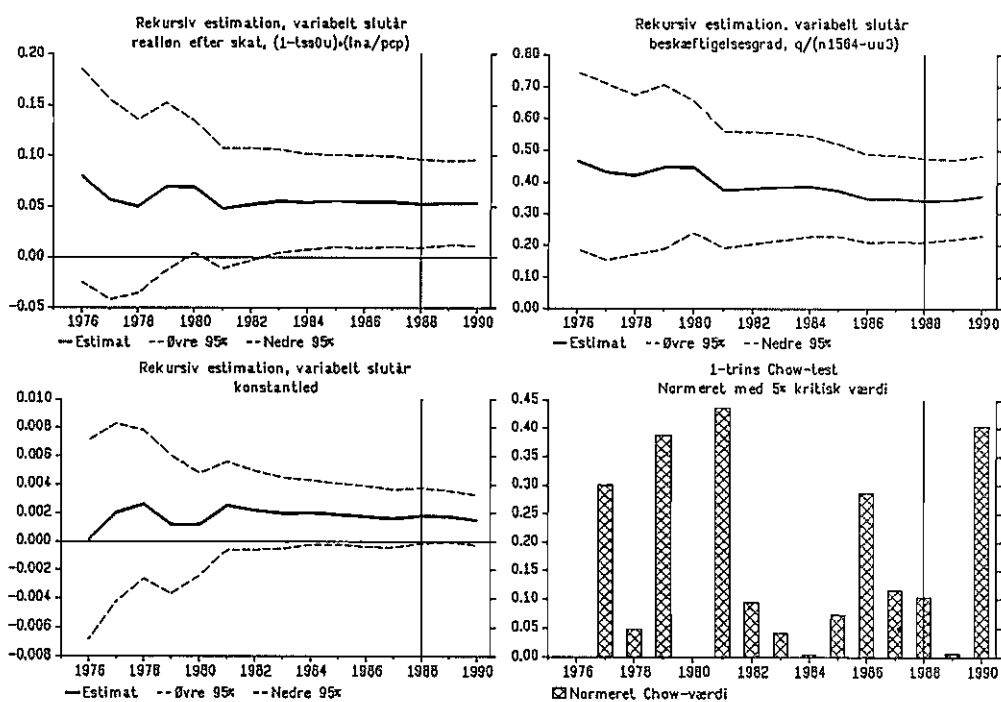
Anm: N1564u = N1564-Uu3
Estimationsperiode 1969-88

I figur 3 vises faktisk og estimeret korrigeret erhvervsfrekvens for ligningen med DLerfkor23 som venstresidevariabel. For denne relation er der desuden lavet rekursiv estimation med afkortning af estimationsperiodens slutår, vist i figur 4.

Figur 3. Trendkorrigeret erhvervsfrekvens, faktisk og estimeret



Figur 4. Parameterstabilitet for relation DLerfkor23



Relationerne DLerfkor9-12 fra tabel 4 og DLerfkor21-24 fra tabel 4a følger alle samme mønster, med en tendens til at undervurdere stigningen i midten af 1970'erne, mens den overvurderes i midten af 80'erne. Relationerne må dog siges at klare sig ganske pænt, også mht. parameterstabilitet. Det viste chow-test, som tester parameterstabilitet ved udvidelse af estimationsperioden, giver heller ikke anledning til bekymring for strukturel ustabilitet; en værdi mindre end én betyder, at en sådan stabilitet ikke kan afvises.

Det har været forsøgt at indlægge lags i de forklarende variabler, men dette forbedrer ikke relationernes egenskaber. Ligeledes er der foretaget estimationer, hvor der anvendes et udtryk for den gennemsnitlige marginale skattesats ($tss_0 + tss_1$) i lønleddet. Dette forværrer konsekvent relationerne, hvorfor der ikke er arbejdet videre med dette udtryk.

Det har ikke været muligt at nedbringe koefficienten til beskæftigelsesgraden ved fx at forsøge med andre trende, eller ved at lagge de forklarende variabler. Undertrykkes konstantleddet i relationerne DLerfkor9-12 og DLerfkor21-24 fører det i alle relationer til større koefficienter til beskæftigelsesgraden.

Konklusionen på ovenstående er, at de bedste resultater fås med relationerne DLerfkor9-12 og DLerfkor21-24. Skal en relation indlægges i modellen må den vælges blandt disse, og man må så acceptere den bagvedliggende trendkonstruktion.

5. Erhvervsfrekvensen estimeret i fejlkorrektionsmodel

Som tidligere omtalt bevirker den markante stigning i kvindernes erhvervsfrekvens, sideløbende med et næsten konstant niveau i mændenes ditto, at den samlede erhvervsfrekvens stiger kraftigt i perioden fra 1970 til sidste halvdel af 80'erne. I dette afsnit beskrives først niveauet i erhvervsfrekvensen ved en estimeret logistisk tidstrend. I anden del af estimationen estimeres derpå en fejlkorrektionsmodel, hvor ændringen i erhvervsfrekvensen (i logaritmer) forklares af de laggede residualer fra niveauestimationen og ændringen i realløn og beskæftigelsesgrad.

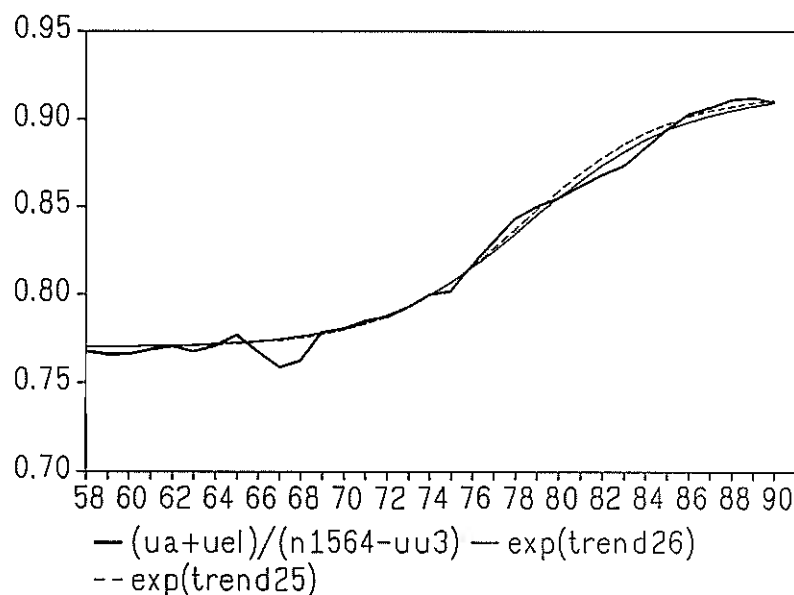
I tabel 5 vises estimationer af trende for den samlede erhvervsfrekvens $(U_a + U_{el}) / (N_{1564} - U_{u3})$. Det er også forsøgt, om der er "plads" til andre variabler - realløn og beskæftigelsesgrad - i niveauestimationen, men disse bliver i reglen insignifikante, og/eller ufortolkelige, og forbedrer ikke relationen. En øvre grænse nær den aktuelle, ca .91 (se bilag 4), fastlægger således langsigtsniveauet til det aktuelle, hvilket implicit indebærer en antagelse om, at stigningen i kvindernes erhvervsfrekvens næsten er ophørt.

Tabel 5. Estimation af logistisk trend i samlede erhvervsfrekvens.

trend	k	k+1/a	a	α	b
trend25	ln.77	ln.915	5.7960	.3057	3.3489
trend26	ln.77	ln.915	5.7960	.2851	3.7302
trend27	ln.76	ln.915	5.3878	.2919	2.6398

Den samlede erhvervsfrekvens og de estimerede trende 25-26 er tillige vist i figur 5. Kurven for trend27 er (næsten) sammenfaldende med kurven for trend25, idet den dog er bundet til en lidt lavere nedre værdi.

Figur 5. Estimerede trende for $(U_a + U_{el}) / (N_{1564} - U_{u3})$



Med langsigtetsniveauet fastlagt som trenden i niveauestimationerne estimeres ændringsrelationerne herefter på flg. form:

$$\begin{aligned}
 \text{dlog}(U_a/N) = & a_1 * (\log(U_{a,1}/N_{,1}) - \text{trend}_{,1}) \\
 (6) \quad & + a_2 * \text{dlog}((1 - \text{tss}0u) * \ln a / \text{pcp}) \\
 & + a_3 * \text{dlog}(Q/N) \\
 & + a_4 * \text{dlog}(\text{trend})
 \end{aligned}$$

Ved estimation af (6) tages der, som tidligere, højde for antal uddannelsessøgende og efterlønsmodtagere medregnes i arbejdsstyrken. Første led angiver residualerne fra niveauestimationen og "trend" refererer til trenden i niveaurelationen fra tabel 5. De estimerede ændringsrelationer er vist i nedenstående tabel 6.

Tabel 6: Fejlkorrektionsestimationer. Samlet erhvervsfrekvens

	DL((1-tss0u)•lna/pcp)	DL(Q/N1564u)	DL(trend)	fejled	konstant	DW	R ²
EC25	.0550 (1.89)	.3262 (3.98)	-.1287 (2.18)	-.0500 (.41)	-.0021 (.36)	1.86	.57
EC25a	.0508 (1.96)	.3263 (4.09)	-.1281 (2.23)	-.0129 (.20)		1.89	.56
EC26	.0502 (1.60)	.3017 (3.50)	-.1188 (1.71)	-.1027 (.68)	-.0038 (.58)	1.61	.54
EC26a	.0461 (1.54)	.3061 (3.64)	-.1195 (1.76)	-.0286 (.38)		1.70	.53
EC27	.0518 (1.91)	.3362 (4.35)	-.1378 (2.30)	-.0394 (.40)	-.0021 (.46)	1.96	.60
EC27a	.0447 (2.05)	.3300 (4.45)	-.1343 (2.32)	-.0049 (.08)		1.96	.59

anm: venstresidevariabel: DL((Ua + Ue1)/(N1564-Uu3))

N1564u = N1564-Uu3

alle s-værdier er på .004

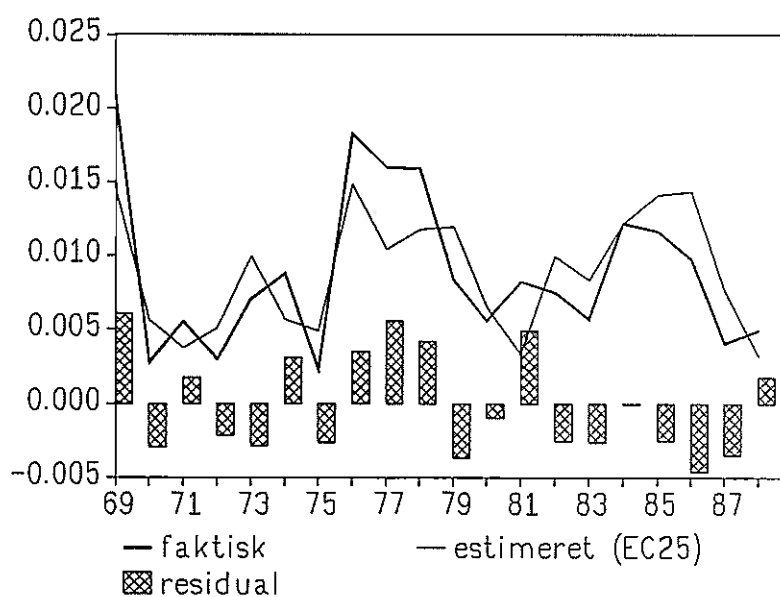
Estimationsperiode: 1969-88

Nummeret i estimationerne EC25-27 refererer til trenden i tabel 5, og et efterstillet a angiver, at der er estimeret uden konstantled. For alle relationer bemærkes signifikante og stabile koefficienter til beskæftigelsesgraden. Koefficienten til reallønnen efter skat er ligeledes stabil, men estimerne ligger i underkanten af signifikansgrænsen. Koefficienterne til fejlleddet er alle meget små og insignifikante, hvilket giver en meget langsom tilpasning til langsigtetsniveauet. Konstantleddene indikerer en svag negativ trend i erhvervsfrekvensen, men denne er dog insignifikant. Som det ses ændres de øvrige koefficienter stort set ikke, når konstantleddet udelades.

Sammenlignes med estimationerne af den trendkorrigerede erhvervsfrekvens fra tabel 4/4a, er der, for relationerne DLerfkor9-12 og DLerfkor21-22, god overensstemmelse med de her opnåede. Koefficienten til den disponible realløn er således af samme størrelsesorden i de to modeller, hvilket også gælder for beskæftigelsesgraden, hvor der dog fås en lidt lavere koefficient i fejlkorrektionsmodellen.

I figur 6 vises den samlede erhvervsfrekvens og den estimerede ved relation EC25.

Figur 6. Samlede erhvervsfrekvens, faktisk og estimeret



Estimationerne EC26-27 er næsten identiske med de viste og følger helt samme mønster. Sammenlignes residualerne fra figur 6 med residualerne i figur 3 fra estimationen af den trendkorrigerede erhvervsfrekvens bemærkes, at der er tale om et næsten ens forløb.

Konklusion

Det har ikke været muligt med de konstruerede tal for mænd og kvinder i arbejdsstyrken at estimere en relation alene for mændenes arbejdsudbud. Dette kan skyldes, enten at der ikke er en sådan sammenhæng, eller at den anvendte opsplitning af arbejdsstyrken på køn er for ringe.

Er der tale om det sidste, er en mulig løsning at estimere på en serie, hvor der kun korrigeres for trenden i kvindernes erhvervsfrekvens, således at evt. fejlagtige udsving i kønsopdelingen afskæres. Denne model giver statistisk set gode relationer med elasticiteter på ca .05 for disponibel realløn og ca .35 for beskæftigelsesgraden, men kun når bestemte trende (trend9-12 og trend21-24) anvendes i korrektionen. Skal en relation vælges står valget mellem relationerne DLerfkor9-12 og DLerfkor21-24. Hvorvidt det vælges at indlægge en af de nævnte relationer, må afhænge af, dels om den bagvedliggende trend er acceptabel, dels om de estimerede parametre synes rimelige. Det må dog fremhæves, at effekten fra beskæftigelsesgraden synes i overkanten af, hvad der a priori kunne forventes. Dette gælder også når der ses på modellens samlede egenskaber, hvilket de efterfølgende multiplikatorer viser.

Fejlkorrektionsmodellen tyder imidlertid på elasticiteter af samme størrelsesorden mht realløn og beskæftigelsesgrad, og fejlkorrektionsestimationen viser et forløb svarende til estimationerne, hvor der trendkorrigeres. Dette understøtter, at vælges den trendkorrigerede løsning, står valget mellem relationerne DLerfkor9-12 og DLerfkor21-24.

Vælges en fejlkorrektionsmodel lægger man sig derved også fast på et bestemt langsigtet niveau for erhvervsfrekvensen, men dog med en meget langsom tilpasning hertil fra en uligevægtssituation. En fordel ved denne model er, at det helt undgås at opsplitte arbejdsstyrken på køn, da trenden estimeres for den samlede arbejdsstyrke. Dermed vil der også kunne "spares" en række variabler i den nye modelversion.

5. Multiplikatorer

I det følgende præsenteres nogle sammenlignende multiplikatorer for modelsimulationer med eksogent og endogent arbejdsudbud. Der foretages tre multiplikatoreksperimenter, hvori der ses på effekterne af øget offentligt forbrug, øget lønstigningstakt og et fald i indkomstskatten.

Modellens centrale sammenhænge kan illustreres ved følgende relationer

$$\begin{aligned}
 Q &= Q(Y, w) \\
 U_a &= U_a(Q/N, w, t) \\
 U_l &= U_a - Q \\
 w &= w(U_l, t)
 \end{aligned}$$

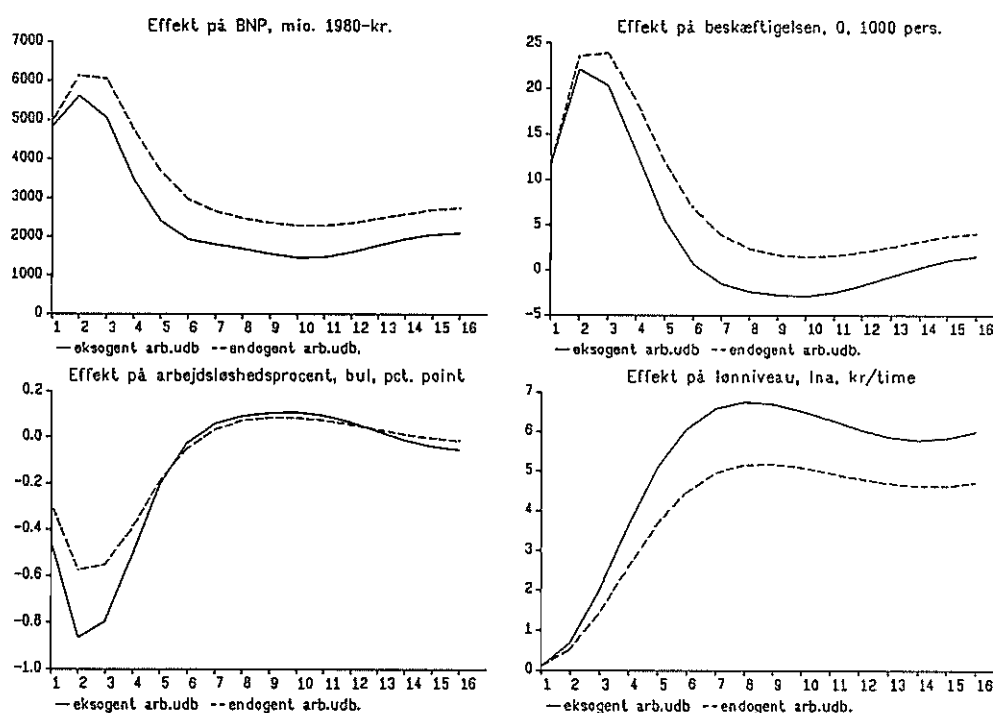
Y er produktion/indkomst, Q beskæftigelse, w løn, t skattesats og U_l ledighed. Med de angivne fortegn vil endogenisering af arbejdsudbudet dæmpe svingningerne, der genereres af modellens Phillipskurve/lønrelation. Med eksogent arbejdsudbud vil en efterspørgselsstigning øge beskæftigelsen, dæmpe arbejdsløsheden og øge lønnen. Dette udsving vil blive dæmpet af det endogene arbejdsudbud ad to kanaler. For det første vil lønstigningen give anledning til en stigning i arbejdsudbudet, der øger arbejdsløsheden og presser lønnen ned, hvorved effekten fra Phillipskurven afdæmpes. For det andet vil den initiale stigning i beskæftigelsen via konjunktur- eller discouraged-worker-effekten øge arbejdsudbudet. Dette giver et mindre fald i ledigheden end med eksogent arbejdsudbud, og dermed fås også (via lønrelationen) et forløb med mindre lønstigninger. Isoleret set har discouraged-worker leddet en konjunkturmedløbende effekt, således at arbejdsløsheden fluktuerer mindre end beskæftigelsen.

Ved simulationerne er relationen ERFKOR23 fra tabel 4a anvendt som model-ligning (vist i bilag 7).

Øget offentligt forbrug

I disse simulationer øges $JDFX_{ov}$ med 5 mia. i første år. Figur 7 viser multiplikatorerne for BNP, beskæftigelse, arbejdsløshed og løn. Fuldt optrukne kurver angiver multiplikatorer med eksogent arbejdsudbud, mens de stiplede viser resultatet af at simulere med endogent arbejdsudbud.

Figur 7: Øget offentligt forbrug



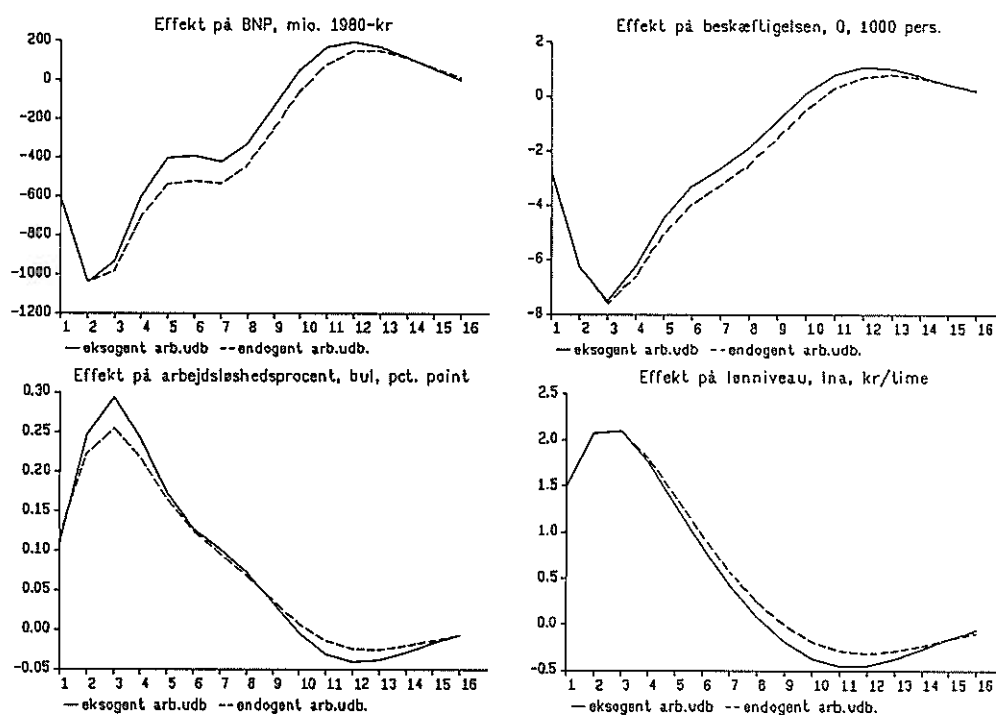
I det første år øges beskæftigelsen med ca. 12000 personer, hvilket primært via effekten fra beskæftigelsesgraden trækker ca. 5000 nye ind i arbejdsstyrken. Dermed fås i de første fire år et mindre fald i arbejdsløsheden end med eksogent udbud. Den højere ledighed, som indgår med ét års lag i lønrelationen, lægger herefter en dæmper på lønstigningen, hvilket viser sig i form af lavere lønstigninger fra år 2 og fremefter. Hele forløbet præges af, at løn-prisspiralen bremses, hvorved "pris-crowding-out'en" fra eksporten dæmpes og der fås et mere ekspansivt forløb i BNP og beskæftigelse.

Med eksogent arbejdsudbud er der de første 6-7 år en positiv beskæftigelseeffekt. Så længe dette er tilfældet vil udbudsfunktionen slået til øge arbejdsudbudet og ledigheden, hvorved lønprisspiralen dæmpes.

Øget lønstigningstakt

Eksperimentet er lavet ved at øge $JDLlna$ med .01 første år. Arbejdsudbudet påvirkes her af to effekter: For det første giver et fald i BNP anledning til en lavere beskæftigelsesgrad, hvilket mindsker arbejdsudbudet, mens det, for det andet, øges af lønstigningen. Den første effekt dominerer, idet Ua de første to år falder med ialt 1000 personer (herefter ændres udbudet kun helt ubetydeligt). Som det ses er der tale om meget små forskelle mellem multiplikatorerne, hvilket må ses som et resultat af den lave koefficient til reallønsleddet i arbejdsudbudsfunktionen. Simulationerne afspejler iøvrigt lønpris spiralen samt effekten fra den faldende eksport og fejlkorrekturen i lønrelationen.

Figur 8: Øget lønstigningstakt

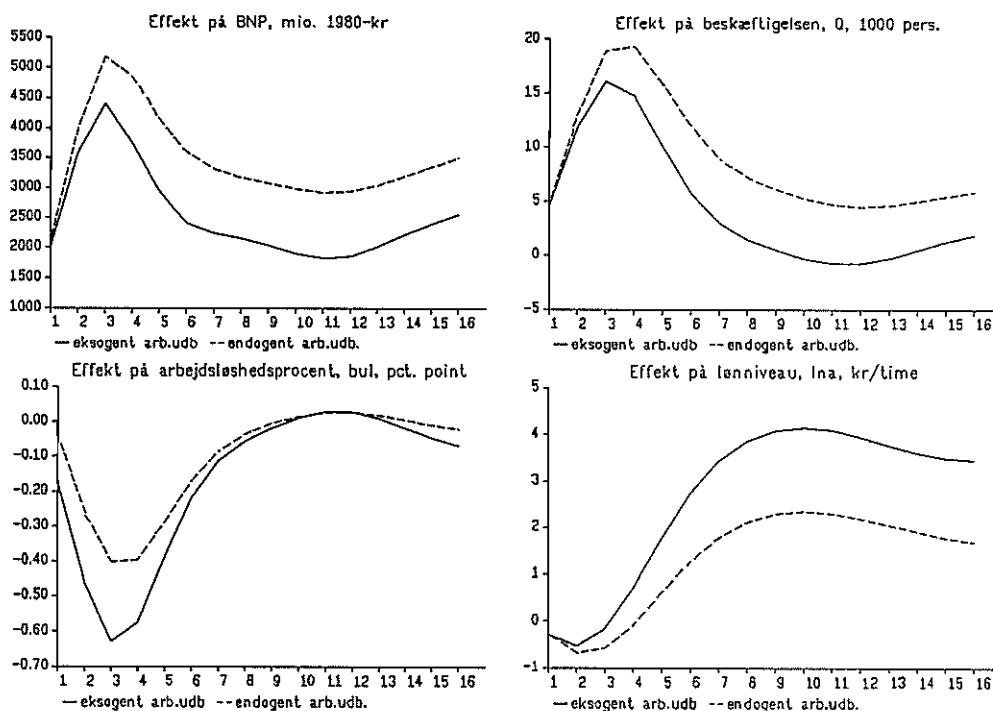


Mindsket indkomstkattesats

I dette eksperiment sænkes tsu med $.05$ i alle år, tsu er udskrivningsprocenten for indkomstskat til staten. I multiplikatorløbne giver dette en ændring i $tss0u$ på $.009$ i alle år.

Det centrale i dette eksperiment er, at den lavere indkomstskat via en øget disponibel realindkomst giver anledning til øget økonomisk aktivitet. Lønrelationen genererer de første 2-3 år et lille fald i lønnen, men den øgede aktivitet dæmper ledigheden så meget, at der herefter fås en stigning i lønniveauet. Endogeniseres arbejdsudbudet trækker den øgede beskæftigelsesgrad og den lavere skattesats flere personer ind i arbejdsstyrken, hvilket leder til et højere ledighedsniveau; dvs arbejdsløsheden falder mindre end med eksogent arbejdsudbud. Dette giver anledning til lavere lønstigninger, mindre "pris crowding-out" og dermed fås - som i tilfældet med en eksogen lønstigning - et mere ekspansivt forløb i BNP og beskæftigelsen.

Figur 9: Mindsket indkomstkattesats



BILAG 1: Serie for antal efterlønsmodtagere

Serien for antal efterlønsmodtagere opgøres af DSt og offentliggøres i NYT samt Statistiske efterretninger, Arbejdsmarked.⁵ Tællingen i Dt omfatter antal efterlønsmodtagere (altså både hel- og halvtidsefterlønsmodtagere) ultimo året, og er nedenfor angivet som serien "DS". Til estimationsformål anvendes et simpelt årsgennemsnit ved at tage gennemsnittet for indeværende og foregående år. Grundet ændringer i opgørelsesmetoden (omtalt i modelgruppepapiret PUD, 24.10.89.) anvendes for årene 1980-82 direkte tallene fra DSt - Den dannede serie benævnes Uel og er sammen med tallene fra DS i 1000 personer vist nedenfor:

	DS	Uel
1979	35.000	35.000
1980	53.672	53.672
1981	63.440	63.440
1982	69.256	69.256
1983	76.081	72.669
1984	90.414	83.248
1985	94.820	92.617
1986	98.276	96.548
1987	93.526	95.901
1988	98.027	95.777
1989	96.961	97.494
1990	97.494	97.228

Kilden til Uel i 1979 er DØS, Økonomisk oversigt, marts 1981; tallet er ikke opgjort for dette år af DS. Tallene for 1987-88 er de sidst opgjorte fra DSt i NYT nr. 323, 1990. De foreløbige tal for 1989-90 er lavet på baggrund af oplysninger fra DØS⁶.

I NYT/SE, Arbejdsmarked opgøres antal efterlønsmodtagere også fordelt på mænd og kvinder. Mændenes andel af det samlede antal efterlønsmodtagere har typisk ligget på omk. 60%: i 1986 udgjorde mændenes andel 59%, og i 1988 56%.

⁵ Tallene opgøres i 24. kontor, Generel arbejdspladsstatistik. Kontaktperson: Anette Jerlach.

⁶ DØS opgør antal efterlønsmodtagere i heltidsefterlønsmodtagere. Ændringerne heri for 1989-90 er anvendt ved konstruktionen af Uel for disse år.

BILAG 2: Serier for antal personer i den erhvervsaktive del af befolkningen og uddannelsessøgende

Kilden til befolkningsvariablerne, som bla offentliggøres i Statistisk Tiårsoversigt, er DS's befolkningsstatistik. Variablerne er angivet i 1000 personer pr 1. januar. Som mål for antal uddannelsessøgende, uu3, er valgt elevbestanden pr 1. oktober i gymnasieskoler mv, ved videregående uddannelsesinstitutioner samt ved højskoler. Tallene stammer fra diverse numre af Statistisk Tiårsoversigt. I forhold til ADAMBK-variablerne for beskæftigelse og arbejdsstyrke er der et mindre konsistensproblem, som her er negligeret, idet disse er opgjort som gennemsnit for året.

	n1564	k1564	m1564	n1574	uu3
1950	2757				
1951	2765				
1952	2774				
1953	2788				
1954	2806				
1955	2821				
1956	2833				
1957	2842				
1958	2860				
1959	2888				
1960	2923				
1961	2957				
1962	2994				
1963	3030				
1964	3055				
1965	3076				
1966	3093				
1967	3110				
1968	3127	1567	1560	3498	110.0000
1969	3140	1572	1568	3519	115.1064
1970	3160	1579	1581	3544	123.3081
1971	3192	1588	1604	3583	131.0932
1972	3202	1593	1609	3600	143.8460
1973	3218	1600	1618	3623	154.2319
1974	3233	1606	1627	3645	156.2517
1975	3238	1609	1629	3659	160.1324
1976	3240	1611	1629	3668	162.2828
1977	3251	1616	1635	3685	162.6688
1978	3265	1622	1643	3705	164.1910
1979	3285	1632	1653	3730	168.0870
1980	3306	1641	1665	3754	172.2210
1981	3328	1652	1676	3776	177.0910
1982	3351	1663	1688	3799	181.5420
1983	3369	1671	1698	3817	182.1380
1984	3381	1676	1705	3829	180.9930
1985	3394	1681	1713	3837	178.7900
1986	3404	1684	1720	3851	176.8670
1987	3421	1690	1731	3870	181.3580
1988	3437	1697	1740	3883	189.6470
1989	3445	1701	1744	3889	
1990	3454	1704	1750	3898	

BILAG 3: Mænd og kvinders andel af arbejdsstyrken

Arbejdsstyrken fordelt på køn er med treårige intervaller opgjort i statistisk tiårsoversigt 1989 for perioden 1958-1987. Den samlede arbejdsstyrke - ADAMBK's Ua - er fordelt på køn på basis af oplysninger fra beskæftigelses- og arbejdsstyrkeundersøgelserne. De år, hvor der ikke foreligger tal, er disse konstrueret proportionalt ud fra udviklingen i arbejdsstyrken incl. efterlønsmodtagere (Ua+Uel). For fordelingen af efterlønsmodtagere på køn, er der regnet med at 60% udgøres af mænd. Mænd og kvinder i arbejdsstyrken benævnes Uam hhv. Uak, og summer til (Ua+Uel).

	uam	uak	ua+uel
1958	1445.8379	688.8379	2134.6758
1959	1468.3894	682.2783	2150.6677
1960	1483.9644	692.2310	2176.1953
1961	1495.0896	713.0896	2208.1792
1962	1502.6038	737.5593	2240.1631
1963	1502.6768	753.6768	2256.3535
1964	1511.9902	769.9902	2281.9805
1965	1530.4346	782.8344	2313.2690
1966	1522.7206	771.6759	2294.3965
1967	1505.7520	772.7520	2278.5039
1968	1490.9077	809.9454	2300.8530
1969	1482.6155	872.8683	2355.4839
1970	1456.0889	915.0889	2371.1777
1971	1447.8132	955.4478	2403.2610
1972	1436.8562	971.3710	2408.2273
1973	1443.8909	985.8909	2429.7817
1974	1463.4788	998.0881	2461.5669
1975	1471.3101	996.8126	2468.1226
1976	1491.7854	1021.7854	2513.5708
1977	1502.0884	1060.8684	2562.9568
1978	1505.3667	1109.3230	2614.6897
1979	1498.5953	1151.5953	2650.1907
1980	1492.2021	1187.1816	2679.3838
1981	1495.4294	1220.7754	2716.2048
1982	1505.7302	1246.8767	2752.6069
1983	1520.8688	1262.6249	2783.4937
1984	1546.6948	1282.5571	2829.2520
1985	1570.7488	1305.2288	2875.9775
1986	1585.6512	1329.2145	2914.8657
1987	1594.6731	1343.4929	2938.1660
1988	1609.4189	1350.2629	2959.6819
1989	1612.5044	1353.0073	2965.5117
1990	1610.0150	1350.5649	2960.5820

Uam og Uak er skønnede for 1990 ved at fordele faldet i Ua fra 2868 i '89 til 2858 i '90 ligeligt på mænd og kvinder. Desuden er der en ekstra usikkerhed i tallene, da antal efterlønsmodtagere ligeledes er skønnede størrelser i 1989-90. Endelig er der en uoverensstemmelse i Tiårsoversigten 1989, s.10, da mænd og kvinder i arbejdsstyrken i 1964 summer til 2313, istedet for til Ua-værdien på 2282. Differensen er fordelt ligeligt mellem Uam og Uak.

BILAG 4: Erhvervsfrekvensen ialt og fordelt på køn

	uam/ n1564	uam/ m1564	uak/ n1564	uak/ k1564	(ua + uel) /n	(ua + uel)/ (n1564-uu3)
1968	0.4768	0.9557	0.2590	0.5169	0.7358	0.7629
1969	0.4722	0.9455	0.2780	0.5553	0.7502	0.7787
1970	0.4608	0.9210	0.2896	0.5795	0.7504	0.7808
1971	0.4536	0.9026	0.2993	0.6017	0.7529	0.7851
1972	0.4487	0.8930	0.3034	0.6098	0.7521	0.7875
1973	0.4487	0.8924	0.3064	0.6162	0.7551	0.7931
1974	0.4527	0.8995	0.3087	0.6215	0.7614	0.8001
1975	0.4544	0.9032	0.3078	0.6195	0.7622	0.8019
1976	0.4604	0.9158	0.3154	0.6343	0.7758	0.8167
1977	0.4620	0.9187	0.3263	0.6565	0.7884	0.8299
1978	0.4611	0.9162	0.3398	0.6839	0.8008	0.8432
1979	0.4562	0.9066	0.3506	0.7056	0.8068	0.8503
1980	0.4514	0.8962	0.3591	0.7235	0.8105	0.8550
1981	0.4493	0.8923	0.3668	0.7390	0.8162	0.8620
1982	0.4493	0.8920	0.3721	0.7498	0.8214	0.8685
1983	0.4514	0.8957	0.3748	0.7556	0.8262	0.8734
1984	0.4575	0.9072	0.3793	0.7652	0.8368	0.8841
1985	0.4628	0.9170	0.3846	0.7765	0.8474	0.8945
1986	0.4658	0.9219	0.3905	0.7893	0.8563	0.9032
1987	0.4661	0.9212	0.3927	0.7950	0.8589	0.9069
1988	0.4683	0.9250	0.3929	0.7957	0.8611	0.9114
1989	0.4681	0.9246	0.3927	0.7954	0.8608	0.9111
1990	0.4661	0.9200	0.3910	0.7926	0.8571	0.9082

Uam : mandlig arbejdsstyrke

Uak : kvindelig arbejdsstyrke

n1564, n1574 : befolkningen mellem 15-64 år hhv 15-74 år

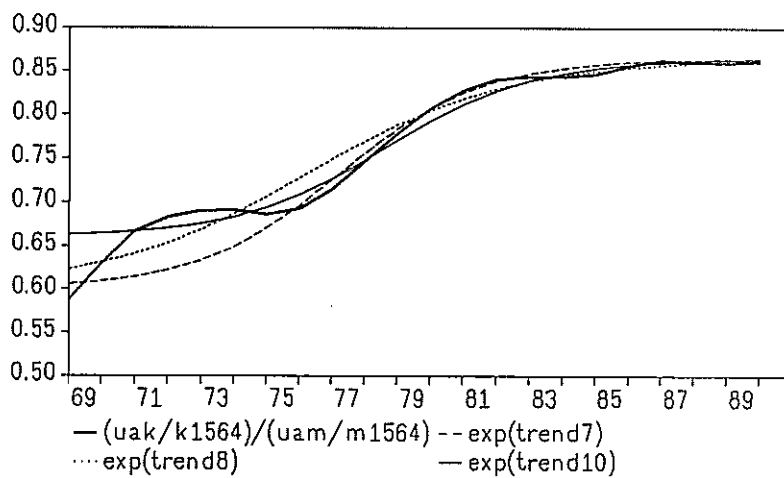
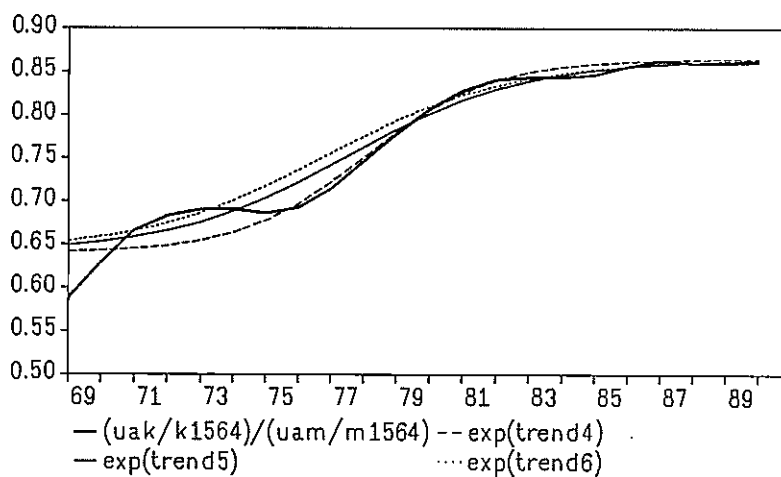
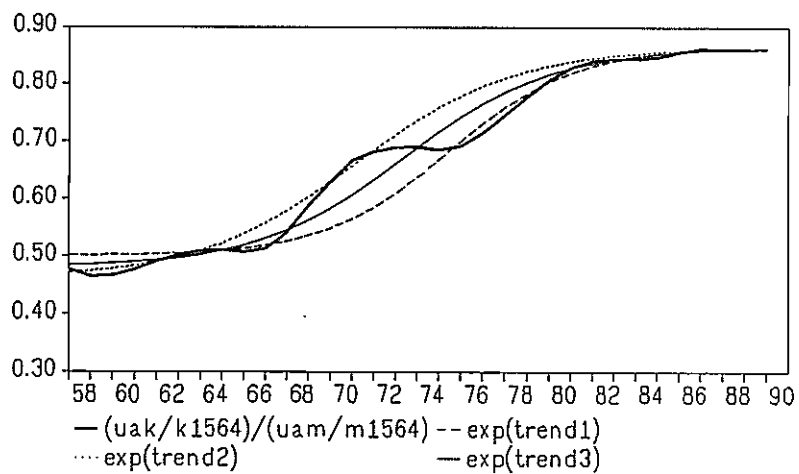
k1564, k1475 : kvinder mellem 15-64 år hhv 15-74 år

m1564, m1574 : mænd mellem 15-64 år hhv 15-74 år

Ua : arbejdsstyrken

Uel : efterlønsmodtagere

Bilag 5. Estimerede trende for $(U_{ak}/k_{1564})/(U_{am}/m_{1564})$ fra tabel 3



Arbejdsudbudet i ADAM - oplæg til en modellering

Resumé:

I dette papir foretages de indledende øvelser til en modellering af arbejdsudbudet. Da området i modelgruppensammenhæng er relativt ubeskrevet gøres der en del ud af at få belyst det teoretiske grundlag. Dette findes i den neoklassiske mikroteori, som er gennemgående som udgangspunkt for de fleste modelleringsforsøg. Der ses især lidt nærmere på, hvilken betydning skatter kan tænkes at have for arbejdsudbudet. Der opstilles en generel arbejdsudbudsfunktion, hvor venstresidevariablen er en arbejdsstyrke, eller erhvervsfrekvens, og de forklarende variable er realløn efter skat, ikke-lønindkomst efter skat, arbejdsløshed samt demografiske forhold. Afslutningsvis diskuteres, hvilken specifikation og estimation man kan forestille sig, ligesom valg af forskellige variable omtales.

G:\cb\wp\arbudd.cb

Nøgleord: arbejdsudbud

Indledning, den simple model uden skat

Der tages udgangspunkt i den neoklassiske efterspørgselsteori, hvor et enkelt individ efterspørger to goder, fritid og forbrug. Ud af en initial beholdning af faktoren tid eller arbejdskraft vælger individet at udbyde en del på markedet og efterspørge resten selv til forbrug i fritiden. Det antages at individet søger at maksimere en simpel nyttefunktion, og at denne har "pæne" egenskaber (opfylder standardforudsætningerne om at være kontinuert, monoton og strengt kvasikonkav):

$$(1) \quad U = U(R, C; A)$$

R: fritid
C: forbrug
A: demografi

Modellen kan ses som en én-vare model med ét forbrugsgode, eller C kan alternativt opfattes som Hicks' "composite commodity", hvor de relative priser forudsættes konstante. Individet fordeler den samlede tid T på fritid og arbejde, L, hvor T fx. kan tænkes på som 24 timer minus den nødvendige reproduktionstid, altså er $T=L+R$. A er en vektor som beskriver de givne demografiske forhold som fx. køn og alder. Antages at den marginale løn er lig den gennemsnitlige løn, og at individet har en ikke-løn indkomst uafhængig af den udbudte mængde arbejdskraft fås budgetrestriktionen (lineær og homogen af grad nul i p, w og Y_r) som

$$(2) \quad pC = wL + Y_r$$

p : pris på forbrugsgode
w : løn
L : arbejdsudbud
 Y_r : ikke-løn indkomst

Da der er tale om en én-periode model uden opsparing (og p, w, y konstante indenfor perioden) er budgetrestriktionen netop opfyldt, så lighedstegnet overholdes. Budgetrestriktionen kan også skrives på flg. måde, idet $L=T-R$:

$$(3) \quad pC + wR = wT + Y_r,$$

hvor $(wT+Y_r)$ er den totale (potentielle) købekraft til forbrugerens rådighed til anvendelse på forbrug og fritid.¹ Formuleringen viser det særlige forhold, der gør sig gældende, når faktorejeren selv efterspørger faktoren til forbrug:

¹Omdrejningspunktet er naturligvis at lønnen betragtes som alternativomkostningen ved fritid, således at $w(T-R)=wL$. Dette forudsætter desuden at forbrugerens netop befinder sig i optimum, hvor grænsenyttens af arbejdet - reallønnen - netop svarer til grænsenyttens af fritiden. Der er altså ikke plads til mængderestriktioner (arbejdsløshed) i dette oplæg.

Faktorprisen påvirker faktorejerens forbrug af faktoren på to måder; dels direkte gennem prisen - lønnen - og dels gennem den ændrede indkomst.

Maksimeres (1) under budgetrestriktionen (2) fås arbejdsudbudet som en funktion af realløn og restindkomst²:

$$(3) \quad L = L(w/p, Y_r/p)$$

Øget ikke-løn indkomst forventes at reducere arbejdsudbudet, hvorimod det ikke a priori er muligt at fastlægge fortegnet for effekten af en ændret realløn. Som bekendt skyldes dette at reallønnen har to modsat rettede effekter på arbejdsudbudet.

For det første vil en højere realløn øge alternativomkostningerne ved fritid - det bliver "dyrere" at holde fri målt i indkomst eller forbrugsmulighed. Ved en højere realløn vil man derfor substituere bort fra fritid mod arbejde. Denne *substitutionseffekt* øger arbejdsudbudet med voksende realløn (Den er nødvendigvis positiv, da arbejde udbydes mens fritid efterspørges, $dL = -dR$).

For det andet vil en øget realløn øge forbrugsmulighederne, så forbruget (lønindkomsten) kan opretholdes eller måske endda øges ved et mindre arbejdsudbud. *Indkomsteffekten* tillader altså at forbruget af samtlige varer incl fritid øges. Indkomsteffekten af en øget realløn vil derfor være negativ, forudsat fritid er et normalt gode.

Dominerer substitutionseffekten fås en positiv sammenhæng mellem realløn og arbejdsudbud (indkomst og fritid er substitutter), mens sammenhængen er negativ hvis indkomsteffekten dominerer (indkomst og fritid er komplementær). I dette sidste tilfælde fås den velkendte bagudbøjede udbudsfunktion.

Restriktionerne på den partielle afledte mht. lønnen kan mere formelt beskrives ved Slutsky-ligningen, der dekomponerer effekten af en lønændring i en indkomst- og substitutionseffekt:

$$(4) \quad \delta L / \delta w = \delta L / \delta w_{(Y=\bar{Y})} + L(\delta L / \delta Y)$$

Her angiver første led substitutionseffekten for fastholdt (kompenseret) indkomst, og andet led indkomsteffekten, hvor Y er den samlede indkomst ($Y = wL + Y_r$)

² Første ordens betingelsen for maksimering af U under bibetingelsen er som bekendt, at det marginale substitutionsforhold mellem indkomst og fritid er lig reallønnen, w/p . Maksimeringsproblemet kan fx. løses med lagrange-metoden. Betingelserne for maximering bliver her, at $\delta U / \delta L = \lambda w$ og $\delta U / \delta C = \lambda p$, hvor λ er lagrangemultiplikatoren. Lagrangemultiplikatoren $\lambda = (\delta U / \delta L) / w = (\delta U / \delta C) / p$ tolkes i denne sammenhæng normalt som indkomstens grænsenyttelighed. Løses ligningssystemet fås efterspørgselsfunktionerne for forbrug og fritid som funktioner af w, Y_r og p . Da $L = T - R$ fås dermed også arbejdsudbudsfunktionen med samme partielle afledte som for funktionen for efterspørgslen efter fritid, men med modsat fortegn, idet $dL = -dR$.

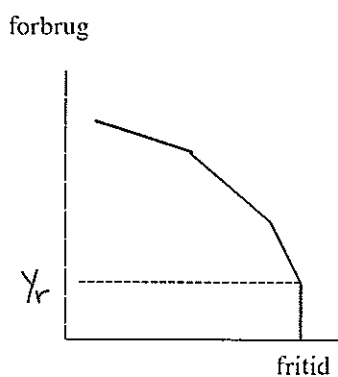
Modellen med skatter

Centralt i diskussionen af arbejdsudbudet står betydningen af især indkomstskatten³, hvor argumentet er det nærliggende, at arbejdsudbudet afhænger af reallønnen efter skat (om det er den marginale eller gennemsnitlige skattesats, der er afgørende, er dog ikke altid klart).

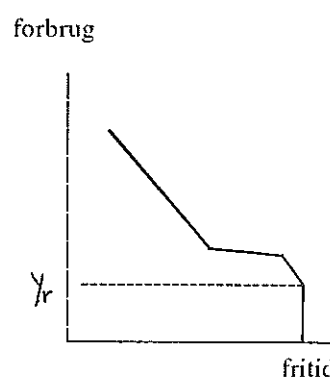
I den simple model, bestemmes arbejdsudbudet som en funktion af de uafhængige variabler realløn og ikke-lønindkomst. Hvis arbejdsudbudet er en funktion af realløn efter skat og skattesystemet er ikke-lineært, afhænger den forklarende variabel - reallønnen efter skat - også af arbejdsudbudet, og i denne forstand bryder den simple model sammen. Et skattesystem, hvor marginals-katten afhænger af indkomsten, og hvor der desuden findes indkomstafhængige overførselsindkomster, giver anledning til ikke-lineære budgetrestriktioner, således at betingelserne for en løsning af maximeringsproblemet ikke (nødvendigvis) er opfyldt.⁴

Et system med en ikke-lineær (trinvis) progression, hvor marginals-katten vokser med indkomsten giver en ikke-lineær budgetrestriktion, som illustreret i figur 1.

Figur 1.



Figur 2.



Her kan maksimeringsproblemet løses, men reallønnen efter skat er ikke uafhængig af arbejdsudbudet. En måde at løse problemet på består i, at inddele populationen i indkomstintervaller med samme marginale skattesats, og i disse intervaller vil realløn efter skat være uafhængig af arbejdsudbudet, jfr fx Hausman (1985) og Blomquist (1983). Denne metode anvendes først og

³Jfr. diskussionen om Laffer-kurver mm. og den fremtrædende placering skattespørgsmål har indtaget i de sidste års økonomisk-politiske debat. Se fx. Arbejderbevægelsens Erhvervsråd (1990).

⁴Problemet med forskellige skattesystemer og ikke-lineære budgetrestriktioner omtales fx. i Deaton & Muellbauer (1980), Hausman (1985) og Sandmo (1983), som også danner baggrund for fremstillingen her.

fremmest ved tværnsnitsanalyser og falder uden for rammerne af dette projekt.

En anden type ikke-linearitet opstår som en følge af overførselsindkomster. Dette kan give en budgetrestriktion som vist i figur 2, der illustrerer det såkaldte samspilsproblem (eller "fattigdomsfælden"): Bortfald af forskellige overførselsindkomster kan betyde en meget høj marginalbeskatning af de først tjente kroner og resultere i en ikke-konveks budgetrestriktion. I dette tilfælde er der ingen garanti for en entydig løsning på maksimeringsproblemet.

Der er ikke gjort forsøg på at tage højde for ikke-linearitet pga. progression og/eller indkomstoverførsler i skattesystemet. For det første er målet at opstille en forholdsvis simpel aggregeret udbudsfunktion, og for det andet ville en sådan tilgang blive uforholdsmæssig omfattende/tidskrævende, hvortil kommer dataproblemer. I det følgende ses der nærmere på sammenhængen mellem skattefunktion, budgetrestriktion og udbudsfunktion, i det tilfælde, hvor der er tale om lineære relationer.

Den lineære budgetrestriktion fremkommer kun i det helt simple skattesystem med en proportional skat, eller med en konstant marginal skattesats med en skattefri bundgrænse. Først det helt simple tilfælde. Her antages reallønnen efter skat givet som $(1-t)w$, hvor t er en indkomstaafhængig konstant skattesats, dvs. marginal = gennemsnitlig skattesats, svarende til en skattefunktion af typen $T=twL$. Budgetrestriktionen bliver

$$(5) \quad pC = (1-t)wL + Yr$$

Udbudsfunktionen er herefter givet som

$$(6) \quad L = L[(1-t)w/p, Yr/p]$$

Beskattes også ikke-lønindkomsten med en sats, t' , bliver udbudsfunktionen

$$(7) \quad L = L[(1-t)w/p, (1-t')Yr/p],$$

som svarer helt til (3), blot i efter-skat nettostørrelser. Ud fra (7) er det iøvrigt tydeligt, at en skatteændring, der angår både lønindkomst og restindkomst ikke er helt analog til en lønændring, da en sådan skatteændring påvirker både nettoløn og nettoestindkomst.

Problemet ved den skattefunktion, der implicit antages, når lønindkomsten blot ganges med $(1-t)$, og udbudsfunktionen udledes, er, at den marginale skattesats forudsættes lig den gennemsnitlige skattesats. Dette gælder kun for et system med proportional skat, og er formodentlig en ret dårlig beskrivelse af danske skatteforhold.

Det antages nu istedet at skattefunktionen er givet ved en konstant marginal skattesats, t , som betales af al lønindkomst over et givet skattefrit indkomst-

niveau, a . Dermed fås en funktion med en lineær progressiv indkomstskat af typen

$$(8) \quad T = \begin{cases} t(wL - a) & \text{for } wL > a \\ 0 & \text{for } wL < a \end{cases}$$

Skattefunktionen er progressiv i den betydning, at den gennemsnitlige skattesats stiger med indkomsten før skat. Forudsat $wL > a$, fås herefter budgetrestriktionen som

$$(9) \quad pC = (1-t)wL + ta + (1-t')Y_r,$$

hvor det, som før, er forudsat, at ikke-løn indkomsten beskattes med t' . Udbudsfunktionen fås herefter som

$$(10) \quad L = L[(1-t)w/p, (1-t')Y_r/p, ta]$$

Formuleringen svarer til relation (7) med den forskel, at den "skattefri bundgrænse" indgår som argument på højresiden⁵. En forhøjelse af a virker som et fald i den *gennemsnitlige* skattesats, og betydningen for arbejdsudbudet vil - som for enhver indkomstskatteændring - afhænge af størrelsen af indkomst- og substitutionseffekten.

For ændringer i de *indirekte* skatter gælder samme forhold som for den direkte indkomstskat, og disse kommer ind i modellen via prisudtrykket. Effekten af en skatteændring er, som i tilfældet med en lønændring, ikke givet på forhånd (uanset om det skyldes en ændring i t , a eller den indirekte skat). Øgede skatter giver via den positive substitutionseffekt anledning til et fald i arbejdsudbudet, mens arbejdsudbudet øges pga. den negative indkomsteffekt; faldende efter skat-realløn udhuler indkomsten (forbrugsmulighed), og skal denne bevares må der udbydes mere arbejdskraft.

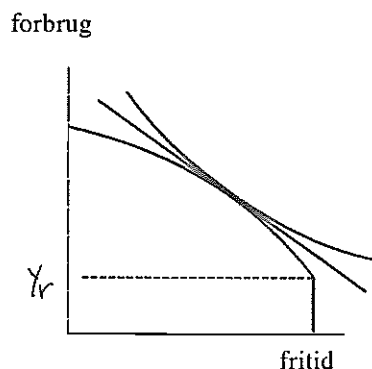
Det er vel begrænset, hvor stærke konklusioner på det her skitserede (mikro-) grundlag, der kan drages mht. inddragelse af skatten i en makroudbudsfunktion. Ovenstående (lange) snak er medtaget for at få diskuteret baggrunden for at inddrage skatten som uafhængig forklarende variabel på højresiden. Den marginale skattesats er den centrale forklarende skattevariabel, men der kan ikke ses bort fra, hvordan skattesystemet iøvrigt er skruet sammen. Den marginale skattesats er afgørende for den enkeltes beslutning om at udbyde arbejdskraft, og en variabel for marginals-katten i makroudbudet bør derfor

⁵Et andet skattesystem, som også giver en lineær budgetrestriktion fås ved skattefunktioner som indeholder "lump-sum"-betalinger, fx. $T = twL - b$, hvor al indkomst beskattes og b udbetales til alle. Der er ingen afgørende forskel på de to skattefunktioner i denne sammenhæng; begge indikerer voksende gennemsnitlig skattesats og problematiserer, at den marginale skattesats er det bedste valg.

ideelt set være et vægtet gennemsnit af de enkelte gruppers marginalskat. Der kan dog argumenteres imod på forhånd at udelukke den gennemsnitlige skattesats som forklarende variabel: Dels arbejdes der med en lineariseret sammenhæng mellem aggregerede størrelser, dels kan en skattefunktion af typen (9) og den resulterende udbudsfunktion være et argument for at anvende den gennemsnitlige istedet for den marginale skattesats som forklarende variabel. Det foreslås derfor, at der gøres forsøg med både den marginale og gennemsnitlige indkomstskattesats.

Da vi véd, at der er ikke-lineariteter i skattesystemet, svarer fremgangsmåden til, at budgetrestriktionen er lineariseret omkring det observerede arbejdsudbud. Det bør nævnes, at en sådan linearisering giver anledning til et "skatte"-simultanitetsproblem med følgende koefficientbias ved estimation, som antydet nedenfor i figur 3.

Figur 3.



Hældningen af tangenten (reallønnen efter skat) varierer med udbudet af arbejdskraft således, at der også er en kausalitet fra det observerede arbejdsudbud til lønnen.

Arbejdsløshed, søgeomkostninger og discouraged- eller added-worker effekt

Forekomsten af (ufrivillig) arbejdsløshed implicerer en rationering på arbejdsmarkedet, således at ikke alle, der ønsker det, kan finde beskæftigelse til den gældende realløn. I den forbindelse tales der i litteraturen om to modsatrettede effekter fra beskæftigelsesn til arbejdsudbuddet, nemlig en discouraged-worker effekt og en added-worker effekt, se fx. Deaton & Muellbauer (1980). (Hvad disse effekter hedder på dansk er uvist?)

