

## Den forsvundne finanseffekt, forbrugsfunktionen fra apr00 til apr04

### Resumé:

*I MAJ18604 fik vi påbegyndt undersøgelsen af forbrugsfunktionens betydning for den noget lavere finanseffekt på beskæftigelse og forbrug af at sænke den personlige skat, en forskel der eksisterede mellem apr00 og apr04 modellerne. Mens MAJ18604 skal ses som en undren og et tidligt famlende forsøg er der i indeværende papir mere klarhed over hvorfor effekten blev reduceret. For det første er det ikke kun forbrugsfunktionen som er årsag til faldet; men forbruget af biler og konjunktur afhængighed i udbudet af arbejdstimer er også blevet justeret. For det andet er noget af faldet meningsfyldt givet de modelændringer der har været; og for det tredje har rettelsen af et par datafejl genoprettet noget af effekten men ikke til fordums størrelse.*

---

MAJ

Nøgleord: Forbruget

*Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan vFre Fndret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.*

## 1. Indledning

Dette arbejdsrapport er en videre udvikling af MAJ18604. Vi er nu kommet tættere på at forstå hvorfor finanseffekter var blevet temmelig små i apr04 betaversionen. MAJ18604 skal ses som et tidligt stadie for denne udvikling.

I første omgang var forbrugsfunktionen under kraftig mistanke og noget af skylden findes også her, som det konstateres nedenfor. Men korrektioner i modellen for forbrug af biler (PRJ29004) og korrektion af konjunktur følsomheden i udbudet af arbejdstimer (MOW28904) var begge med til at rette op på den manglende førsteårseffekt.

Men som sagt rettede mistanken sig mod forbrugsfunktionen og igangsatte en grundig undersøgelse af faldet fra apr00 til apr04 i parameteren til ændringen i husholdningernes disponible indkomst<sup>1</sup>. Det endelige resultat var at de fleste ændringer undergået fra apr00 til apr04 var sunde og at faldet var forventeligt; men et par datafejl blev rettet og en enkelt variabel udeladt efterfølgende<sup>2</sup>, så at den endelige apr04 version faktisk indeholder en marginalt højere første års effekt end betaversionen.

## 2. Forbrugsfunktionen fra apr00 til apr04

Vi gennemgår kort ændringer i model, variable og parametre siden Apr00. Inden vi starter er det væsentligt at pege på at allerede for længe siden fandt vi at forbrugsfunktionen var allerhøjst følsom overfor definitioner af indkomst og formue (HCO22N93, HCO05494). Parameteren til ændringen i husholdningernes disponible indkomst svinger fra 0.405 til 0.646 afhængig af specifikation af formue og disponibel indkomst. Apr00 versionen indeholder derfor et resultat i den højere ende (0.59); mens apr04 (beta version) indeholder et resultat lige under den nedre (0.35). Heraf også titlen på dette arbejdsrapport.

Inden vi ser på indflydelse fra modelændringer på kortsigtsparametrene foretager vi to justeringer. Den første er at få udvidet estimeringsperioden indtil 2000 og den anden er at få rettet de datafejl, som vi har fundet. Her gengives apr00 ligningen (se (1.1)) i en lidt anderledes form end sædvanlig<sup>3</sup>. Parametrene er dog identiske med apr00, når den estimeres på denne form (TMK30003). I appendiks A gengives grafisk hvor gode vi har været til at genskabe apr00 variable med apr0404. Senere inkluderes en trend og den placeres i fejlkorrektionsleddet.

<sup>1</sup> Det er denne parameter som giver finanseffekten i første år af en skattelettelse i de personlige skatter.

<sup>2</sup> Ændringen i selskabernes disponible indkomst.

<sup>3</sup> Funktionen g er meget simpelt defineret som:  $g(x_t) = x_t - \sum_{t=1}^N \frac{x_t}{N}$ , hvor  $t = 1, \dots, N$  er et indeks over estimationsperioden.