Som udgangspunkt antages, at dét at søge beskæftigelse er forbundet med omkostninger, og at dette afspejler sig i nyttefunktionen (se Eaton & Quandt (1983)). Angiver X disse søgeomkostninger kan nyttefunktionen skrives som

$$(11) \quad U(R,C,X) = V(R,C) - bX$$

X antages for givet og ens for alle. Parametren b er nul, hvis forbrugeren ikke søger beskæftigelse, og ellers lig én.

Tankegangen i hypotesen om discouraged-worker effekten er herefter, at betydningen af søgeomkostningerne vokser med arbejdsløsheden. En større arbejdsløshed vil mindske muligheden for at finde beskæftigelse, således at flere vil ophøre med aktivt at søge beskæftigelse og evt. helt forlade arbejdsstyrken. Effekten forstærkes ved, at potentielle udbydere af arbejdskraft vil vente med at melde sig på arbejdsmarkedet, indtil beskæftigelsesudsigterne er blevet bedre.

Heroverfor står added-worker hypotesen, som tager udgangspunkt i familiens eller husstandens samlede situation. I følge denne vil der være større sandsynlighed for, at husstandsmedlemmer, som ikke tidligere har været tilmeldt arbejdsmarkedet, vil søge beskæftigelse - udbyde arbejdskraft - hvis et medlem af husstanden bliver arbejdsløs. Dette sker for at kompensere for det indkomsttab, som rammer husstanden i tilfælde af arbejdsløshed. Øget arbejdsløshed vil altså ifølge added-worker hypotesen føre til et øget arbejdsudbud, modsat discouraged-worker effekten.

Ingen af de to hypoteser er synderligt velfunderet i den økonomiske teori, men alene baseret på antagelser om forbrugeren/husstandens reaktion på beskæftigelsessituationen⁶. Om den ene eller anden effekt dominerer må følgelig afgøres empirisk. Følges Eaton & Quandt (1983) er det centrale, at arbejdsudbudet afhænger af sandsynligheden for at blive arbejdsløs. Denne antages simpelt at kunne approksimeres ved arbejdsløsheden, U , således at arbejdsudbudet bliver en funktion af beskæftigelsessituationen:

$$(12) \quad L = L(U)$$

Da det er arbejdsudbudet, forstået som beskæftigede plus arbejdsløse, der skal modelleres, giver discouraged-worker effekten et fortolkningsproblem. For det første er det ikke muligt med den tilgængelige statistik at sondre mellem, hvorvidt arbejdsløse er aktive eller passive jobsøgende. For det andet er dét, at udbyde arbejdskraft ved blot at optræde i arbejdsstyrken som arbejdsløs ikke forbundet med "søgeomkostninger" i forhold til alternativet - helt at forlade arbejdsmarkedet.

⁶De to effekter er på ingen måde selvindlysende. Et argument imod discouraged-worker effekten kan fx. være, at når forbrugeren observerer en større arbejdsløshed, vil han regne med, at markedet bliver mere rationaliseret, dvs. forvente dårligere beskæftigelsesmuligheder i fremtiden. Han vil derfor prøve, at sikre sig mod "dårligere tider" ved at øge sin indkomst gennem et øget arbejdsudbud.

Det bemærkes, at der ved at introducere arbejdsløsheden som forklarende variabel indføres en konjunkturafhængighed i arbejdsudbudet. Derudover ses også, at når arbejdsløsheden indgår som forklarende variabel, bliver efterspørgslen efter arbejdskraft indirekte bestemmende for udbudet.

Sammenfattes de foregående afsnit får vi udbudet af arbejdskraft som en funktion af realløn efter skat, ikke-lønindkomst efter skat, arbejdsløshed samt demografiske forhold. Vi ender derfor med flg. generelle aggregerede udbuds-funktion:

$$(13) \quad L = L[(1-t)w/p, (1-t')Yr/p, U, A]$$

Den generelle formulering i (13) sammenfatter de argumenter, der kan findes (mere eller mindre velfunderet) teoretisk belæg for, og er samtidig stort set dækkende for de empiriske modeller man møder. Det er således ganske oplagt at anvende (13) som grundlag for opstilling og estimation af en relation for arbejdsudbudet. Tilbage står valg af den specifikke form og estimationsmetode samt valg af variabler, men først noget om aggregerings- og simultantetsproblemer.

Aggregeringsproblemer mv.

Opstilling af en aggregeret arbejdsudbudsfunktion giver naturligt nok anledning til problemer af både empirisk og teoretisk karakter.

Et første problem er, at en "automatisk" aggregering ikke tager højde for, at ændringer i skatteprovenuet vil ændre udbudet af de goder og tjenesteydelser, der produceres i den offentlige sektor. Problemet kan anskues i en generel ligevægtsmodel med privat og offentlig produktion, hvor sidstnævnte finansieres via en indkomstskat, og der forudsættes uændret saldo på statsbudgettet. Vi tager udgangspunkt i en situation med ligevægt og optimal allokering af produktionen, og gennemfører en marginal skatnedsættelse. Dette vil give en marginal nytteforbedring afledt af øget forbrug af goder produceret i den private sektor, men det vil blive modsvaret af et lige så stort nytteforbudet med en reduktion i forbruget af offentlige goder. Sagt på en anden måde vil en stigning i forbruget af privat producerede goder som kommer fra indkomsteffekten blive modsvaret af et fald i det offentlige forbrug pga. reduktionen i skatteprovenuet som finansierer dette. Indkomsteffekten forsvinder altså på det aggregerede niveau, således at kun substitutionseffekten gør sig gældende. Effekten på arbejdsudbudet af en skattestigning vil derfor være negativ, og udbudet voksende med reallønnen efter skat.

Det eneste tilfælde, hvor en sådan "automatisk" aggregering holder, fås, hvis alle individer sætter værdien af de offentlige goder til nul, således at der ikke skal opgives noget af værdi, når en skattereduktion medfører et skift i produktionen fra offentligt til privat regie. Pointen i argumentet er klar nok, nemlig at skatter ikke forsvinder i et sort hul, men giver anledning til udbud

af offentligt producerede forbrugsgoder. I tilfældet, hvor en skattestigning udelukkende anvendes til øgede indkomstoverførsler vil der tydeligvis heller ikke være en aggregeret indkomsteffekt, men kun en substitutionseffekt.

Det må også nævnes, at en aggregeret indkomsteffekt forudsætter øget realløn, dvs. økonomisk vækst, hvis der skal være mulighed for at øge det totale forbrug - samlede realindkomst - uden at udbyde mere arbejdskraft. Derimod er der ingen garanti for, at en skattnedsættelse vil øge realindkomsten eller de samlede forbrugsmuligheder.⁷ Fra forskelligt hold er der, med henvisning til den historiske udvikling i arbejdstiden, blevet argumenteret for, at indkomsteffekten dominerer på langt sigt. Dette kan være korrekt forsåvidt angår effekten af øget realindkomst, men argumentet gælder ikke symmetrisk for skatteændringer.

De øvrige aggregeringsproblemer er af den mere typiske art. Der regnes med én lønsats og der sondres ikke mellem forskellige typer af arbejdskraftudbud. Desuden må man regne med at der aggregeres over individer med positiv udbudselasticitet mht. realløn og individer som befinder sig på den bagudbøjede del af udbudskurven.

Demografiske forklaringsvariabler må af pragmatiske grunde - hensyn til enkelhed og data - indsnævres til nogle få aldersfordelinger og måske køn. Derved udelades forhold som vane, uddannelsesmæssig baggrund, familiestatus, antal børn og pasningsmuligheder, geografisk lokalisering, pensionsforhold mm., som ofte ses inddraget i tværsnitsanalyser.

Mht. arbejdsudbudet kan dette måles i antal timer eller personer. I dette papir foreslås, at arbejdsudbuddet opgøres i antal personer og som venstresidevariabel foreslås en arbejdsstyrkerate. Der er næppe forhold som taler for, at der vindes noget ved at opgøre udbudet i timer, tværtimod vil dette give ekstra dataproblemer, bla med fastlæggelse af den effektive arbejdstid. For en opgørelse i personer taler et bedre datamateriale, samt at ADAMBKs variabler for beskæftigelse og arbejdsløshed er opgjort i antal 1000 personer.

Uanset hvilket mål, der vælges betyder det, at mere kvalitative forhold negligeres. Forhold som arbejdsintensitet og fleksibilitet (fx. villighed til at arbejde på skæve tider) kan have lige så stor betydning som det kvantitative udbud. Anvendes alene et kvantitativt mål må man derfor forvente, at man får en *nedre grænse* for påvirkningen af arbejdsudbudet.

Der er, når alt tages i betragtning, grund til en god portion skepsis overfor den helt simple sammenhæng mellem løn og arbejdsudbud. Arbejdsudbudet især for en række mellem- og højtuddannede afhænger givetvis også af fx. karriere-

⁷En skattereduktion øger ikke den aggregerede realindkomst med skattereduktionen, sådan som det sker i modellen for et enkelt individ. Realindkomsten kunne nemlig i dette tilfælde øges for alle lønmodtagere ved at reducere indkomstkatten, og realindkomsten ville nå sit maksimum ved en indkomstskat på nul!

mulighed, et godt "arbejds miljø", og om arbejdet opleves som interessant og udfordrende. Hertil kommer, at arbejdsudbudet for en meget stor del af de beskæftigede i praksis må anses som fastlagt udfra centrale overenskomstforhandlinger, og ikke kan tolkes som et resultat af individuelle "nyttemaximerende" overvejelser.

Modellsammenhænge og simultanitetsproblemer

Foruden det nævnte kausalitetsproblem mellem arbejdsudbud og nettoløn pga. voksende marginalskat, som negligeres, er der yderligere et problem. Dette består i, at lønnen afhænger af arbejdsudbudet via sidstnævntes betydning for arbejdsløsheden. Dette fremgår eksplicit af den nuværende lønrelation og den foreslåede udbudsrelation;

$$\begin{aligned} \text{(I)} \quad w &= f(U, t, \dots) \\ \text{(II)} \quad L^s &= F(w, U, t, \dots) \end{aligned}$$

Simultanitetsproblemet kan i princippet løses ved en simultan estimation af løn og arbejdsudbud. Der må dog nok forventes en del problemer med de estimerede koefficientstørrelser i en sådan løsning.

Med hensyn til arbejdskraftefterspørgslen, arbejdsudbud og beskæftigelse kan følgende modellsammenhænge opstilles:

$$\begin{aligned} \text{(III)} \quad L^d &= f(Y, w, \dots) \\ \text{(IV)} \quad U &= L^s - L^d \\ \text{(V)} \quad L &= \min(L^d, L^s) \end{aligned}$$

L^d er efterspørgslen efter arbejdskraft, L er beskæftigelsen og Y output. Relationerne (I)-(V) illustrerer, at der er tale om en meget(?) simultan bestemmelse af efterspørgslen efter arbejdskraft, beskæftigelse, samt løn og arbejdsudbud.

Udbudsfunktionen må forventes at stabilisere modellen ved at virke dæmpende på svingningerne fra Phillipskurven/lønrelationen. Med et eksogent arbejdsudbud vil en efterspørgselsstigning på kort og mellemlangt sigt øge beskæftigelsen, dæmpe arbejdsløsheden og øge lønnen. Dette udsving vil blive dæmpet af et endogent arbejdsudbud, idet lønstigningen da giver anledning til en stigning i arbejdsudbudet. Dette øger arbejdsløsheden og presser lønnen ned, hvorved effekten fra Phillipskurven dæmpes. Den udjævnende effekt fra arbejdsudbudet vil forstærkes af en evt. discouraged-worker effekt afledt af den initiale stigning i beskæftigelsen. Af sammenhængen følger også, at en bagudbøjet arbejdsudbudskurve med en negativ koefficient til reallønnen vil forstærke svingningerne fra Phillipskurven og på den måde virke destabiliserende for modellen. Isoleret set vil discouraged-worker effekten give en konjunkturmed-

løbende effekt, således at arbejdsløsheden fluktuerer mindre end beskæftigelsen.

Den sidste relation for beskæftigelsen er naturligvis først aktuel, når økonomien nærmer sig fuld beskæftigelse og vil forhindre at beskæftigelsen overstiger arbejdsstyrken (negativ arbejdsløshedsprocent).

Eksempler på arbejdsudbudsfunktioner i empiriske makromodeller

For at give et indtryk af, hvordan arbejdsudbudet kan modelleres præsenteres kort to eksempler fra udenlandske modeller; en amerikansk model hvor udbudet primært forklares ud fra demografiske forhold, og en finsk model, hvor de forklarende variabler er realløn efter skat, arbejdsløshed og restindkomst.

*The Federal Reserve Board's MPS økonometriske model.*⁸

Modellen er en kvartalsmodel, hvori der indgår en aggregeret arbejdsudbudsfunktion. Venstresiden er en arbejdsstyrkerate og den estimerede relation er:

$$\begin{aligned} (LF/N16) &= 4.95 \\ &+ 110^{**}(NP/N16) \\ &- 20.32^{*}(1/time) \\ &- 24.78^{*}(N5/N16) \\ &+ 69.02^{*}(LE/N16)^{*}(1 - (NP/N16)) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.98, \quad DW = 2.09, \quad x = \text{ej estimeret}$$

LF	: arbejdsstyrken
N16	: befolkning over 16 år
NP	: mænd 25-54 år
N5	: befolkning under 5 år
LE	: beskæftigelse

Som det bemærkes indgår hverken skat, løn eller priser som forklarende variabler.

I modellen anvendes mænd i alderen 25-54 år som en proxy for den primære arbejdsstyrke, NP. En stigning i denne på 1 pct. point øger arbejdsstyrkeraten med 0.7 pct. point (idet LE/N16 holdes konstant lig .60). En stigning i befolkningsandelen under 5 år på 1 pct. point reducerer arbejdsstyrkeraten med

⁸Brayton & Mauskopf (1985). Foruden de forklarende variabler som her omtales, indgår også variabler for den militære sektor.

ca 1/4 pct. point. Tidstrenden (1/time) tvinger venstresidevariablen nedad med aftagende styrke.

Sidste led i relationen angiver "konjunktur"-afhængigheden. En øget beskæftigelsesgrad øger arbejdsudbudet (der er altså tale om en discouraged-worker effekt), men effekten varierer inverst med andelen af den primære arbejdsstyrke. Med en værdi af sidstnævnte (NP/N16) på 0.3 vil en stigning i beskæftigelsen (LE/N16) på 1 pct. point (fx. fra 60 % til 61 %) øge arbejdsstyrkeraten med ca. 0.5 pct. point.

Den Finske Banks model - BOF3 og BOF4.⁹

I BOF3-modellen estimeres arbejdsudbudet ved arbejdsstyrkeraten som en funktion af realløn efter skat, ikke-lønindkomst og en discouraged-worker effekt:

$$\begin{aligned} dl(LF/N) &= 0.0002 \\ &+ 0.575 * dl(LE/N) \\ &+ 0.021 * dl((1 - MTAX) * WR / PCP) \\ &- 0.0323 * dl((YH / pc_p) / LF)_{-1} \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.68, \quad DW = 2.03$$

LF	: arbejdsstyrke
N	: befolkning ml. 15-74 år
LE	: beskæftigelse
MTAX	: marginalskat
WR	: løn
PCP	: forbrugerprisindeks
YH	: husholdningernes ikke-lønindkomst

Foranstillet dl angiver logaritmiske ændringer. Kortsigtselasticiteten i arbejdsudbuddet (LF/N) er .021 mht. realløn efter skat, og -.032 mht. ikke-lønindkomst, som åbenbart ikke beskattes(!). Koefficienten til reallønnen efter skat viser desuden, at substitutionseffekten er stærkere end indkomsteffekten, så der fås en voksende udbudskurve. Koefficienten til (LE/N) indikerer en tydelig discouraged-worker effekt¹⁰.

Arbejdsudbuddet i BOF4 er estimeret med samme forklarende variabler, dog er sidste led erstattet af et udtryk, hvori det private forbrug i løbende priser,

⁹Bank of Finland (1985) og (1990).

¹⁰Discouraged-worker effekten er tilsyneladende dominerende. Dette gælder fx. også den hollandske FREIA-KOMPAS, hvor en stigning i beskæftigelsen øger arbejdsudbuddet med 10 % af beskæftigelsesstigningen (Central Planning Bureau, (1987)). Jeg har faktisk ikke fundet eksempler på estimationer af en negativ sammenhæng mellem arbejdsudbud og beskæftigelse - added-worker effekten.

C, indgår. Dette led er estimeret til $-.0303 * C/N$, således at et øget forbrug virker negativt på arbejdsudbudet. Ideen i denne konstruktion er, at forbruget bestemmes af realindkomsten; Hvis fritid er et normalt gode, vil en forbrugsstigning afledt af en stigning i realindkomsten medføre et fald i arbejdsudbudet. Der er, så vidt jeg kan se, tale om, at indkomsteffekten på denne måde er "flyttet" ud i modellen.¹¹

Fra vor egen verden - et arkæologisk spadestik

Der er tidligere i modelgruppen blevet arbejdet med at opstille en arbejdsudbudsfunktion, dokumenteret i Rapport fra Modelgruppen nr. 1, 1974. Erfaringerne herfra opridses kort i det følgende.

Som venstresidevariabel vælges en arbejdsstyrkerate (dog gøres der også forsøg med det absolutte arbejdsudbud). I denne forbindelse diskuteres hvilket befolkningsbegreb arbejdsstyrken skal sættes i forhold til, og der laves forsøg med forskellige udtryk: 1) Befolkningen mellem 15 og 64 år, som mål for den potentielle erhvervsaktive befolkning. 2) Befolkningen mellem 15 og 64 år fratrukket andelen af skolesøgende i 8.-10. klasse, og 3) Befolkningen mellem 15 og 64 år fratrukket antal offentligt ansatte. Hypotesen bag den sidste korrektion er, at offentlig frem for privat ansættelse foretrækkes, hvorfor antal offentligt ansatte skal fratrækkes, for at få et udtryk for den potentielle erhvervsaktive befolkning, som står til rådighed for den private sektor. En korrelationsmatrix viser imidlertid meget høje korrelationer - omkring .97 - mellem de forskellige befolkningsmål, således at estimationerne er næsten identiske uanset venstresidevariabel.

Arbejdsstyrkeraten estimeres i ændringer med realløn og arbejdsløshed som de gennemgående forklarende variabler. Udgangsrelationen¹² er:

$$d(LF/N) = 35.87 - 7.97 * (U1 - U)_{-1} - 4.53 * dU - .515 * d(LNA/PCP)$$

$$n = 1950-69 \quad R^2 = .33 \quad DW = 1.60$$

LF	: arbejdsstyrke
N	: befolkning mellem 15 og 64 år
U	: arbejdsløshedsprocent i industri og bygge og anlæg
U1	: arbejdsløshedsprocent i øvrige erhverv
LNA	: timeløn
PCP	: forbrugerprisindeks

¹¹Jeg er usikker på, hvad der præcist sker med denne konstruktion, og kan bl.a. ikke gennemskue, hvad der ligger bag anvendelsen af forbruget i løbende priser. Iøvrigt kan nævnes at dette medfører en bagudbøjede udbudskurve ved simulationer af BOF4-modellen (Bank of Finland (1990), p. 107).

¹²Rapport fra Modelgruppen, nr. 1, 1974, s. 7.9, formel 2.

Et foranstillet d angiver ændringer. I relationen bemærkes først leddet $(U1-U)$, som er medtaget for at fange påvirkninger fra beskæftigelsesudviklingen i modellens øvrige produktionssektorer. Dette indebærer desuden at arbejdsløsheden indgår både i niveau og ændringer.

For det andet bemærkes en negativ koefficient til reallønnen, svarende til en *bagudbøjet udbudskurve*. Dette resultat med en negativ udbudselasticitet mht. reallønnen virker tilmed ret stabilt og uafhængigt af, hvilke konkrete specifikationer, der vælges.

Der gøres desuden forsøg med en lidt mere eksotisk forklaringsvariabel, nemlig annoncemængden, som approksimeres ved vækstraten i BNP.¹³ Foruden at dette giver anledning til problemer med multikollinearitet ændrer det ikke estimationerne afgørende - heller ikke det negative fortegn til reallønnen ændres.

Endelig forsøges der med niveauestimationer med den laggede endogene på højresiden, hvor lønnen ikke medtages pga. multikollinearitet. Et eksempel er¹⁴:

$$LF/N = 742.55 + .525*(LF/N)_{-1} - 6.972*U$$

$$R^2 = .91 \quad DW = 1.73$$

Et gennemgående problem ved estimation af en niveaurelation er en kraftig multikollinearitet mellem de forklarende variabler i niveau: Der angives korrelationskoefficienter mellem de potentielt forklarende variabler over .75, ofte i størrelsesordenen .85 - .90.

Afslutningsvis kan man filosofere lidt over, at begrebet skat ikke nævnes med et eneste ord på de 21 sider om arbejdsudbudet...

Opsummering og forslag til modelspecifikationer

I det foregående er det beskrevet hvorledes arbejdsudbudet kan ses som en funktion af realløn efter skat, restindkomst efter skat, beskæftigelsen og demografiske forhold. Som nævnt vælges som venstresidevariabel en *arbejdsstyrkerate*, dvs. arbejdsstyrkens andel af et eller andet mål for den potentielt erhvervsaktive befolkning. Dette må være det mest tilfredsstillende, når de forklarende variabler er relative størrelser. En formulering, hvor den afhængige variabel er i niveau eller niveauændringer giver et fortolkningspro-

¹³Der er her et latent identifikationsproblem, idet der er fare for, at man i realiteten får specificeret en makroproduktionsfunktion den forkerte vej (ibid. s. 7.12).

¹⁴Rapport fra Modelgruppen, nr. 1, 1974, s. 7.16, formel 12.

blem, da man må forvente, at en niveauændring, som følge af en konstant ændring i en af de forklarende relative variabler vil være voksende over tiden.

Udbudsfunktionen, som danner grundlag for estimation af arbejdsudbuddet er herefter

$$(14) \quad LF/N = LF/N[(1-t)w/p, (1-t')Yr/p, U, A]$$

Her angiver LF arbejdsstyrken og N den potentielle erhvervsaktive befolkning. De umiddelbare bemærkninger til (12) er:

- Demografiske effekter udtrykkes ved en variabel for den potentielle erhvsaktive befolkning, flere udtryk forsøges, og det kan undersøges, om en variabel for "den primære arbejdsstyrke" har noget på sig.
- Der forsøges med en aftagende tidstrend af én eller anden slags for at fange kvindernes indtrængning på arbejdsmarkedet. Foreløbige estimationer viser, at en logistisk trend giver en pæn beskrivelse af udviklingen i erhvervsfrekvensen.
- Som "konjunkturvariabel" anvendes arbejdsløshedsprocent eller beskæftigelsesgraden. Det kan tillige undersøges, om beskæftigelsen skal rent ind, eller evt. vejes med et udtryk for den primære arbejdsstyrke.
- Som skattesats gøres der forsøg med både den marginale og den gennemsnitlige skattesats.
- Det forsøges med realløn efter skat i ét led, og med realløn før skat og skattesats i hver sit led. Der kan tænkes lignende forsøg med prisudtryk m/u indirekte skatter.

Leddene for ikke-lønindkomst kan søges erstattet med et udtryk for formuen ud fra et postulat om, at der er proportionalitet mellem de to størrelser.

Med hensyn til specifikationsform og estimation foreligger flere muligheder:

- Relationen kan estimeres "som den ligger", dvs. i en lineær form evt. transformeret til log ændringer.
- Der kan vælges en fejlkorrektionsmodel. Her er det oplagt at forsøge sig med primært de demografiske variabler som forklarende på langt sigt, og de økonomiske som forklarende på kort sigt.
- Det kan også undersøges, om reallønnen *før* skat skal ind på langt sigt, og skatten kun ind på det korte sigt.

- Hvorvidt en fejlkorrektionsmodel skal estimeres i ét hug, eller i en 2-trins estimation, har jeg ingen faste meninger om, men data kan måske give en idé.

Valg af data

Arbejdsudbud

Som mål for arbejdsstyrken anvendes $U_a = Q + U_I$, hvor Q er beskæftigede ialt og U_I antal fuldtidsledige. Der kan dog også forsøges med arbejdsstyrken excl selvstændige; $U_w = Q + U_I - Q_{as} - Q_{us}$, hvor Q_{as} og Q_{us} er selvstændige i landbrug hhv. byerhverv, begrundet i en hypotese om, at selverhverv foretrækkes frem for ansættelse som lønmodtager.

Potentielle erhvervsaktive befolkning

Her foreligger flere muligheder. Det kan vælges at arbejde med befolkningen mellem 15 og 64 år, som i 1974-rapporten, eller befolkningen mellem 15 og 74 år. Sidstnævnte definition anvendes i arbejdsmarkedsstatistikens opgørelse af erhvervsfrekvensen (se fx. Statistisk tiårsoversigt, 1990). Der kan, som jeg ser det, være argumenter for at vælge et lidt snævrere befolkningsbegreb, fx. befolkningen mellem 18 eller evt. 20 og 64 år, begrundet i generelt længere uddannelsesperioder.

Arbejdsløshed

Arbejdsløsheden i pct. kan angives som U_I/U_a eller U_I/U_w . U_a er den samlede arbejdsstyrke ($U_a = Q + U_I$), og $U_w = U_a - Q_{as} - Q_{us}$ er arbejdsstyrken fratrukket de selvstændige. U_I/U_w svarer til arbejdsløshedsudtrykket i ADAMs lønrelation (bul).

Lønsats

Her anvendes timelønnen for arbejdere i industrien, l_{na} . Heri ligger måske et mindre skjult dataproblem, idet overarbejde formodentlig sker til en højere aflønning, men tæller som almindelige timer i beskæftigelsesstatistikken?

Indkomstskattesats

Som gennemsnitlig skattesats for lønindkomst anvendes t_{ss0} , udgangsværdi for gennemsnitlig indkomstskattesats. Variablen findes for 1970 og frem, mens variabelen for perioden før 1970 kan konstrueres ved sammenkædning med t_{sa0u1} , jfr. KS 22.08.89. For marginals-katten kan anvendes t_{sa} , personvejet gennemsnit for trækprocent af A-indkomst,

Ikke-lønindkomst

Ideelt set bør det her være arbejdskraftudbydernes ikke-lønindkomst, der anvendes som forklarende variabel. Da en sådan ikke findes, må den konstrueres ud fra nogle af de eksisterende indkomstvariabler i ADAMBK. Angående beskatningen af denne variabel må én eksisterende ADAMBK-skattesats anvendes.

Forbrugerprisindeks

Her anvendes pcp, forbrugerprisindekset. BFI-deflatoren pyfn kan evt. bruges.

Beskæftigelse og arbejdsløshed fordelt på køn

På dette område er datamaterialet temmelig sparsomt. Den eneste opgørelse, hvor arbejdsmarkedet opdeles i mænd og kvinder, findes i Statistisk tiårs-oversigt, 1989, s. 10. Her opdeles beskæftigelse og arbejdsløshed efter køn tilbage til 1970 med treårige intervaller. Iflg. Lis Iversen (arbejdsstyrkeundersøgelsen) er tallene kun beregnet for hvert 3. år. Tallene er konstrueret ved at fordele ADAMBK-variablene Ua og Q på køn på basis af oplysninger fra beskæftigelses- og arbejdsstyrkeundersøgelserne. Skal kønsaspektet eksplicit inddrages, kræver det altså lidt (?) ekstra dataarbejde.

Litteraturliste

- Arbejderbevægelsens Erhvervsråd (1989): *Modelbrug og -misbrug. Om Budgetdepartementets modelberegninger af "Planen"*.
- Ashenfelter, O.C. & R. Layard, eds. (1986): *Handbook of Labor Economics, vol. I*
- Atkinson, A.B. m.fl. (1980): *On the switch from direct to indirect taxation*, Journal of Public Economics, vol. 14, no. 2, pp. 195-224.
- Auerback, A.J. & M. Feldstein, eds. (1985): *Handbook of Public Economics vol. I*
- Bank of Finland (1985): *The Bof3 Quarterly Model of the Finnish Economy*.
- Bank of Finland (1990): *The Bof4 Quarterly Model of the Finnish Economy*.
- Blomquist, N.S. (1983): *The effect of income taxation on the labor supply of married men in Sweden*, Journal of Public Economics, vol. 22, no. 2, pp. 169-198.
- Brayton, F. & E. Mauskopf (1985): *The Federal Reserve Board MPS quarterly econometric model of the US economy*. Economic Modelling, vol. 2, no. 3.
- Central Planning Bureau (1987): *The FREIA-KOMPAS model for the Netherlands; A quarterly macro economic model for the short and medium term*. Occasional Papers.
- Danmarks Statistik (1974): *Arbejdsmarkedet i ADAM*. Rapport fra Modelgruppen, nr. 1.
- Deaton, A. & J. Muellbauer (1980): *Economics and consumer behavior*.
- Eaton, J. & R.E. Quandt (1983): *A Model of Rationing and Labour Supply: Theory and Estimation*, Economica, vol. 50, pp. 221-233, August 1983.
- Gwartney, J. & R. Stroup (1983): *Labor supply and Tax Rates; A correction of the Record*, The American Economic Review, vol. 73, no. 3 pp. 446-451.
- Hausman, J.A. (1985): *Taxes and Labor Supply*, i Auerbach & Feldstein (1985).
- Pencavel, J. (1986): *Labor supply of Men*, i Ashenfelter & Layard (1986).
- Sandmo, A. (1983): *Progressive taxation, Redistribution, and labor supply*, Scandinavian Journal of Economics, vol. 85, no.3, 1983, pp. 311-23.
- Smith, N. (1986): *Wage and Hours Formations for Married Men and Women in Denmark*, Working paper 86-2, Århus Handelshøjskole og Århus Universitet, Økonomisk Institut.



Rentestrømme i ADAM

Resumé:

I dette papir gennemgås modelleringen af rentestrømmene i ADAM. Først beskrives kort den sammenhæng, som rentestrømmene indgår i i modellen. Dernæst opstilles den generelle model til bestemmelse af sektorenes renteindtægter og -udgifter. Det vælges at formulere modellen som en ændringsrelation, således at der fås en ændring i rentebetalingen som følge af ændringer i sektorens beholdning af finansielle fordringer eller i de tilhørende rentesatser. Der foreslås relationer til bestemmelse af rentebetalingerne for staten, kommunerne, fondssektoren, pengeinstitutterne, Nationalbanken og udlandet. Konklusionen er, at de foreslåede relationer generelt klarer sig ganske pænt, herunder at der fås en bedre beskrivelse end med de nuværende relationer.

g:\cb\wp\

Nøgleord: rentestrøm, nettofordringserhvervelse.

Indledning

I forbindelse med udvidelsen af ADAM med en finansiel sektor model i ADAM april 86-versionen blev der opstillet en række relationer til bestemmelse af renteindtægter og renteudgifter for sektorerne, sådan som de er opdelt i den finansielle sektor. Hovedparten af rentestrømmene bestemmes endogent, mens et mindretal optræder som eksogene variabler.

Rentestrømmene modelleres, således at den enkelte sektors renteindtægter/-udgifter beregnes udfra sektorens beholdning af finansielle fordringer og de tilhørende rentesatser. Dermed fås også tilknytningen til den finansielle sektor, hvor sektorernes beholdninger af finansielle fordringer bestemmes endogent sammen med obligationsrenten.

I dette papir foretages en modellering af rentebetalingerne for staten, den kommunale sektor, sociale kasser og fonde, livsforsikringsselskaber og pensionskasser, pengeinstitutsektoren, Nationalbanken og udlandet. Af disse har rentebetalingerne for Nationalbanken hidtil været eksogent bestemt. De øvrige relationer har, med undtagelse af relationen for udlandet, været formuleret som ændringsrelationer med en niveaukorrektion af højresiden. Som en væsentlig forskel indgår der ikke nogen niveaukorrektion i de foreslåede nye relationer.¹

Rentestrømme og nettofordringserhvervelserne

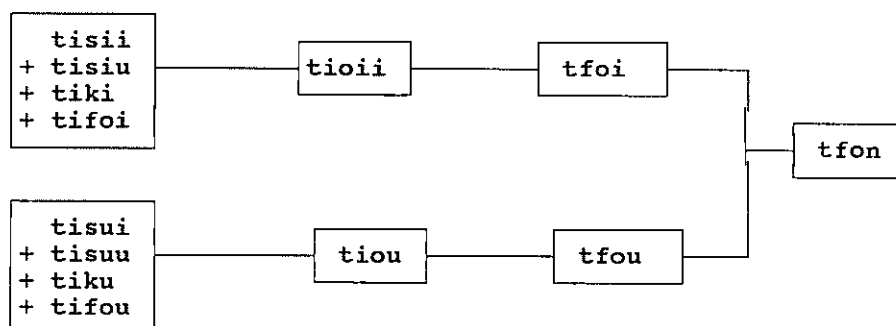
Centralt for rentestrømmene er, at de indgår i bestemmelsen af sektorernes nettofordringserhvervelser. Sammenhængen mellem rentestrøm og nettofordringserhvervelse for de enkelte sektorer er vist i nedenstående oversigt. En variabeliste for de anvendte forkortelser er medtaget i bilag 1.

For den offentlige sektor bemærkes at rentebetalingerne for de sociale kasser og fonde (via Tifoi) indgår i bestemmelsen af nettofordringserhvervelsen, Tffon. Rentestrømmene for staten indgår sammen med strømmene fra kommuner og sociale kasser og fonde i bestemmelsen af den offentlige sektors samlede nettofordringserhvervelse, Tfon. Statens nettofordringserhvervelse er dermed givet residualt som $(Tfon - Tfkn - Tffon)$. Den private sektors nettorenteindtægter, Tipn, beregnes residualt ud fra identiteten $Tipn + Tion = Tien$, hvor Tion er den offentlige sektors nettorenteindtægter og Tien nettorenteindtægterne fra udlandet. Tilsvarende beregnes den private ikke-finansielle sektors nettofordringserhvervelse, Tfpn, residualt som nettofordringserhvervelsen overfor udlandet, Tfen, minus den offentlige sektors nettofordringserhvervelse. Tipp1 er en tilnærmelse af den private ikke

¹ Tidligere modelgruppepapirer om emnet er AKH 22.10.85, AKH 11.2.86, AKH 9.5.86, KS 4.10.87 og CB 24.09.90

Oversigt over rentestrømme i ADAM

Offentlig sektor:



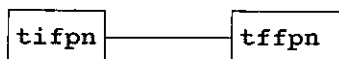
Staten:

$$tfsn = tfon - tfkn - tffon$$

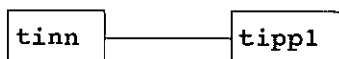
Sociale kasser og fonde:



Livsforsikringsselskaber og pensionskasser:



Nationalbanken:



Private sektor:

$$tipn = tien - tion$$

Private ikke-finansielle sektor:

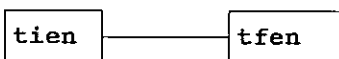
$$tfpn = tfen - tfon - tfrn$$

$$tippl = tipn - (tinn - tono(-1)) - tii + yfqi$$

Pengeinstitutter og postgiro:



Udland:



finansielle sektors nettorenteindtægter, og indgår bl.a. i bestemmelsen af den skattepligtige indkomst (Ys) og i udtrykket for den disponible indkomst (Ydh), som indgår i bestemmelsen af boliginvesteringerne.

For den enkelte sektor gælder, at der ikke sondres mellem, hvorvidt rentebetalingerne stammer fra/går til indland eller udland. Dog er statens renteindtægter og -udgifter opdelt på indland og udland. Summen af sektorernes nettorenteindtægter incl. udlandets nettorenteindtægt (-Tien), skal således være nul, dvs. følgende sumrestriktion skal være opfyldt:

$$(Tisii + Tisiu - Tisui - Tisuu) + (Tiki - Tiku) + Tifpn \\ + (Tifoi - Tifou) + Tibn + Tinn + Tipp1 - Tien = 0$$

Variabelværdierne i ADAMBK overholder ikke helt denne restriktion. Årsagerne hertil må først og fremmest søges i, at flere strømme indeholder både renter og udbytter, hvor udbytter i modsætning til renter ikke har en modpostering, samt i beregningen af Tipp1. Da Tipp1 er defineret som $(Tipn - (Tinn - \text{tono}_{,1}) - Tii + Yfqi)$, må den manglende overholdelse af restriktionen her tilskrives beregningen af Tono og Yfqi.

Den generelle model

Rentebetalingerne for den enkelte sektor bestemmes ud fra sektorens beholdning af finansielle fordringer og de tilhørende rentesatser. Dette indebærer, at der også skal tages hensyn til at den finansielle formue typisk består af både fastforrentede og variabelt forrentede fordringer, og at en del af obligationsbeholdningen eller -gælden hvert år afdrages. I det følgende opstilles en model til bestemmelse af rentebetalingerne - først for den fastforrentede del af formuen, derefter for den variabelt forrentede del. Formålet hermed er først og fremmest at få et billede af lagstrukturen i beholdninger og rentesatser i bestemmelsen af rentebetalingerne for en "repræsentativ" fordring. Hvis man ikke er interesseret i enkeltheder, kan afsnittet springes over, da vi alligevel ender med en ret simpel approksimation.

Det antages først at formuen alene består af fastforrentede fordringer, sådan at kun formueændringer og afdrag, der genplaceres, påvirkes af renteændringer. Det forudsættes, at der kun er én obligationstype, en standardobligation, og følgelig regnes der også kun med én obligationsrente. Det antages at en konstant andel af beholdningen afdrages en gang årligt ultimo og placeres til den aktuelle rentesats primo det følgende år. Formueændringer - nettofordringserhvervelsen - antages at foregå jævnt hen ad året, og det forudsættes, at en konstant andel af nettofordringserhvervelsen afdrages ultimo året, hvor erhvervelsen finder sted og placeres til renten det følgende år. Der ses bort fra overhængende renter. De anvendte rentesatser er alle gennemsnitlige satser for perioden.

Betegner w_0 primoformuen, $dw_n (= w_n - w_{n-1})$ nettofordringserhvervelsen i periode n , i renten og a afdragsandelen kan rentebetalingerne, Tf_i , herefter skrives som:

$$\begin{aligned} Tf_1 &= aw_0 i_1 + (1-a)w_0 i_0 + \frac{1}{2} dw_1 i_1 \\ Tf_2 &= a^2 w_0 i_2 + (1-a)^2 w_0 i_0 + a(1-a) w_0 i_1 \\ &\quad + a(1-a) w_0 i_2 + a dw_1 i_2 \\ &\quad + (1-a) dw_1 i_1 + \frac{1}{2} dw_2 i_2 \\ &\quad osv.... \end{aligned}$$

For hver periode sker der en fordobling af antal led da hvert led dels afdrages (ganges med a og den nye rente), dels ikke afdrages (ganges med $(1-a)$ til uændret rente). Efter en del regning viser det sig, at rentebetalingerne i en eller anden periode n , Tf_n kan udtrykkes som

$$\begin{aligned} (1) \quad Tf_n &= w_0 \left[(1-a)^n i_0 + a^n i_n + \sum_{j=1}^{n-1} a(1-a)^{n-j} i_j + (a-a^n) i_n \right] \\ &\quad + \sum_{j=1}^{n-1} dw_j a^{n-j} i_n + \sum_{j=1}^{n-1} dw_j (1-a)^{n-j} i_j + \frac{1}{2} dw_n i_n \\ &\quad + \sum_{i=1}^{n-2} dw_i \left[\sum_{j=i+1}^{n-1} a(1-a)^{n-j} i_j + (a-a^{n-i}) i_n \right] \end{aligned}$$

Dette umiddelbart noget uoverskuelige udtryk skyldes især, at der skal tages hensyn til rækken af krydsprodukter af typen $a(1-a)$. Det bemærkes dog, at de fire led som indfanger rentebetalingerne fra primoformuen er helt analoge til de fire led, som fanger rentebetalingerne fra nettofordringserhvervelsen til og med periode $(n-1)$. Det fundne udtryk må selvsagt forsimples før det kan anvendes ved praktiske beregninger. Nogen simpel approksimation er ikke oplagt, men det viser sig fordelagtigt at omskrive udtrykket til en ændringsrelation. Første led, w_0 (...), sættes til nul, idet det antages, at w_0 er forsvindende i forhold til de akkumulerede nettofordringserhvervelser. Formuleres de resterende led i ændringer fås ændringerne i rentebetalingerne, dTf_n , som

$$\begin{aligned} (2) \quad dTf_n &= \sum_{j=1}^{n-2} dw_j a^{n-1-j} (ai_n - i_{n-1}) + a dw_{n-1} i_n \\ &\quad + \sum_{j=1}^{n-2} -a(1-a)^{n-1-j} dw_j i_j + (1-a) dw_{n-1} i_{n-1} \\ &\quad + \frac{1}{2} dw_n i_n - \frac{1}{2} dw_{n-1} i_{n-1} \\ &\quad + dw_{n-2} (a(1-a) i_{n-1} + a(1-a) i_n) \end{aligned}$$

I dette udtryk er sidste led en approksimation af leddet med dobbelt summation i ligning (1), mens de øvrige led er omskrivninger. Den dobbelte summation indfanger alene effekten fra krydsprodukterne $a(1-a)$ for nettofordringserhvervelsen til og med periode $n-2$. Sidste led i (2) er lig med den dobbelte summation beregnet for $i=n-2$, således at der ses bort fra disse leds bidrag til ændringer i rentebetalingerne for $i < n-2$. Ligning (2) må dog forsimples yderligere, hvilket sker ved at se bort fra summationerne op til $j = n-3$; mao medregnes effekten fra nettofordringserhvervelserne kun med op til 2 lag². Udregnes summationerne nu for $j = n-2$ og flyttes der om på leddene fås

$$(3) \quad \begin{aligned} dIf_n &= a dw_{n-1} i_n + (1-a) dw_{n-1} i_{n-1} \\ &+ \frac{1}{2} dw_n i_n - \frac{1}{2} dw_{n-1} i_{n-1} \\ &+ dw_{n-2} (a(1-a) i_{n-1} + a(1-a) i_n) \\ &- dw_{n-2} (a(1-a) i_{n-1} + a i_{n-1} - a^2 i_n) \end{aligned}$$

Summen af de sidste to led sættes til nul (hvilket er opfyldt hvis $i_n = i_{n-1}$). Omordnes nu de resterende led fås til sidst relationen for den fastforrentede del af formuen som

$$(4) \quad \begin{aligned} dIf_n &= \frac{1}{2} (dw_n i_n + dw_{n-1} i_{n-1}) \\ &+ a dw_{n-1} (i_n - i_{n-1}) \end{aligned}$$

Ses der herefter på den del af formuen som er variabel forrentet, wv , antages at denne del af formuen til enhver tid forrentes til den aktuelle rente. Der regnes som før med en standardfordring og nettofordringserhvervelsen antages at forløbe jævnt hen ad året. Med de samme forudsætninger som før kan rentebetalingerne på den variabel forrentede formue derfor skrives som

$$\begin{aligned} Tv_1 &= wv_0 i_1 + \frac{1}{2} (wv_1 - wv_0) i_1 = \frac{1}{2} (wv_0 + wv_1) i_1 \\ Tv_2 &= wv_1 i_2 + \frac{1}{2} (wv_2 - wv_1) i_2 = \frac{1}{2} (wv_2 + wv_1) i_2 \\ &\text{osv....} \end{aligned}$$

Generelt er rentebetalingerne for den variabelt forrentede formue, Tv_n , følgelig givet ved

$$(5) \quad Tv_n = \frac{1}{2} (wv_{n-1} + wv_n) i_n$$

²Approksimationerne betyder, at der ses bort fra leddene, hvori a^x og $a(1-a)^x$ indgår for $x > 1$. (Effekterne fra de to summationer i (2) er desuden af forskellig fortegn, og må derfor forventes i nogen grad at ophæve hinanden). Antages en konstant afdragsandel a på 0.10, svarer dette altså til, at der ses bort fra led mindre end $.01*(..)$ og $.09*(..)$.

Og i ændringer

$$(6) \quad dTv_n = \frac{1}{2}((wv_{n-1} + wv_n)i_n - (wv_{n-2} + wv_{n-1})i_{n-1})$$

De samlede rentebetalinger i ændringer i periode n, dT_n , er herefter bestemt som $dTf_n + dTv_n$, fra (4) og (6), dvs.

$$(7) \quad \begin{aligned} dT_n &= \frac{1}{2}(dw_n i_n + dw_{n-1} i_{n-1}) \\ &+ adw_{n-1}(i_n - i_{n-1}) \\ &+ \frac{1}{2}((wv_{n-1} + wv_n)i_n - (wv_{n-2} + wv_{n-1})i_{n-1}) \end{aligned}$$

Den isolerede effekt fra renteændringer for den variabelt forrentede del af formuen og afdragseffekten kan alternativt tilnærmes ved de to sidste led i udtrykket

$$(7a) \quad \begin{aligned} dT_n &= \frac{1}{2}(dW_n i_n + dW_{n-1} i_{n-1}) \\ &+ v*(di_n/i_{n-1}) * T_{n-1} \\ &+ a*(W_{n-1} i_n - T_{n-1}) \end{aligned}$$

Her angiver W *hele* formuen, v den andel af formuen, der forrentes med variabel rente og a afdragsandelen.³ Dette betyder, at rentebetalingerne ændres med forrige periodes rentebetaling på den variabelt forrentede del af formuen gange den relative renteændring. For den del af formuen, der afdrages og antages genplaceret til den aktuelle rente, vil rentebetalingerne ændres med forskellen mellem den hypotetiske rentebetaling, der ville være fremkommet, hvis formuen var blevet forrentet til dette års rentesats og sidste års rentebetaling.

Beregningen af rentebetalingerne for den enkelte sektor afviger mere eller mindre fra den generelle model. Der er således gjort forsøg med forskellige lagstrukturer og forskellige rentesatser, ligesom der ikke tages hensyn til rente- og afdragseffekten i alle relationer.

³ Man kan her tænke på analogien til modellen i den kontinuerte "udgave" givet ved $T=W*i$, hvor W er variabelt forrentet. Totaldifferentieres udtrykket fås

$$\begin{aligned} T &= W*i && \Rightarrow \\ dT/T &= dW/W + di/i && \Rightarrow \\ dT &= dW*i + (di/i)*T \end{aligned}$$

Statens indenlandske renteindtægter

I den nuværende relation beregnes de indenlandske renteindtægter alene ud fra statens obligationsbeholdning og obligationsrenten, og der anvendes en korrektionsfaktor på 1.07 (rentestrømsrelationerne i ADAM, november '89 er vist i bilag 2). Udelades korrektionsfaktoren fås derfor en generel under-vurdering af renteindtægterne. Dette skyldes at staten tillige har finansielle aktiver i form af lån til den private sektor og kommunerne samt indskud i Nationalbanken. Lån og indskud er medtaget i den her valgte relation, idet de under ét antages forrentet med obligationsrenten med en korrektion. Opskrives relationen ud fra den generelle model i (7) fås:

$$(1) \text{ dtisii1} = 0.5*(dwgbz*iwbz+dwgbz_1*iwbz_1) \\ +0.5*((wgl_n+wgl_p+wgl_l+wgl_{n_1}+wgl_{p_1}+wgl_{l_1})*iwbz*0.5 \\ -(wgl_{n_1}+wgl_{p_1}+wgl_{l_1}+wgl_{n_2}+wgl_{p_2}+wgl_{l_2})*iwbz_1*0.5) \\ +kwbza*diwbz*dwgbz_1$$

tisii : statens indenlandske renteindtægter
 iwbz : obligationsrenten
 wgbz : statens obligationsbeholdning
 wgl_n : statens lån til Nationalbanken
 wgl_p : statens lån til private sektor
 wgl_l : statens lån til kommunerne
 kwbza : afdragsandel

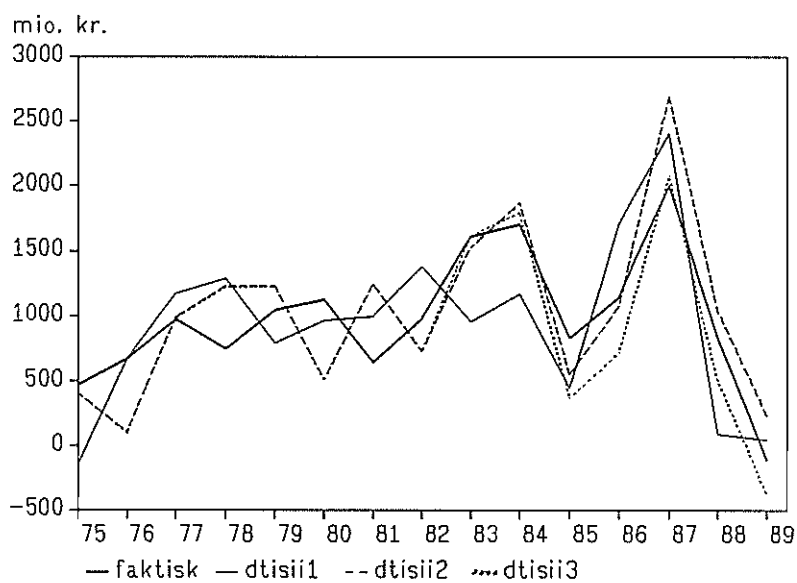
Relationen rammer ikke særlig pænt, og der er en tendens til at ændringerne overvurderes. Dette skyldes især leddet $(wgl_n+wgl_p+wgl_l)$ som varierer meget over tiden, mens $wgbz$ vokser jævnt. $(iwbz*0.5)$ er valgt som rente for udlånene, men fx. $(iwbz-0.02)$ giver samme resultat. Det viser sig, at der fås en bedre relation ved kun at medtage laggede værdier for udlånene, hvor flg. formulering viser sig som den bedste:

$$(2) \text{ dtisii2} = 0.5*(dwgbz*iwbz+dwgbz_1*iwbz_1) \\ +0.5*iwbz_1*(dwgl_{n_1}+dwgl_{p_1}+dwgl_{l_1}) \\ +kwbza*diwbz*dwgbz_1$$

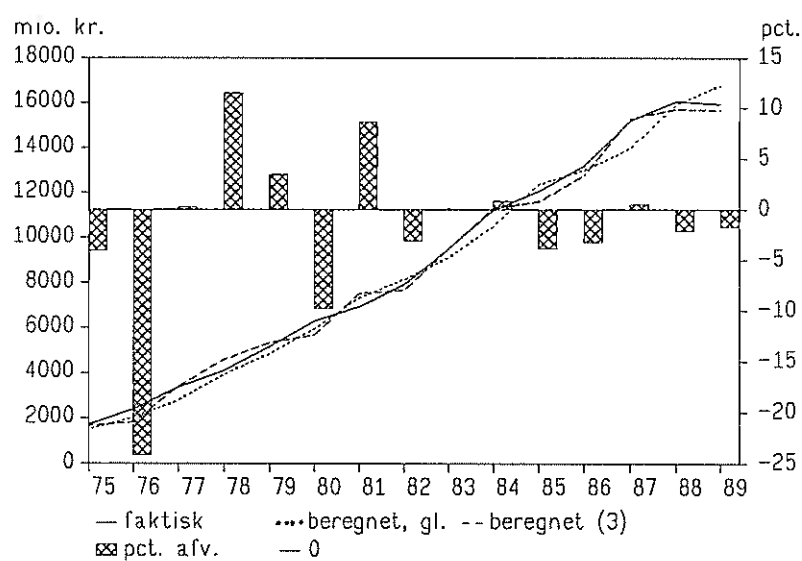
En tredje mulighed er at formulere afdragseffekten som i (7a), hvilket er gjort i (3):

$$(3) \text{ dtisii3} = 0.5*(dwgbz*iwbz+dwgbz_1*iwbz_1) \\ +0.5*iwbz_1*(dwgl_{n_1}+dwgl_{p_1}+dwgl_{l_1}) \\ +kwbza*(iwbz_1*0.5*(wgbz_1+wgbz_2)-tisii_1)$$

Figur 1. Statens indenlandske renteindtægter, årlige ændringer.



Figur 1a. Statens indenlandske renteindtægter, niveau.



Relationerne (2) og (3) er ens til og med 85, men (3) rammer en anelse bedre i slutningen af perioden og bør foretrækkes. Dog er der i niveau ingen praktisk forskel mellem de to relationer.

Statens indenlandske renteudgifter

De statslige indenlandske renteudgifter er vokset stærkt i perioden 1975-85, og har siden '85 ligget på 45-50 mia. kr årligt. Relationen formuleres først som i den teoretiske model, hvilket giver flg:

$$(1) \text{ dtisui1} = 0.5*((dwzbg-dwbgv)*iwbz \\ + (dwzbg_{-1}-dwbgv_{-1})*iwbz_{-1}) \\ + 0.5*((wbgv+wbgv_{-1})*iwbz-(wbgv_{-1}+wbgv_{-2})*iwbz_{-1}) \\ + kwbga*(dwzbg_{-1}-dwbgv_{-1})*diwbz$$

tisui : statens indenlandske renteudgifter
 wzbg : statens obligationsgæld ialt
 wbgv : variabel forrentet obligationsgæld
 kwbgv : wzbg/wbgv
 kwbga : afdragsandel

Som det ses af fig. 2. fanger relationen ikke helt ændringerne. Det viser sig, at der fås en betydelig bedre bestemmelse, hvis første lag i første led udelades, ligesom afdragseffekten modelleret som i (7a) også forbedrer relationen. Dette sker for dtisui2 og dtisui3, hvor effekten fra den variabel forrentede del af gælden er modelleret som i (7a) i sidstnævnte.

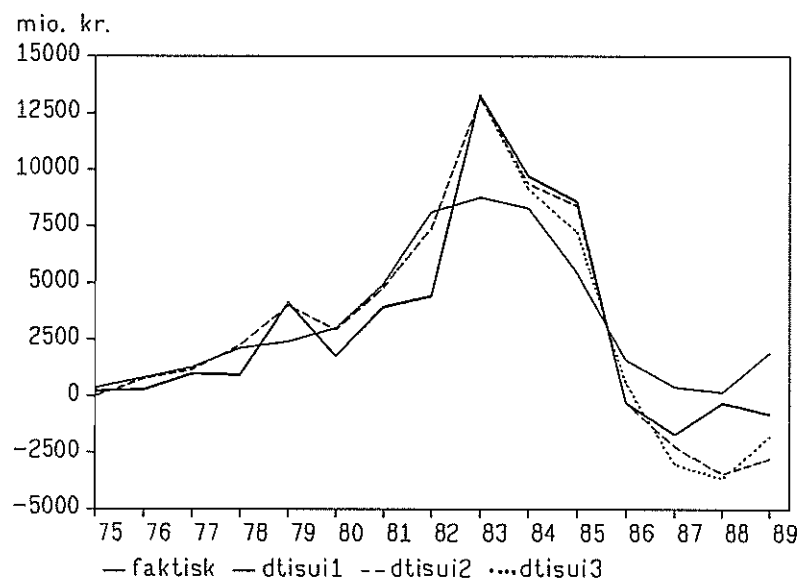
$$(2) \text{ dtisui2} = (dwzbg_{-1}-dwbgv_{-1})*iwbz_{-1} \\ + 0.5*((wbgv+wbgv_{-1})*iwbz-(wbgv_{-1}+wbgv_{-2})*iwbz_{-1}) \\ + kwbga*((iwbz_{-1}*wzbg_{-1})-tisui_{-1})$$

$$(3) \text{ dtisui3} = dwzbg_{-1}*iwbz_{-1} \\ + kwbgv_{-1}*(iwbz/iwbz_{-1}-1)*tisui_{-1} \\ + kwbga*((iwbz_{-1}*wzbg_{-1})-tisui_{-1})$$

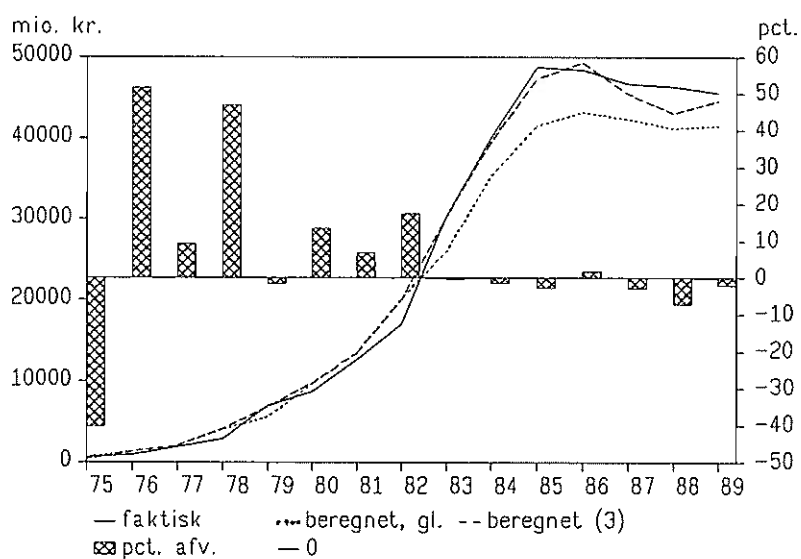
Både rente- og afdragseffekten er meget beskedne, således at det er lagstrukturen i første led, der er afgørende for relationens egenskaber. (2) rammer lidt bedre end (3), men "fylder" også mere. Et argument for at vælge (2) er dog også, at andelen af den variabel forrentede gæld er støt stigende; kwbgv vokser fra 0 til 0.25 fra 1982-89.