(1.1)

$$g(D \log(\frac{Cp4}{pcp4v})) = \left\{ \begin{array}{l} \beta_1 g \left( \frac{\frac{Ydphk - Ydphk(-1)}{pcp4v - pcp4v(-1)}}{\frac{Ydphk(-1) + Ydpsk(-1)}{pcp4v(-1)}} \right) + \beta_2 g \left( \frac{\frac{Ydpsk - Ydpsk(-1)}{pcp4v - pcp4v(-1)}}{\frac{Ydphk(-1) + Ydpsk(-1)}{pcp4v(-1)}} \right) + \\ \beta_3 g \left( D \log \frac{Wcp}{pcp4v} \right) + \\ \mu \left( \log \frac{Cp4(-1)}{pcp4v(-1)} - \gamma_1 \log \frac{Ydpl(-1)}{pcp4v(-1)} - (1 - \gamma_1) \log \frac{Wcp(-2)}{pcp4v(-1)} - \kappa \right) \end{array} \right.$$

**Tabel 1. Apr00 forbrugsfunktion**

	adbk0400, 1958-1995	adbk0404, 1958-1995	adbk0404, 1958-2000	simbk, 1958- 2000
$\beta_1$	0.5895***	0.5842***	0.5692***	0.5475***
$\beta_2$	0.2362	0.1792	0.1937	0.1751
$\beta_3$	0.2047***	0.1812**	0.2009***	0.1996***
$\mu$	-0.4113***	-0.2726**	-0.2845***	-0.2903***
$\gamma_1$	0.7751***	1.1022***	1.0399***	1.0549***
$\kappa$	-0.4382***	0.0480	-0.0428	-0.0159

Anm: Søjlerner angiver databank og estimationsperiode.  $R^2$  svinger fra 0.72 til 0.74. \*\*\* signifikant på 1 % (t-værdi større end 2.576), \*\* signifikant på 5% niveau (t-værdi større end 1.96), \* signifikant på 10% niveau (t-værdi større end 1.645)

Tabel 1 gengiver - så godt som muligt - hvordan forbrugsfunktionen ville se ud anno 2004, hvis vi havde bibeholdt apr00 versionen. Hvis vi først kigger på kortsigtsparametrene falder de lidt for disponibel indkomst i husholdnings og selskabssektoren henholdsvis. Det er forventeligt at de falder over tid mest pga. mere velfungerende kapitalmarkeder. Parameteren til ændringen i formuen synes derimod ikke at ændre sig. I langsigtssiden sker en del. Formuen går ganske enkelt hen og bliver insignifikant og dermed bliver koefficienten til ydpl nærmest 1, når homogenitets restriktionen pålægges. Ændringen skyldes overgangen fra adbk0400 til adbk0404 og dermed skyldes Nationalregnskabs revisioner (hovedsageligt forbedrede kapitaltal).

Men i den oprindelig apr00 model er det uden tvivl at fittet kan forbedres væsentligt ved at inkludere en 'lineær' trend<sup>4</sup>. Dette er i tråd med hvad der tidligere har været fundet i f.eks. NAD26301. Derfor har vi repeteret tabel 1 med en trend i tabel 2. Sammenlignes tabel 1 og 2 ses med al tydelig at en trend mangler. Formuen spiller nu en meget større rolle i fejlkorrektionsleddet og tilpasningshastigheden er betydeligt hurtigere. Men vi ser også at koefficienten på ydphk delvis har samlet den manglende trend op og er alt for stor i apr00 modellen. Vi har allerede her en del af forklaringen til forskellen

<sup>4</sup> Denne trend er 0 i 1958 og x i år 1958+x. Der kan gives forskellige bud på en trend. Men i forbindelse med dette papir kan vi ikke give den nødvendige plads til en fuld fortolkning. Nogle bud er at indkomstelasticitet er varierende, aggregerings fejl, mm. At det lige skal være en lineær trend er fra et modelsynspunkt ikke specielt godt for det giver fremskrivnings vanskeligheder og alternative formuleringer bør undersøges inden en egentlig trend indlægges.

mellem apr00 og apr04; men for at komme hele vejen skal vi se på den nye specifikation.