Det har været forsøgt at indrage andre rentesatser end iwbz, ud fra en argumentation om, at det er "statspapirrenten" snarere end den gennemsnitlige obligationsrente, som bestemmer statens rentebetalinger på obligationsgælden. Anvendelse af den gennemsnitlige statspapirrente giver imidlertid ikke noget bedre resultat end det, der fås med iwbz. Dette skyldes, at de to serier indtil 1985 stort set er identiske, mens statspapirrenten herefter har ligget mellem 1/4 og 1 %-point under iwbz. Da problemet med relationen har været en tendens til at undervurdere renteudgifterne, har anvendelsen af statspapirrenten selvsagt ikke kunnet give et bedre resultat.

Figur 2. Statens indenlandske renteudgifter, årlige ændringer.



Figur 2a. Statens indenlandske renteudgifter, niveau.



Statens udenlandske renteindtægter

Der knytter sig særlige problemer til bestemmelsen af renteindtægterne fra udlandet, idet statens lån til udlandet primært består af lån til udviklingslande m.v. med meget forskellige betalings-/afdragsordninger og rentesatser. Relationen er uden numerisk betydning for nettorentebetalingerne til udlandet, idet renteudgifterne i 1980'erne har ligget på 8-12 mia. kr. og indtægterne på 100 - 200 mio. kr. årligt. I den nuværende relation anvendes en korrektionsfaktor på 0.7. Udelades korrektionen fås følgelig en permanent overvurdering af renteindtægterne. Det foreslås derfor at relationen modelleres som de foregående, men med en korrektion af rentesatsen for lånene til udlandet. De flg. tre relationer rammer bedst udviklingen:

$$(1) \quad dtisiu1 = 0.5*(0.25*iwbu*dwglkf + 0.25*iwbu_1*dwglkf_1)$$

$$(2) \quad dtisiu2 = 0.25*iwbu*dwglkf$$

$$(3) \quad dtisiu3 = 0.5*(0.25*iwbu_1*(wglkf_1 + wglkf_2) - 0.25*iwbu*(wglkf + wglkf_1))$$

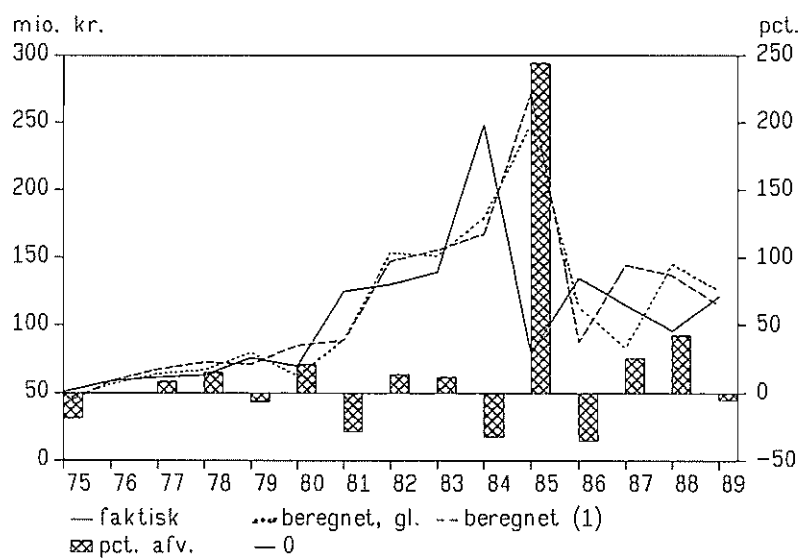
tisiu : statens renteindtægter fra udlandet
wglkf : statens lån til udlandet, kursværdi
iwbu : sammenvejet udenlandsk rentesats

Der er kun små forskelle mellem de tre relationer, og ingen fanger ændringerne. Det er ikke muligt at forbedre bestemmelsen ved at medtage en afdragseffekt, hvilket må tilskrives at der er tale om specielle lån. Det er heller ikke muligt at fange ændringerne i 1984-85, da wglkf vokser med ca 1 mia. kr. årligt i 1983-85, og falder med 200 mio. kr. i 1986! Valget af relation er uden den store betydning, og det kan selvfølgelig besluttes at lægge serien sammen med statens udenlandske renteudgifter, således at der kun medtages en relation for *netto*renteudgifterne til udlandet. Vælges at fortsætte med en modellering af variabelen foreslås relation (1).

Figur 3. Statens udenlandske renteindtægter, årlige ændringer.



Figur 3a. Statens udenlandske renteindtægter, niveau.



Statens udenlandske renteudgifter

Som for de indenlandske statslige renteudgifter vises for de udenlandske ditto en model efter (7) og (7a), hhv. dtisuu1 og dtisuu3. Relationen for dtisuu2 svarer til (1), med den forskel at afdragseffekten behandles som i (7a).

$$(1) \text{ dtisuu1} = 0.5*((dwflkg-dwfgv)*iwbu \\ + (dwflkg_{-1}-dwfgv_{-1})*iwbu_{-1}) \\ + 0.5*((wfgv+wfgv_{-1})*iwbu-(wfgv_{-1}+wfgv_{-2})*iwbu_{-1}) \\ + kwfga*(dwflkg_{-1}-dwfgv_{-1})*diwbu$$

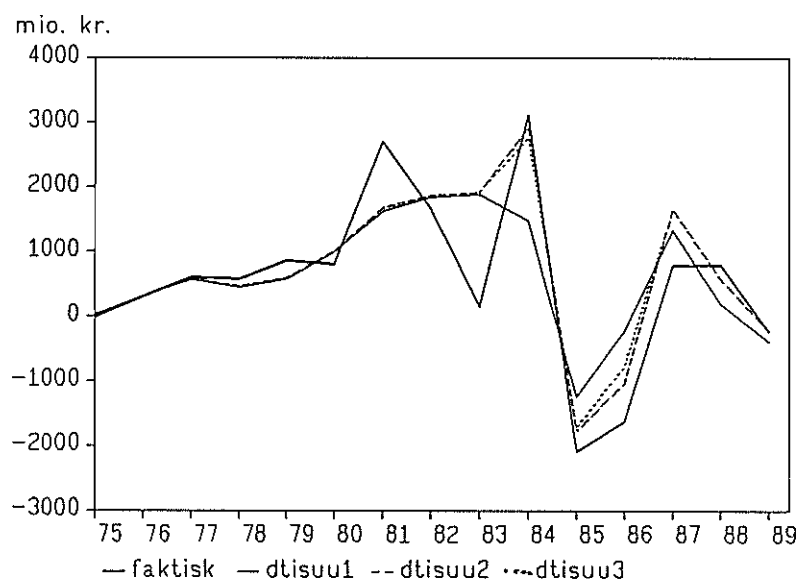
$$(2) \text{ dtisuu2} = 0.5*((dwflkg-dwfgv_{-1})*iwbu \\ + (dwflkg_{-1}-dwfgv_{-1})*iwbu_{-1}) \\ + 0.5*((wfgv+wfgv_{-1})*iwbu-(wfgv_{-1}+wfgv_{-2})*iwbu_{-1}) \\ + kwfga*(wflkg_{-1}*iwbu-tisuu_{-1})$$

$$(3) \text{ dtisuu3} = 0.5*(iwbu*dwflkg+iwbu_{-1}*dwflkg_{-1}) \\ + kwfgv*(iwbu/iwbu_{-1}-1)*tisuu_{-1} \\ + kwfga*(iwbu*wflkg_{-1}-tisuu_{-1})$$

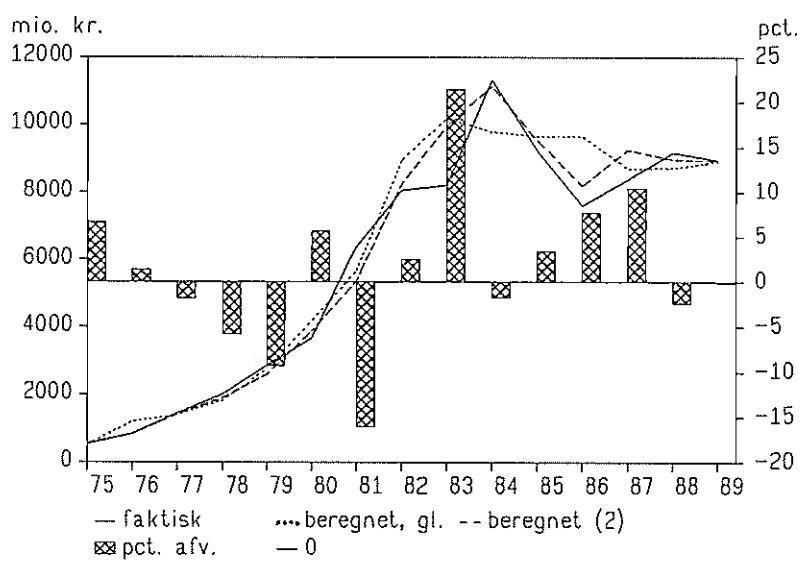
tisuu : statens renteudgifter til udlandet
 iwbu : sammenvejet udenlandsk rentesats
 wflkg : statens lån i udlandet, kursværdi
 wfgv : variabel forrentet udenl. statslån
 kwfgv : wflkg/wfgv
 kwfga : afdragsandel

Relation (1) fanger ikke ændringerne, men holder på den anden side niveauet. Relationerne (2) og (3) fanger derimod pænt udviklingen både i ændringer og niveau, og er næsten identiske. Dette afspejler den ringe betydning det har, om effekten på rentebetalingerne pga. en variabel forrentet del af formuen formuleres på den ene (7) eller anden (7a) måde (kwfgv har de sidste år ligget på godt 30%). Omvendt viser forskellen til ligning (1), at modelleringen af afdragseffekten, særligt i enkelte år (1984-85), kan have stor betydning. Relation (2) bør vælges pga. en lidt bedre bestemmelse, men foretrækkes en simplere relation kan (3) vælges.

Figur 4. Statens udenlandske renteudgifter, årlige ændringer.



Figur 4a. Statens udenlandske renteudgifter, niveau.



Kommunale sektors renteindtægter

Kommunernes renteindtægter bestemmes ud fra beholdningen af finansielle aktiver - obligationer og indskud i pengeinstitutter, og de tilsvarende rentesatser. Relationerne er ændret i forhold til den eksisterende, hvor begge aktiver antages forrentet med obligationsrenten. Kommunernes obligationsbeholdning og indskud i pengeinstitutter udgjorde i 1989 hhv. 4.2 og 7.3 mia. kr. Der er forsøgt med forskellige formuleringer, hvor de bedste er

$$(1) \quad dtiki1 = 0.5*(dwlbz*iwbz+dwlbz_{.1}*iwbz_{.1}) \\ 0.5*((wldb+wldb_{.1})*iwde-(wldb_{.1}+wldb_{.2})*iwde_{.1})$$

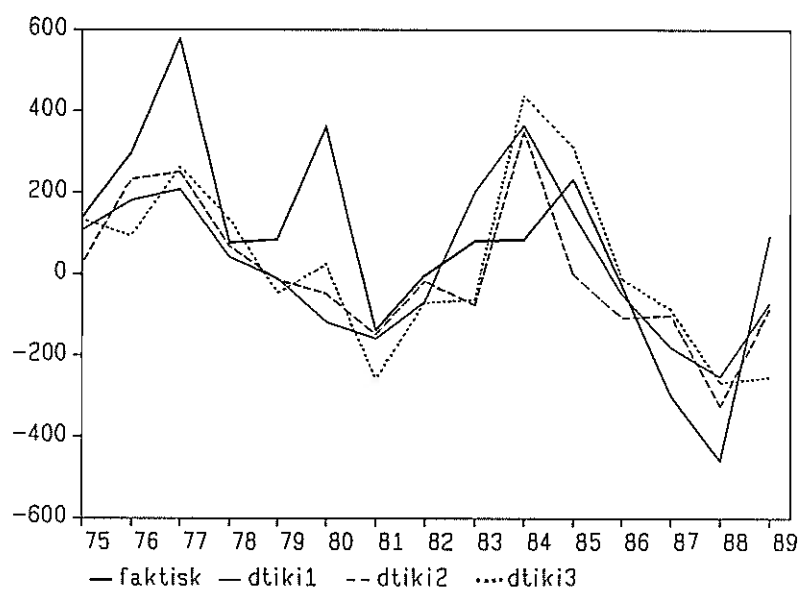
$$(2) \quad dtiki2 = 0.5*((wlbz+wlbz_{.1})*iwbz-(wlbz_{.1}+wlbz_{.2})*iwbz_{.1}) \\ 0.5*((wldb+wldb_{.1})*iwde-(wldb_{.1}+wldb_{.2})*iwde_{.1})$$

$$(3) \quad dtiki3 = dwlbz_{.1}*iwbz_{.1} + dwldb_{.1}*iwde_{.1}$$

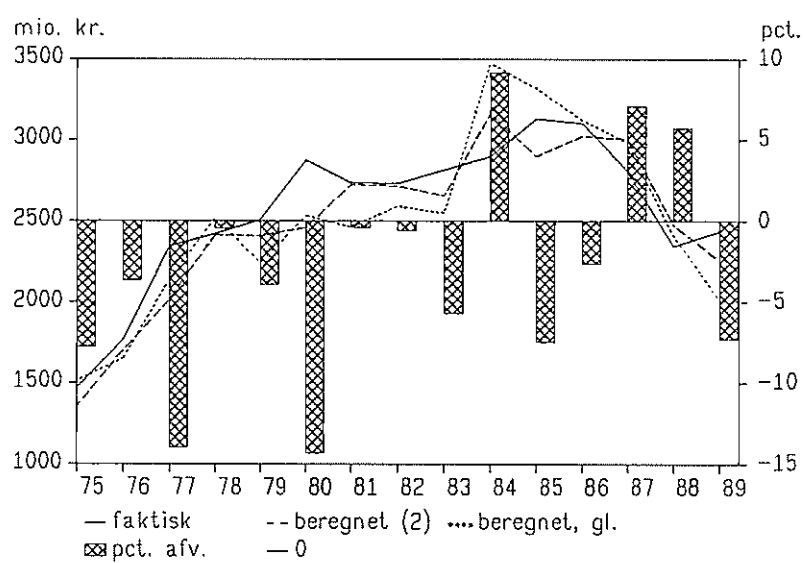
tiki : kommunale sektors renteindtægter
 wlbz : kommunernes obligationsbeholdning
 wldb : kommunernes indskud i pengeinstitutter
 iwde : pengeinstitutternes indlånsrente

Det bemærkes, at det ikke har været muligt at finde en afdragseffekt, der forbedrer relationerne, hvorfor et sådant led er udeladt. Fælles for relationerne (1)-(3) er, at de skyder for lavt i første del af perioden og har en tendens til at skyde over i sidste del af perioden. Valget står mellem (1) og (2), hvor sidstnævnte hermed foreslås.

Figur 5. Kommunale sektors renteindtægter, årlige ændringer



Figur 5a. Kommunale sektors renteindtægter, niveau.



Kommunale sektors renteudgifter

Relationen er i princippet uændret fra den nuværende, hvor strømmen bestemmes som ændringen i de samlede passiver gange obligationsrenten. Her foreslås at passiverne opdeles i obligationsgæld og lån, hvor indenlandske lån antages forrentet med (iwbz*.5) og lån i udlandet med iwbu:

$$(1) \text{ dtiku1} = .5*(\text{iwbz}*\text{dwzbl}+\text{iwbz}_{,1}*\text{dwzbl}_{,1}) \\ + .5*\text{iwbz}_{,1}*(\text{dwgll}_{,1}+\text{dwbl}_{,1}+\text{dwall}_{,1}) \\ +\text{iwbu}_{,1}*\text{dwfl}_{,1}$$

tiku: kommunale sektors renteudgifter

wzbl: kommunernes obligationsgæld

wfl: kommunernes lån i udlandet

iwlo: udlånsrente i pengeinstitutter

wgll: kommunernes lån i staten

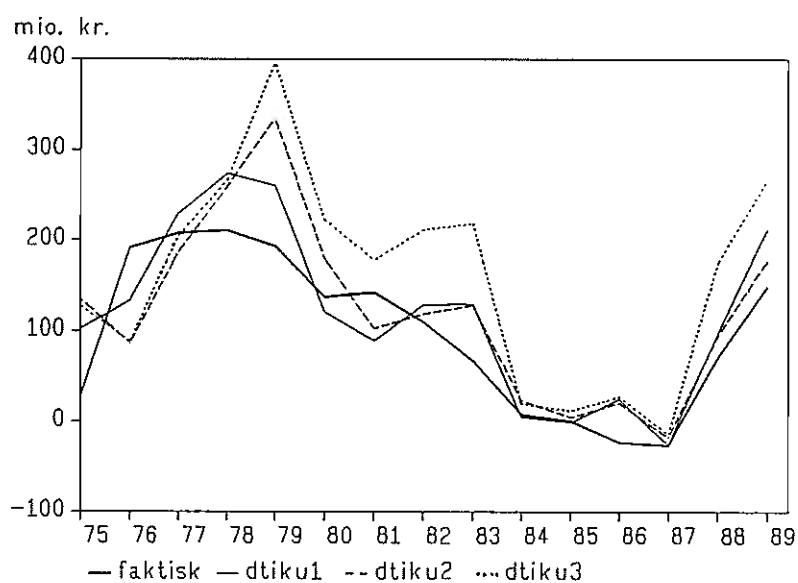
wbl: kommunernes lån i pengeinstitutter

wall: kommunernes lån i livsfors.selsk. og pens.kasser

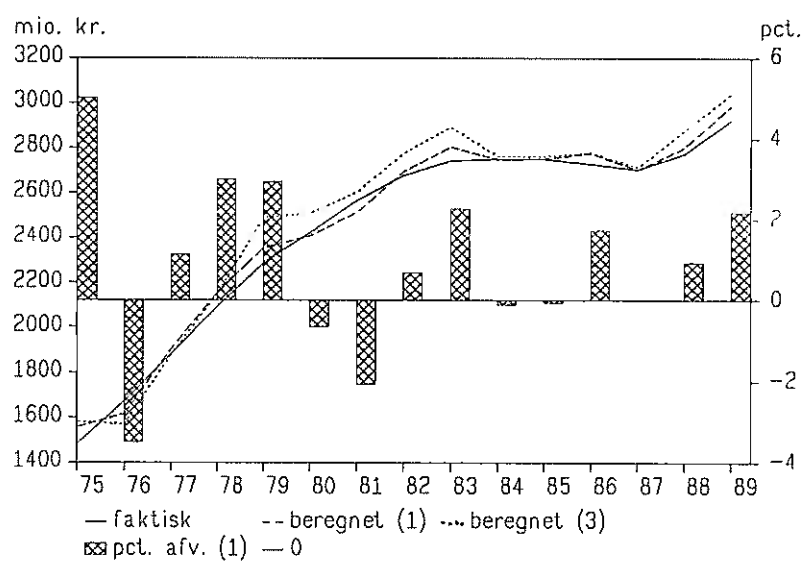
Relation (1) giver tydeligvis en bedre bestemmelse, end den der fås med den nuværende relation (se bilag 2) - angivet ved dtiku3 i figur 6 og "beregnet (3)" i fig. 6a. dtiku2 er identisk med (1), men med den forskel at kun det lange lag i første led er medtaget. Det har ikke været muligt at forbedre bestemmelsen af tiku ved at medtage en afdragseffekt. Kommunernes låntagning i udlandet er stærkt stigende og udgør i 1989 ca. 13 mia. kr. og obligationsgælden 6 mia. kr., af en samlet passivbeholdning på 26 mia. kr. Der er således god grund til at medtage wfl som en særskilt post. Det bemærkes at én af kommunernes passivposter, nemlig lån i Hypotekbanken (Whll), ikke er medtaget. Årsagen hertil er, at posten stort set er nul i alle år med undtagelse af 1984-85, hvor posten hvert år er på -2 mia. Dette skyldes ekstraordinære afdrag i forbindelse med at hypotekbanken ophører med at yde lån til kommunerne.

Der er en tendens til at relationerne overvurderer renteudgifterne, men som det fremgår af Fig. 6a er der kun tale om meget små afvigelser i niveau. Relation (1) klarer sig bedst og bør foretrækkes.

Figur 6. Kommunale sektors renteudgifter, årlige ændringer



Figur 6a. Kommunale sektors renteudgifter, niveau.



Sociale kasser og fondes renteindtægter

Sektoren omfatter arbejdsløshedskasserne, ATP, LD og LG. Sektorens renteudgifter - tifou - er bestemt eksogent og udgør typisk 5 - 10 mio. kr. årligt. Formuleres relationen for renteindtægterne uændret, men uden korrektionsfaktor fås

$$(1) \quad dtifoi1 = 0.5*(tffon*iwbz + tffon_{,1}*iwbz_{,1}) \\ + 0.073*(iwbz_{,1}*(wobz_{,2}+0.5*tffon_{,1})-tifo_{,1})$$

tifoi : sociale kasser og fondes renteindtægter
 tffon : sociale kasser og fondes nettofordringserhvervelse
 wobz : sektorens obligationsbeholdning

Relationen holder niveauet pænt, men fanger ikke ændringerne. Pga. den store beholdning rammer relationen pænt på niveau med små %-vise afvigelser. Faktoren 0.073 er den beregnede afdragsandel på fondenes obligationsbeholdning¹. For at få indfanget udsvingene er der lavet en række forøg med forskellige lags, hvor det bedste resultat fås ved kun at anvende den laggede obligationsrente, altså

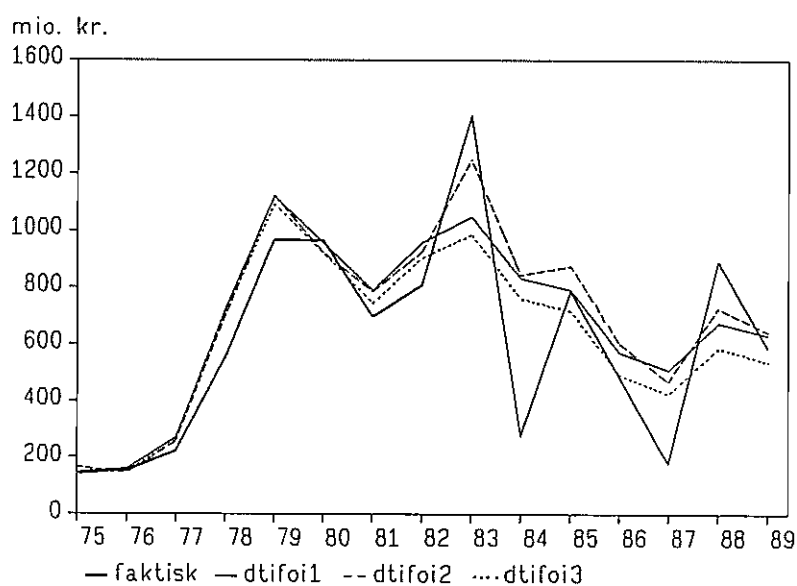
$$(2) \quad dtifoi2 = 0.5*(tffon+tffon_{,1})*iwbz_{,1} \\ + 0.078*(iwbz_{,1}*(wobz_{,2}+0.5*tffon_{,1})-tifo_{,1})$$

I figur 7 er også den nuværende relation vist, angivet ved dtifoi3. For så vidt angår rentebetalingerne i niveau, er forskellen mellem de tre relationer ubetydelig. Lægges vægten på en stabil relation bør (1) foretrækkes, mens (2) dog giver lidt mere dynamik. Relation (1) anbefales pga. den bedre overensstemmelse med den teoretiske model.

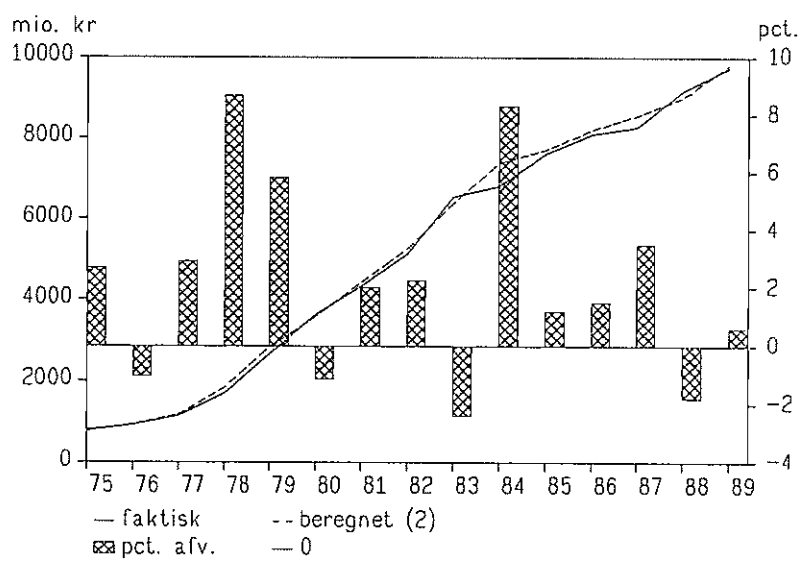
Det bemærkes, at det er uden betydning om leddet $(wobz_{,2}+.5*tffon_{,1})$ omskrives til $.5*(wobz_{,1}+wobz_{,2})$, da der tilnærmet gælder, at $tffon = dwobz$.

¹Kilde til afdragsandelen er ATP, Beretning og regnskab 1989, s.24. 7.3% er afdragsandelen på obligationsbeholdningen i 1989.

Figur 7. Sociale kasser og fondes renteindtægter, årlige ændringer



Figur 7a. Sociale kasser og fondes renteindtægter, niveau.



Livsforsikringselskaber og pensionskassers nettorenteindtægter

Relationen for denne sektor formuleres helt på samme måde som for de sociale kasser og fondes vedkommende. Den nuværende relation har formen

$$(1) \text{ dtifpn1} = 0.5*(iwbz*tffpn + iwbz_1*tffpn_{,1}) \\ + 0.02*(iwbz/iwbz_{-1}-1)*tifpn_{,1} \\ + 0.06*(iwbz_1*(walp_{,2}+wall_{,2}+wabz_{,2}+.5*tffpn_{,1})-tifpn_{,1})$$

tifpn : livsfs. og pens. renteindtægter
 tffpn : livsfs. og pens. nettofordringsserhvervelse
 walp : sektorens lån til private ikke-finansielle sektor
 wall : sektorens lån til kommunerne
 wabz : sektorens obligationsbeholdning

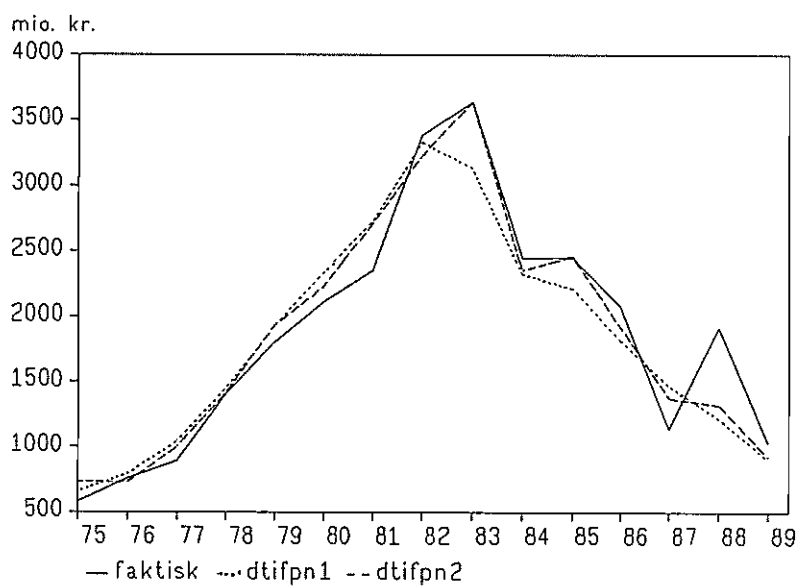
De 2% og 6% angiver andelen af den samlede formue som er variabelt forrentet hhv. afdrages årligt. Det er forsøgt med forskellige lags at forbedre relationen, og et ekstra lag i renten i første led giver en lidt bedre bestemmelse. Dette giver:

$$(2) \text{ dtifpn2} = 0.5*(iwbz_1*tffpn + iwbz_2*tffpn_{,1}) \\ + 0.02*(iwbz/iwbz_{-1}-1)*tifpn_{,1} \\ + 0.06*(iwbz_1*(walp_{,2}+wall_{,2}+wabz_{,2}+.5*tffpn_{,1})-tifpn_{,1})$$

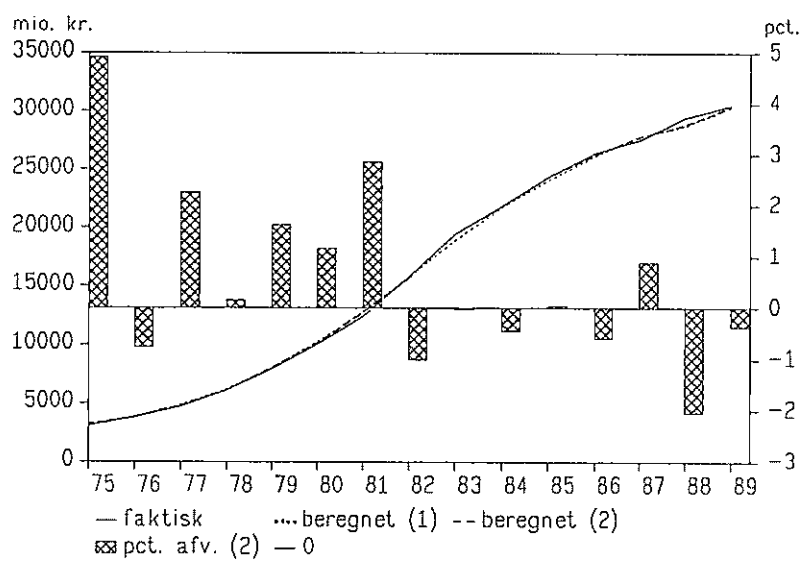
Relationen rammer lidt bedre end (1), men i niveau er der dog ikke nogen praktisk forskel mellem (1) og (2). Desuden kan leddet $.02*(...)$ droppes, da det er fuldstændig uden betydning for relationen (og derfor kan man jo selvfølgelig også vælge at beholde det ...). Relation (1) anbefales pga. konsistens med det teoretiske oplæg.

Da $walp + wall + wabz = wazz$ og $tffpn = dwazz$ kan leddet i afdragseffekten også skrives som $0.5*(wazz_{,1} + wazz_{,2})$

Figur 8. Livsforsikringselskaber og pensionskassers renteindtægter, årlige ændringer



Figur 8a. Livsforsikringselskaber og pensionskassers renteindtægter, niveau.



Pengeinstitutterne og postgiroens nettorenteindtægter

Relationen for sektorens nettorenteindtægter er først blevet formuleret med udgangspunkt i den generelle model i (7), således at lån behandles som variabelt og obligationsbeholdning som fast forrentede fordringer. Dette giver dog en lidt for volatil serie pga. de store udlån til den private sektor og dennes indskud. En bedre relation fås ved at formulere disse to poster med samme lagstruktur som for fastforrentede fordringer, hvorved fås:

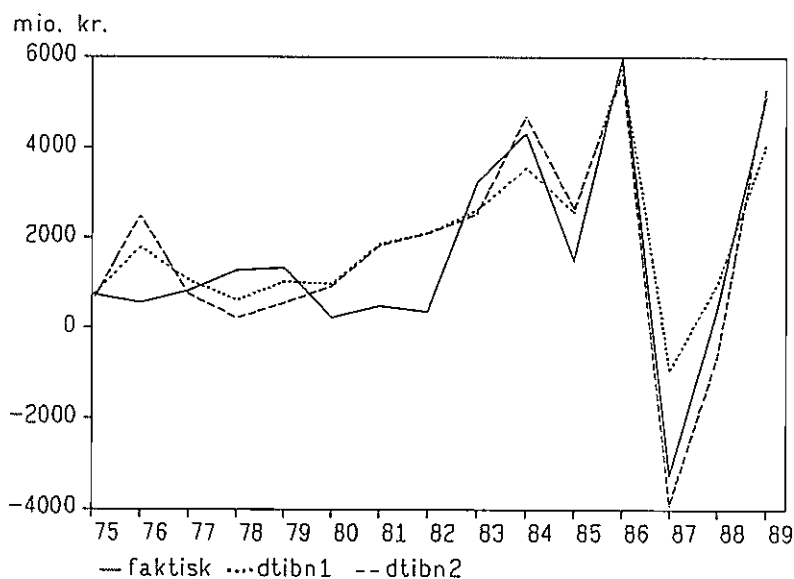
$$(1) \text{ dtibn1} = .5*(iwlo*dwblp+iwlo_{.1}*dwblp_{.1} \\ +iwlo*dwbl_{.1}+wbl_{.1})-iwlo_{.1}*(wbl_{.1}+wbl_{.2}) \\ -(iwde*dwpdb+iwde_{.1}*dwpdb_{.1}) \\ -(iwde*(wldb+wldb_{.1})-iwde_{.1}*(wldb_{.1}+wldb_{.2})) \\ -iwnz*(dwnlbn_{.1})^2 \\ +iwbz*dwbbz+iwbz_{.1}*dwbbz_{.1} \\ +iwbz*dwibz+iwbz_{.1}*dwibz_{.1}) \\ +.20*(dwbbz_{.1}+dwibz_{.1})*diwbz$$

wblp : udlån til private sektor
 wbl : udlån til kommuner
 wpdb : indskud fra private sektor
 wldb : indskud fra kommuner
 wnlbn : pengeinst. lån i Nationalbanken, netto,
 wnlbn = wnlb-wbdn-wbdsn
 wbbz : pengeinst. obligationsbeholdning
 wibz : postgiroens obligationsbeholdning
 iwnz : rente ved træk under lånerammerne (73-85),
 pengemarkedsrenten (86-)

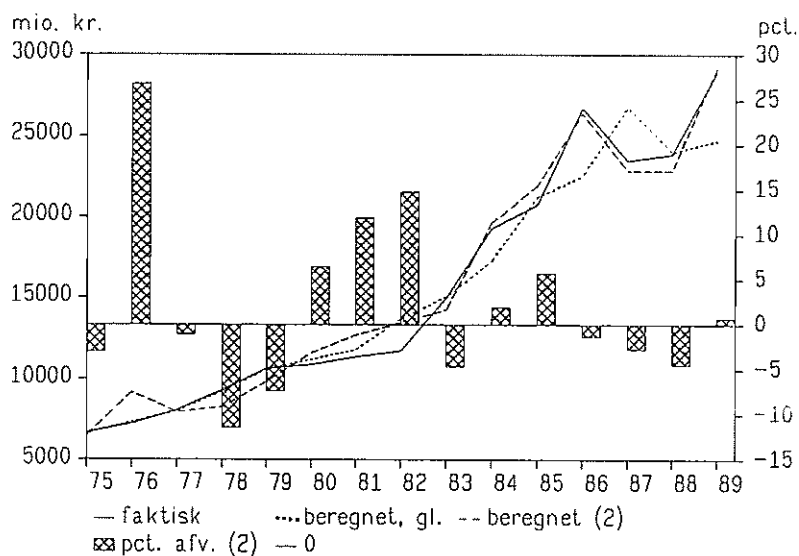
I modsætning til den nuværende relation er pengeinstitutternes mellemværender med Nationalbanken (wnlbn) medtaget. Posten fluktuerer meget, og at den medtages er væsentligt for at fange udviklingen fra 1986 og frem. Desuden viser det sig, at wnlbn kun skal indgå lagget i relationen. Som det ses antages nettogælden til Nationalbanken forrentet med én rentesats, pengemarkedsrenten, hvilket naturligvis er en grov tilnærmelse, som imidlertid vælges, da alternativet er at indføre to nye rentesatser; én for indskud og én for udlån. På baggrund af (1) er det forsøgt med forskellige lags, og det viser sig, at der fås en lidt bedre bestemmelse ved at droppe de lange lags i lånene:

$$(2) \text{ dtibn2} = .5*(iwlo*dwblp \\ +iwlo*dwbl_{.1} \\ -(iwde*dwpdb) \\ -(iwde*dwldb) \\ -iwnz*(dwnlbn_{.1})^2 \\ +iwbz*dwbbz+iwbz_{.1}*dwbbz_{.1} \\ +iwbz*dwibz+iwbz_{.1}*dwibz_{.1}) \\ +.20*(dwbbz_{.1}+dwibz_{.1})*diwbz$$

Figur 9. Pengeinstitutterne og postgiroens nettorenteindtægter, årlige ændringer.



Figur 9a. Pengeinstitutterne og postgiroens nettorenteindtægter, niveau.



Afdragsleddet er af minimal betydning og iøvrigt langt simple end leddet i den nuværende tibn-relation. Afdragsandelen er forholdsvist arbitrært sat til .20 (se KS 10.4.87). Relation (2) - som foreslås - fanger ændringerne bedre end (1), især i sidste del af perioden.

Med hensyn til sektoropdelingen er der en mindre inkonsistens mellem rentestrømmene og sektorerne, sådan som de er afgrænset i den finansielle sektor model. Her henregnes giro'en under Nationalbanksektoren, mens variabelen for Nationalbankens nettorenteindtægter alene omfatter rentebetalingerne til/fra Nationalbanken.

Nationalbankens nettorenteindtægter

Nationalbankens nettorenteindtægter har hidtil været en eksogen variabel i ADAM. Der kan imidlertid være god grund til at foretage en modellering heraf: Dels er nettorenteindtægterne af en betydelig størrelse; siden 1987 har de ligget på godt 5 mia. kr. årligt, dels påvirkes likviditeten af betalingerne til den, i monetær forstand, overordnede sektor Nationalbanken, i modsætning til betalinger internt i den private sektor. Relationen formuleret efter (7) bliver:

$$(1) \quad dtinn1 = .5*(iwbu*(wnvf+wnvf_{.1})-iwbu_{.1}*(wnvf_{.1}+wnvf_{.2}) \\ +iwnz*(wnlbn+wnlbn_{.1})-iwnz_{.1}*(wnlbn_{.1}+wnlbn_{.2}) \\ +iwbz*dwnbz+iwbz_{.1}*dwnbz_{.1} \\ -(.5*iwbz*(wgl_n+wgl_{n_{.1}})-.5*iwbz_{.1}*(wgl_{n_{.1}}+wgl_{n_{.2}})) \\ +.20*dwnbz_{.1}*diwbz)$$

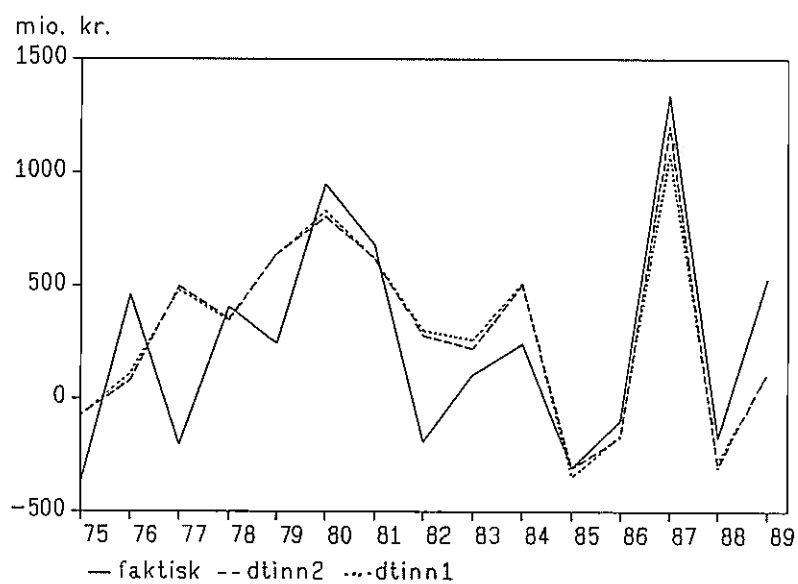
wnvf : officiel likviditet, netto
 wnlbn : pengeinst. lån i Nationalbanken, netto
 wnbz : Nationalbankens obligationsbeholdning
 wgl_n : statens lb. konto i Nationalbanken
 iwnz : rente ved træk under lånerammerne (73-85),
 pengemarkedsrenten (86-)

Relationen har problemer i første del af perioden, hvor der dog også er tale om et meget lavt niveau i betalingerne. Forsøg med forskellige lags har ikke givet en bedre bestemmelse, men der fås dog en lille forbedring ved et lidt andet lag for wgl_n;

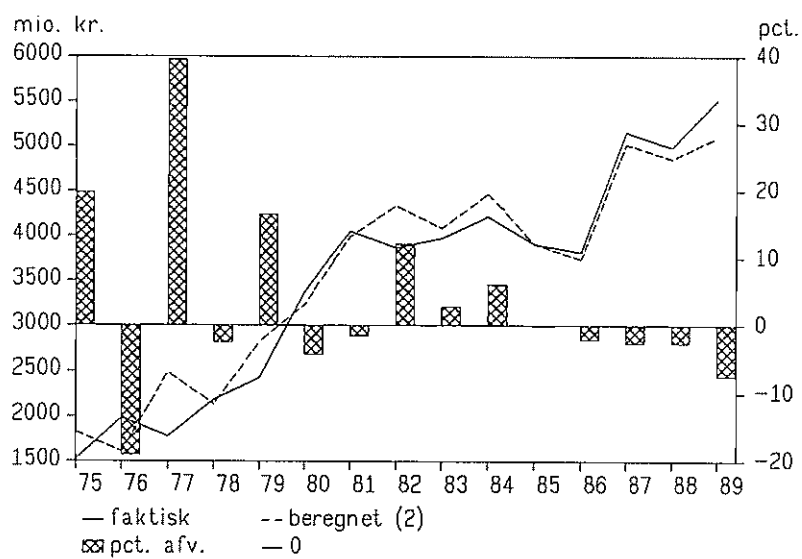
$$(2) \quad dtinn2 = .5*(iwbu*(wnvf+wnvf_{.1})-iwbu_{.1}*(wnvf_{.1}+wnvf_{.2}) \\ +iwnz*(wnlbn+wnlbn_{.1})-iwnz_{.1}*(wnlbn_{.1}+wnlbn_{.2}) \\ +iwbz*dwnbz+iwbz_{.1}*dwnbz_{.1} \\ -(.5*iwbz*dwgl_n+.5*iwbz_{.1}*dwgl_{n_{.1}})) \\ +.20*dwnbz_{.1}*diwbz$$

Som for tibn-relationen gælder at forrentningen af mellemværender med pengeinstitutterne blot antages at ske med pengemarkedsrenten. wgl_n antages forrentet med den halve obligationsrente tilsvarende forrentningen af wgl_n i tisii-relationen. Afdragsandelen er desuden forholdsvist arbitrært sat til 20%.

Figur 10. Nationalbankens nettorenteindtægter, årlige ændringer.



Figur 10a. Nationalbankens nettorenteindtægter, niveau.



Nettorenteindtægter fra udlandet

Nettorenteindtægterne fra udlandet bestemmes i den nuværende relation som

$$(*) \text{ Tien} = 1.07*(iwbu*(ken-(wglkf-wflkg))+tisiu-tisuu)$$

tien : nettorenteindtægter fra udlandet
 ken : Danmarks nettotilgodehavender i udlandet, kursværdi
 wglkf : Statens lån til udlandet, kursværdi
 wflkg: : Statens lån i udlandet, kursværdi

Som det ses af fig. 11a (angivet ved "beregnet, gl") fanger relationen ikke udviklingen efter 1984, og der er på denne baggrund gjort forsøg på at forbedre relationen. Nettorenteindtægterne fra udlandet bestemmes forsøgsvis som i (1) og (2) nedenfor:

$$(1) \text{ dtien1} = .5*(iwbuw*dken+iwbuw_{.1}*dken_{.1})$$

$$(2) \text{ dtien2} = .5*(iwbuw*(ken-ken_{.2}))$$

$$iwbuw : .4*iwbu+.6*iwbz$$

Den sammenvejede rentesats $iwbuw$ er konstrueret for at tage højde for, at en del af låntagningen i udlandet sker i danske kr., og at den danske rente derfor i et eller andet omfang må forventes at påvirke rentebetalingerne til udlandet. Det vejede udtryk findes ved at postulere, at en andel, a , af den private nettolåntagning forrentes med den danske rente, således at

$$iwbuw = (1-a)*iwbu + a*iwbz$$

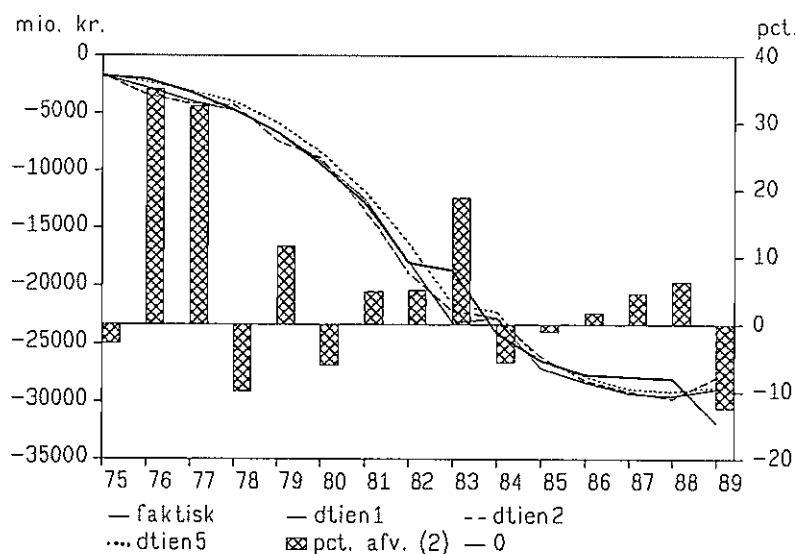
Herefter er a estimeret til 0.6 (estimationsresultater er vist i bilag 3). Andelen på 60% forekommer umiddelbart høj, men svarer aligevel ganske pænt til Nationalbankens opgørelser over nettogælden til udlandet fordelt efter møntsort. Andelen af den private ikke-bankgæld noteret i DKK er her jævnt stigende fra godt 30% i 1983 (første opgørelsesår), 52% i 1986, 72% i 1988 og 56% i 1989. I figur 11 er relation (1) og (2) vist. $dtien5$ svarer til (2), men med den udenlandske rente istedet for det vejede udtryk. Modsat hvad der måske kunne forventes er der ikke stor forskel på de to relationer.

Formuleres relationen (*) i ændringer fås:

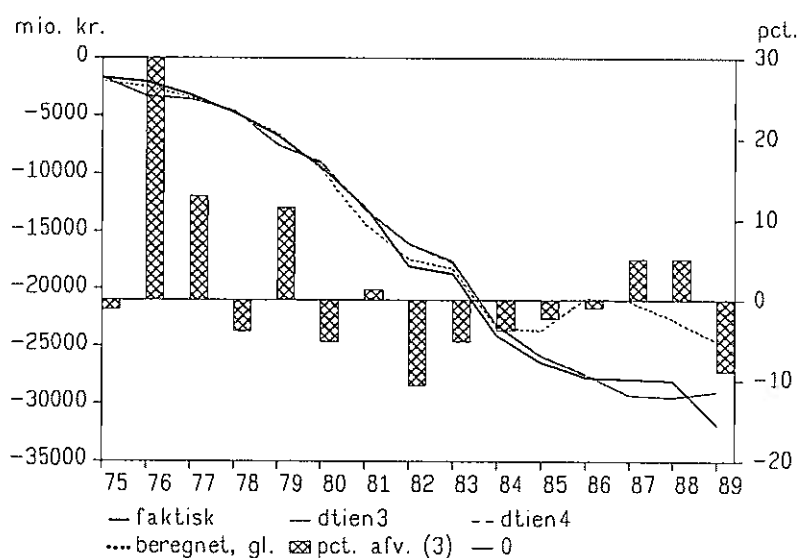
$$(3) \text{ dtien3} = iwbuw*tfen - .5*(iwbu*(wglkf-wflkg-wglkf_{.1}+wflkg_{.1}) \\ +iwbu_{.1}*(wglkf_{.1}-wflkg_{.1}-wglkf_{.2}+wflkg_{.2})) \\ + tisiu-tisuu-tisiu_{.1}+tisuu_{.1}$$

Relationen er vist i Figur 11a, sammen med (4), som giver en lidt bedre bestemmelse og desuden er mere simpel

Figur 11. Nettorenteindtægter fra udlandet, niveau.



Figur 11a. Nettorenteindtægter fra udlandet, niveau.



$$(4) \text{ dtien4} = \text{iwbuv} * \text{tfen} - .5 * \text{iwbu} * (\text{wglkf} - \text{wflkg} - \text{wglkf}_2 + \text{wflkg}_2) + \text{tisiu} - \text{tisiu}_{-1} + \text{tisiu}_{-1}$$

Fordelen ved (3) og (4) ligger i, at den danske rente kun har indflydelse via tfen , mens rentebetalinger pga. statens låntagning alene afhænger af den udenlandske rente (af den udenlandske statsgæld ultimo 1989 var 2% noteret i DKK, jfr. Statens låntagning og gæld, 1989, s. 31). Relation (4) klarer sig bedst og må foretrækkes, medmindre der lægges stor vægt på at få en simpel relation som i (1) eller (2).

Bilag 1. Variabelliste

Tasir	: Realrenteafgiften fra de sociale kasser og fonde
Tfen	: Fordringserhvervelse over udlandet, netto
Tffon	: Sociale kasser og fonds fordringserhvervelse, netto
Tffonr	: Hjelpevariabel i Tffon-relationen
Tfkn	: Kommunale sektors fordelingserhvervelse, netto
Tfoi	: Off. drifts- og kapitalindtægter i alt
Tfon	: Off. sektors fordringserhvervelse, netto
Tfou	: Off. drifts- og kapitaludgifter i alt
Tfpn	: Private sektors fordringserhvervelse, netto
Tfrn	: Fordringserhvervelse på afstemningskonto, netto
Tfsn	: Statslige sektors fordringserhvervelse, netto
Tibn	: Pengeinstitutters, andelskassers og postgirokontoets nettoindtægter i form af renter og udbytter
Tien	: Renter og udbytter fra udlandet, netto
Tifoi	: Sociale kasser og fondes renteindtægter
Tifou	: Sociale kasser og fondes renteudgifter
Tifpn	: Livsforssikringsselskaber og pensionskassers nettorenteindt.
Tii	: Forsikringssektors nettorenteindtægter plus imputerede renter af forsikringstekniske reserver
Tiki	: Kommunale sektors renteindtægter
Tiku	: Kommunale sektors renteudgifter
Tinn	: Nationalbankens nettorenteindtægter
Tioii	: Off. indtægter af renter og udbytter
Tiou	: Off. sektors udgifter til renter og udbytter
Tipn	: Private sektors indtægter af renter og udbytter, netto
Tipp1	: Private ikke-finansielle sektors renteindtægter
Tisii	: Statslige sektors renteindtægter, indland
Tisiu	: Statslige sektors renteindtægter, udland
Tisui	: Statslige sektors renteudgifter, indland
Tisuu	: Statslige sektors renteudgifter, udland
Tono	: Overskud udbetalt fra Nationalbanken til staten
Yfqi	: Bruttofaktorindkomst i imputerede finans. tj.

Bilag 2: Rentestrømsrelationer i ADAM, november '89

$$\text{TIEN} = 1.07 * (\text{IWBU} * (\text{KEN}_{-1} - (\text{WGLKF}_{-1} - \text{WFLKG}_{-1})) + \text{TISIU} - \text{TISUU})$$

$$\text{TIFOI} = 0.99 * (\text{TIFOI}_{-1} + 1/2 * (\text{TFFON}_{-1} * \text{IWBZ}_{-1} + \text{TFFON} * \text{IWBZ}) + 0.072 * (\text{IWBZ}_{-1} * (\text{WOBZ}_{-2} + 1/2 * \text{TFFON}_{-1}) - \text{TIFOI}_{-1}))$$

$$\text{TIKI} = \text{TIKI}_{-1} + (\text{IWBZ}_{-1} * [\text{WLDB}_{-1} + \text{WLBZ}_{-1} - (\text{WLDB}_{-2} + \text{WLBZ}_{-2})])$$

$$\text{TIKU} = \text{TIKU}_{-1} + \text{IWBZ}_{-1} * (\text{WZZL}_{-1} - \text{WZZL}_{-2} - (\text{WLQL}_{-1} - \text{WLQL}_{-2}))$$

$$\text{TISII} = 1.07 * (\text{TISII}_{-1} + 1/2 * (\text{IWBZ}_{-1} * (\text{WGBZ}_{-1} - \text{WGBZ}_{-2})) + \text{KWBZA}_{-1} * (\text{IWBZ}_{-1} * (\text{WGBZ}_{-2} + 1/2 * (\text{WGBZ}_{-1} - \text{WGBZ}_{-2})) - \text{TISII}_{-1}))$$

$$\text{TISIU} = 0.7 * (\text{TISIU}_{-1} + \text{IWBU}_{-1} * (\text{WGLKF}_{-1} - \text{WGLKF}_{-2}))$$

$$\text{TISUI} = 0.93 * (\text{TISUI}_{-1} + 1/2 * (\text{IWBZ}_{-1} * (\text{WZBG}_{-1} - \text{WZBG}_{-2}) + \text{IWBZ} * (\text{WGBG} - \text{WZBG}_{-1})) + \text{KWBGV}_{-1} * (\text{IWBZ} / \text{IWBZ}_{-1} - 1) * \text{TISUI}_{-1} + \text{KWBG}_{-1} * ((\text{IWBZ}_{-1} * (\text{WZBG}_{-2} + 1/2 * (\text{WZBG}_{-1} - \text{WZBG}_{-2}))) - \text{TISUI}_{-1}))$$

$$\text{TISUU} = 1.02 * (\text{TISUU}_{-1} + \text{IWBU} * (\text{WFLKG} - \text{WFLKG}_{-1}) + \text{KWFGV}_{-1} * (\text{IWBU} / \text{IWBU}_{-1} - 1) * \text{TISUU}_{-1} + \text{KWFG}_{-1} * (\text{IWBU} * \text{WFLKG}_{-1} - \text{TISUU}_{-1}))$$

$$\text{TIFPN} = \text{TIFPN}_{-1} + 1/2 * (\text{IWBZ} * \text{TFFPN} + \text{IWBZ}_{-1} * \text{TFFPN}_{-1}) + 0.02 * (\text{IWBZ} / \text{IWBZ}_{-1} - 1) * \text{TIFPN}_{-1} + 0.06 * (\text{IWBZ}_{-1} * (\text{WALP}_{-2} + \text{WALL}_{-2} + \text{WABZ}_{-2} + 1/2 * \text{TFFPN}_{-1}) - \text{TIFPN}_{-1})$$

$$\begin{aligned}
\text{TIBN} = & .95*(\text{TIBN}_{.1} + .5 \\
& *[\text{IWLO}*(\text{WBLP} - \text{WBLP}_{.1} + \text{IWLO}_{.1}*(\text{WBLP}_{.1} - \text{WBLP}_{.2}) \\
& + \text{IWLO}*(\text{WBLL} - \text{WBLL}_{.1}) + \text{IWLO}_{.1}*(\text{WBLL}_{.1} - \text{WBLL}_{.2}) \\
& + \text{IWZ}*(\text{WBBZ} - \text{WBBZ}_{.1}) + \text{IWZ}_{.1}*(\text{WBBZ}_{.1} - \text{WBBZ}_{.2}) \\
& - \text{IWDE}*(\text{WPDB} - \text{WPDB}_{.1}) - \text{IWDE}_{.1}*(\text{WPDB}_{.1} - \text{WPDB}_{.2}) \\
& - \text{IWDE}*(\text{WLDB} - \text{WLDB}_{.1}) - \text{IWDE}_{.1}*(\text{WLDB}_{.1} - \text{WLDB}_{.2}) \\
& + (((\text{WBLP} + \text{WBLL}) * (\text{IWLO} - \text{IWLO}_{.1}) \\
& - (\text{WPDB} + \text{WLDB}) * (\text{IWDE} - \text{IWDE}_{.1})) / \\
& \quad ((\text{WBBZ} + \text{WIBZ}) * \text{IWZ}_{.1} \\
& + (\text{WBLP} + \text{WBLL}) * \text{IWLO}_{.1} - (\text{WPDB} + \text{WLDB}) * \text{IWDE}_{.1})) \\
& \quad * \text{TIBN}_{.1} \\
& + (.2 * (\text{WBBZ}_{.1} + \text{WIBZ}_{.1} * \text{IWZ}_{.1}) \\
& / ((\text{WBBZ}_{.1} + \text{WIBZ}_{.1}) * \text{IWZ}_{.1} + (\text{WBLP}_{.1} + \text{WBLL}_{.1}) \\
& * \text{IWLO}_{.1} - (\text{WPDB}_{.1} + \text{WLDB}_{.1}) * \text{IWDE}_{.1}) \\
& * ((\text{WBBZ}_{.2} + \text{WIBZ}_{.2}) * \text{IWZ}_{.1} + (\text{WBLP}_{.2} + \text{WBLL}_{.2}) \\
& * \text{IWLO}_{.1} - (\text{WPDB}_{.2} + \text{WLDB}_{.2}) * \text{IWDE}_{.1} - \text{TIBN}_{.1}))
\end{aligned}$$

Bilag 3. Estimation af vejet renteudtryk i Tien-relationen

Udtrykket for den sammenvejede rente findes ud fra

$$iwbu_v = (1-a) * iwbu + a * iwbz$$

hvor a er andelen af nettofordringserhvervelsen overfor udlandet som forrentes med iwbz. a estimeres herefter i relationen

$$dtien = tfen * (iwbu + a * (iwbz - iwbu)),$$

og i

$$\begin{aligned} dtien &= .5 * (tfen * iwbu_v + tfen_{-1} * iwbu_{v,-1}) \\ &= .5 * (tfen * iwbu + tfen_{-1} * iwbu_{-1}) \\ &\quad + a * .5 * (tfen * (iwbz - iwbu) + tfen_{-1} * (iwbz_{-1} - iwbu_{-1})) \end{aligned}$$

Relationerne giver samme resultat og er forholdsvis stabile, og det vælges på den baggrund at fastlægge a til .6.