**Tabel 2. Tabel 1, nu med trend**

	adbk0400, 1958-1995	adbk0404, 1958-1995	adbk0404, 1958-2000	simbk, 1958-2000
$\beta_1$	0.5016***	0.5006***	0.4921***	0.4741***
$\beta_2$	0.3385***	0.2549**	0.2507**	0.2326**
$\beta_3$	0.1778***	0.1946***	0.2305***	0.2286***
$\mu$	-0.6368***	-0.5890***	-0.5592***	-0.5585***
$\gamma_1$	0.6913***	0.7040***	0.6881***	0.7013***
$\kappa$	-0.5385***	-0.4880***	-0.5156***	-0.4945***
Trend	-0.0014***	-0.0024***	-0.0021***	-0.0021***

Anm: Søjlerne angiver databank og estimationsperiode.  $R^2$  svinger fra 0.80 til 0.82. \*\*\* signifikant på 1 % (t-værdi større end 2.576), \*\* signifikant på 5% niveau (t-værdi større end 1.96), \* signifikant på 10% niveau (t-værdi større end 1.645)

Det er en række ændringer, som er blevet foretaget. Det vil føre for vidt at gennemgå dem alle. Men et kort resume kan gives. I apr00 var forbruget inkl. boligforbrug (Nationalregnskabet) og bilforbrug (ADAMs). I feb02 blev boligforbruget beregnet i ADAM og trukket ud af makroforbruget for at blive modelleret selvstændigt. Af denne grund justeredes disponibel indkomst til at være ekskl. BVT i erhverv  $h^{5,6}$ . Splittet af forbrug betød at de relative priser blev inkluderet i modellen<sup>7</sup>. Der var en yderligere justering af den langsigtede disponible indkomst, som korrigeredes for pensionsindbetalinger, da der i forvejen var formue effekt af pensionerne. Hertil hører også omberegningen af udskudte skatter. Derudover skete der en række ting omkring frigivelse af priserne på kort sigt, så der er inflationseffekter og boligpris effekt. Det får os til at dele ændringerne op i 3 bider:

- forbrug ekskl. bolig og omdefinering af disp. indk. til at ekskl BVT erhverv  $h$
- Omdirigering af pensionsindbetalinger og ændret beregning af udskudte skatter
- Frigivelse af priserne.

Der var én yderligere komplikation, nemlig at den simultane bestemmelse af forbrug og boligforbrug, gjorde det nødvendigt at estimere modellen simultant med en restriktion på at den langsigtede priselasticitet var ens i forbrugs og kontantprisligningerne. Derfor er tabel 3 inddelt i 4 søjler én for hver af ovenstående ændringer plus pålæggelse af restriktionen.

Lad os kort rekapitulere og gengive ligningen for apr04.

<sup>5</sup> Bemærk at når  $y_{fh}$  trækkes ud hives afskrivningerne ud. Derved risikerer vi at trække den ud to gange, da  $y_{dpl1}$  allerede korrigeres for afskrivninger.

<sup>6</sup> I forlængelse heraf kan vi spørge os selv om, hvad er sammenhængen mellem husholdningernes disponible indkomst og deres bilforbrug som er imputeret af det teoretiske udtryk som  $usercost$  gange beholdningen af biler. Hvis tankegangen i NR skal følges op skal  $y_{dp}$  også have en imputeret bilindkomst.