Ordinary Least Squares

ANNUAL data for 15 periods from 1975 to 1989

diff(tien)

$$= \begin{matrix} 1.00037 * tfen * iwbu & + & 0.60234 * (iwbz - iwbu) * tfen \\ (1.97857) & & (0.73430) \end{matrix}$$

R Sq 0.1742

D.W.(1) 1.7180

Estimeres på perioden 1970-89 fås a = .578

Restricted Ordinary Least Squares

ANNUAL data for 15 periods from 1975 to 1989

diff(tien)

$$\begin{aligned} &= \begin{matrix} 1.00000 * .5 * (tfen * iwbu + tfen_{-1} * iwbu_{-1}) \\ (\quad NC) \end{matrix} \\ &\quad + \begin{matrix} 0.59348 * (.5 * (iwbz - iwbu) * tfen + .5 * (iwbz_{-1} - iwbu_{-1}) * tfen_{-1}) \\ (1.23735) \end{matrix} \end{aligned}$$

R Sq -0.0323

D.W.(1) 1.9174

Estimeres på 1970-89 fås a = .584

Project LINK, New York,
March 7-9, 1990
Forecast summary: DENMARK
(not for publication)

In the period 1988-89 the Danish economy experienced an increase in the economic activity from a lower turning point in 1987-88. For the period 1990-92 the prospects have been revised upward compared to the august 1989 forecast. Especially an increase in exports and a modest increase in domestic demand and imports is now expected to bring about a balance of payments improvement without raising the unemployment rate.

The rise in private consumption of 1.5% per year in volume in 1990-92 is smaller than expected earlier. The figures for 1991-92 might nevertheless show a somewhat larger increase - 2-2.5% - due to, among other things, suspension of the tax levy on households loans in banks for non-residential purposes, that is, an ease of the terms of credit to households. Government consumption is as a consequence of a tight policy expected to fall by app. 1% per year.

Gross fixed capital formation has shown a drop in 1989, primarily due to a fall in residential capital formation. Capital formation will start growing this year, however. Especially private non-residential capital formation is expected to increase up to 4% in 1991. The forecast of the investment activity relies however on a crucial assumption of

very low increases in costs of production, i.e. import prices, wages and interest rates. The investment activity is expected to be stimulated also by a reduction in the corporate tax rate from 50% to 40% in 1990.

The recent figures show increasing interest rates; the yields on long-term bonds have risen from 10.0% in February 1989 to 12.2% in February 1990, as a consequence of the rise in West German interest rates. Because of a still closer tie to the West German interest rate, the Danish interest rates will to a large extent be determined by West German monetary policy.

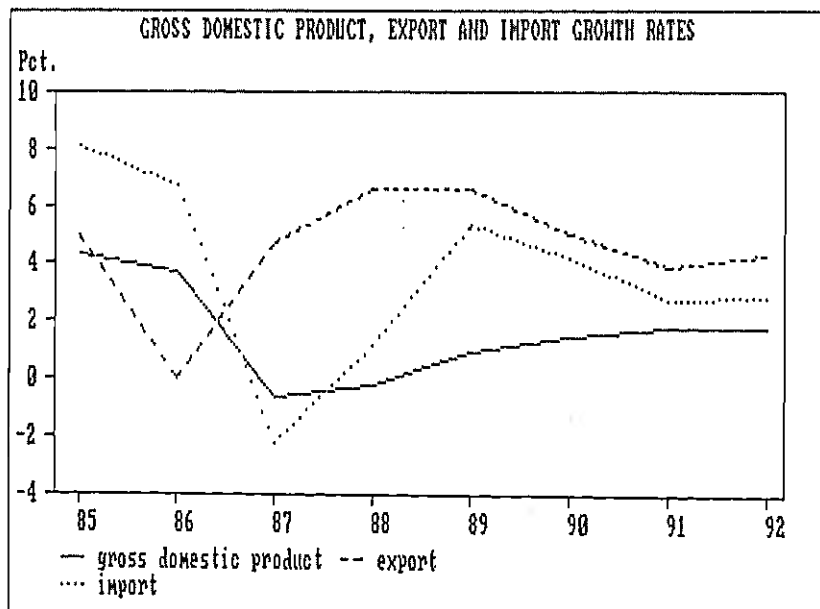
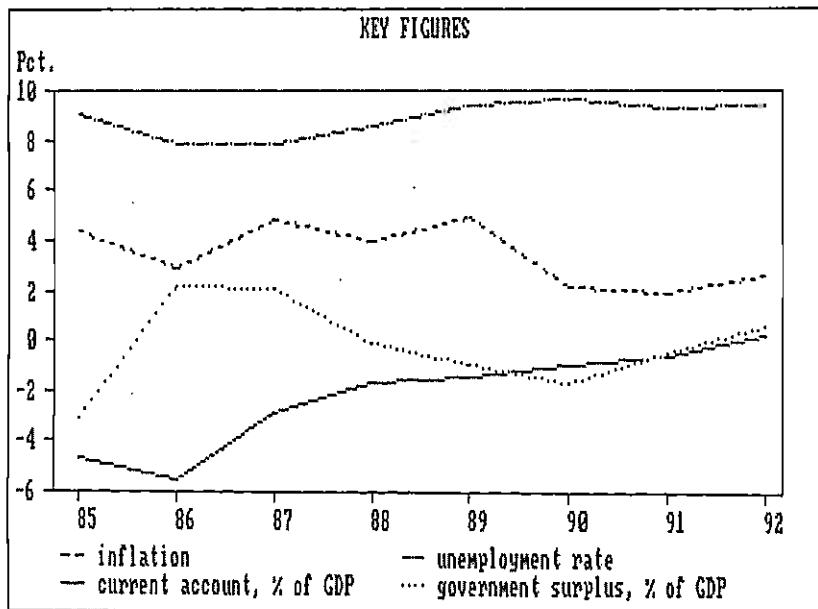
Domestic final demand is unchanged in 1989 as to 1988 and is expected to show a rather low steady growth of app. 1% in volume in 1990-92. Still, a turning point is clearly indicated with respect to both 1987 and 1988, when domestic demand decreased by 3.0% resp. 2.2%.

The growth of the Danish economy in the forecast scenario can be said to be of the export-led type of growth. Exports of goods and services is performing better than expected last year. Assuming low rises in costs and noting an appreciation of the Danish krone with respect to US-dollar, yen, and pound sterling, the forecast suggests a sustained although slightly decreasing growth rate in exports. Imports is expected to increase at a somewhat lower growth rate. The terms of trade is not expected to change significantly, and as a result an improvement of the balance of payments' current account is expected, providing a small surplus in 1992. In case, it will be the first time since 1963. It is not unlikely, however, that the increase in private consumption and non-housing investment will raise the import growth rate, thereby reducing the improvement of the current account.

All in all GDP is expected to grow by 1.5%-2% per year - a small upward revision compared to the autumn 1989 forecast. The growth in GDP will increase total employment which just

catches up the increase in labor force and productivity growth, leaving the unemployment rate unaffected at 9.5% for 1990-92. In 1989 productivity in manufacturing rose at 3-4% which was more than expected. For 1990-92 productivity is expected to increase at the lower level of 2-3% per year.

Hourly wage cost is, as earlier, expected to rise by 4-5%, which is below expected foreign wage increments. Due to a reduction in weekly working hours from 39 to 38 hours in 1989, an hourly wage increase of 4.5% corresponds to an annual increase of 3%. In 1990 weekly working hours is further reduced to 37 hours.



Danmarks Statistik
Modelgruppen

25. oktober 1989
Carsten1/251089CB.dok
TAB1-2.dok
TAB3.dok
CB/cj

REESTIMATION AF DE STOKASTISKE RELATIONER I DEN FINANSIELLE SEKTOR MODEL, I

Dette papir omhandler en reestimation af de stokastiske relationer i FINDAN. De anvendte FINDAN-relationer i den nuværende modelversion af ADAM er, med få undtagelser, estimeret på perioden 1975.1 - 1985.4. Relationerne estimeres i dette papir frem til 1988.2. Papiret skal - af indlysende årsager - ikke ses som et endeligt papir med grydeklare reestimerede relationer. Generelt er relationerne ret ukritisk estimeret frem til 1988.2 i deres nuværende form. Konklusionen er, at der kun sker mindre ændringer for de relationer, der estimeres enkeltvis og kun for enkelte af disse er der et nødvendigt behov for at tage større livtag med relationerne. Den simultant estimerede blok for obligationsmarkedet virker grundlæggende stabil, hvorimod den simultane blok for pengemarkedet giver problemer mht. parameterstabilitet og -størrelse, restriktioner på koefficienterne og de statistiske egenskaber.

Hvilke relationer estimeres

Hovedparten af relationerne, der beskriver den finansielle sektor er identiteter eller definitioner, således, at der kun er ialt 14 relationer der skal estimeres. Det drejer sig om følgende:

- | | | |
|-----|-------|---|
| | iwbz | Obligationsrenten. |
| 1. | Wpbnz | Private ikke-finansielle sektors nettoobligationsefterspørgsel. |
| | Wbbz | Pengeinstitutternes obligationsefterspørgsel. |
| 2. | Wfbz | Udlandets efterspørgsel efter Kr.-obligationer. |
| 3. | Wzbr | Private ikke-finansielle sektors obligationsudbud. |
| | Wpm | Private ikke-finansielle sektors pengeefterspørgsel. |
| 4. | Wblp | Pengeinstitutternes udlån til den private ikke-finansielle sektor |
| | Wflp | Udlandets lån til den private ikke-finansielle sektor. |
| 5. | Wpcz | Private ikke-finansielle sektors efterspørgsel efter sedler, mønt og giroindskud. |
| 6. | Wbcz | Pengeinstitutternes efterspørgsel efter sedler, mønt, og giroindskud. |
| 7. | iwde | Indskudsrenten. |
| 8. | iwlo | Udlånsrenten. |
| 9. | iwbze | Hjælpe ligning for den forventede obligationsrente. |
| 10. | ewdme | Hjælpe ligning for den forventede DM-kurs |

Hvor der er anvendt enkeltligningsestimation er estimationerne foretaget vha. OLS-ordren i TSP. Relationerne under pkt. 1. og 4., hhv. obligations- og pengemarkedet, er estimeret simultant, og her er TSP's LSQ-ordre anvendt. Estimationerne foretages i ovennævnte rækkefølge, dog gennemgås estimationen af Wfbz-relationen i BA 18.10.89.

Ved estimationerne er alle fordringsvariable deflateret med prisindekset for indenlandsk efterspørgsel, og den anvendte regne enhed er mia. 1980-kr. Da der ikke er foretaget nogen sæsonkorrektion af data indgår der kvartalsdummyer i de fleste relationer.

Den private ikke-finansielle sektors og pengsinstitutternes obligationsefterspørgsel og obligationsrenten

Som bekendt er obligationsrenten i FINDAN bestemt som den markedsclearende rente ved ligevægt mellem udbud og efterspørgsel. Løses ligevægtsbetingelsen med udtrykkene for sektorernes respektive (netto-)obligationsefterspørgsel og (netto-)udbuddet indsat, fås således et udtryk for ligevægtsobligationsrenten. Ideelt set burde de stokastiske relationer for W_{pbz} , W_{bbz} , W_{fbz} og i_{wbz} derfor estimeres simultant. Det har imidlertid kun været muligt at estimere udlandets obligationsefterspørgsel på en meget kort periode (nemlig 1985.2 - 86.3), hvorfor den er estimeret for sig. Det er således kun W_{pbz} , W_{bbz} og i_{wbz} der estimeres simultant. Hertil kommer, da renten netop skaber ligevægt på markedet, at hvis fx W_{pbz} og i_{wbz} er bestemt, da er også W_{bbz} fastlagt, og er W_{pbz} og W_{bbz} givet, da er i_{wbz} også bestemt. Der kan derfor kun estimeres to relationer, hvorefter den tredje kan beregnes på baggrund af de to første.

Konkret er det valgt at estimere relationerne for i_{wbz} og W_{pbz} . Hvorvidt det vælges at estimere W_{pbz} eller W_{bbz} , og derefter beregne den tredje, er pga. de pålagte restriktioner (næsten) uden betydning for koefficientestimererne.

Relationerne for W_{pbz} og W_{bbz} og den resulterende relation for i_{wbz} er opstillet som vist nedenfor¹

$$\begin{aligned} W_{pbz} = & a_0 + a_1 \cdot (i_{wbz} - i_{wde}) + a_2 \cdot wpqe \\ & + a_3 (W_{pbz}(-1) + a_2 \cdot W_{pqe}(-1)) + a_4 \cdot dum1 \\ & + a_5 \cdot dum2 + a_6 \cdot dum3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} W_{bbz} = & b_0 + b_1 \cdot [(1+b_2)(i_{wbz} - i_{wnz}) + b_2 \cdot (i_{wbz} - i_{wbze})] \\ & + b_3 \cdot W_{lik} + b_4 \cdot (W_{b1p} + W_{b1l}) + b_5 \cdot dum1 \\ & + b_6 \cdot dum2 + b_7 \cdot dum3 \end{aligned}$$

¹I i_{wbz} -relationen angiver den første "runde" parentes "nettoudbuddet" af obligationer forstået som bruttoudbud fratrukket en række efterspørgselskomponenter, der, mere eller mindre, er eksogent bestemt.

$$\begin{aligned}
iwbz = & [(Wzbl + Wzbg - Wobz - Wabz - Wlbz - Wnbz \\
& - Wibz - Wfbz - Wgbz - Wrbz - Wsbz - Whbz) \\
& - a_0 + a_1 \cdot (iwde) - a_2 \cdot Wpqe - a_3 (Wpbnz(-1) \\
& + a_2 \cdot Wpqe(-1)) - a_4 \cdot dum1 - a_5 \cdot dum2 - a_6 \cdot dum3 \\
& - b_0 + b_1 \cdot ((1+b_2) iwnz + b_2 \cdot iwbze) \\
& - b_3 \cdot Wlik - b_4 \cdot (Wblp+Wbl1) - b_5 \cdot dum1 - b_6 \cdot dum2 \\
& - b_7 \cdot dum3] / [a_1 + b_1 \cdot (1+b_2)]
\end{aligned}$$

De finansielle efterspørgselsrelationer er bygget op om den simple ide, at efterspørgslen efter en given fordring afhænger positivt af egenrenten og negativt af alternativrenterne samt positivt af den finansielle formue, dvs. Wpqe for den private ikke-finansielle sektor og Wlik (placeringspotentiallet) for pengeinstitutterne.

Af relationen for Wpbnz ses at efterspørgslen kun varierer med obligationsrenten fratrukket indlånsrenten. Det har ikke været muligt at estimere signifikante parametre til alternativrenterne, hvorfor disse er udeladt. Pengeinstitutternes obligationsefterspørgsel afhænger af dels obligationsrenten fratrukket iwnz, renten ved træk under lånerammesystemet, dels størrelsen (iwbz-iwbze), hvor iwbze er et udtryk for den forventede obligationsrente. iwbz er estimeret vha. en AR(2)-proces og omtales senere. Med andre ord antages at pengeinstitutterne reagerer/spekulerer ud fra forventede kursgevinster, mens spekulativ adfærd ikke forekommer i den private ikke-finansielle sektor.

Estimeres Wpbnz- og iwbz-relationerne fås de i tabel 1 og 2 viste estimationer.¹ I tabellerne angiver første række den nuværende relation.

¹Det er ikke indlysende at vælge at estimere netop Wpbnz- og iwbz-relationen, hvilket hidtil har været praksis. Mere intuitivt er det vel at estimere Wpbnz- og Wbbz-relationen og derpå bestemme relationen for iwbz, hvilket gøres i næste papir om reestimation af FINDAN. Hermed afprøves også evt. divergenser afhængigt af hvilke relationer, der estimeres.

Tabel 1 Private ikke-finansielle sektors nettoobligations-
efterspørgsel.

n	konstant	dum1	dum2	dum3	(iwbz-iwde)	Wpge	(Wpbnz(-1) -a2·Wpge(-1))	R ²	DW	S
75.1-85.4	-23.6 (2.8)	6.1 (6.9)*	2.0 (2.5)*	3.2 (3.9)*	117.8 (15.7)	0.41 (0.05)	0.82 (0.04)	0.97	2.07	1.71
75.1-86.4	-22.1	5.7	1.9	2.9	125.6	0.42	0.85	0.99	2.18	2.21
75.1-87.4	-21.9	6.1	1.9	3.2	122.5	0.45	0.84	0.99	2.29	2.16
75.1-88.2	-20.8 (2.4)	6.0 (0.9)	1.5 (0.8)	3.1 (0.8)	121.2 (17.2)	0.44 (0.05)	0.86 (0.03)	0.99	2.06	2.25

ANM: Tal i parentes angiver standardafvigelsen, (*) angiver t-værdien

Tabel 2 Pengeinstitutternes obligationsefterspørgsel.

n	konstant	dum1	dum2	dum3	(Wblp+Wbl1)	Wlik	(5·iwbz-4·iwbze -iwnz)	R ² 1)	DW ¹⁾	S ¹⁾
75.1-85.4	-34.7 (15.1)	1.7 (0.9)*	2.0 (1.0)*	4.5 (2.3)*	-0.48 (0.19)	0.84 (0.05)	192.3 (40.2)		1.77	4.2
75.1-86.4	-36.3	1.4	1.8	4.2	-0.44	0.82	211.2			
75.1-87.4	-24.9	2.1	4.3	6.7	-0.65	0.87	411.4			
75.1-88.2	-22.1 (11.7)	0.9 (4.9)	5.3 (5.7)	9.1 (6.0)	-0.72 (0.16)	0.88 (0.09)	574.7 (208.3)			

ANM: Tal i parentes angiver standardafvigelsen, (*) angiver t-værdien

- 1) Teststørrelserne skal, når Wpbnz og iwbz estimeres, beregnes "i hånden". Beregningerne er endnu ikke foretaget, hvilket trækker kvaliteten af hele tabellen ned. Se iøvrigt Arbejdsnotat nr. 26, s. 85, note 7.

Tabel 1 giver indtryk af en meget stabil Wpbnz-relation med stort set uændrede statistiske egenskaber og stabile, signifikante parametre.

Tabel 2 er karakteriseret ved en stigende koefficient til udlånene, en konstant koefficient til Wlik samt en mere end fordoblet rentefølsomhed.

Placeringspotentialiet er de facto defineret som $Wlik = (Wflb+Wplb+Wldb+Wpdb+Wbqb-Wbcz-Wbdsn-Wbqf-Wbvf-Wblp-Wbll)$. Imidlertid er effekten fra udlånene, de to sidste led, estimeret separat. Argumentet for opsplittningen er, at pengeinstitutterne anser indlån for mere langvarige end udlån, hvorfor indlån placeres i længere fordringer. Dette stemmer godt overens med de estimerede koefficienter når der kun estimeres frem til 1985.4, hvorimod sondringen bliver mere usikker når der estimeres frem til 1988.2. Årsagen til den kraftige stigning i rentefølsomheden er ikke helt entydig og indlysende. Dog må en væsentlig del tilskrives et stort fald i den anvendte rentediffenrentiale, som dog også følges af et fald i pengeinstitutternes obligationsbeholdning. I estimationen af $Wbbz$ -relationen er parametren b_2 bundet til 4. Dette er primært et historisk levn og båndet er ikke testet for estimationen frem til 88.4 - naturligvis under al kritik.

Den private ikke-finansielle sektors bruttoudbud og -efterspørgsel efter obligationer

Den private sektors bruttoefterspørgsel efter obligationer ($Wpbz$) bestemmes efter at nettoefterspørgslen er bestemt, og er derfor uden betydning for bestemmelsen af obligationsrenten i modellen.

Ved at estimere bruttoudbuddet ($Wzbr$) findes bruttoefterspørgslen som

$$Wpbz = Wpbnz + Wzbr$$

Relationen for $Wzbr$ er formuleret som:

$$\begin{aligned} Wzbr = & c_0 + c_1 \cdot (iwbz - iwde) + c_2 \cdot Wpqe + c_3 \cdot Ytr \\ & + c_4 \cdot vkihw + c_5 \cdot (Wzbr(-1)) + c_4 \cdot vkihw(-1) \\ & + c_2 \cdot Wpqe(-1) + c_6 \cdot dum1 + c_7 \cdot dum2 + c_8 \cdot dum3 \end{aligned}$$

Det ses at bruttoudbuddet afhænger af de samme argumenter som nettoobligationsefterspørgslen samt af de akkumulerede boliginvesteringer og den indenlandske efterspørgsel. Den estimerede

Wzbr-relation er vist i tabel 3, hvor første række er den gældende.

Tabel 3 Private ikke-finansielle sektors bruttoobligationsudbud

n	konstant	dum1	dum2	dum3	(iwbz -iwde)	Wpqe	Ytr	vkipw	(Wzbr(-1)- c ₁ (vkipw(-1)) -c ₂ Wpqe(-1))	R ²	DW	S
75.1-85.4	-2.7 (6.7)	-1.2 (1.5)*	0.9 (1.3)*	0.21 (.03)*	116.7 (12.4)	-0.09 (0.06)	0.08 (0.02)	0.58 (0.11)	0.85	0.99	1.54	1.53
75.1-86.4	-5.1	-1.8	0.7	0.02	126.9	-0.15	0.08	0.66	0.85	0.99	1.57	1.68
75.1-87.4	3.0	-2.7	0.4	-0.34	135.5	-0.25	0.04	0.87				
75.1-88.2	5.8 (8.1)	-2.5 (0.9)	0.6 (0.8)	-0.4 (0.9)	140.8 (15.7)	-0.27 (0.05)	0.02 (0.03)	0.96 (0.12)	0.85	0.99	1.23	2.08

ANM: Tal i parentes angiver standardafvigelsen, (*) angiver t-værdien.

Som det fremgår af tabellen er parametren til de laggede variabler bundet til 0.85 i den nuværende specifikation. Årsagen hertil er multicollinearitetsproblemer, og at det ikke har været muligt i fri estimation at estimere en parameter mindre end én. Det forekommer ud fra tabellen nødvendigt at revurdere specifikationen, herunder at få problemerne med autokorrelation og tilpasningsparametren bragt i orden. Formuleringen af Wzbr-relationen er ret ukritisk taget for pålydende. Det står med andre ord tilbage at afprøve og teste forskellige bånd på tilpasningsparametren - hvis der overhovedet skal være bånd.

Den private ikke-finansielle sektors efterspørgsel efter penge, lån i pengeinstitutter og lån i udland.

Da de tre fordringer, Wpm, Wblp og Wflp er bundet sammen af en budgetrestriktion kan der, som i tilfældet med Wpbnz, Wbbz og iw bz, kun estimeres to uafhængige relationer, hvorefter den tredje kan udledes. Hvilken relation der udelades er - iflg. teorien - uden betydning for resultatet. Fordringsefterspørgslen ses, som tidligere, som en positiv (negativ) funktion af egenrenten (alternativrenten), ligesom også formuen, aktiviteten og investeringerne indgår som argumenter. Det bedste overblik over

relationerne fås ved at se på tabel 4 nedenfor, der er taget fra Arbejdsnotat nr. 26, s. 116. Passiverne Wblp og Wflp

Tabel 4 Den private ikke-finansielle sektors efterspørgsel efter penge og lån i pengeinstitutter og i udland

	konst.	dum1	dum2	dum3	Ytrl	Wwe	vkihw	vkipw	Wpbnz	(iwdel + d72)	iwlol	(iwdmez1 + d72)			
Wpm	101.7 (9.6)	-4.6 (4.8)	.19 (.2)	-3.6 (3.9)	.03 (1.3)	.36 (81.6)	-1	0	-1	505.1	255.3	-494.5 (8.7)	-10.6 (.63)	-255.3 (5.7)	
-Wblp	-96.0 (9.3)	1.8 (2.0)	-1.8 (2.1)	.9 (1.0)	-.03 (1.3)	.21 (14.3)	0	-.4	0	-494.5 (8.7)	0	497.5	-3.0 (.18)	0	
-Wflp	-5.7	2.8	1.61	2.7	0	.43	0	-.6	0	-10.6	-255.3	-3.0	13.6	255.3	
Sum af koef.	0	0	0	0	0	1	-1	-1	-1	0	0	0	0	0	

ANM. Tal i parentes angiver t-værdier

Relationen for Wpm:

n = 1975.2-1985.4, s = 2.08, s% = 1.5, R² = .99, DW = 1.42

Relationen for -Wblp:

n = 1975.2-1985.4, s = 1.90, s% = 1.7, R² = .93, DW = 1.60

Relationen for -Wflp:

n = 1975.2-1985.4, s = 2.03, s% 4.0.

regnes med negativt fortegn, Ytrl er en aktivitetsvariabel (lagget), vkipw og vkihw angiver akkumulerede erhvervs- hhv. boliginvesteringer og iwdmez1 den (laggede) valutakurskorrigerede korte tyske rente. Dummy'en d72 er 0 til og med 1984.4 og 1 fremefter, og skal opfange effekterne - i form af øget rentefølsomhed i udlandslåntagningen - af den kapitalliberalisering, der har fundet sted siden 1983. Tabellen afslører en række umiddelbare problemer.

For det første er koefficienten til den (korrigerede) tyske rente i Wpm-relationen kun signifikant og af betydning fra 1984.4, og i Wblp-relationen er koefficienten numerisk uden betydning og insignifikant. Det betyder så igen, at rentefølsomheden i udlandslåntagningen før 1984.4 er betydningsløs.

For det andet viser søjlerne for investeringerne og nettoobligationsefterspørgslen, at alle koefficienter er bundet, undtagen koefficienten til sipw, der er estimeret til -0.4. Der er

ingen a priori grunde til at antage, at fx. boliginvesteringerne udelukkende finansieres ved nedbringelse af indskuddene, eller at erhvervsinvesteringerne alene finansieres ved lån i pengeinstitutter og udland. Årsagerne til de valgte bånd ligger i multikollinearitetsproblemer og problemer med fortegn til de frit estimerede koefficienter.

For det tredje er variabelen Wwe , der lyder betegnelsen private ikke-finansielle sektors samlede formue, en noget u håndterlig størrelse, defineret som summen af sektorens finansielle formue og de akkumulerede investeringer:

$$Wwe = Wpqe + Vkihw + Vkipw$$

Dette giver på to punkter anledning til at overveje det informative i den måde fordringsefterspørgslerne er opstillet på i tabel 4: 1) Da $Wpbnz$ indgår som selvstændigt argument på højresiden i Wpm -relationen med koefficienten -1 og $Wpqe$ indgår som højresidevariabel i $Wpbnz$ -relationen med en koefficient på 0.41 (tabel 1, første række), er koefficienten til den finansielle formue i Wpm -relationen ikke 0.36 men negativ og lig $-0.05!$ 2) Såvel $Wpqe$ som de akkumulerede investeringer indgår således flere gange på højresiden i efterspørgselsrelationerne. Da $Wpqe$ netop er defineret som summen ($Wpm + Wpbnz - Wblp - Wflp$) forekommer det oplagt, at også nettoobligationsefterspørgslen bør medtages når efterspørgselsystemet opskrives, samt at koefficienterne til Wwe forkortes ud på $Wpqe$ og de akkumulerede investeringer. Systemet skrevet op på denne måde er vist i tabel 5.

Tabel 5: Private ikke-finansielle sektors fordringsefterspørgsel

	Ytrl	Wpge	vkihw	vkipw	(iwdel+d72)		iwlol	(iwdmez1+d72)	
Wpm	0.03	-0.05	-0.64	0.36	505.1	255.3	-495	-10.6	-255.3
Wpbnz	0	0.41	0	0	0	0	0	0	0
-Wblp	-0.03	0.21	0.21	-0.19	-494.5	0	498	-3.0	0
-Wflp	0	0.43	0.43	-0.17	-10.6	-255.3	-3	13.6	255.3
Sum	0	1	0	0	0	0	0	0	0

Foruden at systemet i tabel 5 direkte viser formue- og investeringskoefficienter forsvinder hermed også Wwe, der, som antydnet, er noget vanskelig at give en økonomisk tolkning. I en kommende modelversion bør det forsøges at droppe Wwe-variablen på ovenstående vis, hvilket muligvis indebærer at der også skal rodes lidt rundt i et par andre relationer.

Estimeres Wpm, Wblp og Wflp frem til 1988.2 med de nuværende bånd fås resultatet i tabel 6. (dummy'erne udeladt), mens systemet estimeret uden bånd er vist i tabel 7. I estimationen med uændrede bånd fås statistisk set svage relationer, forkerte fortegn, fx en negativ koefficient til indkomsten i Wpm-relationen, mens samme koefficient i Wblp-relationen er positiv, hvor den burde være negativ. Samtidig er koefficienten til det sammensatte udtryk for den korrigerede DM-rente numerisk betydningsløs og insignifikant. Det er følgelig klart at relationerne ikke kan reestimeres med de nuværende bånd. Det forsøges derfor i det følgende først at estimere uden bånd hvorefter nye bånd pålægges. Af tabel 7 bemærkes at en fri estimation giver anledning til en halvering af rentefølsomheden i Wflp-relationen. Derudover er problemerne koncentreret om koefficienterne til Vkihw, Vkipw og Wpbnz; en positiv koefficient til vkihw i Wblp-relationen og en positiv koefficient til vkipw i Wflp-relationen strider mod de forventede fortegn, ligesom en koefficient på -1.18 til Wpbnz i pengeefterspørgslen er vanskelig at give en økonomisk begrundelse.

Tabel 6 Efterspørgslen efter penge, bank- og udlandslån.

Samme bånd som i tabel 4

	konstant	Ytrl	Wwe	vkihw	vkipw	Wpbnz	(iwdel+d72)		iwlol	(iwdmezl+d72)		R ²	DW	S
Wpm	140.7 (23.3)	-0.05 (0.05)	0.35 (0.01)	-1	0	-1	555.8	19.5	-580.0 (100.0)	24.2	-19.5	0.97	0.58	6.4
-Wblp	-133.6 (21.7)	0.11 (0.04)	0.37 (0.02)	0	-0.66	0	-580.0	0	601.4	-21.4	0	0.97	1.06	4.7
-Wflp	-7.1	-0.06	0.28	0	-0.34	0	24.2	-19.5	-21.4	-2.8	19.5			

ANH: n = 1975.2-1988.2

Tabel 7 Efterspørgslen efter penge, bank- og udlandslån. Fri estimation

	konstant	Ytrl	Wwe	vkihw	vkipw	Wpbnz	(iwdel+d72)		iwlol	(iwdmezl+d72)		R ²	DW	S
Wpm	100.1 (19.1)	0.06 (0.05)	0.58 (0.08)	-0.76 (0.15)	-0.45 (0.14)	-1.18 (0.16)	616.9	123.5	-648.8 (136.3)	31.9	-123.55 (32.7)(76.3)	0.99	1.48	4.32
-Wblp	-132.7 (19.5)	-0.01 (0.05)	0.49 (0.08)	0.26 (0.15)	-0.94 (0.13)	-0.38 (0.15)	-648.8	0	674.8	-26.0	0	0.98	1.40	4.17
-Wflp	32.6	-0.05	-0.07	-0.50	0.39	0.56	31.9	-123.5	-26.0	-5.9	123.5			

ANH: n = 1975.2-1988.2

På baggrund af resultaterne i tabel 7 er der gjort forsøg med en række bånd på koefficienterne til investeringerne og nettoobligationsbeholdningen, dog uden større held. Det generelle problem ved disse forsøg er, at rentefølsomheden i Wflp-relasjonen falder drastisk, samt at koefficienten til indkomsten ofte får forkert fortegn og sjældent er signifikant. Forsøgene

ledte på den baggrund til overvejelser omkring den anvendte dummy, d72. Mens argumentationen for d72 i forbindelse med den udenlandske rente er lige for, er det vanskeligere at se det indlysende i at tillægge d72 i iwdel-udtrykket. Erstattes d72 af en ny dummy (dumx), der er lig én for perioden 1984.4-86.3, og ellers nul, forhindres faldet i rentefølsomheden i Wflp-relationen. Estimationen med dumx er vist i tabel 8. I forhold til tabel 7 er de mest markante ændringer den fordoblede rentefølsomhed i Wflp-relationen samt at koefficienten til vkihw i pengeefterspørgsels-relationen nu er insignifikant (og positiv). Det viser sig temmelig vanskeligt at estimere koefficienter til vkihw, vkipw og Wpbnz med de korrekte fortegn. Det forsøges derfor med et nyt sæt af bånd. Først bindes koefficienterne til Vkihw i Wblp-relationen og koefficienten til Vkipw i Wpm-relationen begge til nul.

Tabel 8 Efterspørgslen efter penge, bank- og udlandslån. Fri estimation, dumx anvendt.

	konstant	Ytrl	Wwe	vkihw	vkipw	Wpbnz	(iwdel+dumx)	iwlol	(iwdmezl+d72)	R ²	DW	S
Wpm	128.6 (21.3)	0.02 (0.06)	0.32 (0.09)	-0.99 (0.17)	0.05 (0.17)	-0.89 (0.18)	681.3 229.9	-702.8	21.5 -229.95 (33.5)	0.98	1.69	4.87
-Wblp	-137.0 (20.4)	-0.01 (0.05)	0.50 (0.08)	0.21 (0.15)	-0.94 (0.14)	-0.40 (0.15)	-702.8 0	720.2	-17.4 0 (30.3)	0.98	1.39	4.17
-Wflp	8.4	-0.01	0.18	-0.22	-0.11	0.29	21.5 -229.9	-17.1	-4.1 229.9			

ANN: n = 1975.2-1988.2

dumx = 1 for 1984.4-86.3, ellers 0.

Denne estimation giver anledning til et nyt sæt koefficienter, som atter pålægges bånd. Resultatet af adskillige af disse forsøg er et sæt af bånd, der er estimeret på, hvor resultaterne er vist i tabel 9. Sammenlignes de her anvendte bånd med koefficienterne i den frie estimation, er det åbenlyst, at der er "trukket" en hel del i visse parametre. Dette sker - som nævnt -

for at overholde sumrestriktionerne, sikre korrekt fortegn samt en rentefølsomhed i Wflp-relationen, "så stor som muligt". Resultatet i tabel 9 viser først og fremmest, at der skal mere radikale ændringer til for at give tilfredsstillende relationer. Der er heller ikke sket en afprøvning af de indlagte Slutsky-symmetrirestriktioner. En større rentefølsomhed i udlandslåntagningen må være et krav til den kommende relation, og kan en sådan ikke estimeres - evt. i en separat relation - må det overvejes at binde koefficienten.

Tabel 9 Efterspørgslen efter penge, bank- og udlandslån. Nyt sæt af bånd anvendt.

	konstant	Ytrl	Wve	vkihw	vkipw	Wpbnz	(iwdel+dumx)	iwlol	(iwdnezl+d72)	R ²	DW	S
Wpm	124.0 (8.5)	0.02*	0.32 (0.02)	-0.85 (0.06)	0*	-0.9*	732.8 255.9	-722.2 (79.0)	-10.6 -255.9 (32.3) (25.0)	0.98	1.58	4.74
-Wblp	-115.2 (8.6)	-0.01*	0.33 (0.02)	0*	-0.60 (0.03)	-0.1*	-722.2 0	721.9	-0.3 0 (32.2)	0.98	1.19	4.28
-Wflp		-0.01		-0.15	-0.40	0	-10.6 -255.9	0.3	10.9 255.9			

ANM: n = 1975.2-1988.2

* angiver bånd.

Private ikke-finansielle sektors efterspørgsel efter primær likviditet

Efterspørgslen efter primær likviditet, dvs. sedler, mønt og giroindskud er specificeret ved

$$Wpcz = e_0 + e_1 \cdot Ytrl + e_2 \cdot (TID-32) + e_3 \cdot dum1 + e_4 \cdot dum2 + e_5 \cdot dum3$$

I tabel 10 nedenfor vises den estimerede relation som den foreligger og estimeret frem til 1988.2.

Tabel 10 Private ikke-finansielle sektors efterspørgsel efter primær likviditet.

n	konstant	dum1	dum2	dum3	Ytrl	(TID-32)	Wpcz(-1)	R ²	DW	S
75.1-85.4	2.535 (0.94)	-1.48 (4.6)	-0.39 (1.2)	-1.58 (4.9)	0.040 (5.3)	-0.032 (2.8)	0	0.64	1.81	0.75
75.1-88.2	3.456 (1.22)	-1.48 (3.7)	-0.21 (0.5)	-1.53 (3.9)	0.037 (4.5)	-0.017 (1.5)	0	0.58	1.47	1.04
75.1-88.2	3.11 (1.1)	-2.22 (-4.6)	-0.39 (1.0)	-2.11 (4.9)	0.022 (2.1)	-0.006 (0.4)	0.392 (2.2)	0.62	1.82	1.00

ANH: Tai i parantes angiver t-værdier

Relationen er rimelig stabil over tiden, men har ikke kønne statistiske egenskaber. For estimationsperioden 1975.1-88.2 ses der tydelig autokorrelation og en relativ stor spredning, svarende til $s\% = 6.4\%$. Der vindes ikke meget ved at inddrage den laggede endogene på højresiden. Til fordel for relationen taler en stabil signifikant koefficient til aktivitetsvariablen Ytrl, der i realiteten er den eneste økonomisk begrundede højresidevariabel.

Pengeinstitutternes efterspørgsel efter primær likviditet

Pengeinstitutternes efterspørgsel efter primær likviditet bestemmes ved

$$Wbcz = f_0 + f_1 \cdot (Wpdb+Wldb) + f_2 \cdot (TID-32) \\ + f_3 \cdot dum1 + f_4 \cdot dum2 + f_5 \cdot dum3$$

Efterspørgslen afhænger altså af en trend samt indskudsmassen (Epdb+Wldb), dvs. indskud fra private og kommunale sektor. Den estimerede relation er vist i tabel 11, hvor første række angiver den nuværende estimerede relation:

Tabel 11 Pengeinstitutternes efterspørgsel efter primær likviditet

n	konstant	dum1	dum2	dum3	(Wpdb+Wldb)	(TID-32)	Wbcz(-1)	R ²	DW	S
74.1-85.4	1.90 (6.5)	-0.27 (13.0)	-0.13 (1.4)	-0.36 (4.0)	0.005 (2.2)	-0.025 (6.8)	0	0.69	0.65	0.21
74.1-88.2	1.75 (9.1)	-0.33 (4.3)	-0.15 (1.9)	-0.36 (4.7)	0.006 (4.2)	-0.027 (8.3)	0	0.73	0.79	0.20
74.1-88.2	1.74 (9.0)	-0.31 (4.0)	-0.15 (1.9)	-0.36 (4.7)	0.006 (4.2)	-0.028 (8.1)	-0.0001	0.73	0.76	0.21

ANN: Tal i parentes angiver t-værdier

Statistisk er Wbcz-relationen ikke noget at råbe hurra over; der er tydelig autokorrelation og en ganske stor spredning, svarende til ca. 10%. Derimod er relationen ganske stabil og specielt bemærkes en positiv signifikant koefficient til indlånsmassen. Inddragelse af den laggede endogene på højresiden har overhovedet ingen effekt og strider med de antagelser, der iøvrigt er gjort om pengeinstitutternes tilpasning.

Relationen har iøvrigt ingen nævneværdig betydning for bestemmelsen af de centrale variable i FINDAN, da pengeinstitutternes beholdning af primær likviditet er forsvindende i forhold til beholdningen af ind- og udlån og obligationer.

Pengeinstitutternes ind- og udlånsrente

Udgangspunkt for modelleringen af pengeinstitutternes ind- og udlånsrente er at pengeinstitutterne ansues som prisfastsættende og mængdetagere (af ind- og udlån) ved de givne rentesatser. I relationerne er fastsættelsen af rentesatserne specificeret som funktioner af en række alternativrenter, nemlig pengemarkedsrenten *iwm*, diskontoen *iwdi* og obligationsrenten *iwbz*. Yderligere er der indlagt dynamik i relationerne ved at lade den laggede endogene indgå på højresiden. Da de institutionelle forhold flere gange har ændret sig i estimationsperioden, er der indlagt

ialt fire dummy-variabler; DRAD, DRAL, D77 og RENTEML. Konkret er relationerne formuleret som:

$$\begin{aligned} \text{iwde} = & g_0 + g_1 \cdot \text{iwde}(-1) + g_2 \cdot \text{DRAD} \cdot \text{iwbz} + g_3 \cdot \text{DRAD} \cdot \text{iwdi} \\ & + g_4 \cdot (1 - \text{DRAD}) \cdot \text{iwlo} + g_5 \cdot (1 - \text{DRAD}) \cdot \text{iwmm} + g_6 \cdot \text{DRAD} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{iwlo} = & h_0 + h_1 \cdot \text{iwlo}(-1) + h_2 \cdot \text{DRAL} \cdot \text{iwdi} + h_3 \cdot (1 - \text{DRAL}) \cdot \text{iwbz} \\ & + h_4 \cdot (1 - \text{DRAL} - \text{D77}) \cdot \text{iwdi} + h_5 \cdot (1 - \text{DRAL}) \cdot \text{iwmm} \\ & + h_6 \cdot \text{D77} \cdot \text{iwmm} + h_7 \cdot \text{RENTEML} \end{aligned}$$

Dummy'erne afspejler ændringen i pengemarkedspolitikken, herunder den skiftende betydning alternativrenterne har haft for pengeinstitutternes rentefastsættelse. De nærmere argumenter for de anvendte dummyer kan findes i Arbejdsnotat nr. 26, s. 73-75. Her skal blot angives, at dummyerne antager værdier forskellig fra nul i følgende perioder:

RENTEML	1975.3 - 1979.1
DRAD	1978.1 - 1982.4
DRAL	1978-1 - 1981.2
D77	1986.1 -

Dummyen D77 har at gøre med omlægningen af reguleringen af pengsinstitutterne i 1985. Omlægningen indebar en ophævelse af lånetranchesystemet, hvorefter pengemarkedsrenten bliver det centrale styringsinstrument.

De estimerede relationer for iwde og iwlo er vist i tabel 12 og 13.

Tabel 12 Indlånsrenten

n	konstant	iwde(-1)	(DRAD <i>·</i> iwbz)	(DRAD <i>·</i> iwdi)	((1-DRAD) <i>·</i> iwlo)	((1-DRAD) <i>·</i> iwnn)	DRAD	R ²	DW	S
75.3-86.3	-0.011 (1.9)	0.137 (2.9)	0.258 (4.4)	0.687 (12.6)	0.500 (9.2)	0.065 (3.3)	-0.022 (2.2)	0.98	1.70	0.002
75.3-88.2	0.001 (0.1)	0.139 (2.8)	0.258 (4.1)	0.686 (11.8)	0.409 (8.6)	0.089 (4.7)	-0.034 (3.4)	0.98	1.61	0.002

ANN: Tal i parentes angiver t-værdier

Tabel 13 Udlånsrenten

n	konstant	iwlo(-1)	((1-DRAL) <i>·</i> iwbz)	(DRAL <i>·</i> iwdi)	((1-DRAL-D77) <i>·</i> iwdi)	((1-DRAL) <i>·</i> iwnn)	(D77 <i>·</i> iwnn)	RENTEML	R ²	DW	S
75.3-86.3	0.060 (9.2)	0.163 (2.7)	0.124 (1.9)	0.887 (14.4)	0.601 (4.9)	0.079 (3.0)	0.379 (4.5)	-0.007 (4.6)	0.98	2.00	0.004
75.3-88.2	0.058 (9.0)	0.192 (3.3)	0.153 (2.5)	0.854 (14.4)	0.521 (4.6)	0.073 (2.8)	0.329 (4.1)	-0.006 (4.5)	0.98	1.86	0.004

ANN: Tal i parentes angiver t-værdier

Af tabel 12 ses at relationen for indlånsrenten er forholdsvis stabil. Dog bemærkes det, at koefficienterne til udlånsrenten og pengemarkedsrenten ændres relativt meget samt at der er tydelig tegn på positiv autokorrelation. Tabel 13 for udlånsrenten viser at relationen stort set ikke ændrer sig som følge af udvidelsen af estimationsperioden.

Den forventede obligationsrente og den forventede valutakurs

Såvel den forventede obligationsrente *iwbze*, som den forventede DM-kurs *ewdme*, er i en hjælpe ligning specificeret som en AR(2) proces for den leadede rente/DM-kurs, der så indgår som en approksimationen for den forventede rente/DM-kurs. Tabel 14 og 15 nedenfor viser de gældende og reestimerede relationer for *iwbze* og *ewdme*.

Tabel 14 Den forventede obligationsrente

	konstant	iwbz	iwbz(-1)	R2	DW(1)	DW(4)	S
75.2-86.1	0.0092 (1.05)	1.3577 (9.8)	-0.4163 (2.9)	0.91	1.95	2.08	0.009
75.2-88.4	0.0059 (1.04)	1.3332 (10.7)	-0.3741 (2.9)	0.94	1.96	2.19	0.009

ANM: Estimeret i Aremos. () angiver t-værdier.

Tabel 15 Den forventede DM-kurs

	konstant	ewdm	ewdm(-1)	R2	DW(1)	DW(4)	S
74.1-86.1	2.9317 (0.86)	1.4233 (10.9)	-0.4276 (3.3)	0.94	1.81	1.98	3.85
74.1-88.4	3.6404 (1.30)	1.3764 (11.5)	-0.3829 (3.2)	0.99	1.87	1.93	3.71

ANM: Estimeret i Aremos. () angiver t-værdier.

Godtager man den anvendte modellering af de forventede størrelser, er der ikke meget andet at sige til de reestimerede ligninger end - nå! Der sker ingen væsentlige ændringer og det er vanskeligt at have en mening om, hvad koefficienterne i en AR(2)-ligning præcist bør være. Endelig skal relationerne for iwbze og ewdme ikke håndfast tages som udtryk for en modellering af forventningsdannelsen, men derimod ses netop som hjælpe-ligninger.

Carsten Boldsen Hansen

John Smidt

Danmarks Statistik

Paper prepared for

Nordic Symposium on
Economic Modelling

Oslo, September 12-14, 1989

Integration of real and monetary sectors in ADAM

1. Introduction

In this paper we discuss the integration of and interaction between the real and the monetary sector in the Danish macroeconomic model ADAM.¹ Section 2 outlines the model, the emphasis being given to the description of the monetary sector.² Section 3 contains a description of the main channels of transmission from the monetary sector to the real sector and vice versa, the main link being the interest rate. The last part of the paper presents simulations for illustration. Section 4 covers the effects of a fiscal expansion and it is shown that the financing of this expansion is quite important. The importance of expectations is also demonstrated. Especially it is shown that the combination of bond-financing and endogenous expectations of the interest rate is potentially non-stable. Further the implementation of model-consistent expectations is discussed. Finally the openness (or lack of it) of the model is illustrated in a simulation experiment where the foreign interest rate is increased by 1 percentage point. The outcome is an increase in the Danish interest rate by

¹A full documentation of ADAM is given in, Arbejdsnotat nr. 23, Danmarks Statistik, 1988. For a survey of ADAM in English, see Poul Uffe Dam, The Danish macroeconomic model ADAM, Economic modelling, January 1986.

²For a detailed description of the financial sector model including estimation results, the reader is referred to Arbejdsnotat nr. 26, Danmarks Statistik, forthcoming.

approximately 0.7 percentage point, but it is demonstrated that the central bank can offset this increase partially.

The two most important results of the simulations in sections 4 and 5 are that the real sector seems quite unaffected by changes in the interest rate and that the latter too easily is affected by changes in the stocks of assets. Thus, the results have to be interpreted with caution, and probably not all the experiments should be accepted at their face value. Improvements, mainly in the monetary sector, are thus called for, especially with respect to the estimation of more plausible interest rate coefficients.

2. The macroeconomic model ADAM

The macroeconomic model ADAM is the core of the macroeconomic model apparatus employed by Danish government agencies. ADAM is taken charge of by Danmarks Statistik - the Danish central statistical office, which has been a centre for economic modelling since 1970.

The main users of the model are the Economic Secretariat of the government and the Ministry of Finance. It is, however, possible for others of interest to use ADAM on a contractual basis with Danmarks Statistik. Furthermore, since 1981 ADAM has been the model for Denmark encompassed by the international Project LINK, aiming at linking national and regional macroeconomic models into a world model system.

ADAM is an annual model constructed in the modelling tradition of Tinbergen and Klein. Accordingly, the model has to be looked at as belonging to the Keynesian tradition, and the model displays features which are characteristically Keynesian. Gross output and employment are determined by the level of aggregate demand. The components of the demand are in turn determined predominantly by total income. As total income is determined by production and employment, simultaneous connections between production, employment and demand are

given. The dynamics of ADAM can in short be described as that of the multiplier-accelerator model.

The latest version of ADAM, dating from May 1987, contains 927 endogenous and 1227 exogenous variables. 92 of the endogenous variables are determined in stochastic relations, most of which are considered as behavioural relations. A large number of the remaining equations are identities, but still more belong to the residual groups of quasi-identities, technical relations, and institutional behavioural relations.

The technical relations are to a large extent related to the input-output system of the model. The input-output model encompassed by ADAM forms the link between gross output and imports on the one hand and the groups of final demand on the other hand, linking both volumes and prices. The input-output model also allows an endogenous determination of a number of the input-output coefficients.

Compared to the earlier version of ADAM from October 1984, the version from May 1987 includes some major improvements which can be summarized in three groups.

1. A monetary sector has been included. This is the most comprehensive change. The earlier version of the model did not comprise any financial markets, and hence the interest rate was treated as an exogenous variable.
2. Investment in housing is now determined in a submodel, determined by the interest rate and disposable income as the most important variables.
3. Private consumption is a function of disposable income, but now also of wealth. Consequently, an important prerequisite for including wealth in the determination of consumption has been the extension of the model with a monetary sector and a submodel of the housing sector.

2.1 The monetary sector model

The main reason for the implementation of a monetary sector model is to get an endogenous determination of the interest

rate. However, the monetary model also includes a division of the private and the public sector into subsectors. In the subsectors a number of stocks on the balance sheets are determined endogenously. The transmission from the monetary sector to the real part of the model¹ mainly takes place through the interest rate of bonds, while the transmission in the opposite direction goes through the savings surpluses (net lending). The latter are determined in the real sector and enter the determination of the net financial wealth of the various sectors.

The monetary sector model is at first specified as a quarterly model which exists as a separate model, named FINDAN. Most of the FINDAN equations are estimated over the period 1975.1 - 1985.4. Subsequently the model has analytically been transformed into an annual model and incorporated into ADAM. The model consists of some forty equations of which eleven are determined in stochastic behavioural relations. The remaining equations are identities or are given by equilibrium conditions. In addition to the model of the monetary sector relations determining the interest payment flows between various sectors have been established.

The monetary sector model adopted in ADAM is a portfolio model following the macroeconomic portfolio approach of Brainard and Tobin (1968) and Tobin (1969). A basic element of the portfolio model is the explicit inclusion of the interdependences of the demand for different sorts of assets and liabilities, given budget restrictions for every sector. Another central feature is the connection between stock-variables (assets and liabilities) and flow-variables (savings) which are modelled explicitly. A basic property in the portfolio model is that the interest rate is determined as a market clearing price derived from equilibrium of supply and demand.

¹The "real" part of the model simply means the non-monetary part of the model. Thus, the term is not to be associated with any form of fix price model.

In the portfolio approach all agents are regarded as choosing their portfolios in the light of the relative interest rates, maximizing the utility of the return from the portfolio. As an element of risk is involved in the holding of an asset the return is uncertain and, hence, the assumption is made that agents maximize expected return on a portfolio of financial assets. This also implies that financial wealth is allocated among various assets and liabilities on the basis of (expected) yields. The utility function, in the so-called mean-variance analysis, is specified as the negative exponential utility function. This results in linear demand equations for both assets and liabilities.

The model is based on the balance sheets of the subsectors and accordingly budget restrictions are included and satisfied. The model comprises seven main sectors:

1. Private non-banking sector (firms and households)
2. Private banks
3. Financial institutions (pension funds, insurance companies, public funds and mortgage credit associations)
4. Local authorities
5. Central bank
6. Central government
7. Foreign sector

There are five different kinds of assets/liabilities:

1. Primary liquidity
2. Deposits (demand and time deposits)
3. Loans
4. Bonds (including treasury bills)
5. Foreign exchange

All bonds are regarded as one homogeneous asset; accordingly, there is only one bond interest rate. In the model this is the crucial interest rate, and in the following pages

it will simply be referred to as the interest rate. In general, the demand for assets and liabilities is a function of its own yield, of the alternative yields and of net financial wealth.

The net demand for bonds of the private non-banking sector is a function of the interest rate on bonds, the deposit rate and net financial wealth. The demand for bonds by the private banking sector is a function of the difference between actual and expected interest rate, the money market interest rate and net free reserves, i.e. deposits from the private sector less loans to the private sector. Foreign demand for krone-bonds depends of the interest differentials of the Danish and the German interest rate, adjusted for the expected relative change in the krone-DM exchange rate. The demand for bonds of the remaining sectors is determined in simple relations or is exogenous.

The private non-banking sector's demand for money, which in practice amounts very near to demand for deposits, is a function of the interest rate for deposit, the bond interest rate and the german interest rate (adjusted), the financial wealth of the sector and a proxy for the level of economic activity (the transaction motive). On the other hand loan in banks is determined by the lending rate, the german interest rate (adjusted) and financial wealth. Borrowing abroad is a function of the deposit rate, the lending rate and the german interest rate (adjusted). Finally, the loan of the private banking sector in the central bank is a function of the interest rate on bonds, the money market interest rate and net free reserves.

The model offers a simultaneous determination of net demand for bonds of the private non-banking sector, deposits and loans in the banks, foreign loans, bank demand for bonds and the interest rate for bonds. However, the market clearing process on the various markets is described differently. On the market for bonds the interest rate is determined by supply and demand. In contrast to this the deposits and loans of the private sector are determined by demand for given interest rates. Loans

abroad are also determined by demand. Deposit and lending rates are set by private banks under influence of the interest rate on bonds and the exogenous money market rate.

The basic principle in the dynamic adjustment is that banks react rather quickly while the private non-banking sector reacts more slowly. The banks adjust deposit and lending rates as well as their demand for bonds fully within a year. In the private non-banking sector some lags are present in the adjustment of the portfolio to changes in the level of interest rates.

The structural approach of modelling the monetary sector is attractive from a theoretical point of view, but it certainly has some disadvantages too.

A portfolio model is rather complicated and require a firm founding in a double-entry accounting system, matching debtors and creditors. However, data are difficult to obtain for many entries and the valuation of financial stocks, especially bonds, is also a severe problem underlying financial model building.