<sup>7</sup> Priserne er alle kæde indeks. Men ikke af typen superlative. Det viser sig imidlertid at der er forskel på det eksisterende indeks og f.eks Törnqvist, som er et superlativt indeks. Det bør nok undersøges nærmere.

$$g\left(D\log\frac{Cp4xh1_t}{pcp4v2_t}\right) = \beta_1 g\left(\frac{DYdphk2_t}{Ydphk2_{t-1} + Ydpsk2_{t-1}}\right) + \beta_2 g\left(\frac{DYdpsk2_t}{Ydphk2_{t-1} + Ydpsk2_{t-1}}\right) + \beta_3 g(D\log Wcp3_{t-1}) + \beta_5 g(D\log Pcp4xhv1_t) + \beta_6 g(D\log pch1_t) + \mu \left\{ \log\frac{Cp4xh1_{t-1}}{pcp4v2_{t-1}} + \gamma_1 \log\frac{Ydpl1_{t-1}}{pcp4v2_{t-1}} + (1-\gamma_1) \log\frac{Wcp3_{t-2}}{Pcp4v2_{t-1}} + \gamma_2 \log\frac{pcp4xhv1_{t-1}}{pcpv2_{t-1}} + \kappa \right\}$$

**Tabel 3. Ændring i forbrugsfunktion fra apr00 til apr04**

	separering af forbrug i bolig og anden	Korrektion af disp ink. for pensions indbetaling	Frigivelse af priser	System udgaven
$\beta_1$	0.4947***	0.4363***	0.3980***	0.3876***
$\beta_2$	0.1143	0.1618	0.1347	0.1301
$\beta_3$	0.0226	0.1056	0.1062	0.1089
$\beta_4$	-0.9501***	-0.8966***	-0.5971***	-0.5885***
$\beta_5$			0.0812***	0.0826***
$\mu$	-0.2599***	-0.2922***	-0.2804***	-0.2738***
$\gamma_1$	1.1813***	0.9118***	0.9216***	0.9174***
$\gamma_2$	-0.5716	-0.5619	-0.6556	-0.5678***
$\kappa$	0.1281	-0.2236**	-0.2099*	-0.2186*

Anm:  $R^2$  svinger fra 0.76 til 0.78. De 3 første søjler er priserne ikke frigivet og der er koefficienterne til  $\beta_4$  og  $\gamma_3$  de relative priser (pcp4xhv1 og pcp4v2) i dlog og log form henholdsvis; samtidig er ændringerne i Ydphk og Ydpsk, som i apr00, dvs. deflateret. \*\*\* signifikant på 1 % (t-værdi større end 2.576), \*\* signifikant på 5% niveau (t-værdi større end 1.96), \* signifikant på 10% niveau (t-værdi større end 1.645)

Som det ses af tabel 3 ligner estimation resultaterne umiddelbart meget godt søjle 4, tabel 1, med et lille fald i ydphk2 og ydpsk2 parametrene. Det kan skyldes simulatanitetsbias, som var til stede idet boligen indgik (imputeret) på begge sider af lighedstegnet. Endvidere er de relative priser med forventet fortegn dog insignifikante i fejlkorrektionsleddet<sup>8</sup>. I 2. søjle, hvor ydpl1 korrigeres for netto pensionsudbetalinger og formuen for udskudte skatter, sker de største ændringer i langsigtrelationen. Samtidig sker der et lille fald i parameteren til ændringen i husholdningernes disponible indkomst. En potentiel forklaring er at denne 1. årseffekt har samlet noget af 2. årsdynamikken, som nu bliver bedre behandlet i fejlkorrektionsleddet, hvilket ses af den øgede tilpasningshastighed<sup>9</sup>. I søjle 3 bliver priserne frigivet, hvilket bringer parameteren vi primært er interesseret i yderligere ned. Det er da ganske naturligt idet det nu er ændringen i den nominelle indkomst, som indgår. Endelig er det værd at bemærke at i den sidste søjle, når forbrugsrelationen estimeres simultant med kontantprisrelationen bliver priserne

<sup>8</sup> Vi har på forsøgsvis anvendt Törnqvist kæde prisindekset og fået en signifikant effekt i lang sigts relationen. Det vil blive taget op i 2005.