As regards the estimation procedure additional difficulties appear. Due to budget restrictions, identities, and equilibrium conditions there are a number of restrictions on the parameters to be estimated. Therefore it is often necessary to estimate a number of stochastic relations simultaneously which entails some further problems, not to be discussed here. A major problem in estimating portfolio models is the estimation of the interest rate coefficients. Especially underestimation of the interest rate coefficients seems in general to be a severe problem.⁴ In addition, one can argue that there is no guarantee

⁴See, A monetary model of the Dutch economy - A quarterly submodel of Freia-Kompas, in Economic Modelling, January 1989. At least, two reasons for the underestimation of the interest rate coefficients can be given. First, the actual expected interest rate or expected exchange rate is not known, but estimated. The estimated figures enter the right hand side of the equations and for that reason include a measurement error. Such errors in variables bias the estimate of the coefficients downwards. Second, the underestimation may be explained by the relative high interest rate during the period of estimation. Alternatively the portfolio model could be specified non-linearly, for example by letting the interest rate coefficients vary inversely with the level of the interest rate.

that the forecast performance of a portfolio model is better than the forecast of simple reduced form equations.

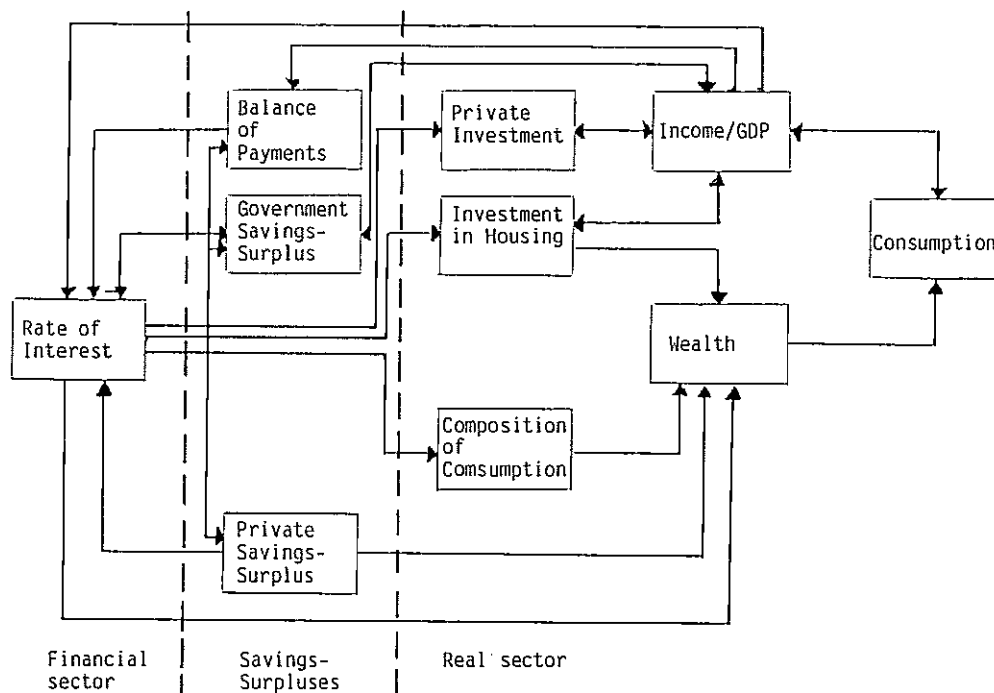
However, there are two decisive arguments in favour of adopting the portfolio approach. Firstly, in addition to the determination of the interest rate, it gives an endogenous determination of a number of stock holdings entering the net financial wealth of the sector. Secondly, the model provides the possibility of analyzing a wide range of monetary policies.

Finally a few comments have to be made on the problems concerning the estimation of the interest rate coefficients. A major problem has been an underestimation of the interest rate coefficients in the equations for the demand for bonds of the foreign sector and the demand for foreign loans of the private non-banking sector. This underestimation results in very small interest rate elasticities, leading to unrealistic high multiplier-effects with respect to the interest rate. This gives the impression of a very closed economy overstating the monetary autonomy.

3. Transmissions in ADAM

The main transmission from the monetary part to the real part of ADAM is the interest rate. In the opposite direction the transmission mainly goes through the savings surpluses and the income. The determination of the interest rate, the savings and the income is simultaneous. Thus, the behaviour in the monetary part of the model affects the real part - and vice versa. The figure below illustrates the central channels of transmission in ADAM. The figure indicates how changes in the interest rate are transmitted to the real part of the model primarily via investments and valuation of wealth. Feedback to the interest rate is mainly a result of the savings surpluses which reflects the relevant parts of the real sector.

Figure 1. Central transmissions in ADAM.



The figure is a simplified presentation of the main links in ADAM. It should be noted that timelags are suppressed. Furthermore, some relations are omitted or only sketched. Especially the actual determination of the interest rate as a function of supply and demand of assets and liabilities is not illustrated. However, the specific determination isn't that relevant for the transmission between the monetary and the real sector. The determination of wages and prices is not illustrated either. This is mainly due to the fact that there is no Phillips-curve present in ADAM. Consequently wages and prices are to a large extent exogenously given and therefore they are not relevant for the illustration of the transmissions. Finally it should be noted that the determination of the savings surpluses is not completely specified in the figure. In fact, one can think of the savings surplus of the private sector as determined residually by the savings surplus of the government and the balance of payments (the savings surplus of abroad). Thus, variables affecting one of the lastmentioned must by definition affect the private sector savings surplus.

As shown in the figure the interest rate affects the real sector through five channels: private investment, investment in housing, the composition of private consumption, the government deficit and through wealth. Private investment (excl. housing) is determined by the difference between the actual and optimal stock of capital. It is assumed that investors gradually adjust the actual stock of capital to the optimal stock through investments. The optimal stock of capital is determined by the size of production and user cost, the user cost being a function of tax rules and the interest rate. Thus, an increased interest rate induces a decline in investment (with a timelag of one year).

The interest rate affects the investment in housing basically in the same way. Firstly an increase in the interest rate raises user cost, which diminishes the demand for housing. In the short run the supply of housing is given (by the stock of houses), and it is assumed that the price of houses clears the market. Thus, an increase in the interest rate lowers the price of houses. This price enters the determination of the investment in housing according to the Tobin's Q theory.

The interest rate sensitivity of the investment is a potential important link between the monetary and the real part of the model. Still, in practice this effect is rather limited. A 1 percentage point rise in the interest rate only decreases the investment excl. housing by 0.5%, while the direct semi-elasticity with respect to the interest rate of the investment in housing is larger, approximately 2.5. Both effects are of course reinforced through the determination of income (multiplier-accelerator-effects). Over time, it is the investment in housing which is most important, because these investments are accumulated in the stock of houses which enters the wealth; this is not the case for non-housing investment.

Total consumption is not affected directly by the interest rate in any significant way. However, the composition of consumption changes in response to a change in the interest rate. Particularly the consumption expenditure on automobiles

and other durables are affected directly by the interest rate. Thus an increase in the interest rate induces a shift in the consumption from durables towards non-durables. Over time the consumption expenditure on automobiles accumulates and enters the wealth. However, these effects are not very important and the value of the stock of automobiles forms only a very small proportion of total wealth.

A more crucial link between the monetary and the real part of the model is wealth. Private wealth consists of three components: the value of the stock of houses, the value of the stock of automobiles and the net financial wealth of the private sector. An important point is that wealth entering the determination of consumption is calculated at market value. Thus, the private wealth is affected among other things by changes in the price of existing houses, the value of which by far is the largest single component in private wealth. The price of existing houses is as mentioned affected by the interest rate and hence, the valuation of the stock of houses forms an important link between the monetary and the real sector. An increase in the interest rate by 1 percentage point decreases the value of the stock of houses by approximately 25 bill. or 3% of total wealth.

The net financial wealth of the private sector at market value is directly affected by changes in the interest rate too. In this context it is important to notice that the private sector is a net debtor and especially a net supplier of bonds. This is primarily the counterpart of the large bond financed stock of houses. This implies that an increase in the interest rate leads to a fall in the market value of the private bond debt and hence, a rise in private net financial wealth.

Thus two opposite effects of an increase in the interest rate are present: a fall in the value of the stock of houses and a rise in net financial wealth. The sign of the total effect depends on the size of the relevant stocks. If the private sector had a net demand for bonds the effect would unconditional be negative. In fact, this is the case even

though the private sector is a net supplier of bonds and thus, the effect on the value of houses exceeds the effect on net financial wealth. The size of the total effect have not been constant, but in the early eighties it has been about 10 bill. kr. per percentage point change in the interest rate. This means that the 10 percentage point fall in the bond rate from 1982-1986 accounts for an increase in the private wealth of approximately 100 bill. kr or 20 % of total wealth in 1982. This is an important explanation of the large increase in private consumption observed in the period 1983-86.

Total wealth is of course affected by the savings surplus of the private sector. This surplus is, as mentioned earlier, determined simultaneous with the determination of the government savings surplus and the balance of payments. Both the government savings surplus and the balance of payments are affected by the general economic activity. Thus, the savings surplus of the government increases in response to an increase in economic activity (through the automatic stabilizers such as taxes and transfers to households) and the foreign savings surplus (minus the balance of payments) increases too (through the balance of trade). The reflection of this is a decreasing savings surplus of the private sector in response to an increase in economic activity.

The most important single determinant of aggregate demand is private consumption. Thus, consumption is very important in the determination of the savings surplus of the private sector. As indicated in the figure, private consumption is determined by disposable income and wealth in ADAM, the theoretical base being the life-cycle hypothesis. Disposable income is defined exclusive interest income because the effect of this type of income is assumed to be covered by net financial wealth. This implies that disposable income is not directly affected by changes in the interest rate. Thus, the influence of the interest rate on private consumption goes through the valuation of total wealth. For that reason the inclusion of wealth in the determination of private consumption forms a very important

link between the monetary and the real part of ADAM. However, it should be noted that this effect only appears at a lag of one year and hence, the immediate effect of an increase in the interest rate on the private consumption is rather limited.

Finally the figure shows that the interest rate affects the government savings surplus directly which is a result of the large government debt. Hence, an increase in the interest rate leads to increasing interest payments. This does not lead directly to increasing disposable income in the private sector (as interest income is not included in this) but of course it affects the sectoral savings surplus and thus private wealth. Only in this indirect way the increasing interest payments leads to larger consumption.

The interaction between the interest rate and the savings surplus of the government is very important in another way too. If a current public deficit is bond financed, this will lead to increasing interest payments in the future. Further, a larger supply of bonds will increase the interest rate leading to even greater interest payments. This may lead to a potentially destabilizing circle: a higher rate of interest, larger public deficit, a larger supply of bonds, a higher rate of interest and so on. Of course this destabilizing circle is, among other things, dependent of the way in which the deficit is financed as illustrated by the following simulation experiments.

4. Simulation properties

In order to illustrate the dynamic properties of ADAM a number of multiplier computations have been carried out. In the following sections two experiments have been chosen to throw light on the transmission between the monetary and the real part of the economy. In the first experiment the effects of a fiscal expansion is analyzed. The effects in the cases of a money financed and a bond financed government deficit are compared. The importance of various assumptions with respect to the expectations on the financial markets is also illustrated.

The effects from an increased foreign interest rate are analyzed in the second experiment. Especially the effects are analyzed under different assumptions concerning the sterilization policy adopted by the central bank.

The simulations have been carried out for the period 1988-93. In the simulations the exchange rate and the expected value of it are exogenous. It is assumed that the central bank changes the money market interest rate with half of the bond interest rate change. In the baseline scenario the assumption is made that agents are forward looking and have "rational" expectations. Thus the expected interest rate in period t is equal to the simulated interest rate in period $t+1$.

4.1 A fiscal expansion

This part illustrates the consequences of a permanent increase in government expenditure on goods and services. Two direct effects are present in the model. Firstly, the real part of the model is affected expansionary by the government expenditure and secondly, the finance of the government deficit affects the monetary part of the model directly. The multipliers are, as expected, very dependent of the way in which the government expenditure are financed, money-financing being more expansionary than bond-financing. Further, the multipliers are very sensitive to the assumptions regarding interest rate expectations.

The immediate result of a fiscal expansion is an increase in aggregate demand, which is partly satisfied by imports and partly by an increase in production. The increase in economic activity causes the interest rates to rise. This rise is either reinforced - in the case of bond-financing - or modified - in the case of money-financing. The increase in aggregate demand leads to a deterioration of the balance of payments, which - despite capital inflow - causes the foreign exchange reserves to decrease.

Central multipliers from a money-financed fiscal expansion are shown in table 1. For this simulation the government expenditure on goods and services is increased permanently by 5 bill. d.kr. in 1980-prices and the resulting deficit is money-financed, that is, the deficit is drawn on the central government account at the Central Bank. It is assumed that the expectations of the interest rate is exogenous and identical to the expectations in the baseline simulation.

(Table 1)

The first year GDP-multiplier is almost one, decreasing only slightly, and hence the fiscal expansion leads only to a limited crowding out of the private sector. Due to the liquidity effects of the deficit the interest rate is not affected significantly. So, the private investments increase in the light of the increasing economic activity, which affects the optimal capital stock. The investment in housing is increased too, initiated by rising prices on new houses. These prices are primarily affected by the increase in disposable income and are only partly offset by the small increase in the interest rates. The higher houseprices lead to a revaluation of the wealth which enters the determination of consumption and in this way induces a higher level of consumption. However, due to negative savings surpluses in the private sector, the wealth starts to decline after 3-4 years, which of course dampens the effects on consumption. Finally, the official reserves decrease due to the balance of payments deficit, which is only partly offset by private capital inflow.

Alternatively the governmental deficit can be financed by bonds. This leads to a less expansionary scenario, but still only part of the fiscal expansion is crowded out by increasing interest rates.

(Table 2).

The main difference between the two scenarios (table 1 and 2) is the interest rate increase under the assumption of bond finance. This increase is partly a result of a higher general economic activity and partly a result of a greater supply of

Table 1. Money-financed fiscal expansion. Differences from baseline.

	Value						
	1988	1	2	3	4	5	6
GDP, mill. 1980-kr.	434108	4864	5829	5786	4863	4340	4072
Private Investment, excl. housing, mill. 1980-kr.	52002	1161	2008	2212	1682	1169	809
Investment in housing, mill. 1980-kr.	16371	205	457	330	183	91	51
Private Consumption, mill. 1980-kr.	234200	1008	1373	1328	520	392	460
Balance of payments, mill. kr.	-12224	-3816	-4833	-5151	-4262	-3971	-3985
Government Savings-Surplus, mill.kr.	-5104	-4025	-1251	-1314	-2839	-3692	-3917
Interest rate on bonds.	10.5	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0
Private demand for bonds, net, mill. kr.	-333778	17	-1451	-3040	-3975	-4595	-5150
Bank demand for bonds, mill. kr.	127193	96	1543	3053	3856	4386	4890
Government bond debt, mill. kr.	329378	0	0	0	0	0	0
Private wealth at market value, mill. kr.	885790	7580	13720	414	-5613	-8863	-10628
Demand for Money (M1), mill. kr.	353567	486	1186	2133	3039	3838	4495
Official reserves, mill. kr.	64409	-3690	-6228	-8788	-11703	-15011	-18524
Private foreign loans, mill. kr.	113897	238	2404	4855	6183	6896	7429
Foreign demand for danish bonds, mill. kr.	70637	-111	17	158	177	126	66

The government expenditure on goods and services is increased permanently by 5 bill. in 1980-kr. The expansion is money financed.

Table 2. Bond-financed fiscal expansion. Differences from baseline.

	Year						
	1988	1	2	3	4	5	6
GDP, mill. 1980-kr.	434108	4720	5534	5464	4429	3752	3342
Private Investment, excl. housing, mill. 1980-kr.	52002	1086	1862	2006	1397	796	324
Investment in housing, mill. 1980-kr.	16371	101	301	144	-80	-290	-461
Private Consumption, mill. 1980-kr.	234200	957	1225	1231	414	269	375
Balance of payments, mill. kr.	-12224	-3645	-4520	-4800	-3787	-3324	-3174
Government Savings-Surplus, mill.kr.	-5104	-4595	-2368	-2630	-4526	-5940	-6668
Interest rate on bonds.	10.5	0.2	0.4	0.5	0.6	0.8	1.0
Private demand for bonds, net, mill. kr.	-333778	1311	1201	989	1969	3920	6419
Bank demand for bonds, mill. kr.	127193	2931	5176	7665	10582	13805	17121
Government bond debt, mill. kr.	329378	4595	6963	9593	14119	20059	26727
Private wealth at market value, mill. kr.	885790	6714	15393	4150	666	1876	5238
Demand for Money (M1), mill. kr.	353567	-472	-569	-377	-561	-1192	-2153
Official reserves, mill. kr.	64409	-3007	-5450	-7921	-10479	-13300	-16290
Private foreign loans, mill. kr.	113897	292	2074	4085	4942	5039	4797
Foreign demand for danish bonds, mill. kr.	70637	346	641	959	1332	1738	2165

The government expenditure on goods and services is increased permanently by 5 bill. kr. in 1980-kr. The expansion is bond financed.

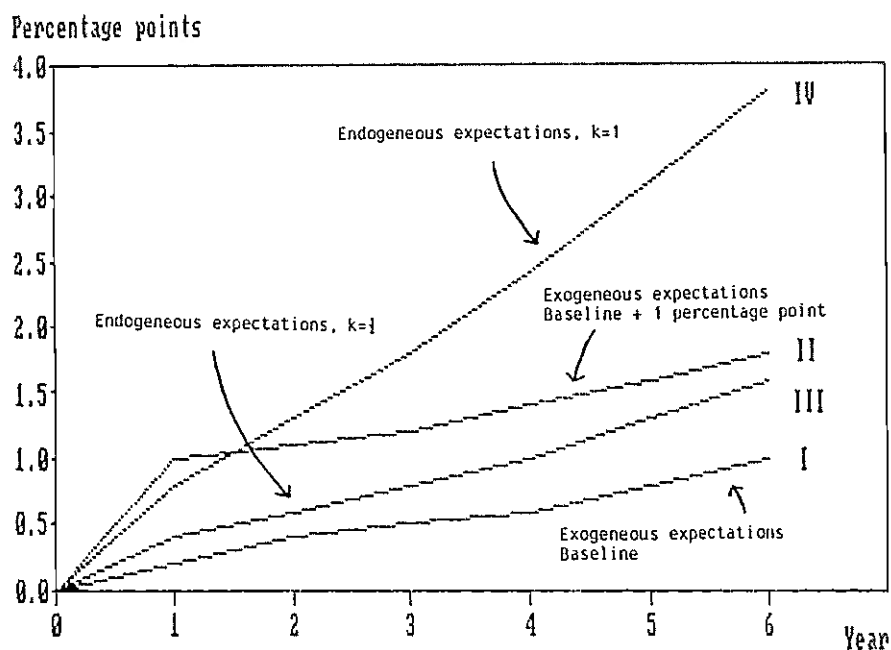
bonds due to the permanent government deficit. Smaller tax revenues due to a lower economic activity and higher interest payments are main reasons for the greater deficit. At least two reasons for the higher interest payments in the case of bond-financing can be given. First a higher interest rate implies of course higher interest payments and secondly, the increasing government bond debt caused by the bond-finance of the current deficit leads to higher interest payments. A tendency to continuous deficits and increasing interest rate is apparent. Thus, the simulation experiment seems potential unstable.

It can be noted that non-housing investments increase despite the rising interest rates. Thus, the expansionary effect of the increased economic activity is larger than the contractionary effect of the rising interest rates. The investment in housing, however, are more sensitive to the interest rate and start to decline after the third year. Finally the savings surplus of the private sector is slightly positive. Despite falling house-prices in the last years this leads to a small increase in the wealth.

Until now the interest rate expectations have been assumed exogenous and identical to the baseline expectations which are model consistent. As the interest rate in the simulation with money-financing are very near to the interest rate of the baseline, the expectations in this simulation are in fact very close of being "rational". However, in the case of bond-financing the simulated interest rate is systematic higher than the expectations and for that reason the agents are not "rational" in this simulation.

The assumption regarding the expectations of the interest rate are examined in the following. The experiment in table 2, that is a bond-financed permanent fiscal expansion, is repeated under different assumptions regarding the expectations.

Figure 2. Effects on the interest rate. Bond financed, permanent fiscal expansion. Different expectations.



In figure 2, four interest rate multipliers are shown. I illustrates the interest rate multiplier corresponding to table 2, that is with exogenous expectations identical to the baseline. The II-multiplier shows the effect on the interest rate under the assumption of an exogenous 1 percentage point upward shift in the expectations. This multiplier is seen to be just about 1 percentage point larger than the one in table 2. Finally III and IV illustrate the effects of endogenous expectations. In these simulations it is assumed that part of the difference between the baseline and the multiplier simulation is transmitted on to the expected interest rate. The expectations are specified as:

$$i^e = k(i - i^0) + i^{ex},$$

where i^e is the expected interest rate, i is the simulated interest rate in the experiment, i^0 is the interest rate in the baseline, i^{ex} is the exogenous expected interest rate and the factor k indicates to which degree the simulated interest rate differential is transmitted on to the expected interest rate.

For the simulation corresponding to III, k is set equal to a half, and for IV $k=1$.⁵ As expected the multipliers are greater than those of table 2 (curve I). The effects of endogenizing the expectations in this way seem, however, too large. Especially for the case $k = 1$ the result is not credible.

Figure 3. Effects on the interest rate. Bond financed, permanent fiscal expansion. Model consistent expectations, different terminal points.

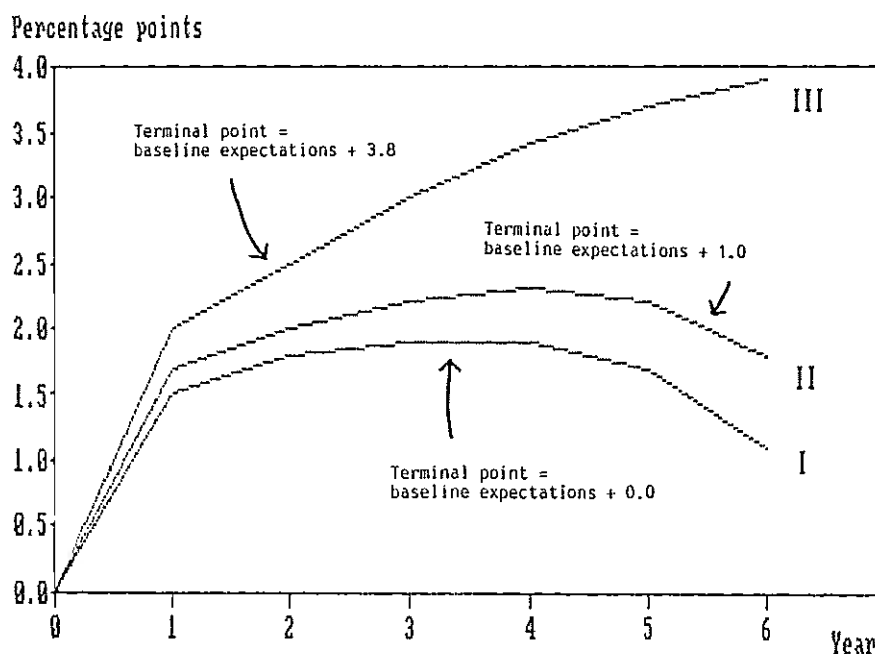


Figure 3 illustrates the case of model consistent expectations. For the three simulations illustrated in figure 3 the expected interest rate at time t is equal to the simulated interest rate at time $t+1$. From the literature on rational expectations it is well known that the solution is not unique, when expectations of future variables are present. This problem is closely connected with the concept "terminal point". In this case the terminal point is the expectations of the interest rate in year 7 formed in year 6. The simulations end in year 6 and thus, the model consistent expectations of the interest

⁵For the simulation in table 2 (I) k is set equal to zero. II corresponds to $k = 0$ and an exogenous increase in i^{ex} of 1 percentage point.

rate in year 7 can't be determined. Therefore, any choice of terminal point can be in accordance with rational expectations.

If the simulation period is long the multipliers for the first years are very unlikely affected by the specific choice of terminal point. However, in this case the simulation period is only 6 years and for that reason the multipliers are in fact very easily affected by the essential arbitrary choice of terminal point.

The curves in figure 3 illustrate the effects of different assumptions regarding the terminal point. For simulation I the expectations of the interest rate in year 6 (the terminal point) are assumed equal to the expectations in the baseline simulation. Thus one can think of the terminal point being situated on the 1. axis at year 7. The multiplier for the first year is considerably larger than when the expectations are assumed "non-model consistent". Towards the end of the simulation period the expectations are pulled down towards the terminal point. Alternatively II illustrates the multiplier under the assumption that the terminal point is 1 percentage point higher than in the baseline. This would be a reasonable choice if the agents expected an effect of this magnitude being the "long run" effect of a bond-financed fiscal expansion. However, the bended curve seems to indicate that this choice of terminal point in some way is too low. Finally III illustrates the interest rate multiplier assuming that the terminal point is determined by the simulation experiment illustrated in figure 2, curve IV. Thus, the terminal point is determined according to an experiment, where the actual interest rate is fully transmitted on to the expected interest rate. It is quite obvious that this simulation leads to unrealistic results. However, the experiment illustrates that the assumption of rational expectations pulls the effects on the interest rate forward in time. Comparing III in figure 3 and IV in figure 2, it is seen that the multipliers in the last year are almost identical, which of course to a large degree is the result of identical interest rate expectations this year. Still, the

multiplier the first year is considerably larger in the case of model consistent expectations. Thus the first year multiplier is 2 percentage points, not least as a result of the agents rational expectations of future increases in the interest rate.

Of course the transmission mechanisms basically are the same irrespective of the assumptions regarding expectations. The multipliers for e.g. GDP or the balance of payments of the simulations illustrated, follow the same pattern as in table 1 and table 2, although the magnitudes are of course different (due to the different levels of interest rates). It is, however, remarkable that even the simulations corresponding to e.g. IV in figure 2 or III in figure 3 have positive GDP-multipliers in the whole simulation period. The main impression of the different simulations is that the increase in economic activity caused by the initial fiscal expansion is "payed for" by balance of payments deficit and by public indebtedness. Especially, the simulations with large interest rate multipliers are associated with large and increasing government debts. This underlines the potentially destabilizing connection between bond-financing and the interest rate.

The credibility of the different multipliers presented may be called in question. The role of expectations is apparently very important and the inclusion of these leads to a more volatile model. Another reason for the (too) large interest rate multipliers may be an unsatisfactory specification of some of the equations in ADAM. It is notable how little the real part of ADAM reacts on the large increases in the interest rate. The investments are generally only slightly affected by the increasing interest rate and the consumption is in all cases increased despite the higher interest rates. Alternatively the problem may be solved by looking at the monetary sector. Here the elasticity with respect to the interest rate is, as mentioned earlier, generally very small. Especially smaller interest rate effects can be achieved if the interest rate sensitivity of the capital movements are larger.

4.2 Increased foreign interest rate

In this experiment the foreign interest rate is increased 1 percentage point. In the model this is done by increasing the US and West Germany long-term interest rate. For the simulations it is assumed that the government deficit is money financed. The scenario in the simulation of the model with increased foreign interest rate is characterized by a somewhat smaller increase in the domestic interest rate. The increased difference between foreign and domestic interest rates gives rise to a capital out-flow, diminishing official reserves. The increased interest rate decreases investment activity and private consumption via revaluation of private wealth. However, the scenario depends to a large extent on the sterilization policy adopted by the central bank.

In the first simulation it is assumed that no sterilization is adopted by the central bank. The effects of an increased foreign interest rate under this policy rule is shown in table 3. As regards the monetary effects a decrease in the foreign loans of the private non-banking sector and in foreign demand for Danish bonds sets in; this of course is a result of the increased difference between the foreign and the domestic interest rates. It is noticed that the decrease in foreign demand for krone-bonds is rather limited, approximately 2% of the foreign demand for krone-bonds in the baseline. The demand for money also decreases which almost solely is due to a decrease in bank deposits of the private sector. At the bond market the private sector increases its demand for bonds, financed by the decrease in bank deposits. As it is noticed the demand for bonds of the private banking sector decreases. This effect is primarily caused by a decrease in net free reserves and an increased money market interest rate.

Regarding the real effects the development in investment activity repeats itself from the preceding simulations: Private investment, excl. housing, only falls by app. 1%, while investment in housing falls by app. 4%. The increasing interest

Table 3. Increased foreign interest rate. Differences from baseline.

	Year						
	1988	1	2	3	4	5	6
GDP, mill. 1980-kr.	434108	-609	-1185	-1166	-872	-635	-557
Private Investment, excl. housing, mill. 1980-kr.	52002	-279	-481	-592	-531	-333	-213
Investment in housing, mill. 1980-kr.	16371	-486	-770	-799	-780	-782	-805
Private Consumption, mill. 1980-kr.	234200	-176	-474	-279	132	329	368
Balance of payments, mill. kr.	-12224	-1690	-1855	-2462	-3339	-4110	-4654
Government Savings-Surplus, mill.kr.	-5104	-1661	-3166	-3636	-3498	-3374	-3440
Interest rate on bonds.	10.5	0.8	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6
Private demand for bonds, net, mill. kr.	-333778	3554	5384	6331	6722	6777	6678
Bank demand for bonds, mill. kr.	127193	-3244	-5002	-6063	-6683	-7064	-7356
Government bond debt, mill. kr.	329378	0	0	0	0	0	0
Private wealth at market value, mill. kr.	885790	-11102	-14763	-11947	-10539	-11039	-13647
Demand for Money (M1), mill. kr.	353567	-7490	-8352	-8300	-7969	-7447	-6802
Official reserves, mill. kr.	64409	-5249	-7827	-10776	-14032	-17554	-21386
Private foreign loans, mill. kr.	113897	-3219	-3713	-4059	-3924	-3334	-2523
Foreign demand for danish bonds, mill. kr.	70637	-340	-569	-710	-761	-763	-752

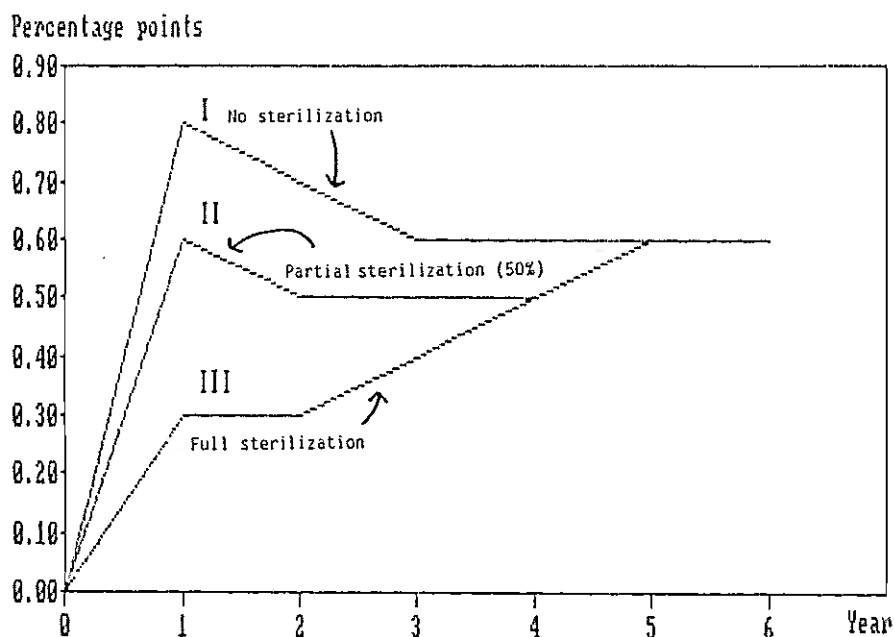
Foreign interest rate is increased permanently by 1 pct. point.

rate increases the market value of the financial wealth of the private non-banking sector as this sector is a net-debtor on the bond market. However, a decrease in the total wealth of the sector is experienced as the market value of the housing stock falls by a larger amount than the financial wealth is increased. Thereby private consumption is reduced. As noticed in table 3 private consumption increases in the last three years. This is a result of a rise in disposable income mainly due to various tax-effects. Finally the simulation shows a decrease in GDP by app. 0.2% and a deteriorating balance of payments, which is caused by increased interest payment to abroad. The balance of payment deficit and the capital outflows give rise to the fall in official reserves.

As mentioned earlier the effect on the interest rate depends on the sterilization policy adopted by the central bank. In the model it is possible to let the Central Bank sterilize a given part of the impact on domestic liquidity from in- or outflow of capital. This is (in the model) simply done by changing a policy switch parameter. The impact on liquidity is sterilized by the Central Bank purchasing bonds from the private sector.

In figure 4, II and III indicate the effect on the interest rate according to whether the liquidity impact from the capital outflow is partially (50 pct.) respectively fully sterilized. The interest rate effect in the case of no sterilization, corresponding to table 3, is indicated by I.

Figure 4. Effects on the interest rate. Increased foreign interest rate. Different sterilization policies.



As expected the rise in the interest rate is reduced the more the Central Bank sterilizes, i.e. increases its stock of bonds. The simulation in which total sterilization is adopted implies in the first year a capital outflow of 4.9 bill. kr., divided by -3.6 bill. on private foreign loans and -1.3 bill. on foreign demand for Danish bonds. So, in order to sterilize the liquidity effects the Central Bank increases its stock of bonds by the same amount. The impact from this sterilization modifies the initial effect on the interest rate. Thus, in the first year the interest rate only increases by 0.3 percentage point. In the following years the capital outflow is turned to a capital inflow relative to the first year, mainly due to an overreaction the first year. This causes the Central Bank to decrease its stock of bonds (relative to the first year), the result being a slow increase in the interest rate.

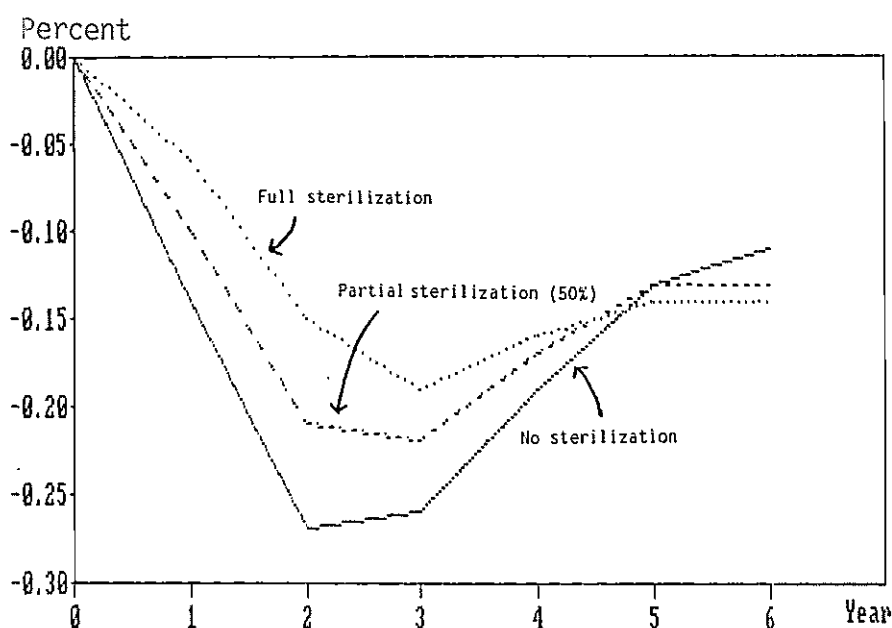
As shown in the figure the effect on the interest rate is the same in the last years for all three simulations. Boldly, this can be interpreted as the long term effects of an increased foreign interest rate being the same irrespective of

the sterilization policy adopted by the Central Bank. However, there are good reasons to underline that the smaller increase in the interest rate in the cases of sterilization is brought about by a relatively small increase in the Central Bank's holding of bonds. The "price" for a lower rise in the interest rate under full sterilization is in the first year only a 5 bill. kr. increase in the stock of bonds of the Central Bank. This "price" succesively decreases in the following periods.⁶ This simulation demonstrate a high, but not very pluasible efficiency in the open market operations of the Central Bank

In the real part of the model, the smaller increase in the interest rate in the cases of sterilization leads to a smaller decrease in investment activity and private consumption compared to the case of no sterilization. The GDP-multiplier effects for the various sterilization policies are shown in figure 5.

⁶There is in the model the possibility of letting the Central Bank sterilize the liquidity impact from the current account deficit. However, in this case and with perfect forward looking expectations, full sterilization causes the interest rate to drop by 1 to 2 percentage point after a few years. Of course, this has to be considered as a mere curiosity. Every period the current account deficit have to be sterilized and hence the Central Bank is forced to increase its stock of bonds. As the effect on the interest rate from sterilization via the bond market is bigger than the impact from the capital loss due to the deficit, this will sooner or later bring about a fall in the interest rate. The result is a downward circle with growing deficits, increased sterilization, a falling interest rate etc.

Figure 5. GDP-multipliers. Increased foreign interest rate, different sterilization policies.



Summarizing this experiment, an increased foreign interest rate seems to have a relatively large effect on the domestic interest rate. However, the penetration depends, as illustrated, on the sterilization policy adopted. The large impact on the interest rate caused by the open market operations of the Central Bank is primarily explained by the low interest rate sensitivity in the relations for foreign demand for Danish bonds and private foreign loans.

Multiplikatorer for ADAM sammenkoblet med FINDAN

Den finansielle sektormodels betydning for ADAMs egenskaber er i det følgende søgt belyst gennem nogle få multiplikatoreksperimenter, hvor der simuleres med FINDAN tilkoblet ADAM.

Multiplikatorerne for den udenlandske rente, pengemarkedsrenten og Nationalbankens obligationsbeholdning illustrerer transmissionen fra FINDAN til ADAM. Sammenholdes disse med de tilsvarende multiplikatorer beregnet alene med FINDAN, jf tabel 6.1, 6.3 og 6.5, er konklusionen, at det generelle problem i FINDAN med for store rentemultiplikatorer p.g.a. for små estimerede parametre til rentesatserne nok formindskes når den reale sektor kobles til, men ikke forsvinder. Især er rentefølsomheden i relationerne for udlandets obligationsefterspørgsel og låntagning i udlandet for små, og multiplikatoren til Nationalbankens obligationsbeholdning viser, at modellen stadig indikerer en urealistisk stor pengepolitisk effektivitet.

Transmissionen den modsatte vej vises ved hjælp af multiplikatorerne for private erhvervsinvesteringer, boliginvesteringer samt det offentliges varekøb. Ændringer i erhvervsinvesteringerne giver kun beskedne renteændringer, men illustrerer til gengæld tydeligt en ekstrem stor følsomhed i den private sektors låntagning i udlandet overfor ændringer i investeringerne og formuen, hvilket genererer et pres nedad på obligationsrenten. Den offentlige varekøbsmultiplikator med obligationsfinansieret varekøb m.h.t. obligationsrenten viser en effekt større end der realistisk kan forventes, hvilket kan tilskrives de små renteparametre i FINDAN. Multiplikatorerne er beregnet efter samme fremgangsmåde som i afsnit 6.1.

Multiplikatorerne for den udenlandske rente, her den korte tyske rente, i_{wdm} , er vist i tabel 1. Samtlige multiplikatorer har det forventede fortegn og som ventet fås en klar effekt på

obligationsrenten. Stigningen i Wpbnz finansieres hovedsageligt ved en nedgang i Wpm, mens faldet i Wbbz skyldes et faldende placeringspotentiale. Ligeledes som ventet fås et fald i investeringsaktiviteten, BNP og samlet privat forbrug.

Tabel 2 viser effekten af at øge pengemarkedsrenten, iwmm, med 1 pct. point. En øget pengemarkedsrente giver anledning til ændringer der presser obligationsrenten op og modsat rettede forhold, der trækker den ned. Øgede ind- og udlånsrenter øger kapitalimporten, Wflp, der presser obligationsrenten ned, mens presset opad forårsages af den private ikke-finansielle sektors og pengeinstitutternes substitution bort fra obligationer. Som det fremgår er der ikke nogen effekt på obligationsrenten signifikant forskellig fra nul, hvorfor også de reale effekter er meget små, og det bemærkes at pengeinstitutternes obligationsbeholdninger stiger.

Effekten af at øge Nationalbankens obligationsbeholdning fremgår af tabel 3. Det ses at multiplikatoren med hensyn til obligationsrenten er ca. halv så stor som den multiplikator der fås, når der alene simuleres med FINDAN, jf tabel 6.1. Årsagen hertil ligger i, at en lavere obligationsrente stimulerer den økonomiske aktivitet (og bl.a. øger udbuddet af obligationer), hvilket presser renten op. Den pengepolitiske effektivitet, som multiplikatoren indikerer (primært pga. en meget ringe rentefølsomhed i Wfbz-relationen) må dog stadig siges at være i overkanten af det troværdige.

Tabel 4 viser effekten af at øge de private erhvervsinvesteringer med 5 mia. i udgangsåret. Det bemærkelsesværdige er her, at obligationsrenten falder på trods af øget økonomisk aktivitet og øget udbud af obligationer fra den private ikke-finansielle sektor. Som det ses stiger udlandslåntagningen kraftigt på trods af rentefaldet på ca 0,5 pct. point. Årsagen er at investeringsaktiviteten har en ekstrem og urealistisk høj effekt på låntagningen i udlandet, hvilket presser renten ned. Koefficienten til de akkumulerede erhvervsinvesteringer er 0,6.

Multiplikatorerne for boliginvesteringerne i tabel 5 viser en stigende rente og faldende obligationsbeholdninger hos pen-

geinstitutterne og den private ikke-finansielle sektor (netto, dækkende over et øget obligationsudbud). Igen bemærkes den ringe rentefølsomhed i udlandets obligationsbeholdning.

Multiplikatoren for det offentlige varekøb er vist i tabel 6. Det er forudsat at varekøbet finansieres ved at øge udbuddet af statsobligationer, således at likviditetsvirkningen fra statsbudgettet neutraliseres. Det fremgår, at det offentlige varekøb har en vedvarende effekt på obligationsrenten på ca. 1,5 pct point, at der er større porteføljeomlægninger og at der ikke er nogen crowding-out på BNP. Effekten på obligationsrenten er utroværdig stor, hvilket igen skyldes de små renteparametre i FINDAN, dvs. en for lille rentefølsomhed i de forskellige sektors fordringsefterspørgsler.

Tabel 1

Den udenlandske rente, iwdm, øges med 1 pct. point, alle år

Variabel	År				
	1	2	3	4	5

	- ændring i pct. point				
iwbz	1.2	1.4	1.4	1.4	1.2
	- ændring i mill. kr. (løbende priser)				
Wpbnz	7712	13212	17159	19415	19767
Wbbz	-5519	-7640	-7897	-6455	-3363
Wfbz	491	757	920	820	444
Wpm	-11121	-14813	-16808	-17264	-16127
Wblp	-974	-1703	-2433	-2987	-3183
Wflp	-4562	-5631	-6647	-7480	-7885
	- ændring i mill. kr. (faste priser)				
fipm	-384	-521	-625	-566	-403
fipb	-69	-286	-427	-520	-441
fih	-699	-1073	-1206	-1199	-1090
fy	-859	-1587	-1716	-1681	-1385
fcp	-177	-445	-221	-52	118

Tabel 2

Pengemarkedsrenten øges med 1 pct. point, alle år

Variabel	År				
	1	2	3	4	5

	- ændring i pct. point				
iwbz	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1
	- ændring i mill. kr. (løbende priser)				
Wpbnz	-2888	-4381	-5276	-5890	-6326
Wbbz	3077	4414	5039	5354	5541
Wfbz	-201	-191	-194	-204	-213
Wpm	3373	4796	5561	6032	6335
Wblp	-1286	-1252	-1126	-979	-857
Wflp	1668	1828	2073	2335	2546
	- ændring i mill. kr. (faste priser)				
fipm	50	90	128	134	115
fipb	31	85	115	122	105
fih	63	93	101	99	93
fy	1	183	285	308	280
fcy	-150	-22	46	62	50

Tabel 3

Nationalbankens obligationsbeholdning øges med 5 mia. i faste priser, alle år

Variabel	År				
	1	2	3	4	5

	- ændring i pct. point				
iwbz	-0.7	-0.7	-0.6	-0.5	-0.4
	- ændring i mill. kr. (løbende priser)				
Wpbnz	-4790	-7033	-7939	-8154	-7450
Wbbz	24	1001	959	529	-553
Wfbz	-1449	-1326	-1188	-1045	-746
Wpm	4008	5285	5396	4969	3824
Wblp	721	1027	1262	1442	1435
Wflp	258	819	1235	1552	1677
	- ændring i mill. kr. (faste priser)				
fipm	225	245	247	187	89
fipb	39	147	194	226	157
fih	391	471	466	410	309
fy	489	706	616	607	413
fcp	106	157	-31	-1	-50

Tabel 4

Private erhvervsinvesteringer øges med 5 mia. i faste priser, første år (fipm og fipb øges hver med 2,5 mia.)

Variabel	År				
	1	2	3	4	5

	- ændring i pct. point				
iwbz	-0.4	-0.5	-0.5	-0.5	-0.4
	- ændring i mill. kr. (løbende priser)				
Wpbnz	-5512	-10902	-14805	-16377	-16674
Wbbz	3326	4524	5651	6369	6913
Wfbz	-815	-1010	-1129	-1042	-924
Wpm	5629	10424	14574	17280	18945
Wblp	3887	7501	10308	11936	12965
Wflp	5663	10324	14258	16410	17699
	- ændring i mill. kr. (faste priser)				
fipm	3069	2799	2411	1677	1126
fipb	2898	2716	2277	1830	1489
fih	331	445	222	9	-126
fy	4064	3799	2598	1320	711
fcp	602	145	-658	-1478	-1454

Tabel 5

Boliginvesteringerne øges med 5 mia. i faste priser, første år

Variabel	År				
	1	2	3	4	5

	- ændring i pct. point				
iwbz	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2
	- ændring i mill. kr. (løbende priser)				
Wpbnz	-1702	-3993	-4632	-3204	-1703
Wbbz	-2921	-4871	-5567	-5504	-4690
Wfbz	479	515	514	528	391
Wpm	-6099	-8026	-8239	-8447	-8326
Wblp	258	1283	1506	5566	-477
Wflp	274	1912	2300	818	-881
	- ændring i mill. kr. (faste priser)				
fipm	553	714	416	-395	-642
fipb	443	397	-8	-348	-390
fih	5100	2143	420	-401	-648
fy	5103	2872	368	-1411	-1547
fcp	880	619	-432	-1358	-931

Tabel 6

Det offentlige varekøb øges med 5 mia. i faste priser, alle år med fuld obligationsfinansiering.

Variabel	År				
	1	2	3	4	5

	- ændring i pct. point				
iwbz	1.5	1.7	1.7	1.6	1.4
	- ændring i mill. kr. (løbende priser)				
Wpbnz	10044	15304	17662	19279	19337
Wbbz	-6261	-12695	-17088	-20407	-22011
Wfbz	2906	3293	3388	3377	2935
Wpm	-7844	-11443	-12294	-12005	-10170
Wblp	-1056	-698	7	147	187
Wflp	-392	93	1061	1102	735
	- ændring i mill. kr. (faste priser)				
fipm	74	454	660	438	284
fipb	562	663	483	148	57
fih	-563	-580	-712	-799	737
fy	3909	4202	4348	3420	3189
fcp	814	924	1376	583	496

Danmarks Statistik
 Modelgruppen

24. oktober 1988
 CB/cj

**BEREGNING AF KORRIGEREDE VÆGTE FOR ADAM'S FORBRUGSKOMPONENTER
 TIL REGULERINGSPRISTALLET**

I det følgende beskrives fremgangsmåden ved beregning af de korrigerede vægte for ADAM's forbrugskomponenter. Indlæsning af nye vægte og beregningen af de korrigerede vægte sker i DATA-BANK.DYRTID, som dermed erstatter et tidligere anvendt program, MODEL.PCPB/VAEGT (ligger på båndet KAIN). Foruden de korrigerede vægte beregnes i DATABANK.DYRTID også variablerne pcpb, kpcpb og kpcreg.

Forbrugsvægtene i reguleringspristallets grundlag baserer sig på de forbrugsundersøgelser, der foretages af Danmarks Statistik, og ændres når nye undersøgelser foreligger. Vægtene fra forbrugsundersøgelserne ændres imidlertid også ved skift af basisår i reguleringspristallet, da vægtene i dette tilfælde justeres i forhold til prisstigningerne på de respektive forbrugsgrupper i reguleringspristallet.

Sammenhængen mellem DATABANK.DYRTID og ADAM.

I ADAM indgår de korrigerede vægte via pcpb-relationen i bestemmelsen af reguleringspristallet på følgende vis:

$$\begin{aligned} \text{pcpb} = & (\text{wpncb} \cdot \text{pneb} + \text{wpncf} \cdot \text{pncf} + \text{wpnch} \cdot \text{pnch} \\ & + \text{wpnci} \cdot \text{pncl} + \text{wpnck} \cdot \text{pnck} + \text{wpncn} \cdot \text{pncn} + \text{wpncs} \cdot \text{pncl} \\ & + \text{wpnct} \cdot \text{pnct} + \text{wpncv} \cdot \text{pncv}) \cdot \text{kpcpb} \end{aligned}$$

$$\text{pcreg} = \text{pcpb} \cdot \text{kpcreg}(\text{pcreg}(-1) / \text{pcpb}(-1) \cdot \text{kpcreg}(-1))$$

hvor

pcpb : Prisvariabel i pcreg-relationen.
 wpnc<i> : Korrigeret vægt for forbrugskomponent c<i>.
 pnc<i> : Deflator for forbrugskomponent c<i>.
 kpcpb : Korrektionsfaktor til pcpb ved ændring af basisår
 og/eller vægtgrundlag i reguleringspristallet.
 pcreg : Reguleringspristal, årsgnst. af månedsprisindeks.
 kpcreg : Korrektionsfaktor til reguleringspristallet svar-
 ende til bevægelsen i månedsprisindekset når dette
 nulstilles.

Beregningen af de korrigerede vægte sker i DATABANK.DYRTID i
 en formodel af formen:

$$wpnc<i> = wpc<i>/pcn<i>w$$

hvor

wpc<i> : Angiver vægten af ADAM's forbrugskomponenter fundet
 ved hjælp af posterne i det af Danmarks Statistiks
 offentliggjorte reguleringspristal samt national-
 regnskabets konsumgrupper; $\sum wpc<i> = 1$.
 pcn<i>w : Anvendes til nulstilling af forbrugsdeflatorerne
 ved skrift af basisår i reguleringspristallet.

Der er i formodellen en klar adskillelse mellem ændringer i
 vægtene og skift af basisår i reguleringspristallet, således,
 at der kan indføres nye vægte uden ændring af basisår. Be-
 regningerne i formodellen i f.m. skift af basisår i regule-
 ringspristallet er udførligt beskrevet i JMJ 28.02.83.

Beregning af korrigerede vægte

ADAM's forbrugskomponenter er sammensat af konsumgrupperne i
 NR, sammensætningen fremgår af variabelfortegnelsen i Ar-
 bejdsnotat nr. 23. For komponenterne cb, ce, cf, cg, ch, ck, cn
 og ct kan de tilhørende vægte umiddelbart findes i regulerings-

pristallets vægte. Vægtene for de resterende forbrugskomponenter, ci, cs og cv kan imidlertid ikke findes på samme måde, da de indeholder NR-konsumgrupper, hvis vægte ikke kan aflæses i reguleringspristallets poster. Vægtene må derfor findes ved at sammenstille de pågældende konsumgruppers vægt i NR med den vægtpost de henhører under i reguleringspristallet. De hermed fundne vægte (wpc<i>) læses herefter ind i DATABANK.DYRTID og de korrigerede vægte (wpnc<i>) til ADAMBK beregnes.

Beregning af nye vægte for 1988

Vægtene blev sidst ændret i 1984, som en følge af forbrugsundersøgelsen fra 1981, og før da i 1980, hvor reguleringspristallet skiftede basisår. Jf. SE, Indkomst, forbrug og priser, 1988, nr. 12, skifter reguleringspristallet basisår til 1988, og i forlængelse heraf er der foretaget en justering af vægtene. De nye vægte er i forbindelse med datarevisionen nov/dec 1988 lagt ind på DATABANK.DYRTID og angivet nedenfor:

wpcb	,0183
wpcf	,2070
wpch	,2675
wpci	,1459
wpck	,0571
wpcn	,0366
wpcs	,1655
wpct	,0125
wpcv	<u>,0896</u>
total	<u>1,0000</u>

Ved beregningen af wpci, wpcs og wpcr er vægten af de konsumgrupper, der ikke kan aflæses i reguleringspristallets poster fundet ved hjælp af vægten i NR's endelige 1984-tal for konsumgrupperne. Eksempelvis er wpci beregnet som følger:

<u>wpci, 1988</u>	<u>konsumgruppe, NR</u>	<u>vægt</u>
	210, 220	,0722
	451	,0128
	510	,0073
	713	,0195
	730	,0263
	812	,0066
	823	<u>,0012</u>
	total	<u>0,1459</u>

Vægten for grupperne 510, 713 og 823 kan ikke findes udfra reguleringspristallets vægte. "Helseudgifter" i reguleringspristallet vægter med 0,0231, men består af konsumgrupperne 510, 520, 530 540 og 550, der vægter i både wpci, wpcs og wpcv. Ved at finde konsumgruppernes andel af helseudgifter (grp. 510-550) i NR og gange disse med 0,0231 fås de søgte vægte for grupperne 510-550, der derpå henføres til den respektive forbrugskomponent. På tilsvarende vis gås frem med beregningen af vægtbidragene fra de resterende konsumgrupper, som ikke optræder direkte i reguleringspristallets poster.

Danmarks Statistik
 Modelgruppen

7. oktober 1988
 CB/cj

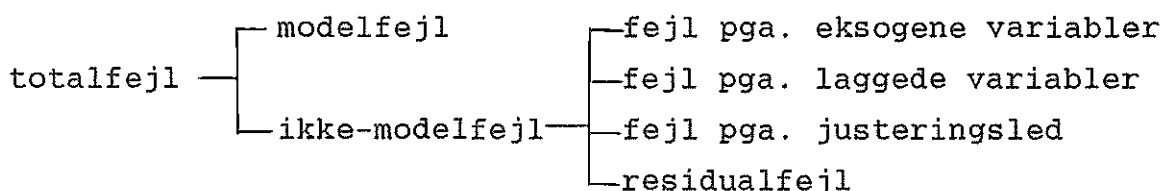
Fejlanalyseprogram på PC

I dette papir gennemgås det nye program til fejlanalyse, der nu er lagt ind på PC og som eksekveres via PCIM. Baggrunden for arbejdet har været dels problemer med det hidtil anvendte fejlanalyseprogram, der køres på UNI·C (jf. CKN 17.3.88), dels et ønske om, at få lagt fejlanalysen over på PC, således at analysen kunne udføres fra PCIM. Først skal dog gives et kort rids af princippet i fejlanalysen.

Princippet i dekomponering af prognosefejl

Formålet med en fejlanalyse er at få delt prognosefejlen op på forskellige komponenter, for der igennem at få et fingerpeg om stærke og især svage sider i prognosearbejdet. Udgangspunktet for analysen er, at man for et givet analyseår har en prognose (ex-antesimulation), en historisk kørsel (ex-post-simulation) og ex-post-værdierne, der udgøres af mere eller mindre endelige data.

Den totale fejl - forskellen mellem prognosen og ex-post-bankens værdier - dekomponeres i analysen som skematisk vist nedenfor



Modelfejlen fremkommer ved at trække resultatet fra en ex-postsimulation med ADAMBK som databank fra ex-postværdierne i

ADAMBK. Dermed fås et mål for den prognosefejl, der må forventes, selvom samtlige eksogene og laggede variabler er korrekte.

Ikke-modelfejlen fås som forskellen mellem en ren ex-post-simulation og prognosen, hvilket svarer til at trække modelfejlen fra den totale fejl. Ikke-modelfejlen kan altså tilskrives de eksogene variabler, laggede variabler og justeringsled, der er anvendt i prognosen. Der er med andre ord følgende sammenhæng

$$\begin{aligned} \text{totale fejl} &= \text{ex-postværdier} - \text{prognose} \\ \text{model fejl} &= \text{ex-postværdier} - \text{ex-postsimulation} \\ \text{ikke-model fejl} &= \text{ex-postsimulation} - \text{prognose} \end{aligned}$$

Ikke modelfejlen kan dekomponeres yderligere.