<sup>9</sup> Med til argument hører at vi har undersøgt for 2. årseffekter og her skiller specielt ydpsk2 sig ud. Følgende interessante effekter kan omtales. Den laggede ændring af ydpsk2 indgår i fejlkorrektionsleddet. Hvis vi gør det er tilpasningen endnu hurtigere og parameteren til ydpsk2 er betydeligt lavere end til husholdningernes disponible indkomst. Endvidere hvis vi inkluderer 2. årseffekten af ydpsk på den ene eller anden måde stiger parameteren til ændringen i husholdningernes disponible indkomst.

signifikante i afejlkorrektionsleddet, fordi denne parameter også indgår i kontantprisrelationen og er meget sikkert bestemt der.

Men som i apr00 versionen ser det ud til at forbrugsfunktionen når den estimeres for sig selv stadig indeholder en trend. Derfor angiver vi i tabel 4 modellen inkl. omtalte trend. Som det kan ses bærer nogle af tolkningerne fra før ikke frugt og viser med al tydelighed hvor uhyggelig vigtigt det er at fortolke fra den 'korrekte' model. Mere specifikt stiger kortsigts parameteren til ydphk2 leddet efter at simultanitetsbiasen (imputeret bolig) er hevet ud. Det ses ved at sammenligne tabel 2 søjle 4 med søjle 1 i tabel 4.. Effekten på de øvrige parametre ligner meget forskellen mellem tabel 1 og 2. En anden effekt som er værd at bemærke er at de relative priser er stærkt korrelerede med trenden. Når trenden inkluderes stiger (numerisk) elasticiteten til mere end det dobbelte.

Som før er den sidste søjle forbrugsfunktionen estimeret simultant med kontantprisrelationen. Det er værd at bemærke at trenden forsvinder og den langsigtede substitutionselasticitet reduceres kraftigt.

**Tabel 4. Tabel 3 nu med trend**

	Separering af forbrug i bolig og anden	Korrektion af disp ink. pensions indbetaling	Frigivelse af priser	System udgaven
$\beta_1$	0.5158***	0.4839***	0.4259***	0.3738***
$\beta_2$	0.2543**	0.2577**	0.2241**	0.1213
$\beta_3$	0.0938	0.1533	0.1612*	0.1043
$\beta_4$	-1.0509***	-1.092***	-0.7374***	-0.5792***
$\beta_5$			0.0929***	0.0785***
$\mu$	-0.5904***	-0.5741***	-0.5509***	-0.3184***
$\gamma_1$	0.7701***	0.6911***	0.6882***	0.8129***
$\gamma_2$	-1.3300***	-1.4998***	-1.5985***	-0.6235***
$\kappa$	-0.4292***	-0.4793***	-0.4791***	-0.3517***
Trend	-0.0038***	-0.0036***	-0.0038***	-0.0015

Anm.  $R^2$  svinger fra 0.78 til 0.83. De 3 første søjler er priserne ikke frigivet og der er koefficienterne til  $\beta_4$  og  $\gamma_3$  de relative priser (pcp4xhv1 og pcp4v2) i dlog og log form henholdsvis; samtidig er ændringerne i Ydphk og Ydpsk, som i apr00. \*\*\* signifikant på 1 % (t-værdi større end 2.576), \*\* signifikant på 5% niveau (t-værdi større end 1.96), \* signifikant på 10% niveau (t-værdi større end 1.645)

For at gøre historien færdig skal vi henvise til maj21O04 hvor vi inkluderer endnu et estimationsår 1957 og smider den insignifikante ydpsk2 på porten<sup>10</sup> og ændrer en anelse på funktionsformen for ydphk2 til Dlog, så lander vi på apr04 endelig version.

#### 4. Første årseffekten apr00 til apr04

<sup>10</sup> Bemærk at ændringen i formuen også er insignifikant; men kriteriet for at udelade variabelen er da også skrappere end som så. Ændringen i selskabernes disponible indkomst er ikke umiddelbart forbrugsdrivende set fra teorien. Derudover svinger den tydeligvis med oliepriserne, måske fordi den indeholder Nordsø oliens overnormale profit. Den indgår dog på lang sigt i ydpl1, og kan vel i høj grad tages som et udtryk for værdien af eksempelvis olieletter eller anden formue i selskabssektoren som ikke er inkluderet i kapitalapparatet.