Fejl pga. eksogene variabler skal indfange den del af prognosefejlen, der skyldes forskellen mellem de ex-ante fastlagte variabler og ex-postbankens værdier. Fejlen beregnes ved at trække en ex-postsimulation med værdierne for de eksogene variabler i analyseåret fra ex-antebanken fra en ren ex-postsimulation. Fejlen kan dekomponeres yderligere på forskellige grupper af eksogene variabler. Fejlbidraget fra den enkelte gruppe bestemmes ved fra en ex-postsimulation at trække en ex-postsimulation, hvor alene værdierne for den pågældende gruppe af variabler er hentet fra ex-antebanken.

Fejl som følge af laggede variabler. Ved at trække en ex-postsimulation med værdierne for de laggede variabler fra ex-antebanken fra en ex-postsimulation fås et mål for den prognosefejl, der kan tilskrives revision af de historiske data. I fejlanalyseprogrammet beregnes fejlen som en ex-postsimulation minus en ex-antesimulation med værdierne for de eksogene variabler i analyseåret fra ex-postbanken og nulstillede J-led.

Fejl pga. justeringsled angiver den prognosefejl, der kan henføres til de i prognosen anvendte J-led, og beregnes som en ex-postsimulation minus en ex-postsimulation med de J-led, der er anvendt i prognosen.

Er modellen lineær vil dekomponeringen være fuldstændig, dvs. de enkelte fejlkomponenter vil summe til den totale fejl. Da ADAM ikke er fuldstændig lineær beregnes en residualfejl, der er et mål for graden af ikke-linearitet i modellen (dette er nærmere omtalt i LA, 25.8.86). Incl. residualfejlen summer fejlkomponenterne således til totalfejlen. Generelt falder fejlanalysens brugbarhed med stigende ikke-linearitet og dermed voksende residualfejl, da en forudsætning for analysen er, at fejlkomponenterne er indbyrdes uafhængige, hvilket kun er tilfældet i en lineær model. Dette er dog ikke noget problem for ADAM, der stort set kan betragtes som en lineær model. Jf. de to fejlanalyser bagest i papiret er det derfor oplagt, at de store residualfejl skyldes fejl i beregningerne, der endnu ikke er rettet.

Fejlanalysen i PC-version

Det største problem i arbejdet med en PC-udgave af fejlanalysen, der kan køres via PCIM har været, at der i det "gamle" NASS/TSP-program anvendes lister i GENR-ordren ligesom PUNCH-ordren anvendes. Dette kan ikke lade sig gøre i PCIM, hvor heller ikke PUNCH-ordren eksisterer. Dette har resulteret i, at der er lavet et helt nyt fejlanalyseprogram. Til fordel for denne PC-løsning tæller også, at det "gamle" program er både uigennemsigtigt, meget stort og meget besværligt at ændre og tilpasse nye behov. Det må tillige vurderes som utidssvarende at fortsætte med at arbejde i NASS, samtidig med, at det er en temmelig bekostelig affære relativt til PC-løsningen.

Af de to vedlagte fejlanalyser for 1987 er den første foretaget med det "gamle" program med den nyeste version af ADAMBK som ex-postbank, ADAMBK fra november 1987 som ex-antebank og filelementet LINK.EKSOGENE/260/88 som opdateringselement. Den anden analyse er foretaget i det nye program med HIT588.BNK og T987.BNK som hhv. ex-post- og ex-antebank og EXJAN88.CMD som opdateringselement.

Som det ses er opdelingen af den totale fejl foretaget på en lidt anden måde i det nye program. Også i den nye fejlanalyse er residualfejlen, J, urealistisk stor. Da den beregnes som $J = D-E-G-H-I$, ligger årsagen hertil i fejlene pga. eksogene og laggede variabler. Særligt drejer det sig om fejlen pga. eksogene variabler for den offentlige sektor, der også indgår i beregningen af lagfejlen.

Kørsel af fejlanalysen i PCIM

Fejlanalysen foretages ved først at kalde FEJLAN.ADD. Her angives ex-post- og ex-antebank, samt fil med de A-variabler og J-led, der benyttes i prognosen. Ud fra denne fil må brugeren danne 1) en fil med J-leddene til beregningen af fejl pga. J-led, og 2) en fil hvor J-leddene nulstilles til beregning af lagfejlen. Dernæst kaldes FEJLAN fra PCIM ved hjælp af ADD-ordren, hvorefter programmet køres og resultaterne printes ud.

Programmet er opbygget i KEDIT. Foruden at det i opbygning er forskellig fra NASS/TSP-programmet er den væsentligste forskel at der ikke anvendes LIST- og PUNCH-ordrer. PUNCH-ordren er erstattet med følgende ordrer:

```
PIPE filnavn
UPDPRT = var1 var2 .....
PIPE CON
```

Dette bevirker at de angivne variabler opdateres og placeres i filen "filnavn".

Analysen foretages pt. for BNP, importen, forbruget, faste investeringer og beskæftigelsen. Det er dog let at udskifte disse med andre endogene variabler eller tilføje flere alt efter behov. Programmet er meget overskueligt og der er ikke problemer med plads på hard-disken. Der er imidlertid en række fejl og mangler:

For det første er problemet med den ekstreme residualfejl stadig uløst, og dermed er analysen i realiteten ikke meget værd.

For det andet kan der endnu ikke foretages prognose-sammenligning, hvor to alternative prognoser sammenlignes og forskellen dekomponeres. Det er dog let at indbygge denne mulighed i programmet.

For det tredje bør afvigelserne også angives i %, ligesom det må overvejes, hvorvidt fejlanalysen også bør foretages for årlige ændringer i de endogene variabler, som det er tilfældet i den "gamle" analyse.

Konklusion

Konklussionen på arbejdet med fejlanalysen er, at analysen i NASS/TSP forlades helt til fordel for PC-versionen, og at der arbejdes videre med at rette de nævnte fejl og mangler heri. Foruden de allerede nævnte argumenter for PC-løsningen må det nævnes, at den langt mere fleksible og brugervenlige PC/PCIM-udgave når alt kommer til alt nok er en forudsætning for, at man i fremtidens modelarbejde overhovedet gør brug af fejlanalysen, hvilket jo netop var formålet med hele historien!

AFVIGELSESANALYSE FOR 1987

	BNP (FY)	IMPORT (FPM)	FORBRUG (FCP)	FASTE INVEST. (FIF)	BESKÆF- TIGELSE (O)	BETALINGS BALANCE (FENL)	ORL- PENLE (IMBZ)	FORBRUGER PRISER (PCP)
EX-ANTE NIVEAU	431251.0	150311.2	235904.5	84643.2	2619.6	-18027.1	1.59	.12
EX-POST NIVEAU	435042.0	157744.0	238075.8	83458.0	2631.0	-20160.0	1.58	.12
EX-ANTE UDVIKLING	-1.2	-5.6	-1.6	-5.3	1.3	-53.6	4.00	11.76
EX-POST UDVIKLING	-1.0	-1.3	-1.0	-9.0	1.1	-41.8	4.06	12.97
TOTAL AFVIGELSE	415.0	673.8	980.4	-3518.2	-5.2	-4025.9	.00	.00
PROCENTVIS TOTAL AFVIGELSE	.1	4.3	.4	-4.2	-.2	20.0	.05	1.07
I FORHOLD TIL EX-POSTNIVEAU								
AFVIGELSE SOM FØLGE AF MODELLEN	10614.5	3721.4	829.5	12191.8	14.8	355.3	.00	-.02
PROCENTVIS I.F.T. EX-POSTNIVEAU	2.4	2.4	.3	14.6	.6	-1.8	.23	-20.44
AFVIGELSE SOM FØLGE AF SUBJEKTIVE KORREKTIONSLED	74.4	-3481.3	-3103.0	247.2	33.6	5316.9	.00	17.02
PROCENTVIS I.F.T. EX-POSTNIVEAU	.0	-2.2	-1.3	.3	1.3	-26.4	.24	17.19
AFVIGELSE SOM FØLGE AF EKSOGENE VARIABLER:								
DEN OFFENTLIGE SEKTOR	-68829.8	-41573.6	-82358.7	-21651.2	-137.5	62579.1	.04	-.02
PROCENT	-15.8	-26.4	-34.6	-25.9	-5.2	-310.4	2.25	-14.97
UDLANDSVARIABLER	4031.7	3578.4	-359.3	1158.6	14.4	1633.7	-.00	-.00
PROCENT	.9	2.3	-.2	1.4	.5	-8.1	-.16	-.07
ARBEJDSMARKEDSVARIABLER	-183.4	-107.7	-211.2	-62.6	4.0	165.1	.00	-.00
PROCENT	-.0	-.1	-.1	-.1	.2	-.8	.01	-.04
MODELTEKNISKE VARIABLER	-3211.8	70.9	-2503.1	-667.1	-8.3	-2977.3	.02	.00
PROCENT	-.7	.0	-1.1	-8	-.3	14.8	1.03	.83
FINANSIELLE VARIABLER	-58.6	-68.7	-19.4	-97.2	-.2	3030.6	.00	.00
PROCENT	-.0	-.0	-.0	-.1	-.2	-15.0	.00	2.61
ØVRIGE EKSOGENE VARIABLER	4971.7	3548.7	1088.3	6976.8	26.4	-4880.7	-.31	1.47
PROCENT	1.1	2.2	.3	8.4	1.0	24.2	-.31	1.47
AFV. S.F.A. LAGGEDE VARIABLER	-67887.7	-37439.3	-76234.5	-14843.7	-103.1	56680.0	.06	-.05
PROCENTVIS	-15.6	-23.7	-32.0	-17.8	-3.9	-281.2	3.97	-41.44
RESTAFVIGELSE	120893.9	78474.9	163851.8	13229.6	151.2	-125928.7	-7.11	56.07
PROCENTVIS	27.8	49.7	68.8	15.9	5.7	624.6	-7.23	56.53

NOTE: ENP, IMPORT, FORBRUG, FASTE INVESTERINGER ER MALT I MILL. 1980 KR.

AFVIGELSESANALYSE FOR 1987

	I	BNP	IMPORT	FORBRUG	FASTE INVEST.	BESKAF- TIGELSE
I A. prognose	I	431251	150311	235905	84643	2620
I B. ex-postværdier	I	435042	157744	238076	83458	2631
I C. ex-postsimulation	I	445852	162196	239427	96022	2645
I D. totale fejl (B-A)	I	3790	7433	2171	-1185	11
I E. modelfejl (B-C)	I	-10810	-4452	-1351	-12564	-14
I F. ikke-modelfejl (C-A)	I	14600	11885	3523	11378	26
I G. fejl pga. J-led	I	-641	3060	2955	-1027	-35
I H. fejl pga. eks. var.	I	-60197	-34000	-81951	-11001	-97
I I. fejl pga. laggede var.	I	-64587	-33379	-74717	-18253	-120
I J. residualfejl	I	140026	76203	157237	41662	278
I Note: BNP, IMPORT, FORBRUG OG FASTE INVESTERINGER er i mill. 1980 kr. BESKÆFTIGELSEN er i 1000 personer.						
I Anm.: D = E+G+H+I+J, F = G+H+I+J.						

Er valutakursen en random walk?

Resumé:

Papiret beskæftiger sig med valutakursudviklingen for en række valutaer. Der ses nærmere på autokorrelation i kursudviklingen og der præsenteres et Q -test for hypotesen om, at valutakursen følger en random walk proces. I papiret undersøges random walk hypotesen for DM, USD, PS og SFR ved et Box-Ljung- Q -test, som udnytter informationen fra autokorrelationerne. Autokorrelationsfunktionen giver et godt fingerpeg for en første vurdering af stationaritet og random walk hypotesen, mens Q_{BL} -testet ses at afhænge af, hvilken lagperiode der vælges. Konklusionen med hensyn til, om valutakursen følger en random walk er ikke entydig, men hypotesen afvises for DM og USD, godtages for SFR og ligger på vippen for PS.

g:\

Kodeord:

Indledning

I mange artikler fremhæves valutakursen som et empirisk eksempel på en tidsserie, der følger en random walk. En tidsserie - valutakursen E_t - siges at være en random walk, hvis første differenserne er en hvid støj, ϵ_t , dvs. hvis

$$E_t - E_{t-1} = \epsilon_t$$

Modellen postulerer, at det bedste bud på valutakursen til tiden $t+1$ er kursen til tidspunkt t . Det er mao. ikke muligt at give en bedre forudsigelse af valutakursen end at kursen blot er konstant. Random walk modellen kan også ansues som en autoregressiv proces, hvor autokorrelationskoefficienten ρ er 1:

$$E_t = \rho E_{t-1} + \epsilon_t$$

Tidsserien E_t vil nærme sig (når t vokser) en stationær serie hvis $\rho < 1$. En stationær serie siges også at være integreret af 0. orden, $I(0)$. For $\rho = 1$ fremkommer random walk modellen, som er ikke-stationær. En tidsrække som er ikke-stationær siges at være integreret af 1. orden ($I(1)$), hvis første differenserne er en stationær proces. En random walk er således $I(1)$, da en hvid støj er stationær. En følge af stationaritet er, at middelværdi og varians er uafhængig af tidspunktet. For random walk modellen med $\rho = 1$ gælder at en ændring vil have en permanent effekt på tidsserien, mens der for $\rho < 1$ vil være tale om temporære effekter af en ændring. En random walk model for valutakursen resulterer altså i, at der ikke sker nogen tilpasning til "ligevægtskursen", hvis kursen får et eksogent stød og bringes i uligevægt. Dette ses let af flg. simple relation

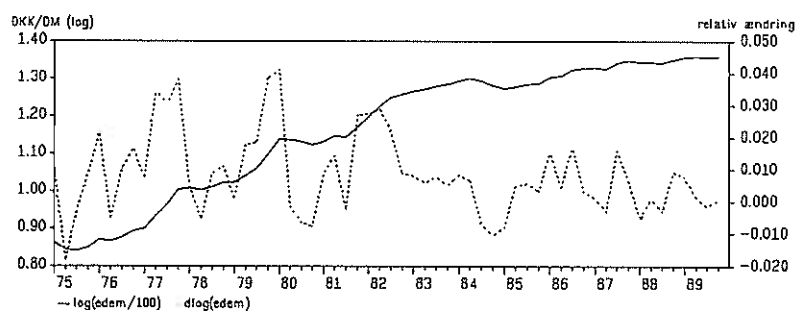
$$E_t - E_{t-1} = \alpha(\hat{E}_t - E_{t-1}) + \epsilon_t,$$

hvor \hat{E}_t angiver ligevægtskursen og α er tilpasningsparametren. Hvis der ikke sker nogen tilpasning til ligevægten er $\alpha = 0$, og modellen reduceres til en random walk. Modellen er selvsagt teoretisk utilfredsstillende, da der ikke gives nogen forklaring af udviklingen i valutakursen.

Data

De valutakurser som undersøges er US-dollar, Pund Sterling, D-mark og Schweizer-franc. Som data for kurserne anvendes kvartalsvise observationer af prisen i DKK på DM, USD, PS og SFR for perioden 1975q1 - 1989q4, ialt 60 observationer. Valutakurserne og ændringerne heri, begge i logaritmer, er vist i figur 1-4 nedenfor.

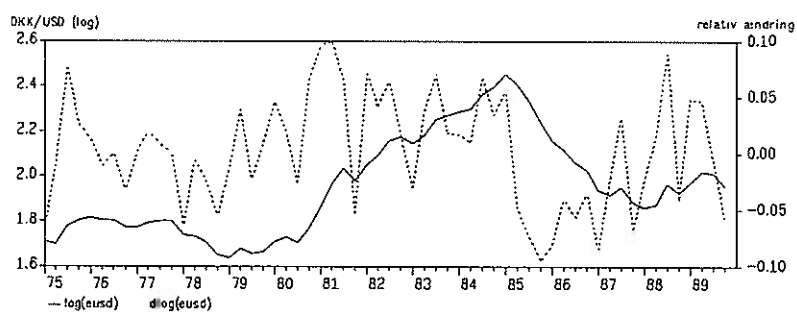
Figur 1. DM-kursen



$$s(75q1-82q2) = .121$$

$$s(82q3-89q4) = .034$$

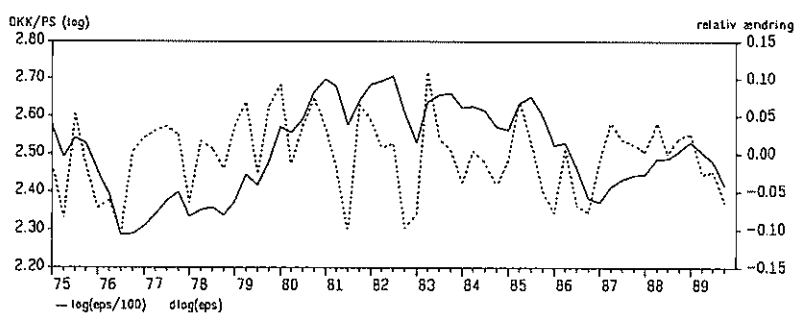
Figur 2. USD-kursen



$$s(75q1-82q2) = .121$$

$$s(82q3-89q4) = .179$$

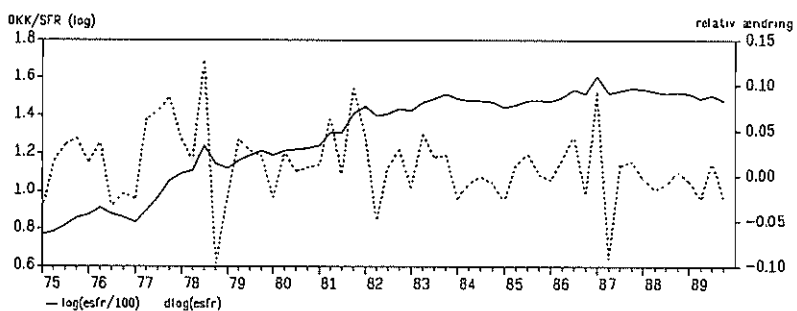
Figur 3. PS-kursen



$$s(75q1-82q2) = .134$$

$$s(82q3-89q4) = .093$$

Figur 4. SFR-kursen



$$s(75q1-82q2) = .201$$

$$s(82q3-89q4) = .041$$

Som det ses af fig. 1-4, er det karakteristisk at kurserne, dog ikke USD, er mindre volatile i sidste del af perioden, hvilket også tydeligt fremgår af spredningerne for første og anden del af perioden. Som ventet er udsvingene mindst for ems-valutaerne DM og SFR og størst for PS og USD.

Der er tydeligvis sket en niveauændring i DM-og SFR-kursen i den betragtede periode, således at serierne ikke er stationære. USD-kursen, og i mindre grad PS-kursen, er i perioder kendetegnet ved en stigende eller faldende (lokal) trend, hvorfor det heller ikke umiddelbart er rimeligt at betragte disse som stationære (jfr. fig. 5). Derimod er det ikke muligt ud fra figurerne at afgøre, om første differenserne, dvs. de relative kvartalsvise kursændringer, er stationære.

For at teste random walk modellen for de fire tidsserier opstilles flg. model

$$(1) \quad de_t = e_t - e_{t-1} = \epsilon_t,$$

e_t : log til valutakursen.

ϵ_t : uafhængig identisk normalfordelt stokastisk variabel med middelværdi nul (hvid støj).

Følgende betegnelser benyttes:

edem	=	DM-kurs
eusd	=	USD-kurs
eps	=	PS-kurs
esfr	=	SFR-kurs

Et foranstillet l angiver logaritmen og et d angiver ændringer.

Dickey-Fuller-test for stationaritetsegenskaber

Med Dickey-Fuller-testet kan en variabels stationaritetsegenskaber eller integrationsorden undersøges¹. Dette sker ved at teste hypotesen

$$H_0: \rho = 1 \quad \text{mod} \quad H_1: \rho < 1$$

for modellen

$$(2) \quad e_t = \rho e_{t-1} + \epsilon_t$$

¹Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, vol. 49, nr. 4.

Stationaritetsegenskaberne i (2) undersøges i Dickey-Fuller-testet ved en hjælpemodell, hvor ændringerne i variabelen regresseres på den laggede endogene;

$$(2') \quad de_t = \beta e_{t-1} + \epsilon_t$$

H_0 -hypotesen $\rho=1$ svarer til hypotesen $\beta=0$, og $H_1: \rho < 1$ svarer til $\beta < 0$. H_0 er således en hypotese om, at serien er ikke-stationær, eller $I(1)$, hvilket skal gælde for en random walk. Modsat er H_1 hypotesen om, at serien er stationær. H_0 forkastes, hvis "t-værdien" for β er tilstrækkelig lille².

Estimeres model (2) for de fire valutakurser fås resultaterne vist i tabel 1. De fulde estimationsresultater for (2) er vist i bilag 1.

Tabel 1. Estimation af model (2): $e_t = \rho e_{t-1} + \epsilon_t$, for valutakurserne

	ρ	DF
ledem	1.0015	5.00
leusd	1.0011	.340
leps	.9996	-.465
lesfr	1.0018	2.07

DF angiver t-værdi for parametren β i (2')
 kritisk værdi for test på 95%-niveau er -1.95
 n = 1975q1 1989q4

Af tabel 1 fremgår, for det første, at model (2) uden konstantled giver værdier for ρ større end 1 for DM, USD og SFR. Det kan afvises, at variablerne er stationære, mens estimationerne kan tyde på at variablerne er $I(1)$ eller måske integreret af en orden højere end én, således at der skal tages anden ordens differenser for at opnå stationaritet. For det andet er det ikke muligt at afvise hypotesen om ikke stationaritet for PS. I det følgende vil valutakurserne således blive betragtet som $I(1)$ variabler og ændringerne som stationære.

² "t-værdierne" i Dickey-Fuller testet er ikke t-fordelt under H_0 . Derfor anvendes kritiske værdier tabulletet fx. hos Fuller, W.A. (1976), Introduction to statistical time series. Et almindeligt t-test af, om 1. differenserne er nul kan ikke afvise at dleusd og dleps er nul, mens dledem og dlesfr begge er signifikant større end nul. Testet er imidlertid af ringe styrke (t-statistikken er ikke t-fordelt hvis variablerne er ikke-stationære) og i det følgende ses der bort herfra.

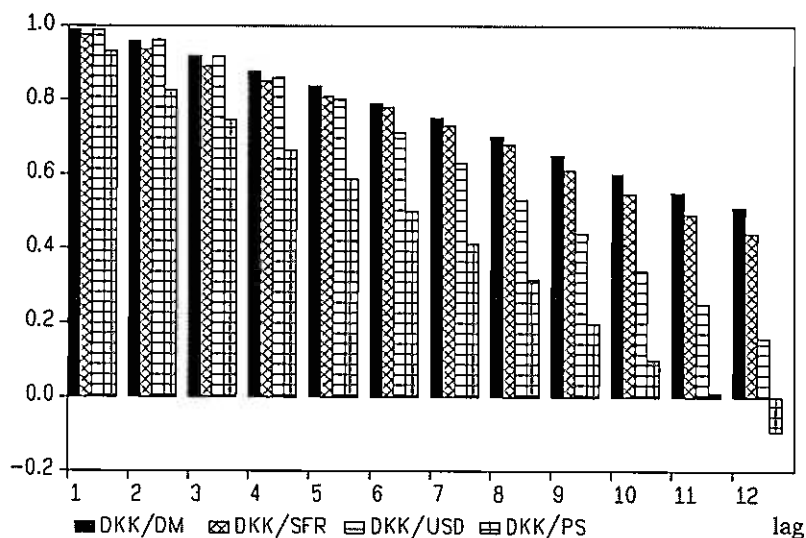
Autokorrelationer og Q_{BL} -test for random walk

Et mere visuelt indtryk af, hvorvidt ændringerne i valutakursen er en hvid støj kan fås ved at betragte autokorrelationerne. Den L 'te autokorrelationskoefficient, ρ_L , for en stationær tidsrække X_t , er defineret som³

$$\rho_L = \text{cov}(X_t, X_{t-L}) / \text{var } X_t,$$

og angiver graden af lineær sammenhæng mellem X_t og X_{t-L} , hvor L er lagperioden. Autokorrelationerne opfattet som en funktion af antallet af lags kaldes for autokorrelationsfunktionen. Hvis e_t er en ren hvid støj, er e_t ukorreleret med e_{t-L} . Autokorrelationsfunktionen for en hvid støj er derfor 1 for $L=0$ og ellers lig 0. Figur 5 viser autokorrelationskoefficienten for valutakurserne i niveau. Disse er for de første perioders lag alle positive og nær én. Dette bekræfter at valutakurserne i niveau ikke er stationære, og at der skal tages 1. differenser for at opnå stationaritet. Det bemærkes, at der er en noget svagere autokorrelation i PS-kursen

Figur 5. Autokorrelationer for (log) valutakurser

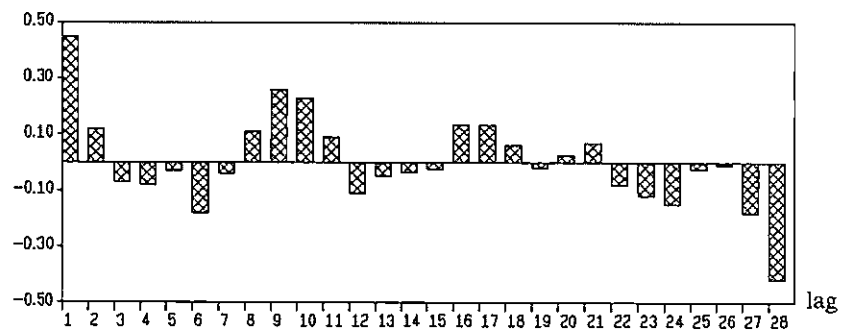


Autokorrelationen for 1. differenserne af (log til) valutakursen er vist nedenfor i figur 6 - 9, med op til 28 lag. Fælles er, at disse ligger tættere

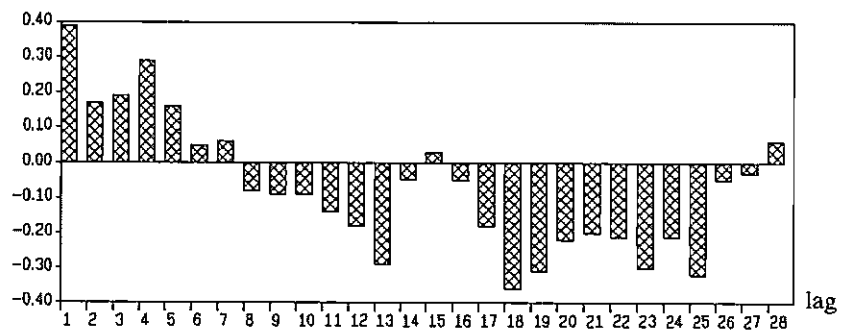
³ idet variansen antages uafhængig af tiden. Tillades variansen at afhænge af tiden, skal der istedet divideres med kvadratroden af $(\text{var } X_t * \text{var } X_{t-L})$. ρ_L er her beregnet som:

$$\hat{\rho}_L = \frac{\frac{1}{T-L-1} \sum_{t=L+1}^T (X_t - \bar{X})(X_{t-L} - \bar{X})}{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^2}$$

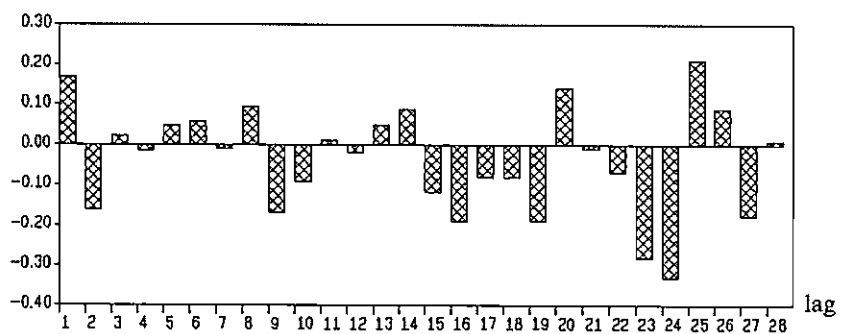
Figur 6. Autokorrelationer for (log) ændringer i DM-kursen



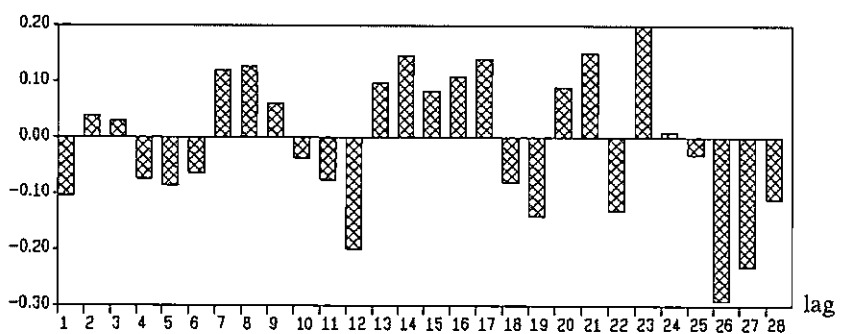
Figur 7. Autokorrelationer for (log) ændringer i USD-kursen



Figur 8. Autokorrelationer for (log) ændringer i PS-kursen



Figur 9. Autokorrelationer for (log) ændringer i SFR-kursen



---- angiver 95%-sikkerhedsinterval.

omkring nul, end korrelationerne for kurserne i niveau. Autokorrelationerne er især små for ændringerne i PS- og SFR-kursen, og lidt større for DM- og USD-kursen.

Hypotesen om random walk kan afvises, hvis "for mange" autokorrelationer er signifikant forskellige fra nul, fx. på 95%-niveaut. Det er imidlertid vanskeligt ud fra et plot af de enkelte autokorrelationerne at bestemme hvorvidt de er signifikante eller ej; dvs. om der er tale om en random walk eller en autoregressiv proces⁴.

Informationen i autokorrelationerne kan imidlertid udnyttes i den såkaldte Q-statistik⁵, hvor det testes, hvorvidt en tidsserie afviger fra en hvid støj. I Q-statistikken udnyttes informationen fra de første k autokorrelationer, ρ_L , $L = 1, \dots, k$, i én testsørrrelse. Her anvendes Box-Ljung teststørrelsen defineret som

$$Q_{BL} = T(T+2) \sum_{L=1}^k \frac{\rho_L^2}{T-L}$$

Q-statistikken er asymptotisk χ^2 -fordelt under H_0 -hypotesen, at variabelen er en random walk med middelværdi nul. Alternativhypotesen er, at der er tale om en AR- eller MA-proces af en given orden. Store autokorrelationer vil give anledning til høje værdier af Q_{BL} , som fører til at H_0 afvises.⁶ Antallet af frihedsgrader er lig k minus antal estimerede parametre. Hvis random walk modellen for valutakursen er korrekt specificeret, dvs, hvis der er en hvid støj, vil det ikke være muligt at afvise H_0 . I tabel 2 er angivet Q_{BL} -teststørrelserne for forskellige lagperioder.

⁴Antages det, at variabelen er en hvid støj kan et sikkerhedsinterval opstilles, idet $\text{var}(\rho_L)$ da kan approksimeres ved $(1/T)$, jfr. Milhøj (1986) p. 86. Et 95%-sikkerhedsinterval bliver, for $T=60$, derfor på numerisk $2\sqrt{1/T} = 0.25$.

⁵Er nærmere omtalt fx. i Milhøj, A.: Tidsrækkeanalyse for økonomer, 1986, og Harvey, A.C.: The econometric analysis of time series, 1981.

⁶ Q_{BL} kaldes også for en modificeret Box-Pierce statistik. Box-pierce testet er defineret som

$$Q_{BP} = T \sum_{L=1}^k \rho_L^2$$

Da der således gælder, at $Q_{BP} < Q_{BL}$, har Q_{BL} en større teststyrke; Q_{BP} vil ofte godkende en model, som Q_{LB} forkaster.

TABEL 2. Q_{BL} -test for random walk for lag op til 28 perioder.

	$Q_{BL,28}$	$Q_{BL,26}$	$Q_{BL,24}$	$Q_{BL,20}$	$Q_{BL,12}$
dledem	61.0	37.1	37.0	32.3	28.4
dleusd	95.7	95.1	83.9	62.1	27.2
dleps	47.2	43.6	38.0	18.3	7.24
dlesfr	41.6	34.4	24.9	17.0	8.00
k.v.	41.3	38.9	36.4	31.4	21.0

k.v. = kritisk værdi ved test på 95%-niveau.

n = 1975q1 - 1989q4

Resultaterne i tabellen er ikke entydige; hvorvidt H_0 afvises eller ej afhænger af det valgte antal lags. Pointen er her, at man med udgangspunkt i den økonomiske teori og kendskab til autokorrelationerne må vurdere, hvor mange lags det er rimeligt at medtage i Q-testet. Ud fra fig. 6 - 9 må fx. 12 lags - ud fra en statistisk synsvinkel - siges at være i underkanten, da der er store autokorrelationer ved længere lags. En lagperiode mellem 20 og 30 vil her være et rimeligt valg. Omvendt kan autokorrelationer med lange lags på fx. 28 kvartaler være økonomisk nonsens, så der må foretages en afvejning af de to hensyn når testet anvendes.

For DM kan H_0 afvises for alle lagperioder undtagen for $L=26$. Signifikanssandsynligheden - sandsynligheden for at få den observerede Q -værdi under H_0 - varierer ganske stærkt. For $L=26$ fås en signifikanssandsynlighed på godt 5%, mens der for $L=28$ er tale om en signifikans på 0.5%. Årsagen hertil er tydeligvis den store autokorrelation i dledem ved det 28. lag, jfr. fig. 6. For USD kan H_0 klart afvises, uanset antal lags. Hypotesen om random walk må også afvises for PS for de tre længste lagperioder, dog ikke så klart som for DM og USD. For SFR kan H_0 kun lige netop afvises ved 28 lag, mens hypotesen for denne variabel ikke kan forkastes for nogle af de andre lagperioder. Det er også interessant, at Q_{BL} -testet vurderer DM- og SFR-kursen meget forskelligt, da udviklingen i disse umiddelbart er ret ens (Fig. 1 og 4). Men som det fremgår af fig. 6 og 9, er der tale om to forskellige forløb og niveauer i autokorrelationen for de to serier.

Valget af antal lags L , er mere eller mindre en skønssag, hvilket også er svagheden i testet. Hensynet til at opfange effekten fra autokorrelationer med lange lags taler for at vælge en høj værdi af L . Omvendt kan en stor værdi af L svække styrken i testet, da effekten fra evt. store

autokorrelationer kan overdøves af mange (insignifikante) autokorrelationer nær ved nul.

På baggrund af ovenstående må man som det mest rimelige forkaste hypotesen om random walk for DM og USD, mens den ikke kan forkastes for SFR. For PS er det mere usikkert at vurdere hypotesen, med mindre man da har ganske bestemte meninger om, hvor mange lags der skal medtages i testet.

Bilag 1.**Estimation af model (2) for perioden 1975q1 - 1989q4.**

log(edem)

$$= 1.00145 * \log(\text{edem})[-1]$$

(3458.36)

Sum Sq	0.0099	Std Err	0.0129	LHS Mean	5.7694
R Sq	0.9944	R Bar Sq	0.9944	F 0, 59	NC
D.W.(1)	1.1140	D.W.(4)	2.0273		

log(eusd)

$$= 1.00111 * \log(\text{eusd})[-1]$$

(305.719)

Sum Sq	0.1466	Std Err	0.0498	LHS Mean	1.9552
R Sq	0.9507	R Bar Sq	0.9507	F 1, 59	1138.91
D.W.(1)	1.1879	D.W.(4)	1.3418		

log(eps)

$$= 0.99957 * \log(\text{eps})[-1]$$

(1092.47)

Sum Sq	0.1501	Std Err	0.0504	LHS Mean	7.1139
R Sq	0.8167	R Bar Sq	0.8167	F 0, 59	NC
D.W.(1)	1.6508	D.W.(4)	1.9233		

log(esfr)

$$= 1.00184 * \log(\text{esfr})[-1]$$

(1131.44)

Sum Sq	0.0964	Std Err	0.0404	LHS Mean	5.8979
R Sq	0.9737	R Bar Sq	0.9737	F 0, 59	NC
D.W.(1)	2.1554	D.W.(4)	2.0574		

Integration of real and monetary sectors in ADAM

*Carsten Boldsen Hansen
John Smidt
Danmarks Statistik¹*

1. Introduction

In this paper the Danish macroeconomic model ADAM is described.² The emphasis is given to a discussion of the monetary sector and to the integration of and interaction between the real and the monetary sector. It is shown that the size of the effects from this interaction between the sectors is very dependent on the way the government finances its deficit and of the way the expectations of the interest rate are formed.

Section 2 outlines the model with emphasis to the description of the monetary sector.³ Section 3 contains a description of the main channels of transmission from the monetary sector to the real sector and vice versa, the main link being the interest rate. In the last section of the paper the effects of a permanent fiscal expansion are analyzed. The experiments illustrate the transmission between the real sector and the monetary sector and show the importance of expectations and of the way the government deficit is financed. Further, the implementation of forward-looking model consistent expectations is discussed.

Two important results of the experiments are that the real sector is not very easily affected by changes in the interest rate and that the latter is too easily affected by changes in the stocks of assets. The paper shows that the combination of a permanent bond-financed fiscal expansion and endogenous expectations of the interest rate may cause a dramatic increase in the interest rate. This result is not surprising, though the magnitude might be questionable. A main reason for the large effects is that the interest rate, due to low estimated interest rate coefficients in the demand equations for financial assets, is very easily affected by changes in the stock of assets.

¹The authors wish to thank colleagues for comments on an earlier version of this paper.

²A full documentation of ADAM is given in, Arbejdsnotat nr. 23, Danmarks Statistik, 1988 (in Danish). For a survey of ADAM in English, see Poul Uffe Dam, The Danish macroeconomic model ADAM, Economic modelling, January 1986.

³For a detailed description of the financial sector model including estimation results, the reader is referred to Arbejdsnotat nr. 26, Danmarks Statistik, 1989 (in Danish).

2. The macroeconomic model ADAM

The macroeconomic model ADAM is the core of the macroeconomic model apparatus employed by Danish government agencies. ADAM is taken charge of by Danmarks Statistik - the Danish central statistical office, which has been a centre for economic modelling since 1970.

The main users of the model are the Economic Secretariat of the government and the Ministry of Finance. However, ADAM is also widely used by private organizations, financial institutions etc. In this way, the model plays the role as a common frame of reference in the public debate on economic issues in Denmark. Furthermore, since 1981 ADAM has been the model for Denmark encompassed by the international Project LINK, aiming at linking national and regional macroeconomic models into a world model system.

ADAM is used for both forecasting and policy simulations. Originally, ADAM was intended for short and medium-term forecasting and planning. However, in recent years emphasis has also been put on the long-run properties of the model. This interest in the longer run effects will without doubt influence the modelling efforts in the years to come.

ADAM is an annual model, which in the short run displays features which are characteristically Keynesian. Aggregate demand is predominantly determined by total income. Interest rates, especially in the modelling of investments and through wealth effects in private consumption, and relative prices, especially in the modelling of net exports, are also important in the determination of aggregate demand. Total income in turn is determined by the level of aggregate demand. Wages are determined in a Phillips-curve-like equation and the prices are determined by mark-up on costs. Interest rates are determined in a monetary sector to be described in detail in the following section. Employment is determined by total output and exogenous productivity.

The short run dynamic can, in short, be described as that of the multiplier-accelerator model. In the long run, the wage equation plays an important role. Also, the accumulating effects of flows on stocks - e.g. net savings on wealth - are important for the long run properties of the model. In the long run, these features leave total production quite insensitive to demand shocks.

Given the size of the Danish economy it is not surprising that ADAM might be described as a small-open economy model. The dependency of the Danish economy on foreign countries is thus reflected in a detailed description of imports and exports. The intensive use of ADAM in government agencies is responsible for a rather exhaustive treatment of the public sector. This is especially true for the determination of direct and indirect taxes.

The version of ADAM used in this volume contains approximately 1250 endogenous variables, of which approximately 100 are determined in stochastic behavioural relations. A large number of the remaining equations are identities,

but still more belong to the residual groups of quasi-identities, technical relations, and institutional behavioural relations. The technical relations are, to a large extent, related to the input-output system of the model. The input-output model encompassed by ADAM forms the link between gross output and imports on the one hand and the groups of final demand on the other hand, linking both volumes and prices. The input-output model also allows an endogenous determination of a number of the input-output coefficients. The input-output system of ADAM contains 20 sectors and 26 final demands plus investments in stocks.

Compared to the earlier versions of ADAM, the version described in this volume⁴ includes some major improvements with direct consequences for the interaction between the monetary sector and the real sector.

1. A monetary sector has been included. This is the most comprehensive change. Earlier versions of the model did not comprise any financial markets, and hence the interest rate was treated as an exogenous variable.
2. Residential investment is now determined in a submodel by the interest rate and disposable income as the most important variables.
3. Private consumption is a function of disposable income, but now also of wealth. Evidently, an important prerequisite for including wealth in the determination of consumption has been the extension of the model with a monetary sector and a submodel of the residential sector.

2.1 The monetary sector model

The main reason for the implementation of a monetary sector model is to get an endogenous determination of the interest rate. However, the monetary model also includes a division of the private and the public sector into subsectors. In the subsectors a number of stocks on the balance sheets are determined. The transmission from the monetary sector to the real part of the model⁵ takes place mainly through the interest rate of bonds, while the transmission in the opposite direction goes through the savings surpluses (net lending). The latter are determined in the real sector and enter the determination of the net financial wealth of the various sectors.

The monetary sector model is at first specified as a quarterly model which exists as a separate model, named FINDAN. Most of the FINDAN equations are estimated over the period 1975.1 - 1985.4. Subsequently, the model has

⁴The version of ADAM actually used for simulations in this volume is a version modified by the Ministry of Finance.

⁵The "real" part of the model simply means the non-monetary part of the model.

been analytically transformed into an annual model and incorporated into ADAM. The model consists of some forty equations of which eleven are stochastic behavioural relations. The remaining equations are identities or given by equilibrium conditions. In addition to the model of the monetary sector a number of relations determining the interest payment flows between various sectors have been established.

The monetary sector model adopted in ADAM is a portfolio model following the macroeconomic portfolio approach of Brainard and Tobin (1968) and Tobin (1969). A basic element of the portfolio model is the explicit inclusion of the interdependencies of the demand for different sorts of assets and liabilities, given budget restrictions for each sector. Another central feature is the connection between stock-variables (assets and liabilities) and flow-variables (savings) which are explicitly modelled. A basic property of the portfolio model is that the interest rate is determined as a market clearing price derived from equilibrium of supply and demand.

In the portfolio approach all agents are regarded as choosing their portfolios in the light of the relative interest rates, maximizing the utility of the return from the portfolio. As an element of risk is involved in the holding of an asset the return is uncertain and, hence, the assumption is made that agents maximize expected return on a portfolio of financial assets. This also implies that financial wealth is allocated among various assets and liabilities on the basis of (expected) yields. The utility function, in the so-called mean-variance analysis, is specified as the negative exponential utility function. This results in linear demand equations for both assets and liabilities.

The model is based on the balance sheets of the subsectors and accordingly budget restrictions are included and satisfied. The model comprises seven main sectors:

1. Private non-banking sector (firms and households)
2. Private banks
3. Financial institutions (pension funds, insurance companies, public funds and mortgage credit associations)
4. Local authorities
5. Central bank
6. Central government
7. Foreign sector

There are five different kinds of assets/liabilities:

1. Primary liquidity
2. Deposits (demand and time deposits)
3. Loans
4. Bonds (including treasury bills)
5. Foreign exchange

All bonds are regarded as one homogeneous asset; accordingly, there is only one bond interest rate. In the model this is the crucial interest rate, and in the following pages it will simply be referred to as the interest rate.

In general, the demand for assets and liabilities is a function of its own yield, of the alternative yields and of net financial wealth.

The net demand for bonds of the private non-banking sector is a function of the interest rate on bonds, the deposit rate and net financial wealth. The demand for bonds by the private banking sector is a function of the difference between actual and expected interest rate, the money market interest rate and net free reserves, i.e. deposits from the private sector less loans to the private sector. Foreign demand for krone-bonds depends on the interest differential of the Danish and the German interest rate, adjusted for the expected change in the krone-DM exchange rate. The demand for bonds of the remaining sectors is determined in simple relations or is exogenous.

The private non-banking sector's demand for money, which in practice amounts very nearly to demand for deposits, is a function of the interest rate for deposit, the bond interest rate, the German interest rate (adjusted), the financial wealth of the sector, and a proxy for the level of economic activity (the transaction motive). On the other hand, loans in banks are determined by the lending rate, the German interest rate (adjusted), and financial wealth. Borrowing abroad is a function of the deposit rate, the lending rate, and the German interest rate (adjusted). Finally, the private banking sector's loans in the central bank are a function of the interest rate on bonds, the money market interest rate and net free reserves.

The model offers a simultaneous determination of net demand for bonds of the private non-banking sector, deposits and loans in the banks, foreign loans, bank demand for bonds and the interest rate for bonds. However, the market clearing process on the various markets is described differently. On the market for bonds the interest rate is determined by supply and demand. In contrast to this the deposits and loans of the private sector are determined by demand for given interest rates. Loans abroad are also determined by demand. Deposit and lending rates are set by private banks under influence of the interest rate on bonds and the exogenous money market rate.

The basic principle in the dynamic adjustment is that banks react rather quickly while the private non-banking sector reacts more slowly. The banks fully adjust deposit and lending rates as well as their demand for bonds within a year. In the private non-banking sector some lags are present in the adjustment of the portfolio to changes in the level of interest rates.

The structural approach of modelling the monetary sector is attractive from a theoretical point of view, but it certainly has some disadvantages too. A portfolio model is rather complicated and requires a firm founding in a double-entry accounting system, matching debtors and creditors. However,

data are difficult to obtain for many entries and the valuation of financial stocks, especially bonds, is also a severe problem underlying financial model building.

As regards the estimation procedure additional difficulties appear. Due to budget restrictions, identities, and equilibrium conditions there is a number of restrictions on the parameters to be estimated. Therefore it is often necessary to estimate a number of stochastic relations simultaneously which entail some further problems, not to be discussed here. A general problem in estimating portfolio models seems to be underestimation of the interest rate coefficients.⁶ A particular problem has been underestimation of the interest rate coefficients in the equations for the demand for bonds of the foreign sector and the demand for foreign loans of the private non-banking sector. This underestimation results in very small interest rate elasticities, leading to unrealistically large changes in the interest rate in response to changes in the stocks of financial assets. Finally, it should be noted that there is no guarantee that the forecast performance of a portfolio model is better than the forecast of simply reduced form equations.

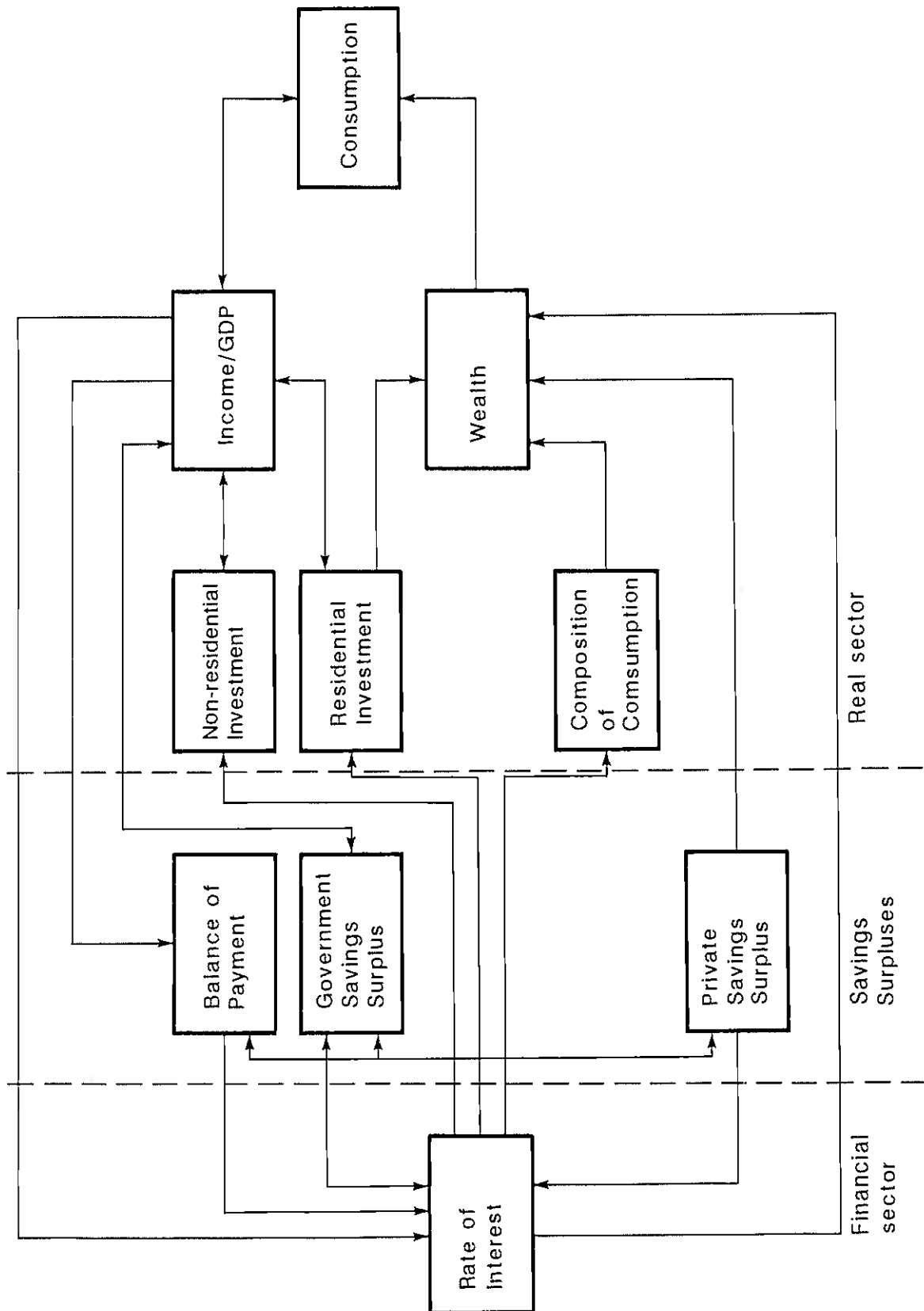
However, there are two decisive arguments in favour of adopting the portfolio approach. Firstly, in addition to the determination of the interest rate, it gives a determination in the model of a number of stock holdings entering the net financial wealth of the sector. Secondly, the model provides the possibility of analyzing a wide range of monetary policies.

3. Transmissions in ADAM

The figure below illustrates the central channels of transmission in ADAM. The figure indicates how changes in the interest rate are transmitted to the real part of the model primarily via investments and valuation of wealth. Feedback to the interest rate is mainly a result of the savings surpluses which reflect the relevant parts of the real sector.

⁶ Two reasons, at least, for the underestimation of the interest rate coefficients can be given. First, the actual expected interest rate or expected exchange rate is not known, but estimated. The estimated figures enter the right hand side of the equations and so include a measurement error. Such errors in variables bias the estimate of the coefficients downwards. Second, if the true model is linear in logs, the underestimation may be explained by the relative high interest rate during the period of estimation.

Figure 1. Central transmissions in ADAM.



The figure is a simplified presentation of the main links in ADAM. It should be noted that time-lags are suppressed. Furthermore, some relations are omitted or only sketched. Especially the actual determination of the interest rate as a function of supply of and demand for assets and liabilities is not illustrated. The determination of wages and prices is not illustrated either. Wages and prices are of course very important to the overall characteristics of the model, but they are not essential in illustrating the transmissions between the real and the monetary sector. Finally, it should be noted that the determination of the savings surpluses is not completely specified in the figure. In fact, one can think of the savings surplus of the private sector as being determined residually by the savings surplus of the government and the balance of payments (the savings surplus of abroad). Thus, variables affecting one of the last-mentioned must by definition affect the private sector savings surplus.

As shown in the figure the interest rate affects the real sector through five channels: non-residential investment, residential investment, the composition of private consumption, the government deficit and through wealth.

Private non-residential investment is determined by the difference between the actual and the optimal stock of capital. It is assumed that investors gradually adjust the actual stock of capital to the optimal stock through investments. The optimal stock of capital is determined by the size of production and user cost, the user cost being a function of tax rules and the interest rate. Thus, an increased interest rate induces a decline in investment (with a time-lag of one year).

The interest rate affects the residential investment basically in the same way. Initially, an increase in the interest rate raises user cost, which diminishes the demand for housing. In the short run the supply of housing is given (by the stock of houses), and it is assumed that the price of houses clears the market. Thus, an increase in the interest rate lowers the price of houses. This price enters the determination of the residential investment according to the Tobin's Q theory.

The interest rate sensitivity of the investment is a potential important link between the monetary and the real part of the model. Still, in practice this effect is rather limited. A 1 percentage point rise in the interest rate only decreases the non-residential investment by 0.5%, while the direct semi-elasticity with respect to the interest rate of the residential investment is larger, approximately 2. Both effects are of course reinforced through the determination of income (multiplier-accelerator-effects). Over time, it is the residential investment which is most important, because these investments are accumulated in the stock of houses which enters wealth. This is at present not the case for the non-residential investment, as the model yet has to encompass a complete description of how the capital stock is formed.

Total consumption is not directly affected by the interest rate in any significant way. However, the composition of consumption changes in response

to a change in the interest rate. Particularly the consumption expenditure on automobiles and other durables is affected directly by the interest rate. Thus an increase in the interest rate induces a shift in the consumption from durables towards non-durables. Over time the consumption expenditure on automobiles accumulates and enters wealth. However, these effects are not very important and the value of the stock of automobiles forms only a very small proportion of total wealth.

A more crucial link between the monetary and the real part of the model is wealth. Private wealth, which enters the determination of private consumption, consists of three components: the value of the stock of houses, the value of the stock of automobiles, and net financial wealth of the private sector. The value of real capital does not enter the definition of private wealth. It is important to note that wealth is calculated at market value. Thus, the private wealth is affected, among other things, by changes in the price of existing houses, the value of which by far is the largest single component in private wealth. The price of existing houses is, as mentioned, affected by the interest rate and hence, the valuation of the stock of houses forms an important link between the monetary and the real sector. An increase in the interest rate by 1 percentage point decreases the value of the stock of houses by approximately 25 bill. d.kr. or 3% of total wealth.

The net financial wealth of the private sector at market value is also directly affected by changes in the interest rate. In this context, it is important to notice that the private sector is a net debtor and especially a net supplier of bonds. This is primarily the counterpart of the large bond financed stock of houses. This implies that an increase in the interest rate leads to a fall in the market value of the private bond debt and hence a rise in private net financial wealth. As the effect on the value of the stock of houses is clearly dominant, the total effect of an increase in the interest rate is that total wealth will decrease. The size of the total effect has not been constant, but in the early eighties it has been about 10 bill. kr. per percentage point change in the interest rate. This means that the 10 percentage point fall in the Danish interest rate from 1982 to 1986 accounts for an increase in private wealth of approximately 100 bill. kr or 20 % of total wealth in 1982. This is an important explanation of the large increase in private consumption observed in the period 1983 to 1986.

Total wealth is of course affected by the savings surplus of the private sector. This surplus is, as mentioned earlier, determined simultaneously with the determination of the government savings surplus and the balance of payments. Both the government savings surplus and the balance of payments are affected by the general economic activity. Thus, the savings surplus of the government increases in response to an increase in economic activity (through automatic stabilizers such as taxes and transfers to households) and the foreign savings surplus (minus the balance of payments) increases too (through the balance of trade). The reflection of this is a decreasing savings surplus of the private sector in response to an increase in economic activity.

The most important single component of aggregate demand is private consumption. Thus, consumption is very important in the determination of the savings surplus of the private sector. As indicated in the figure, private consumption is determined by disposable income and wealth in ADAM, the theoretical base being the life-cycle hypothesis. Disposable income is defined exclusive of interest income because the effect of this type of income is assumed to be covered by net financial wealth. This implies that disposable income is not directly affected by changes in the interest rate. Thus, the influence of the interest rate on private consumption goes through the valuation of total wealth. For that reason the inclusion of wealth in the determination of private consumption forms a very important link between the monetary and the real part of ADAM. However, it should be noted that this effect only appears at a lag of one year and hence the immediate effect of an increase in the interest rate on the private consumption is rather limited.

Finally, the figure shows that the interest rate affects the government savings surplus directly, which is a result of the government debt. Hence, an increase in the interest rate leads to increasing interest payments. This does not lead directly to increasing disposable income in the private sector (as interest income is not included in the definition of disposable income entering the determination of private consumption) but of course it affects the sectoral savings surplus and thus private wealth. Only in this indirect way the increasing interest payments lead to larger consumption.

The link between the interest rate and the savings surplus of the government is important in another way too. If a current public deficit is bond financed, this will, in the future, lead to increasing interest payments on the larger bond debt. Further, a larger supply of bonds will increase the interest rate leading to even greater interest payments. This may lead to a potentially destabilizing circle: a higher rate of interest, larger public deficit, a larger supply of bonds, a higher rate of interest and so on. This may, as illustrated in the following section, lead to a substantial increase in the interest rate.

4. A fiscal expansion

- The effect of finance and expectations

In order to illustrate the interaction between the real and the monetary sector of ADAM a number of simulations have been carried out. In the experiments presented here the effects of a fiscal permanent expansion are analyzed.

The simulations have been carried out for the period 1990-1999. In the simulations the exchange rate and the expected exchange rate are exogenous. It is assumed that the central bank changes the money market interest rate fully in response to changes in the bond interest rate. In the baseline scenario the assumption is made that agents are forward looking and have "rational"

expectations. Thus the expected interest rate in period t is equal to the simulated interest rate in period $t+1$.

Several direct effects of a fiscal expansion are present in the model. Firstly, the real part of the model is directly affected by the increased government demand and secondly, the financing of the resulting government deficit affects the monetary part of the model. Further, the government deficit directly leads to an increase in the savings surplus of the private sector. In the following it is shown that the multipliers are very dependent on the way in which the government expenditure is financed, bond financing being less expansionary than money financing. Further, the multipliers are very sensitive to the assumptions regarding interest rate expectations.

In the experiment the government expenditure on goods and services is permanently increased by 5 bill. d.kr. in 1980-prices (approximately 1 percent of GDP). In the following figures, the solid lines illustrate the effect when the resulting government deficit is bond financed, which has been the rule for Danish fiscal policy. The dashed lines show the effects from the same experiment, but with accomodating monetary policy, that is, the deficit is drawn on the central government account with the Central Bank; in the following this type of finance will be labelled "money finance". In both cases it is assumed that the expectation of the interest rate is exogenous and identical to the expectation in the baseline simulation.

The immediate result of a fiscal expansion is an increase in aggregate demand, which is partly satisfied by imports and partly by an increase in production. The increase in economic activity induces an inflationary pressure via the Phillips-curve. This, in combination with rising interest rates in the case of bond finance, leads to a high degree of crowding-out in the longer run. The increased activity as well as the worsening of the competitiveness leads to a deterioration of the balance of payments and consequently to a decrease in the stock of foreign reserves. The increased public expenditure in combination with increased interest payments leads to a permanent government deficit.

The magnitude of these effects differs as to whether an assumption of bond finance or of money finance is made. This is clearly seen from figure 2, which illustrates the effect on GDP under the assumption of bond finance and money finance.

Figure 2. Effects on GDP of a permanent fiscal expansion - government expenditure increased by 5 bill. 1980-d.kr.

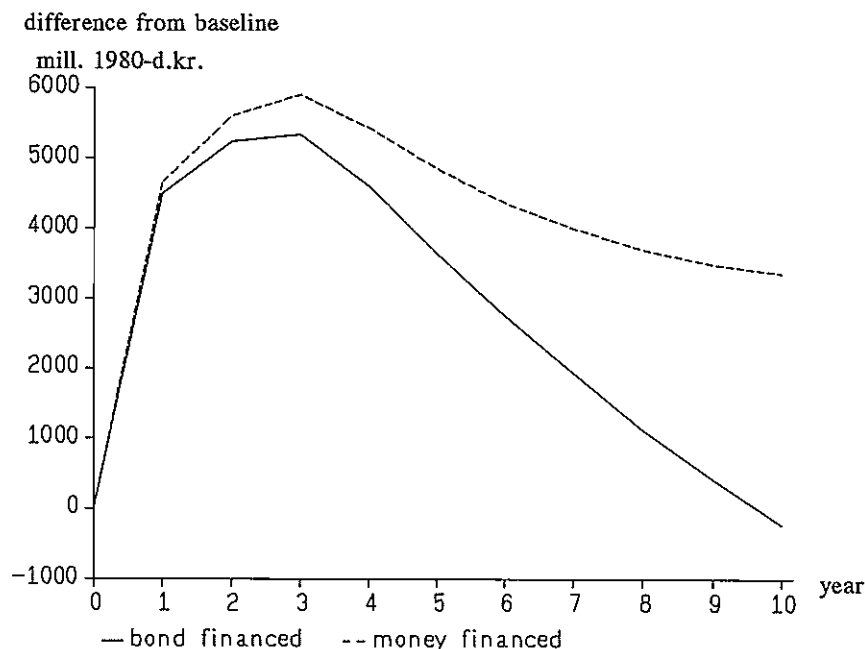
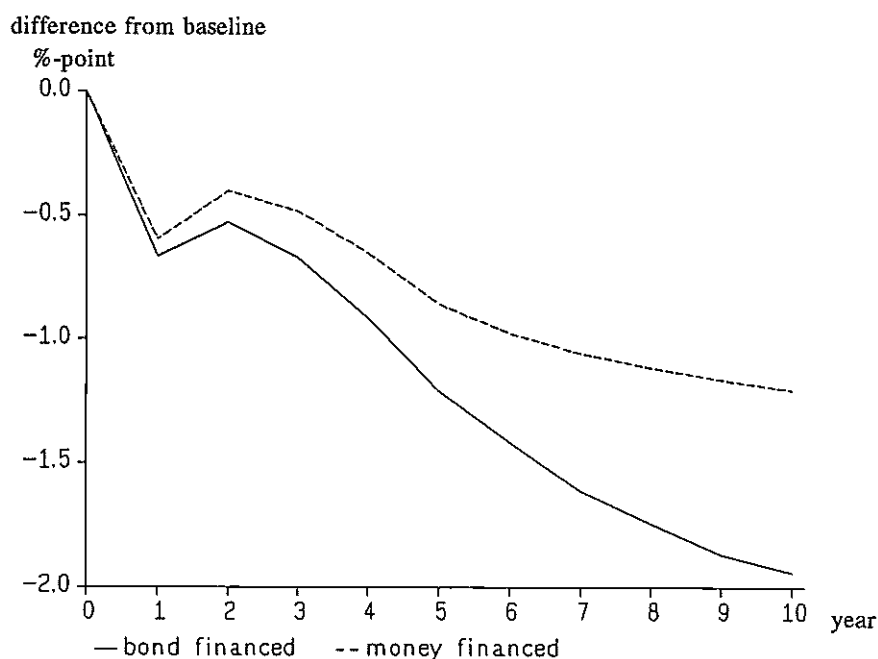


Figure 2 displays that the effect on GDP is almost identical the first years. However, after a few years there is an increasing difference between the effects under the two assumptions regarding the financing. This can primarily be attributed to different effects on the interest rate. The maximum effect on GDP occurs in year 3 after which the positive effect on GDP is reduced, especially in the case of bond finance. In this case there is full crowding out after 10 years.

In the case of bond finance there is a substantial increase in the interest rates (illustrated later in figure 7). At the end of the simulation period the interest rate has increased by 2-3 percentage points. This is the result of an increased economic activity but, more importantly, it is a result of a drain of primary liquidity to abroad (balance of payments and capital movements) and a result of a permanent government deficit, which by assumption leads to an increase in the supply of bonds; the effect on the government deficit is illustrated in the following figure 3.

Figure 3. Effects on government savings surplus in % of GDP of a permanent fiscal expansion.



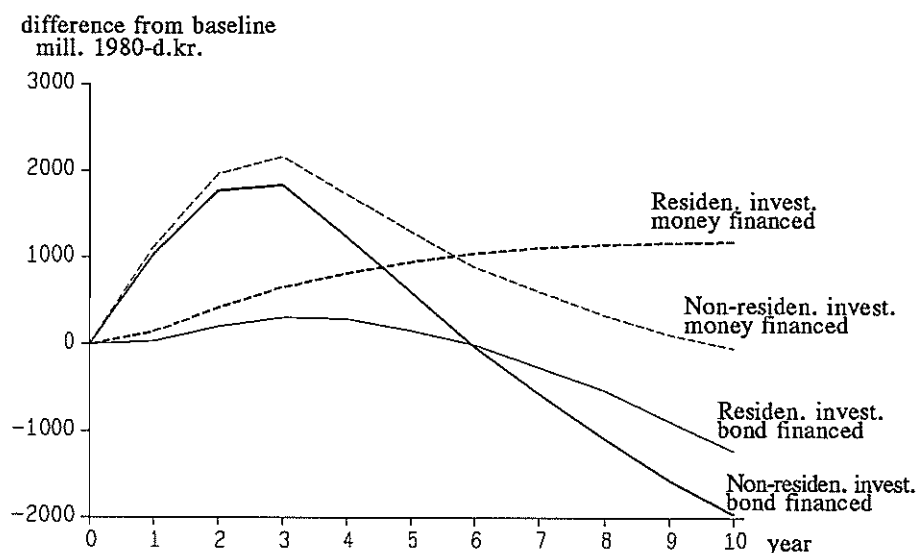
The government deficit is initially a result of the increased expenditure itself. However, in the case of bond finance later on a main reason for the increasing deficit is increased interest payments on public debt. This is partly a result of the cumulative effects of the deficit on debt and partly a result of the increased interest rate. Thus, in the case of bond finance, a tendency to continuous deficits and increasing interest rate is apparent - giving the impression of a potential instability. However, this is probably more a consequence of a rigid experiment than of an unstable model.

In contrast to the case of bond finance there is practically no increase in the interest rate in the case of money finance. In terms of IS/LM the rightward shift in the IS-curve is accompanied by a shift in the LM-curve leaving the interest rate unaffected. As figure 3 illustrates, the deficit of the government is considerably smaller in the case of money finance than in the case of bond finance. The primary reason for the smaller deficit in the case of money finance is that there is no increase in the interest payments in this case.

In response to the increased economic activity both residential and non-residential investments are increased in the short run. However, after a few years the positive effect on non-residential investments declines in response to lower growth rates. In the case of bond finance the increased interest rates further reduce investments. Residential investments are primarily affected by the level of output (in contrast to growth rates), and thus the positive effect remains throughout the simulation period in the case of money finance. The increased interest rates in the case of bond finance lead to a decline in both

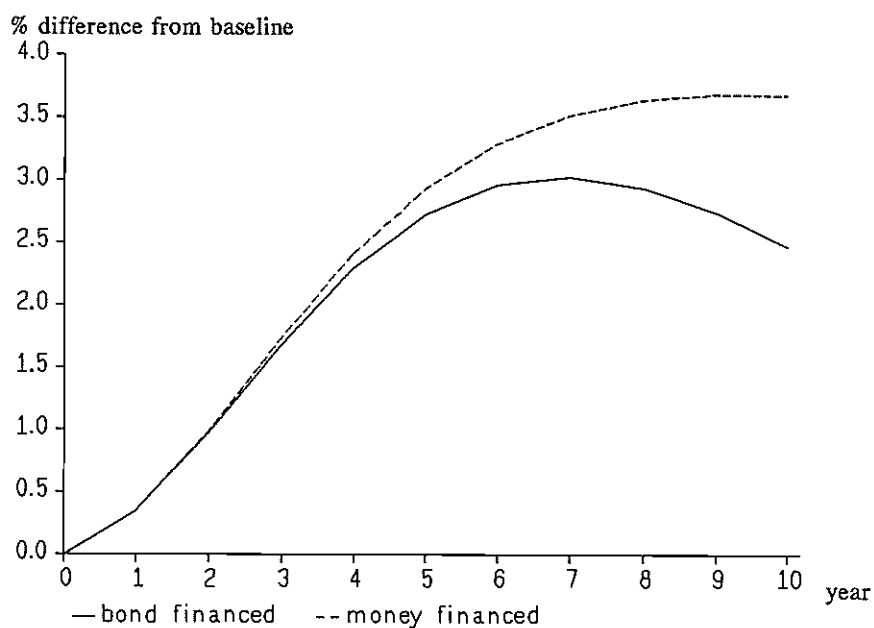
residential and non-residential investments in the long run. These effects on investments are shown in figure 4.

Figure 4. Effects on residential and non-residential investments of a permanent fiscal expansion.



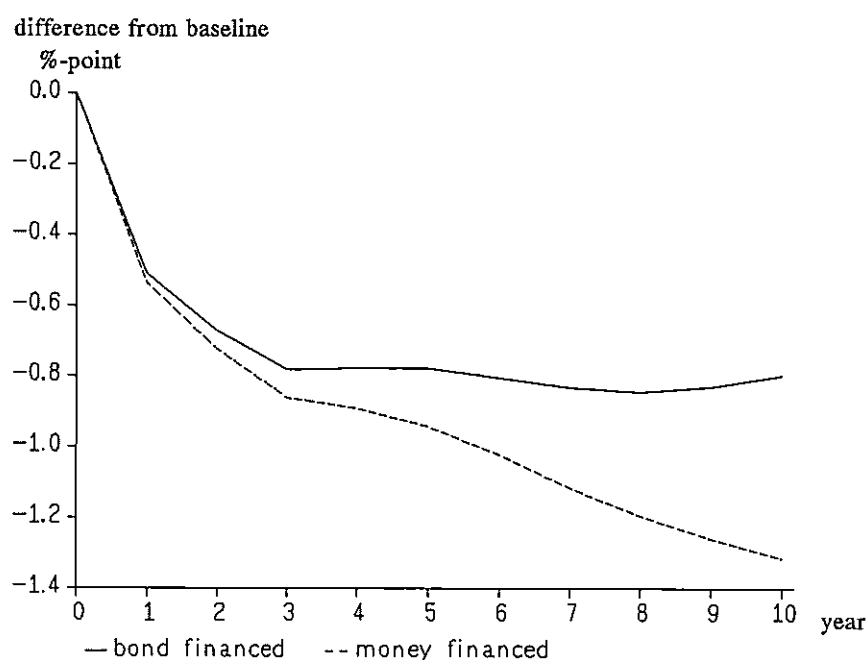
The increased economic activity leads to an inflationary pressure and thus an increase in the level of prices and wages. The wage increase is illustrated in figure 5.

Figure 5. Effects on wages of a permanent fiscal expansion.



The increased level of wages affects competitiveness and reduces net exports which contributes markedly to the crowding-out. In the case of money finance the lack of increased interest rates leads to a smaller decrease in economic activity over time, and consequently to a larger increase in the level of prices and wages. Finally, it may be noted that the reduction in net exports leads to a deterioration of the balance of payments. This is shown in figure 6.

Figure 6. Effects on balance of payments in % of GDP of a permanent fiscal expansion.

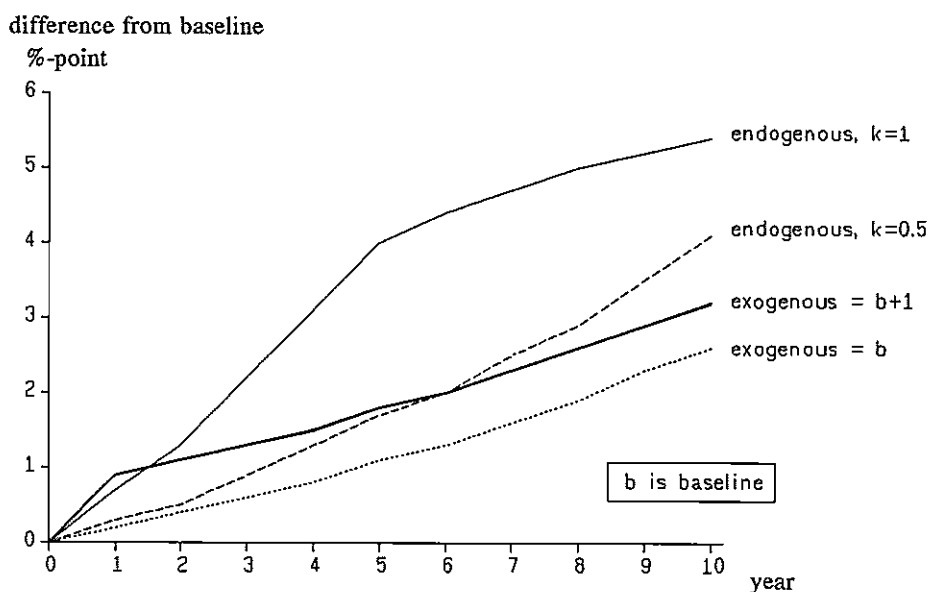


The worsening of the balance of payments is especially notable when the government deficit is money financed. The greater economic activity - leading to higher imports - and the higher level of prices and wages - leading to lower net exports - are the main reasons for this. The cumulative effects of this deficit induces higher interest payments abroad and, despite capital inflow due to the higher interest rate differential, this leads to a continuous fall in the reserves of foreign exchange. This greater loss of reserves in the case of money finance is a primary reason for not adopting this way of financing.

In the simulations presented so far the interest rate expectations have been assumed exogenous and identical to the baseline expectations which are model consistent. As the interest rate in the simulation with money finance is very near to the interest rate of the baseline, the expectations in this simulation are in fact very close to be model consistent or "rational". However, in the case of bond finance the simulated interest rate is systematically higher than the expectations, and for that reason the agents are not "rational" in this simulation.

In the rest of the paper the assumption regarding the expectations of the interest rate are examined. For this purpose the experiment of a bond financed permanent fiscal expansion is repeated under different assumptions regarding the expectations¹.

Figure 7. Effects on the interest rate of a permanent fiscal expansion. Different formation of interest rate expectations.



In figure 7 the effect on the interest rate is shown under 4 different assumptions regarding the expectations of the interest rate. The dotted line in figure 7 labelled "exogenous = b" illustrates the effect on the interest rate corresponding to the previous simulations, that is with exogenous expectations of the interest rate identical to the baseline solution. The solid line labelled "exogenous = b+1" shows the effect on the interest rate under the assumption of an exogenous 1 percentage point upward shift in the expectations. The effect in this case is seen to be just about 1 percentage point larger than with no change in the expectations. Finally, the lines labelled "endogenous, k=1" and "endogenous, k=0.5" illustrate the effects of endogenous expectations. In these simulations it is assumed that part of the difference between the baseline and the multiplier simulation is transmitted on to the expected interest rate. The expectations are specified as:

$$i^e = k(i-i^0) + i^{ex},$$

¹The expected interest rate enters the demand for bonds of the private banks with a fairly high coefficient. In this way the expected interest rate - or more precisely the difference between the actual and the expected interest rate, which proxies the expected price change - is very important in determining the net demand for bonds.

where i^e is the one year-ahead expected interest rate, i is the simulated interest rate in the experiment, i^0 is the interest rate in the baseline simulation, and i^{ex} is the baseline exogenous expected interest rate. The factor k indicates the degree to which the simulated interest rate differential is transmitted on to the expected interest rate. For the simulation corresponding to the dashed line labelled "endogenous, $k=0.5$ " k is set equal to a half, and for the solid line labelled "endogenous, $k=1$ " k is set equal to one.² Thus, in the latter case the difference between the interest rate in the baseline and the interest rate in the experiment is fully transmitted on to the expected interest rate in the experiment. As expected the effect on the interest rate is greater in the case of endogenous expectations than under the assumption of exogenous expectations. The effects of endogenizing the expectations in this way seem, however, very large. Especially, the case " $k=1$ " illustrates the extreme assumptions of the experiment. The substantial increase in the interest rate is a result of a large drain of primary liquidity to abroad and a continuous government deficit, which by the end of the simulation period has accumulated into a supply of bonds which has increased by more than 200 bill. d.kr. (approx. 16% of GDP) compared to the baseline. This large increase in outstanding debt (and the cumulative effects of the balance of payments deficit) would of course in real life be unacceptable and would encourage policy measures to redress these imbalances.

Obviously, the increase in the interest rate would have been more limited, if the demand for financial assets had been more sensitive to changes in the interest rate. As noted earlier, the estimated interest rate elasticity in the demand for assets is rather limited in ADAM. These limited elasticities are probably most doubtful in the demand for assets of the foreign sector. It shall be noted, that in the latest official version of ADAM released from Danmarks Statistik in the spring of 1990, the foreign sector's demand for Danish bonds is extremely sensitive to changes in the interest rate differential. In fact, the elasticity with respect to the interest rate is assumed to be infinite in the long run. This, in practice, links the Danish interest rate to the foreign (German) interest rate and reduces the effect from internal shocks on the interest rate dramatically relative to the results presented in this paper.

In the last part of the paper the case of forward-looking model consistent expectations of the interest rate will be discussed. For this purpose, the experiment of a permanent fiscal bond financed expansion is repeated under the assumption that the expected interest rate at time t is equal to the simulated interest rate at time $t+1$. In other words it is assumed that the agents are forming their expectations in a model consistent way. In this way the agents subjective beliefs of the future interest rate are identical to the actual outcome,

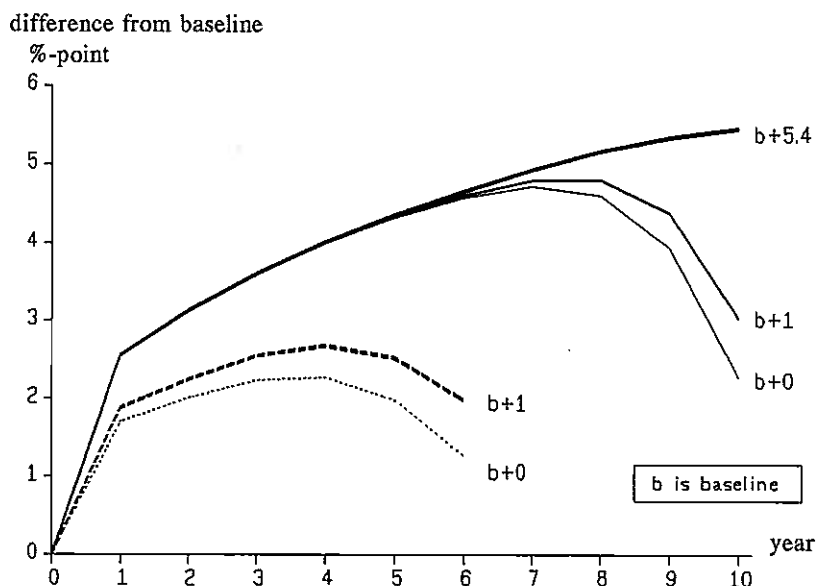
²For the simulation illustrated by "exogenous = b " k is set equal to zero. "exogenous, $b + 1$ " corresponds to $k = 0$ and an exogenous increase in i^{ex} of 1 percentage point compared to the baseline solution.

as expressed by the simulation with ADAM. Thus, it is implicitly assumed that the experiment is announced, and that the authorities are credible.

From the literature on rational expectations it is well known that the solution is not unique, when expectations of future variables are present. The problem is the determination of the terminal condition, which in this case is the expectations - formed in period T - of the interest rate in period $T+1$, where T is the end period of the simulation. As the simulations end in period T there is no obvious way to form model consistent expectations of the interest rate in period $T+1$. In fact, any choice of terminal condition can be in accordance with model consistent, rational expectations.

The choice of terminal condition can in some cases be made on the basis of equilibrium or stability considerations. If the model in question contains a well-defined state of equilibrium or a unique stable solution it may be assumed that the agents at the end of the simulation period will expect this state to be reached. In this case the terminal condition would imply that the expected interest rate at the end of the simulation period is this equilibrium interest rate. However, ADAM does not have such well-defined characteristics, and thus the problem of choosing a terminal condition cannot be solved in this way. So, in figure 8 the effect on the interest rate under different arbitrary choices of terminal condition is illustrated.

Figure 8. Effects on the interest rate of a permanent fiscal expansion. Different terminal points under model consistent expectations.



For the solid curves the simulation period is 10 years, and the expectation formed in year 10 of the interest rate in year 11 is chosen to be equal to the baseline expectation, to the baseline expectation + 1, and to the baseline expectation + 5.4 respectively; the latter terminal condition is determined with reference to the simulation illustrated in figure 7, labelled "endogenous, $k=1$ ".

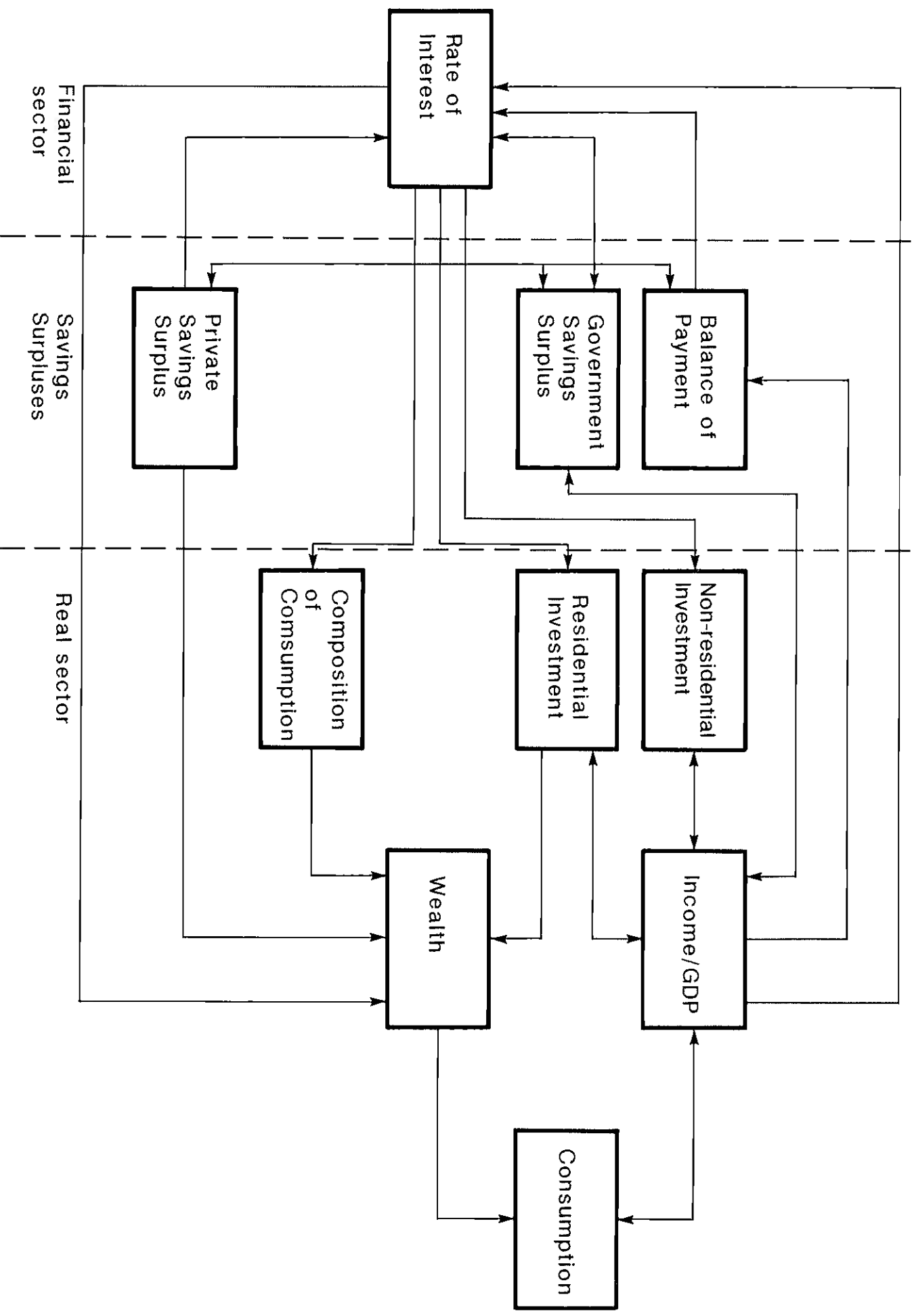
Likewise, for the dashed curves the simulation period is 6 years and the terminal condition is either baseline expectations or baseline + 1.

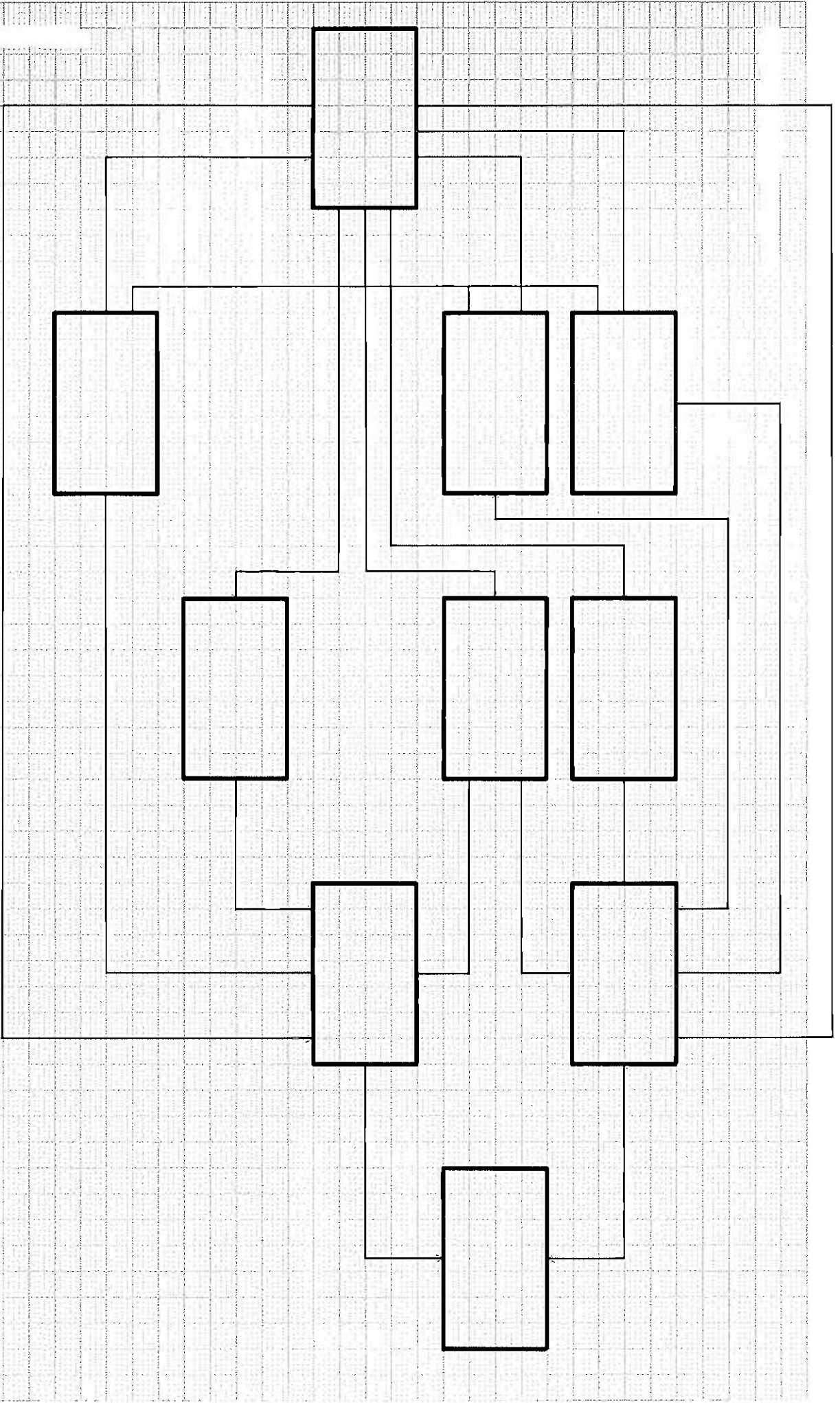
From figure 7 and figure 8 it is obvious, that the assumption of model consistent expectations leads to a substantially larger increase in the interest rate in the first years relative to the case of model "non-consistent" expectations. Thus, the forward looking expectations pull the effect on the interest rate forward in time. This is most clearly seen by comparing the curve labelled "b+5.4" in figure 8 with the curve labelled "endogenous, k=1" in figure 7. In these two simulations the expected interest rate in year 10 is identical, and accordingly the actual interest rate is very much the same. However, the effect in the first year is in the model consistent case about three times the effect in the model non-consistent case. This larger effect on the interest rate the first years is primarily a result of the agents rationally expecting future increases in the interest rate.

Comparing the effects under different assumptions of the terminal condition the bended curves for the simulations labelled "b+0" and "b+1" seem to indicate a terminal condition too close to the baseline expectations. Towards the end of the simulation period the expectations of the interest rate and thus the actual interest rate are pulled down towards the terminal condition.

In comparing the length of the simulation period it is obvious that the effect on the interest rate differs considerably between the simulations spanning 6 and 10 years. It is intuitively clear that if the simulation period is long, the specific choice of terminal condition will not affect the effect on the interest rate in the first years very much. A restriction on the expectations 10 years from now will not affect the behaviour of today as much as a restriction on the expectations 6 year from now. This is exactly what can be seen from figure 8. In the simulations spanning 10 years, the effect on the interest rate does not differ for the years most distant from the terminal year. Thus the results seem to indicate, that one has to perform simulation at least 5 years longer than the period of interest.

In conclusion, it is apparent that the combination of endogenous expectations of the interest rate and bond finance leads to a rather volatile model. The large interest rate effects are primarily a result of the low interest rate elasticity in the demand for financial assets, which may give the impression of a fairly closed economy with a high degree of monetary autonomy. However, the results shall not be interpreted as indicating that the Danish economy is very insensitive to the conditions posed from abroad. Rather, the results indicate that the fiscal authorities have to act under rather restrictive conditions and thus are not able to maintain a permanent, expansionary policy without facing unacceptable consequences.





Rentestrømme i ADAM

Resumé:

I dette papir gennemgås modelleringen af rentestrømmene i ADAM. Først præsenteres kort den sammenhæng, som rentestrømmene indgår i i modellen. Relationerne til bestemmelse af sektorernes renteindtægter og -udgifter formuleres som ændringsrelationer, således, at der fås en ændring i rentebetalingen når der sker ændringer i sektorens finansielle formue eller i de tilhørende rentesatser. Der foreslås relationer til bestemmelse af rentebetalingerne for staten, kommunerne, fondssektoren og pengeinstitutterne. Konklusionen er, at relationerne generelt klarer sig ganske pænt og at det valgte modeloplæg bør fastholdes.

c:\wp

Kodeord:

Indledning

I forbindelse med udvidelsen af ADAM med en finansiel sektor model i ADAM maj 87-versionen blev der opstillet en række relationer til bestemmelse af renteindtægter og renteudgifter for sektorerne, sådan som de er opdelt i den finansielle sektor. Hovedparten af rentestrømmene bestemmes endogent, mens et mindretal optræder som eksogene variabler.

Rentestrømmene modelleres således, at den enkelte sektors renteindtægter/-udgifter beregnes ud fra sektorens beholdning af finansielle fordringer og de tilhørende rentesatser. Dermed fås også tilknytningen til den finansielle sektor, hvor sektorernes beholdninger af finansielle fordringer bestemmes endogent sammen med obligationsrenten.

I dette papir foretages en modellering af rentebetalingerne for staten, den kommunale sektor, sociale kasser og fonde, livsforsikringsselskaber og pensionskasser, samt pengeinstitutsektoren.¹

Rentestrømme og nettofordringserhvervelserne

Centralt for rentestrømmene er, at de indgår i bestemmelsen af sektorernes nettofordringserhvervelser. Sammenhængen mellem rentestrøm og nettofordringserhvervelse for de enkelte sektorer er vist i nedenstående oversigt. En variabeliste for de anvendte forkortelser er medtaget i bilag 1.

For den offentlige sektor bemærkes at rentestrømmene for såvel kommuner som de sociale kasser og fonde indgår direkte i bestemmelsen af nettofordringserhvervelsen, T_{fkn} og T_{ffon} . Rentestrømmene for staten indgår sammen med strømmene fra kommuner og sociale kasser og fonde i bestemmelsen af den offentlige sektors samlede nettofordringserhvervelse, T_{fon} . Statens nettofordringserhvervelse er dermed givet residualt som $(T_{fon} - T_{fkn} - T_{ffon})$. Tilsvarende beregnes den private ikke-finansielle sektors nettofordringserhvervelse, T_{fpn} , residualt som nettofordringserhvervelsen overfor udlandet, T_{ien} , minus den offentlige sektors nettofordringserhvervelse. Endelig bemærkes det, at nationalbankens nettorenteindtægter ikke er modelleret, men eksogent bestemt.

For den enkelte sektor gælder, at der ikke sondres mellem, hvorvidt rentebetalingerne stammer fra/går til indland eller udland. Dog er statens renteindtægter og -udgifter opdelt på indland og udland. Summen af sektorernes nettorenteind-

¹ Tidligere modelgruppepapirer om emnet er AKH 22.10.85, AKH 11.2.86, AKH 9.5.86, og KS 4.10.87

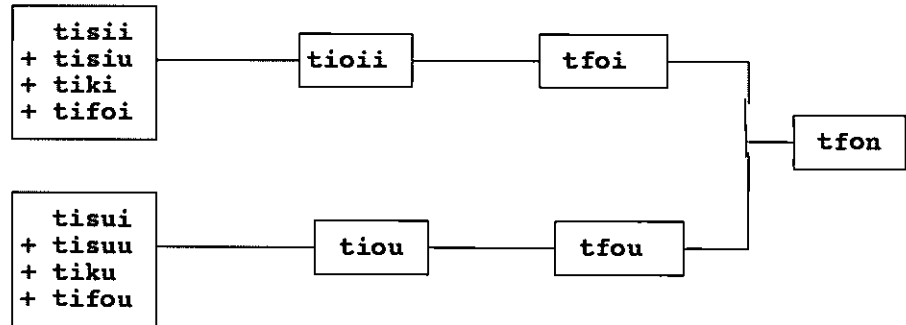
tægter incl. udlandets nettorenteindtægt (-Tien), skal således være nul. Følgende sumrestriktion skal derfor være opfyldt:

$$(a) \text{ Tien} = (\text{Tisii} + \text{Tisiu} - \text{Tisui} - \text{Tisuu}) + (\text{Tiki} - \text{Tiku}) \\ + (\text{Tifoi} - \text{Tifou}) + \text{Tifpn} + \text{Tibn} + \text{Tinn} + \text{Tipp1}$$

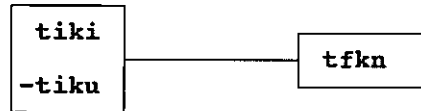
Variabelværdierne i ADAMBK overholder ikke helt denne restriktion. Årsagerne hertil må først og fremmest søges i, at flere strømme indeholder både renter og udbytter, hvor udbytter i modsætning til renter ikke har en tilsvarende modpostering.

Oversigt over rentestrømme i ADAM

Offentlig sektor:



Kommunale sektor:



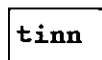
Sociale kasser og fonde:



Staten:

$$tfsn = tfon - tfkn - tffon$$

Nationalbanken:

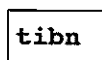


Private ikke-finansielle sektor:

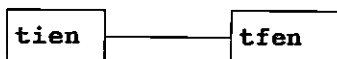
$$tfpn = tfen - tfon - tfrn$$

$$tippl = tipn - (tinn - tono(-1)) - tii + yfqi$$

Pengeinstitutter og postgiro:



Udland:



Modellering af rentestrømmene

Renteindtægter og -udgifter bestemmes ud fra beholdningen af finansielle fordringer og tilhørende rentesatser. Relationerne til bestemmelse af rentestrømmene er specificeret som ændringsrelationer, således at der sker en ændring i strømmen som en følge af 1) ændringer i formuebeholdningen, 2) ændringer i renten for den del af den finansielle formue, der er variabelt forrentet, og endelig 3) ændres rentebetalingen som en følge af, at en del af formuen (obligationsbeholdningen) hvert år udtrækkes eller udløber, og derfor placeres til en ny rentesats.

Betegner W den finansielle formue og i rentesatsen, kan den generelle model skrives som

$$(b) \Delta T = \Delta W * i_{-1} \\ + kwv * T_{-1} * (\Delta i / i_{-1}) \\ + kwa * ((W_{-1} * i_{-1}) - T_{-1})$$

Første led i (b) angiver effekten på rentebetalingen som følge af en ændret beholdning af finansielle fordringer.² Det er således i dette led kun ændringer i W , der giver anledning til ændrede rentebetalinger. I andet led tages der hensyn til, at en andel, kwv , af formuen forrentes med variabel rente. Dette betyder at rentebetalingerne ændres med forrige periodes rentebetaling på den variabelt forrentede del af formuen gange den relative renteændring. Tredie led tager hensyn til, at en given andel, kwa , af den finansielle formue skal genplaceres som følge af afdrag. Rentebetalingerne vil derfor for denne del af formuen ændres med forskellen mellem den hypotetiske rentebetaling, der ville være fremkommet, hvis formuen var blevet forrentet til sidste års rentesats og sidste års rentebetaling.

Beregningen af rentebetalingerne for den enkelte sektor afviger i mindre grad fra den generelle model. Der er således foretaget forsøg med forskellige lagstrukturer og forskellige rentesatser, ligesom der ikke tages hensyn til rente- og afdragseffekten i alle relationer. I forhold til de eksisterende relationer (vist i bilag 2) er en væsentlig forskel, at der i disse sker en niveauekorrektion af venstresiden, mens dette er udeladt i de nye relationer. For en sammenligning af nuværende og nye beregnede værdier i niveau er disse vist i bilag 3.

² Modellen udledes fra sammenhængen mellem rentestrøm, formue og rentesats givet ved $T = W * i$. Antages W at være variabelt forrentet fås modellen (for små ændringer) ved at tage de logaritmiske differenser:

$$T = W * i \quad \Rightarrow \\ dT/T = dW/W + Di/i \quad \Rightarrow \\ \Delta T/T_{-1} = \Delta W/W_{-1} + \Delta i/i_{-1} \quad \Rightarrow \\ \Delta T = \Delta W * i_{-1} + (\Delta i / i_{-1}) * T_{-1}$$

Statens indenlandske renteindtægter

I den nuværende relation beregnes de indenlandske renteindtægter alene ud fra statens obligationsbeholdning og obligationsrenten, og der anvendes en korrektionsfaktor på 1.07. Udelades korrektionsfaktoren fås derfor en generel undervurdering af renteindtægterne. Dette skyldes at staten tillige har finansielle aktiver i form af lån til den private sektor, kommunerne og indskud i Nationalbanken. Disse er inddraget i den valgte relation, idet indskudsrenten her er antaget som den relevante rentesats. Relationen får flg. form:

$$(1) \Delta t_{isii} = iw_{bz,1} * (w_{gbz,1} - w_{gbz,2}) \\ + iw_{de,1} * (w_{gln,1} + w_{glp,1} + w_{gll,1} - w_{gln,2} - w_{glp,2} - w_{gll,2}) \\ + kw_{bza,1} * (iw_{bz,1} * 0.5 * (w_{gbz,1} + w_{gbz,2}) - t_{isii,1})$$

t_{isii}: statens indenlandske renteindtægter

w_{gbz}: statens obligationsbeholdning

w_{gln}: statens lån til Nationalbanken

w_{glp}: statens lån til private sektor

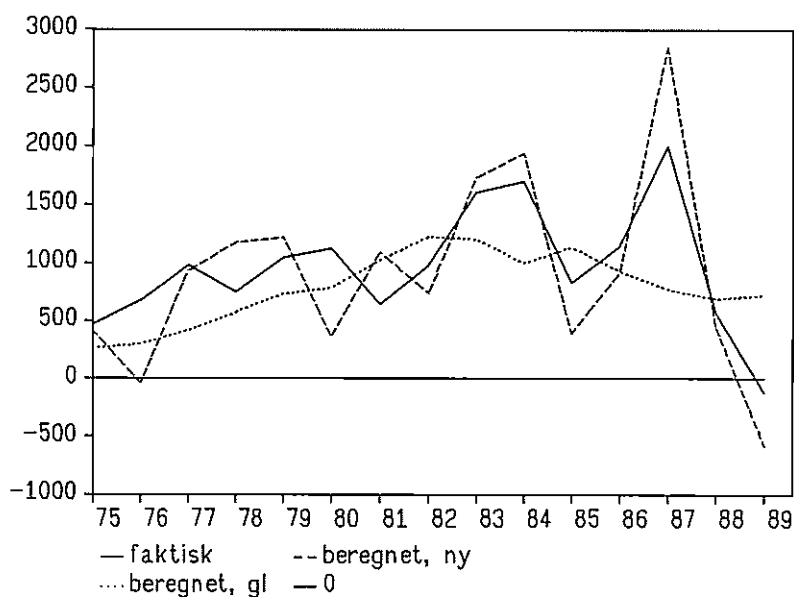
w_{gll}: statens lån til kommunerne

kw_{bza}: afdragsandel

iw_{de}: rente på indskud i pengeinstitutter

Relationen giver et lidt bedre fit end den eksisterende, men der er en tendens til at ændringerne overvurderes. Dette skyldes leddet (w_{gln} + w_{glp} + w_{gll}) som varierer relativt meget over tid, mens w_{gbz} vokser jævnt. w_{gbz} og (w_{gln} + w_{glp} + w_{gll}) udgør hver ca. halvdelen af udlånene.

Figur 1. Statens indenlandske renteindtægter, årlige ændringer



Statens indenlandske renteudgifter

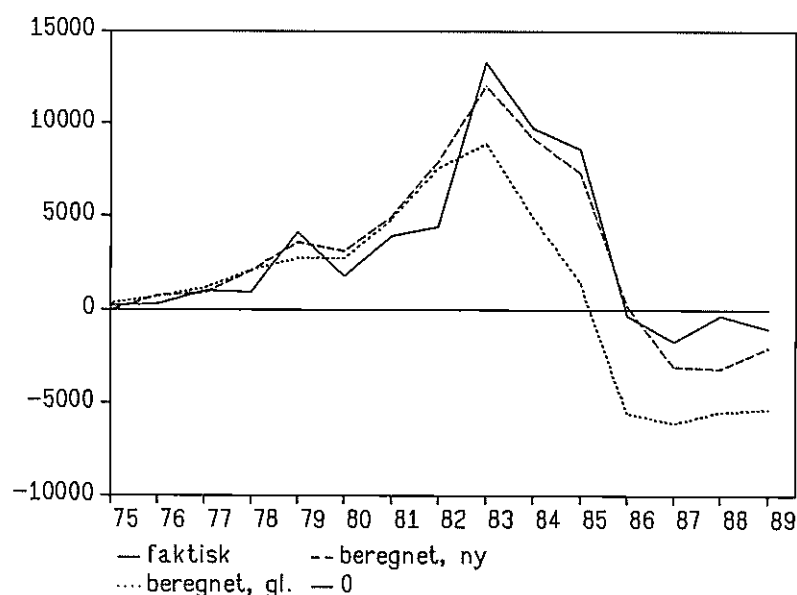
Efter en del forsøg med forskellige formuleringer er valget faldet på følgende relation:

$$(2) \Delta \text{tisui} = \text{iwbz}_{-1} * (\text{wzbg}_{-1} - \text{wzbg}_{-2}) \\ + \text{kwbgv}_{-1} * (\text{iwbz} / \text{iwbz}_{-1} - 1) * \text{tisui}_{-1} \\ + \text{kwbga}_{-1} * ((\text{iwbz}_{-1} * \text{wzbg}_{-1}) - \text{tisui}_{-1})$$

tisui: statens indenlandske renteudgifter
 wzbg : statens obligationsgæld
 kwbgv: variabel forrentet andel af wzbg
 kwbga: afdragsandel

Sammenlignet med den nuværende relation er den væsentligste forskel, at ændringer i wzbg først slår igennem med et års lag, samt at afdragseffekten bestemmes ud fra wzbg_{-1} , hvor den tidligere også afhang af wzbg_{-2} . Som det ses af fig. 2. rammer relationen ganske pænt. Effekten fra beholdningsændringer er langt den største, hvor rente- og afdragseffekterne er meget beskedne, men dog giver et lidt bedre fit.

Figur 2. Statens indenlandske renteudgifter, årlige ændringer



Det har været forsøgt at indrage andre rentesatser end iw bz, ud fra en argumentation om, at det er "statspapirrenten" snarere end den gennemsnitlige obligationsrente, som er bestemmende for statens rentebetalinger på obligationsgælden. Anvendelse af den gennemsnitlige statspapirrente giver imidlertid

ikke noget bedre resultat, end det der fås med iwbz. Dette skyldes, at de to serier indtil 1985 stort set er identiske, mens statspapirrenten herefter har ligget mellem 1/4 og 1 %-point under iwbz. De to renteserier er vist i bilag 4. Da problemet med relationen har været en tendens til at undervurdere renteudgifterne (jfr.fig. 2a, bilag3), har anvendelsen af statspapirrenten selvsagt ikke kunnet give et bedre resultat.

Statens udenlandske renteindtægter

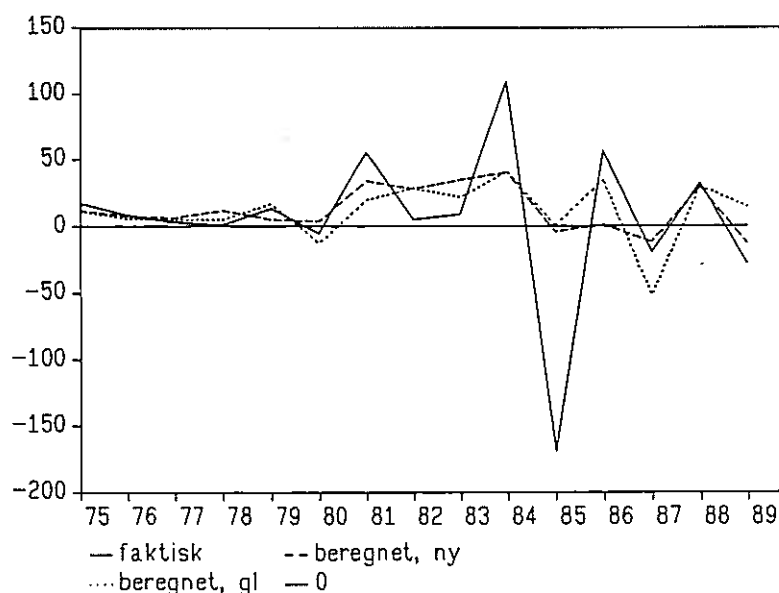
Relationen er uden numerisk betydning for nettorentebetalingerne til udlandet, idet renteudgifterne ligger på ca. 10 mia. kr., og indtægterne udgør 100 - 200 mio. kr. årligt. Det har ikke været muligt at opstille en relation uden korrektionsfaktor, som fanger udviklingen i renteindtægterne; udelades korrektionen fås en permanent overvurdering af serien. Det foreslås derfor at relationen bibeholdes i sin nuværende form med korrektionsfaktor:

$$(3) \text{ tisiu} = 0.71 * (\text{tisiu}_{-1} + 0.5 * (\text{iwbu}_{-1} * (\text{wglkf}_{-1} - \text{wglkf}_{-2}) + \text{iwbu} * (\text{wglkf} - \text{wglkf}_{-1})))$$

tisiu: statens renteindtægter fra udlandet

wglkf: statens lån til udlandet til kursværdi

Figur 3. Statens udenlandske renteindtægter, årlige ændringer



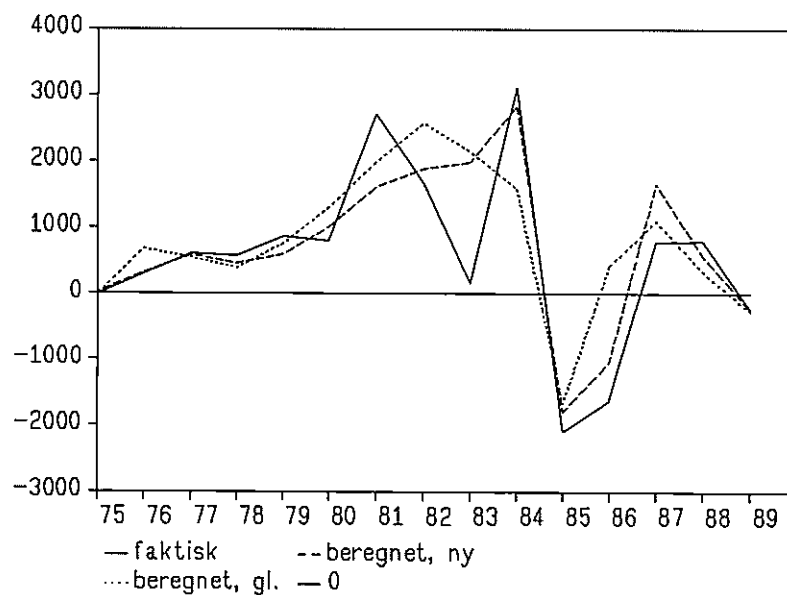
Statens udenlandske renteudgifter

Relationen er ændret ved, at der i beholdningseffekten er indført et fordelt lag. De to øvrige effekter er uændrede, da de begge forbedrer relationens forklaringskraft.

$$(4) \Delta \text{tisuu} = 0.5 * (\text{iwbu} * (\text{wflkg} - \text{wflkg}_{-1}) + \text{iwbu}_{-1} * (\text{wflkg}_{-1} - \text{wflkg}_{-2})) \\ + \text{kfwfgv}_{-1} * (\text{iwbu} / \text{iwbu}_{-1} - 1) * \text{tisuu}_{-1} \\ + \text{kfwfga}_{-1} * (\text{iwbu} * \text{wflkg}_{-1} - \text{tisuu}_{-1})$$

tisuu: statens renteudgifter til udlandet
wflkg: statens lån i udlandet til kursværdi
kfwfgv: variabel forrentet andel af wflkg
kfwfga: afdragsandel

Figur 4. Statens udenlandske renteudgifter, årlige ændringer



Relationen rammer pænt udviklingen i tisuu, jfr. også fig. 4a i bilag 3.

Kommunale sektors renteindtægter

Kommunernes renteindtægter bestemmes ud fra beholdningen af finansielle aktiver - obligationer og indskud i pengeinstitutter, og de tilsvarende rentesatser:

$$(5) \Delta tiki = iwz_{-1} * (wlbz_{-1} - wlbz_{-2}) + iwde_{-1} * (wldb_{-1} - wldb_{-2})$$

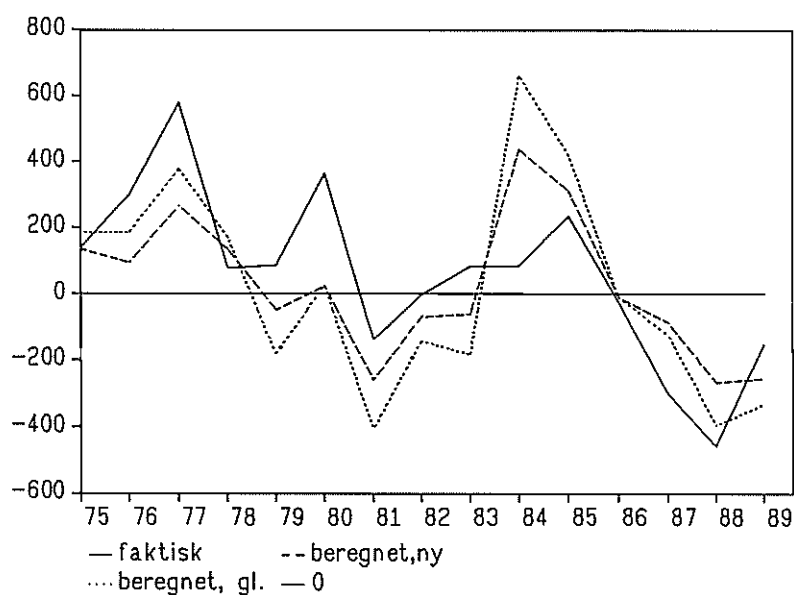
tiki: kommunale sektors renteindtægter

wlbz: kommunernes obligationsbeholdning

wldb: kommunernes indskud i pengeinstitutter

Relationen er ændret i forhold til den eksisterende, hvor begge aktiver antages forrentet med obligationsrenten. Dette giver en bedre bestemmelse af renteindtægterne, som det fremgår af fig.5 og fig. 5a i bilag 3.

Figur 5. Kommunale sektors renteindtægter, årlige ændringer



Kommunernes obligationsbeholdning og indskud i pengeinstitutter er af samme størrelsesorden, hvorfor det må være rimeligt at begge aktiver indgår i relationen.

Kommunale sektors renteudgifter

Relationen er i princippet uændret fra den nuværende, hvor strømmen bestemmes som ændringen i de samlede passiver gange obligationsrenten. Her foreslås det at passiverne opdeles og ganges med de respektive rentesatser:

$$(6) \Delta tiku = iwbz_{-1} * (wzbl_{-1} - wzbl_{-2}) + iwbu_{-1} * (wfl_{-1} - wfl_{-2}) \\ + iwlo_{-1} * (wgll_{-1} + wbl_{-1} + wall_{-1} - wgll_{-2} - wbl_{-2} - wall_{-2})$$

tiku: kommunale sektors renteudgifter

wzbl: kommunernes obligationsgæld

wfl: kommunernes lån i udlandet

iwlo: udlånsrente i pengeinstitutter

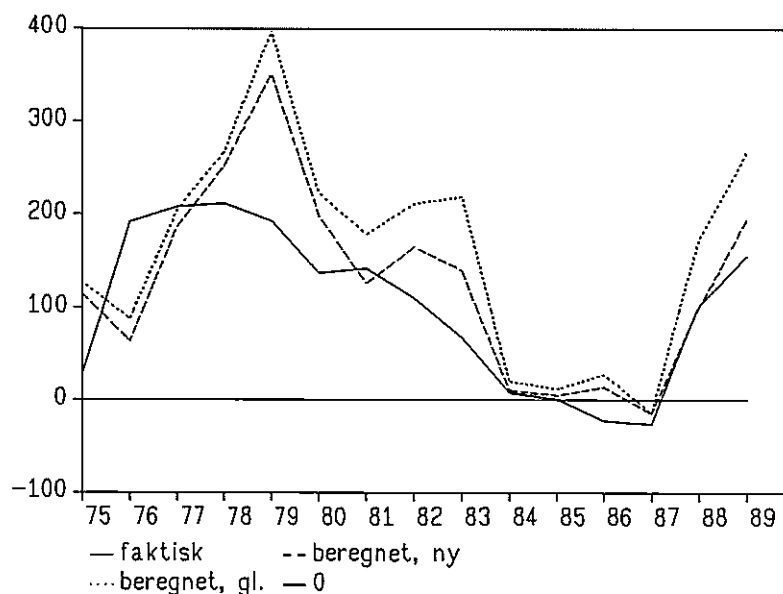
wgll: kommunernes lån i staten

wbl: kommunernes lån i pengeinstitutter

wall: kommunernes lån i livsfors.selsk. og pens.kasser

Den foreslåede relation giver tydeligvis en bedre bestemmelse af tiku. Foretrækkes en mere simpel relation vil prisen være en ringere bestemmelse af tiku end den, der her opnås. Anvendes f.eks. iwbz som eneste rentesats fås den nuværende relation, som giver en dårligere bestemmelse af tiku.

Figur 6. Kommunale sektors renteudgifter, årlige ændringer



Kommunernes låntagning i udlandet er stærkt stigende og udgør i 1989 ca. 13 mia. kr. og obligationsgælden 6 mia. kr., af en samlet passivbeholdning på 26 mia. kr.

Sociale kasser og fondes renteindtægter

Sektoren omfatter arbejdsløshedskasserne, ATP, LD og LG. Relationen foreslås uændret formuleret som

$$(7) \Delta tfoi = 0.5*(tffon_1*iwbz_{1,t} + tffon_t*iwbz_t) + 0.078*(iwbz_{1,t}*(wobz_{2,t} + 0.5*tffon_{1,t}) - tfoi_{1,t})$$

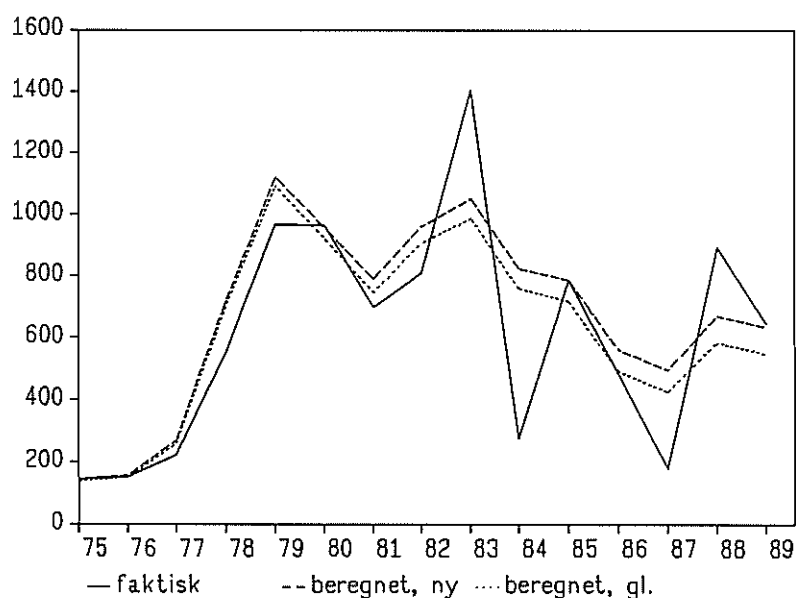
tfoi: sociale kasser og fondes renteindtægter

tffon: sociale kasser og fondes nettofordringserhvervelse

wobz : sektorens obligationsbeholdning

Relationen holder niveauet pænt, men fanger ikke helt ændringerne. Pga. den meget store beholdning rammer relationen dog pænt på niveau med små %-vise afvigelse (fig 7a, bilag 3). Faktoren 0.078 er den beregnede afdragsandel på fondenes obligationsbeholdning.

Figur 7. Sociale kasser og fondes renteindtægter, årlige ændringer



Livsforsikringselskaber og pensionskassers renteindtægter

Relationen er uændret, idet der dog er indført et ekstra lag i renten i beholdningsleddet. Dette giver en marginal forbedring i bestemmelsen af tifpn, som dog er så beskednen, at der ikke på niveau (ca. 30 mia. kr) er nogen praktisk forskel mellem de to relationer (se fig. 8a, bilag 3).

$$(8) \Delta \text{tifpn} = 0.5 * (\text{iwbz}_{.1} * \text{tffpn} + \text{iwbz}_{.2} * \text{tffpn}_{.1}) \\ + 0.02 * (\text{iwbz} / \text{iwbz}_{.1} - 1) * \text{tifpn}_{.1} \\ + 0.06 * (\text{iwbz}_{.1} * (\text{walp}_{.2} + \text{wall}_{.2} + \text{wabz}_{.2} \\ + 0.5 * \text{tffpn}_{.1}) - \text{tifpn}_{.1})$$

tifpn: livsfs. og pens. renteindtægter

tffpn: livsfs. og pens. nettofordringserhvervelse

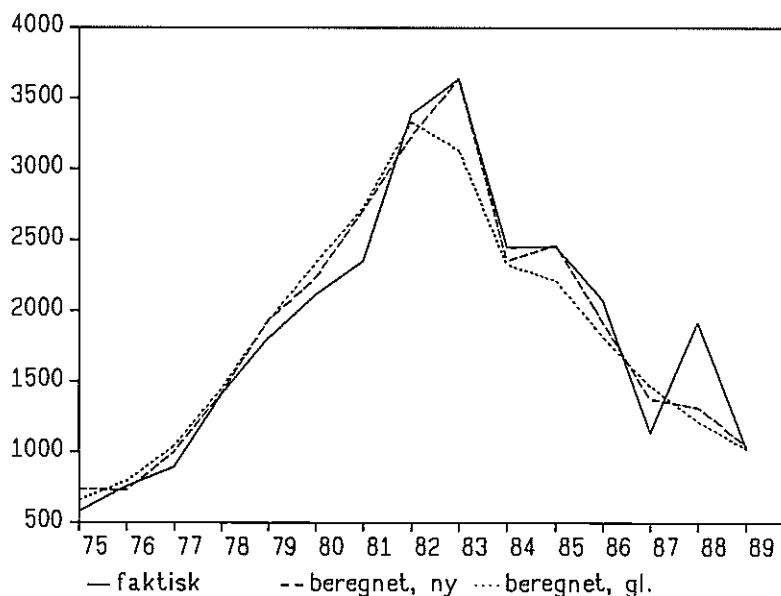
walp : sektorens lån til private ikke-finansielle sektor

wall : sektorens lån til kommunerne

wabz : sektorens obligationsbeholdning

Andelen af formuen som er variabelt forrentet hhv. afdrages antages at være konstant og er uændret sat til 2% hhv. 6%.

Figur 8. Livsforsikringssskaber og pensionskassers renteindtægter, årlige ændringer



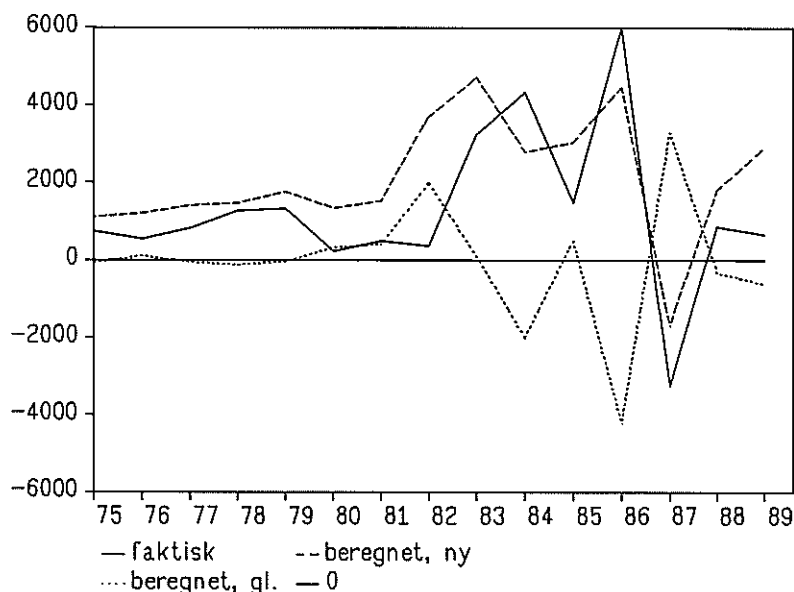
Pengeinstitutterne og postgiroens nettorenteindtægter

Relationen for sektorens nettorenteindtægter vælges som nedenstående, idet (a) angiver beholdningseffekten, (b) renteeffekten og (c) afdragseffekten

$$\begin{aligned}
 (9) \Delta \text{tibn} &= \text{iwlo} * (\text{wblp} - \text{wblp}_{-1}) && (a) \\
 &+ \text{iwlo} * (\text{wbl} - \text{wbl}_{-1}) && (a) \\
 &+ \text{iwbz} * (\text{wbbz} - \text{wbbz}_{-1}) && (a) \\
 &+ \text{iwbz} * (\text{wibz} - \text{wibz}_{-1}) && (a) \\
 &- \text{iwde} * (\text{wpdb} - \text{wpdb}_{-1}) && (a) \\
 &- \text{iwde} * (\text{wldb} - \text{wldb}_{-1}) && (a) \\
 &+ (((\text{wblp} + \text{wbl}) * (\text{iwlo} - \text{iwlo}_{-1})) && (b) \\
 &- (\text{wpdb} + \text{wldb}) * (\text{iwde} - \text{iwde}_{-1})) / ((\text{wbbz} + \text{wibz}) * \text{iwbz}_{-1} && (b) \\
 &+ (\text{wblp} + \text{wbl}) * \text{iwlo}_{-1} - (\text{wpdb} + \text{wldb}) * \text{iwde}_{-1})) * \text{tibn}_{-1} && (c) \\
 &+ ((.2 * (\text{wbbz}_{-1} + \text{wibz}_{-1}) * \text{iwbz}_{-1}) && (c) \\
 &/ ((\text{wbbz}_{-1} + \text{wibz}_{-1}) * \text{iwbz}_{-1} + (\text{wblp}_{-1} + \text{wbl}_{-1}) && (c) \\
 &* \text{iwlo}_{-1} - (\text{wpdb}_{-1} + \text{wldb}_{-1}) * \text{iwde}_{-1}) && (c) \\
 &* ((\text{wbbz}_{-2} + \text{wibz}_{-2}) * \text{iwbz}_{-1} + (\text{wblp}_{-2} + \text{wbl}_{-2}) && (c) \\
 &* \text{iwlo}_{-1} - (\text{wpdb}_{-2} + \text{wldb}_{-2}) * \text{iwde}_{-1} - \text{tibn}_{-1})) && (c)
 \end{aligned}$$

Relationen er endnu ikke helt efterprøvet. En fjernelse af det eksisterende lag i beholdningseffekten viser sig dog umiddelbart at forbedre relationen væsentligt. Det kan overvejes, hvorvidt pengeinstitutternes mellemværende med Nationalbanken bør indgå i relationen. Det må forventes at forbedre relationen, men nødvendiggør samtidig at to ekstra rentesatser inddrages.

Figur 9. Pengeinstitutterne og postgiroens nettorenteindtægter



Bilag 1. Variabelliste

Tasir	: Realrenteafgiften fra de sociale kasser og fonde
Tfen	: Fordringserhvervelse over udlandet, netto
Tffon	: Sociale kasser og fonds fordringserhvervelse, netto
Tffonr	: Hjelpevariabel i Tffon-relationen
Tfkn	: Kommunale sektors fordelingserhvervelse, netto
Tfoi	: Off. drifts- og kapitalindtægter i alt
Tfon	: Off. sektors fordringserhvervelse, netto
Tfou	: Off. drifts- og kapitaludgifter i alt
Tfpn	: Private sektors fordringserhvervelse, netto
Tfrn	: Fordringserhvervelse på afstemningskonto, netto
Tfsn	: Statslige sektors fordringserhvervelse, netto
Tibn	: Pengeinstitutters, andelskassers og postgirokontorets nettoindtægter i form af renter og udbytter
Tien	: Renter og udbytter fra udlandet, netto
Tifoi	: Sociale kasser og fondes renteindtægter
Tifou	: Sociale kasser og fondes renteudgifter
Tii	: Forsikringssektorens nettorenteindtægter plus imputerede renter af forsikringstekniske reserver
Tiki	: Kommunale sektors renteindtægter
Tiku	: Kommunale sektors renteudgifter
Tinn	: Nationalbankens nettorenteindtægter
Tioii	: Off. indtægter af renter og udbytter
Tiou	: Off. sektors udgifter til renter og udbytter
Tipn	: Private sektors indtægter af renter og udbytter, netto
Tipp1	: Private ikke-finansielle sektors renteindtægter
Tisii	: Statslige sektors renteindtægter, indland
Tisiu	: Statslige sektors renteindtægter, udland
Tisui	: Statslige sektors renteudgifter, indland
Tisuu	: Statslige sektors renteudgifter, udland
Tono	: Overskud udbetalt fra Nationalbanken til staten
Yfqi	: Bruttofaktorindkomst i imputerede finans. tj.

Bilag 2: Nuværende relationer

$$\text{TIEN} = 1.07 * (\text{IWBU} * (\text{KEN}_{.1} - (\text{WGLKF}_{.1} - \text{WFLKG}_{.1})) \\ + \text{TISIU} - \text{TISUU})$$

$$\text{TIFOI} = 0.99 * (\text{TIFOI}_{.1} + 1/2 * (\text{TFFON}_{.1} * \text{IWBZ}_{.1} + \text{TFFON} * \text{IWBZ}) \\ + 0.072 * (\text{IWBZ}_{.1} * (\text{WOBZ}_{.2} + 1/2 * \text{TFFON}_{.1}) \\ - \text{TIFOI}_{.1}))$$

$$\text{TIKI} = \text{TIKI}_{.1} + (\text{IWBZ}_{.1} * [\text{WLDB}_{.1} + \text{WLBZ}_{.1} \\ - (\text{WLDB}_{.2} + \text{WLBZ}_{.2})])$$

$$\text{TIKU} = \text{TIKU}_{.1} + \text{IWBZ}_{.1} * (\text{WZZL}_{.1} - \text{WZZL}_{.2} \\ - (\text{WLQL}_{.1} - \text{WLQL}_{.2}))$$

$$\text{TISII} = 1.07 * (\text{TISII}_{.1} + 1/2 * (\text{IWBZ}_{.1} * (\text{WGBZ}_{.1} \\ - \text{WGBZ}_{.2})) + \text{KWBZA}_{.1} * (\text{IWBZ}_{.1} * (\text{WGBZ}_{.2} \\ + 1/2 * (\text{WGBZ}_{.1} - \text{WGBZ}_{.2})) - \text{TISII}_{.1}))$$

$$\text{TISIU} = 0.7 * (\text{TISIU}_{.1} + \text{IWBU}_{.1} * (\text{WGLKF}_{.1} - \text{WGLKF}_{.2}))$$

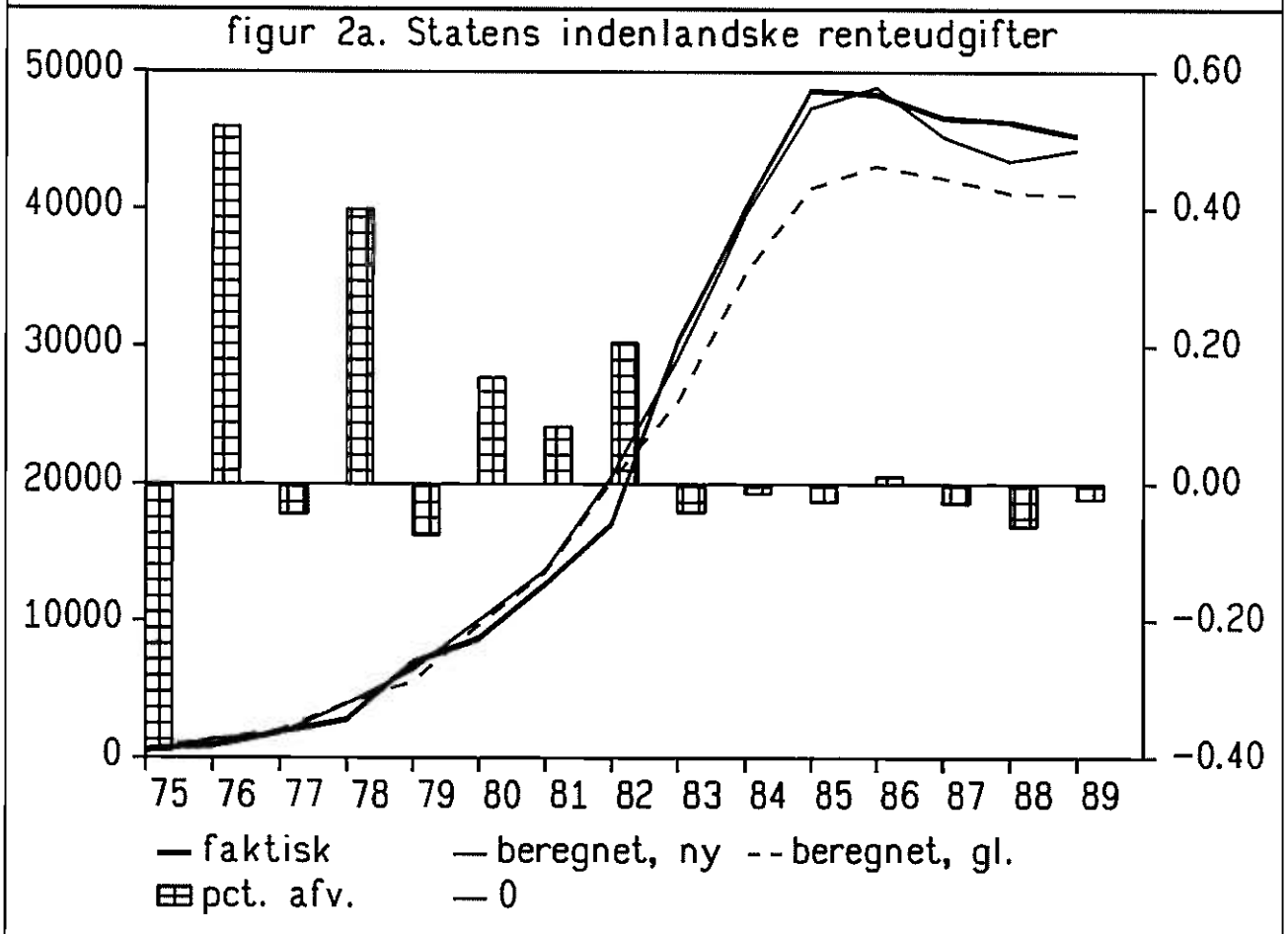
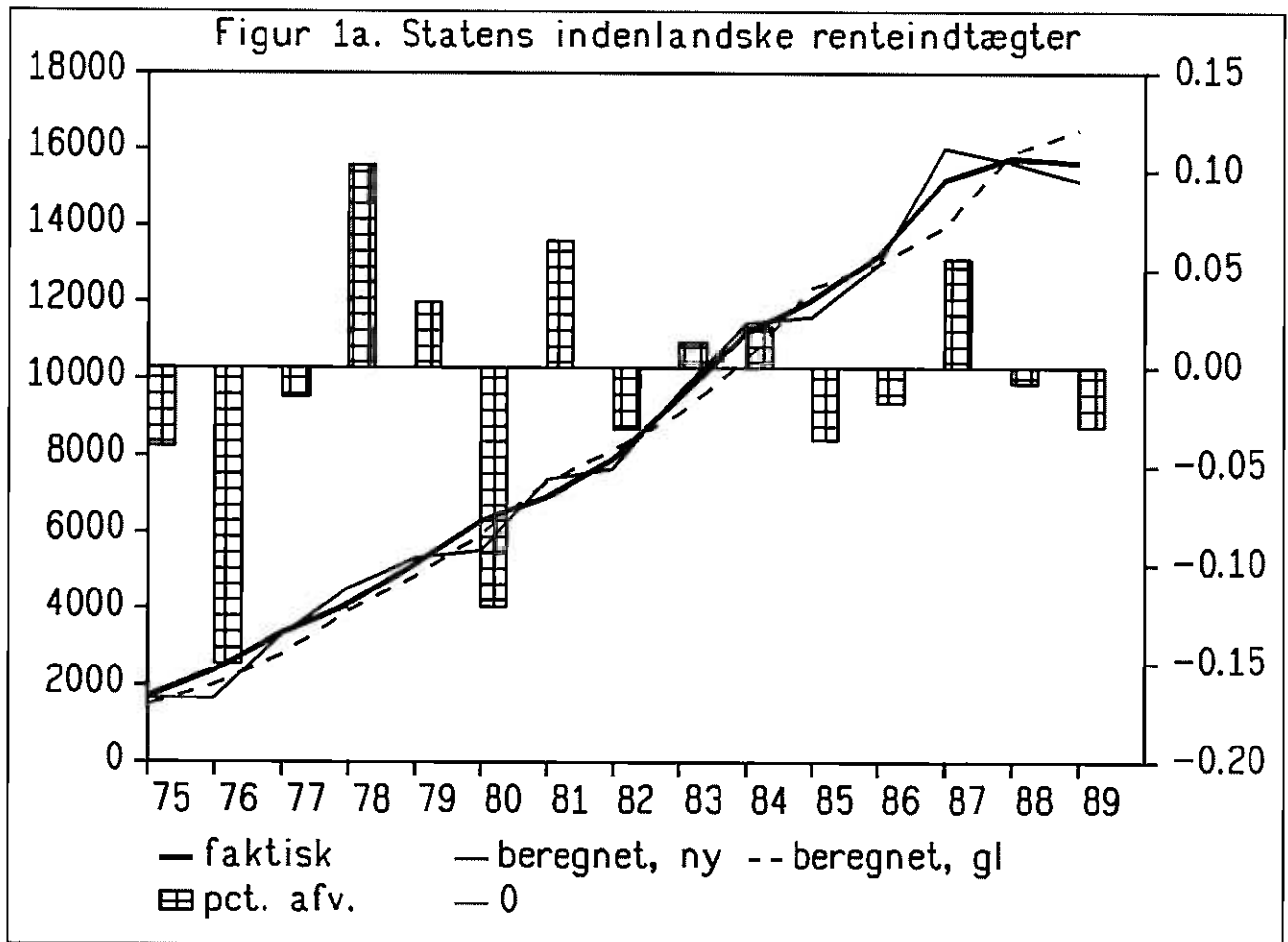
$$\text{TISUI} = 0.93 * (\text{TISUI}_{.1} + 1/2 * (\text{IWBZ}_{.1} * (\text{WZBG}_{.1} - \text{WZBG}_{.2}) \\ + \text{IWBZ} * (\text{WGBG} - \text{WZBG}_{.1})) \\ + \text{KWBGV}_{.1} * (\text{IWBZ} / \text{IWBZ}_{.1} - 1) * \text{TISUI}_{.1} + \text{KWBG}_{.1} \\ * ((\text{IWBZ}_{.1} * (\text{WZBG}_{.2} + 1/2 * (\text{WZBG}_{.1} - \text{WZBG}_{.2}))) \\ - \text{TISUI}_{.1}))$$

$$\text{TISUU} = 1.02 * (\text{TISUU}_{.1} + \text{IWBU} * (\text{WFLKG} - \text{WFLKG}_{.1}) \\ + \text{KWFGV}_{.1} * (\text{IWBU} / \text{IWBU}_{.1} - 1) * \text{TISUU}_{.1} + \text{KWFGA} \\ * (\text{IWBU} * \text{WFLKG}_{.1} - \text{TISUU}_{.1}))$$

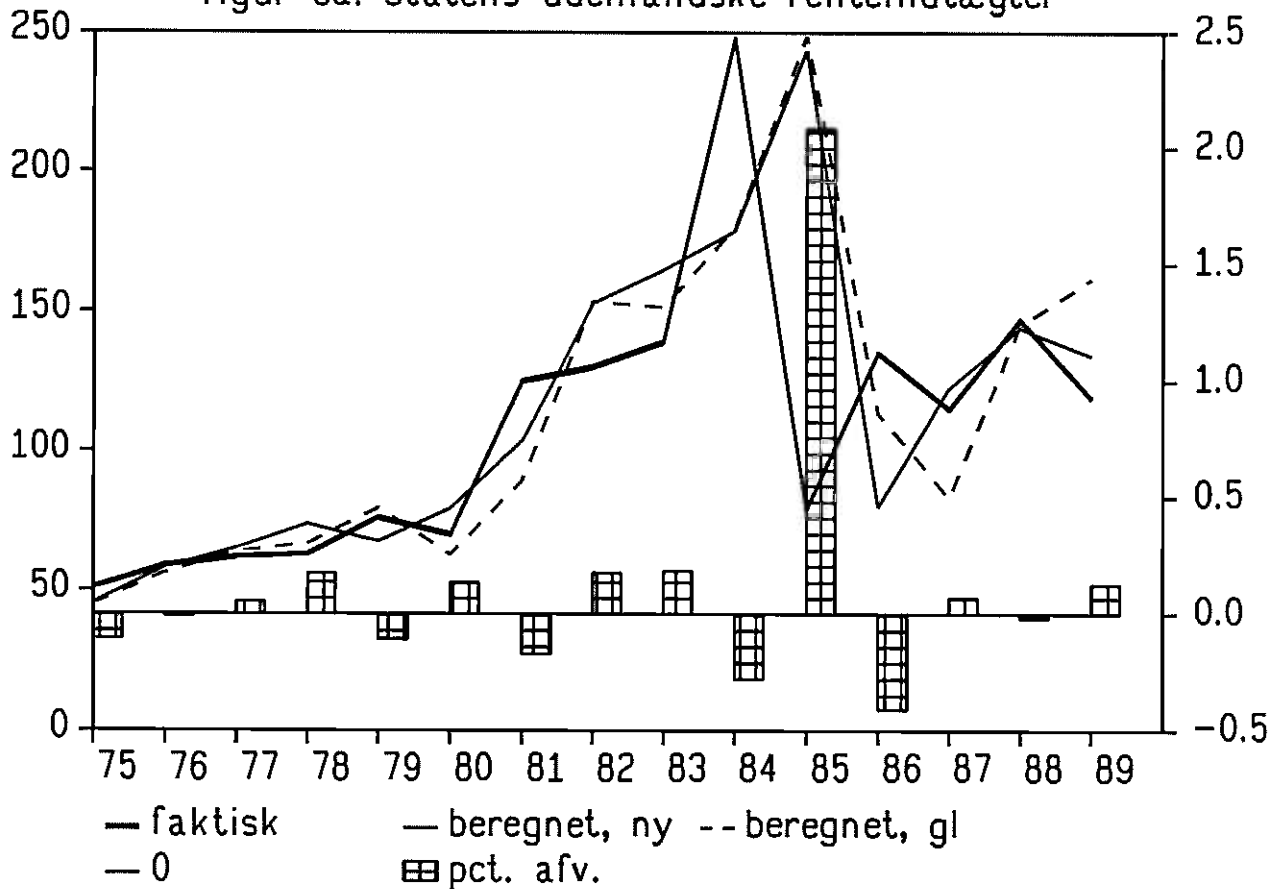
$$\text{TIFPN} = \text{TIFPN}_{.1} + 1/2 * (\text{IWBZ} * \text{TFFPN} + \text{IWBZ}_{.1} * \text{TFFPN}_{.1}) \\ + 0.02 * (\text{IWBZ} / \text{IWBZ}_{.1} - 1) * \text{TIFPN}_{.1} + 0.06 * (\text{IWBZ}_{.1} \\ * (\text{WALP}_{.2} + \text{WALL}_{.2} + \text{WABZ}_{.2} + 1/2 * \text{TFFPN}_{.1}) \\ - \text{TIFPN}_{.1})$$

$$\begin{aligned}
\text{TIBN} = & .95 * (\text{TIBN}_{.1} + .5 \\
& * [\text{IWLO} * (\text{WBLP} - \text{WBLP}_{.1} + \text{IWLO}_{.1} * (\text{WBLP}_{.1} - \text{WBLP}_{.2}) \\
& + \text{IWLO} * (\text{WBLL} - \text{WBLL}_{.1}) + \text{IWLO}_{.1} * (\text{WBLL}_{.1} - \text{WBLL}_{.2}) \\
& + \text{IWZ} * (\text{WBBZ} - \text{WBBZ}_{.1}) + \text{IWZ}_{.1} * (\text{WBBZ}_{.1} - \text{WBBZ}_{.2}) \\
& - \text{IWDE} * (\text{WPDB} - \text{WPDB}_{.1}) - \text{IWDE}_{.1} * (\text{WPDB}_{.1} - \text{WPDB}_{.2}) \\
& - \text{IWDE} * (\text{WLDB} - \text{WLDB}_{.1}) - \text{IWDE}_{.1} * (\text{WLDB}_{.1} - \text{WLDB}_{.2}) \\
& + ((\text{WBLP} + \text{WBLL}) * (\text{IWLO} - \text{IWLO}_{.1}) \\
& - (\text{WPDB} + \text{WLDB}) * (\text{IWDE} - \text{IWDE}_{.1})) / \\
& ((\text{WBBZ} + \text{WIBZ}) * \text{IWZ}_{.1} \\
& + (\text{WBLP} + \text{WBLL}) * \text{IWLO}_{.1} - (\text{WPDB} + \text{WLDB}) * \text{IWDE}_{.1}) \\
& * \text{TIBN}_{.1} \\
& + ((.2 * (\text{WBBZ}_{.1} + \text{WIBZ}_{.1} * \text{IWZ}_{.1}) \\
& / ((\text{WBBZ}_{.1} + \text{WIBZ}_{.1}) * \text{IWZ}_{.1} + (\text{WBLP}_{.1} + \text{WBLL}_{.1}) \\
& * \text{IWLO}_{.1} - (\text{WPDB}_{.1} + \text{WLDB}_{.1}) * \text{IWDE}_{.1}) \\
& * ((\text{WBBZ}_{.2} + \text{WIBZ}_{.2}) * \text{IWZ}_{.1} + (\text{WBLP}_{.2} + \text{WBLL}_{.2}) \\
& * \text{IWLO}_{.1} - (\text{WPDB}_{.2} + \text{WLDB}_{.2}) * \text{IWDE}_{.1} - \text{TIBN}_{.1}))
\end{aligned}$$

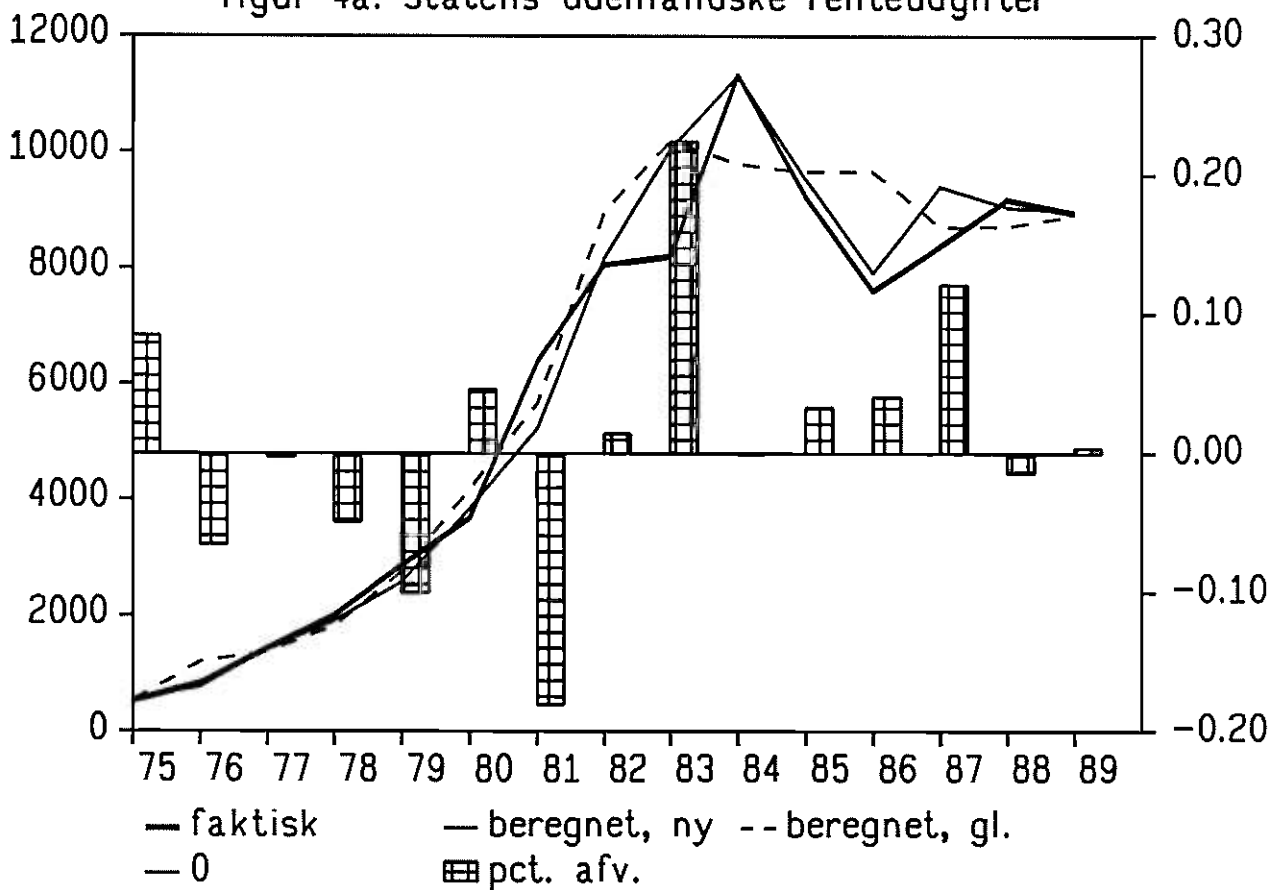
Bilag 3. Rentestømmene i niveau beregnet med eksisterende og nye relationer



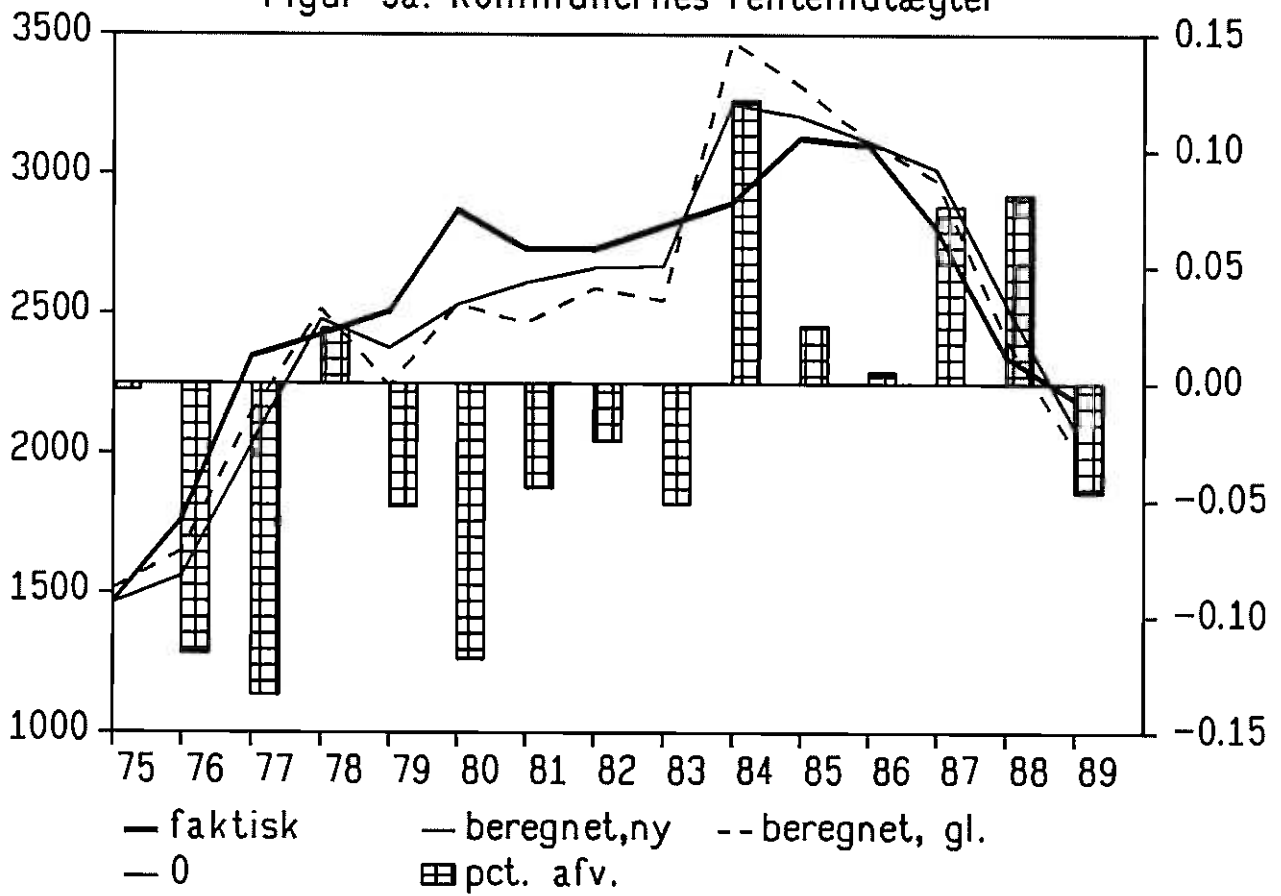
figur 3a. Statens udenlandske renteindtægter



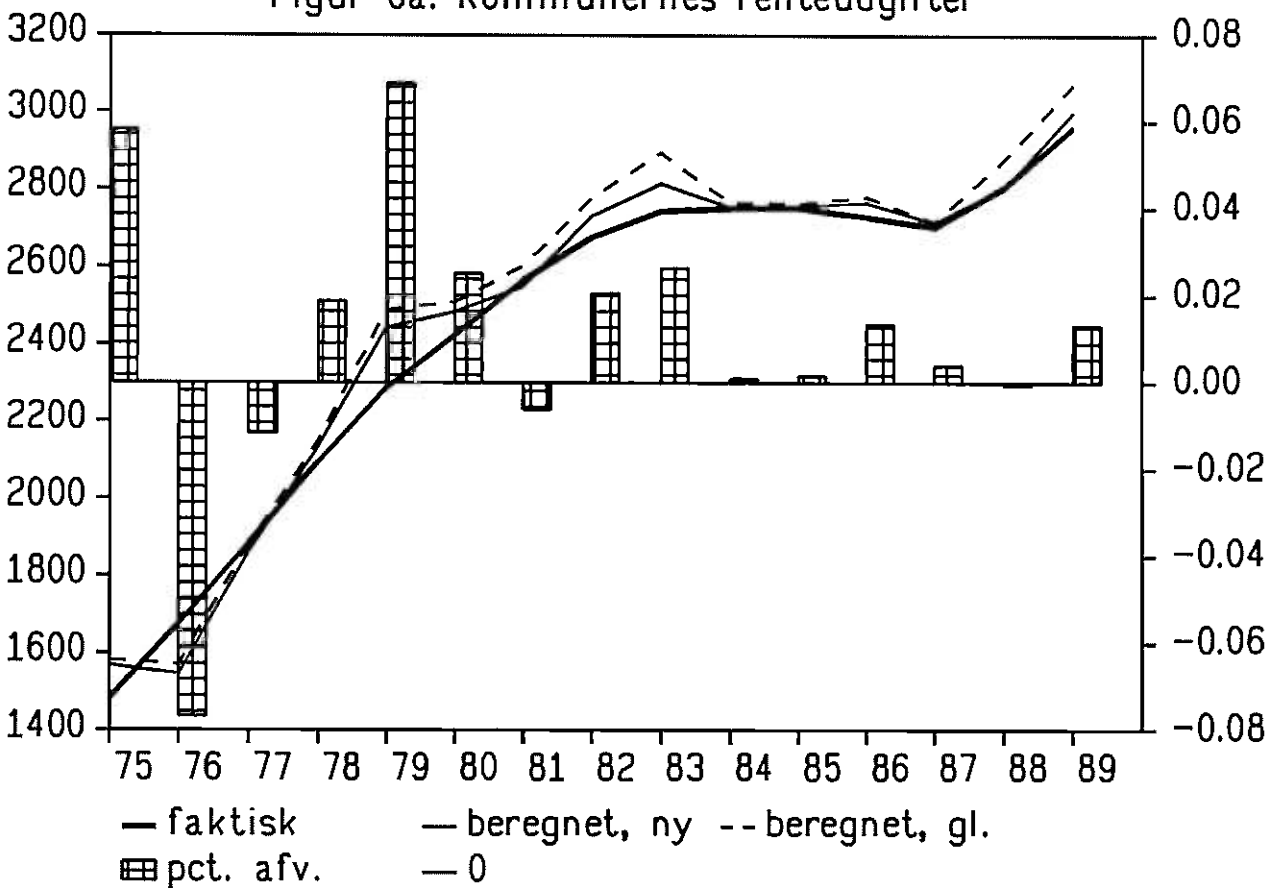
figur 4a. Statens udenlandske renteudgifter



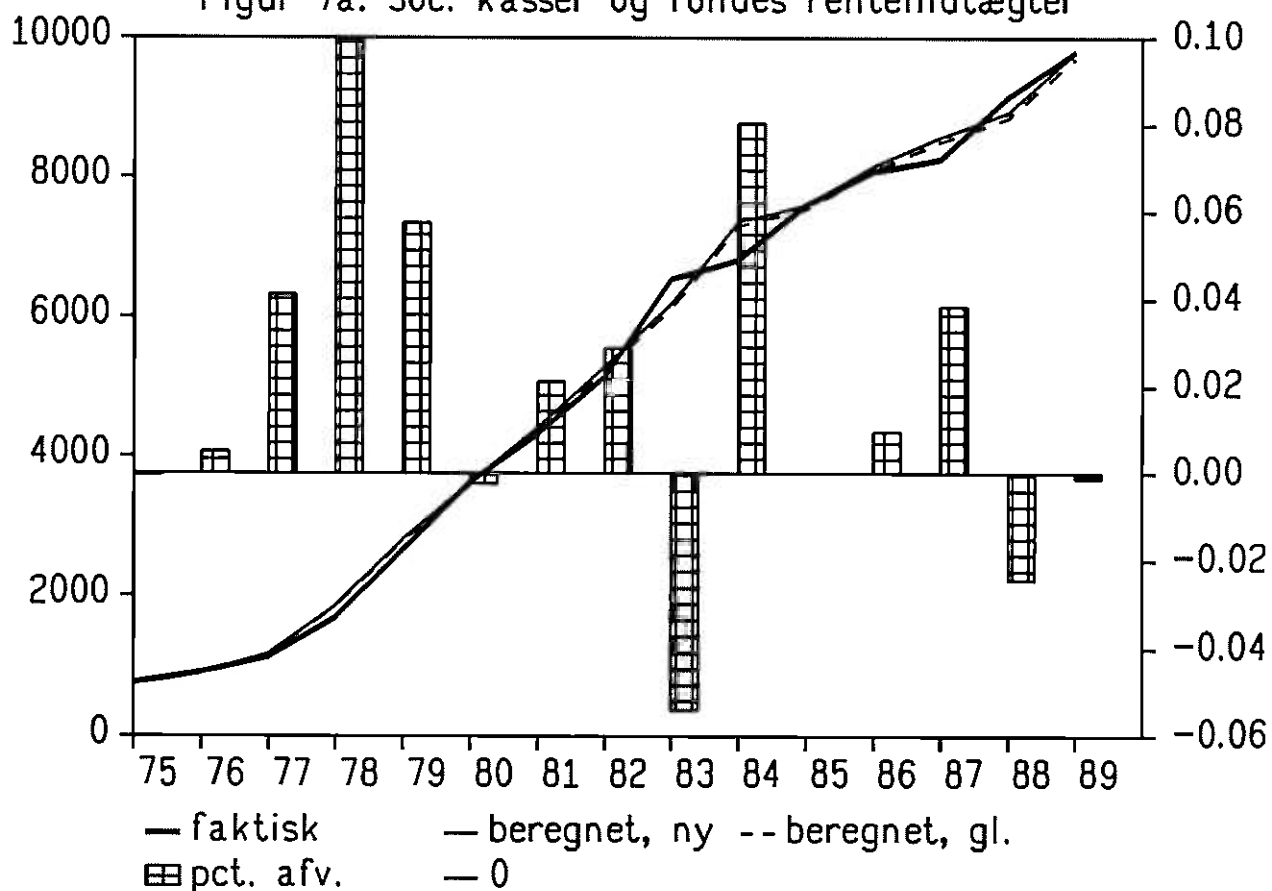
Figur 5a. Kommunernes renteindtægter



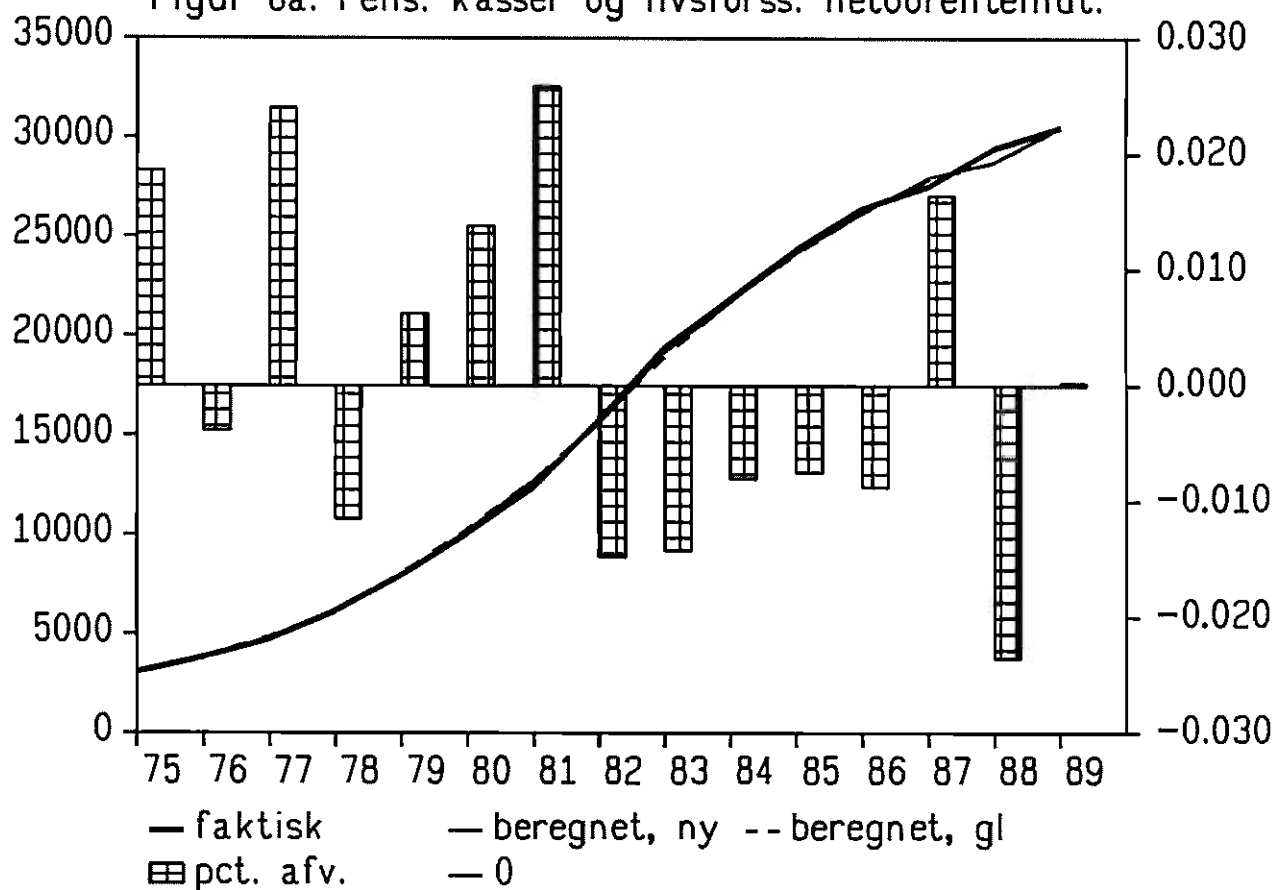
Figur 6a. Kommunernes renteudgifter



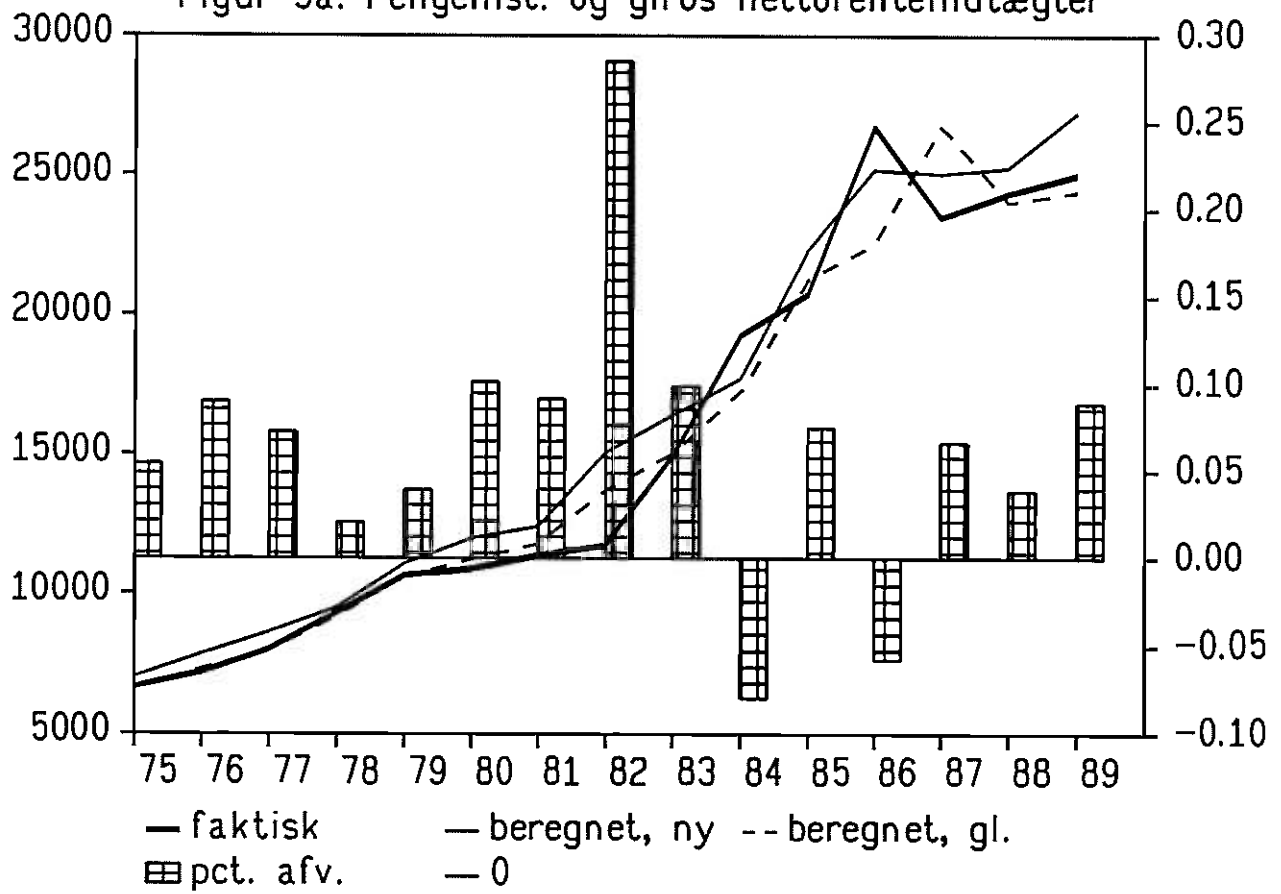
Figur 7a. Soc. kasser og fondes renteindtægter



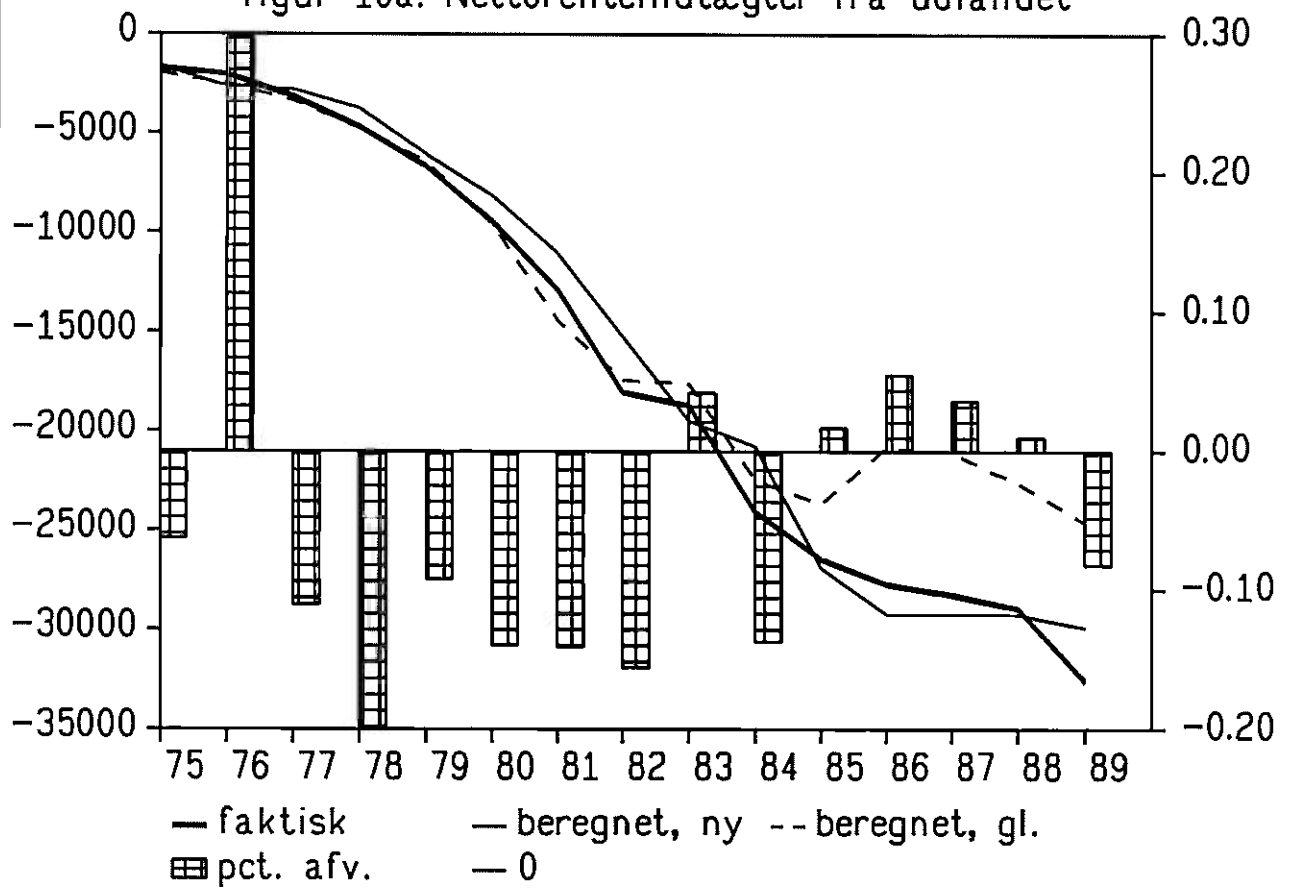
Figur 8a. Pens. kasser og livsforss. netoorenteindt.



Figur 9a. Pengeinst. og giros nettorenteindtægter



figur 10a. Nettorenteindtægter fra udlandet



Bilag 4. Gennemsnitlige obligationsrente og statspapierrente