Indledningsvist slog vi på at første årseffekten var forsvundet i apr04 betaversionen. I dette afsnit sammenholder vi effekten af en skattelettelse over apr00 til apr04 på endelig efterspørgsel, privat forbrug og beskæftigelsen. Vi har medtaget separate effekter fra ændringer i bilmodellen og arbejdsudbudets konjunktur følsomhed mellem apr04 betaversion og endelig version.

**Tabel 5. Første års finanseffekt med forskellige modeller**

	Apr00	Feb02	apr04 (beta version)	apr04 + ændrede af konjunktur i timeudbud	apr04 + biler konjunktur effekt	Apr04
Ændringen i privat forbrug (mill. kroner)	2344	1462	1357	1358	1856	2215
Ændret beskæftigelse (hoveder)	1607	1035	970	1118	1312	1689
BNP	1760	1112	1048	1045	1364	1628

Faldet fra apr00 til apr04 (betaversion) er hovedsageligt gennem det meget voldsomme fald fra apr00 til feb02. Men apr04 dæmpede altså yderligere første årseffekten. Herefter følger nogle af de ændringer som vi har beskrevet i indledningen. Når konjunktur medløb i timeudbudet fjernes (MOW28904) får vi rettet lidt op på beskæftigelsen. Den nye bilrelation retter forbruget kraftigt og har en tilsyneladende moderat effekt på beskæftigelsen. Endelig tager vi de sidste rettelser ind og når næsten niveauet fra apr00. Bemærk at her har vi anvendt apr04 endelig version altså den fra MAJ21004 og ikke fra ovenstående afsnit.

## 5. Konklusion

Første konklusion er at apr00 var ikke særlig velspecificeret. Der manglede en trend i modellen. Den manglende trend var delvist samlet op af ændringen i husholdningernes disponible indkomst. apr00 var derfor kendetegnet ved en for høj parameter til denne variabel.

Anden konklusion er at forlængelse af estimeringsperioden til 2000 kun fører til et lille fald i parameteren til ændringen i husholdningernes disponible indkomst, hvilket vi havde en svag forventning om pga. færre kapitalmarkeds restriktioner.

Tredje konklusion angår faldet i parameteren ved frigivelse af priser. Igen var det forventeligt.

For det fjerde falder parameteren yderligere ved ændringer i formuen og disponible indkomst, som følge af justeringer i pensioner. Faldet er ikke let at forklare; men et kvalificeret bud er at 2. årseffekten spiller ind på parameteren.

Ændringerne er for forbrugsfunktionens vedkommende altså alle sammen 'sunde'; men vi har da fundet nogle egenskaber som var værd at undersøge ved given lejlighed. For det første giver anvendelse af Törnqvist indekset et bedre fit. For det andet er ændringen i ydpsk2 blevet smidt på porten i kortsigt delen; men tilsyneladende bør den udskilles særligt i langsigs relationen.

Til sidst så vi på modellens ultra kortsigs egenskaber (1. årseffekten) ved en skattelettelse i personlige indkomst. Dels var den 'tilrettede' forbrugsfunktion med til at forøge 1. årseffekten; men både konjunktur medløbet i timeudbudet og den nye bilkøbsrelation øgede effekten.

### *Henvisninger*

HCO22N93: "Forbrug og indkomst"

HCO05494: "Privat forbrug og disponibel indkomst"

MAJ18604: "Første års indkomsteffekter på efterspørgslen, apr00 til apr04"

MAJ21004: "Forbrugs- og boligrelationer, oktober 2004"

MOW28904: "En ny relation for arbejdstiden"

NAD26301: "Variationer over forbrugsrelationen i ADAM, april 2000"

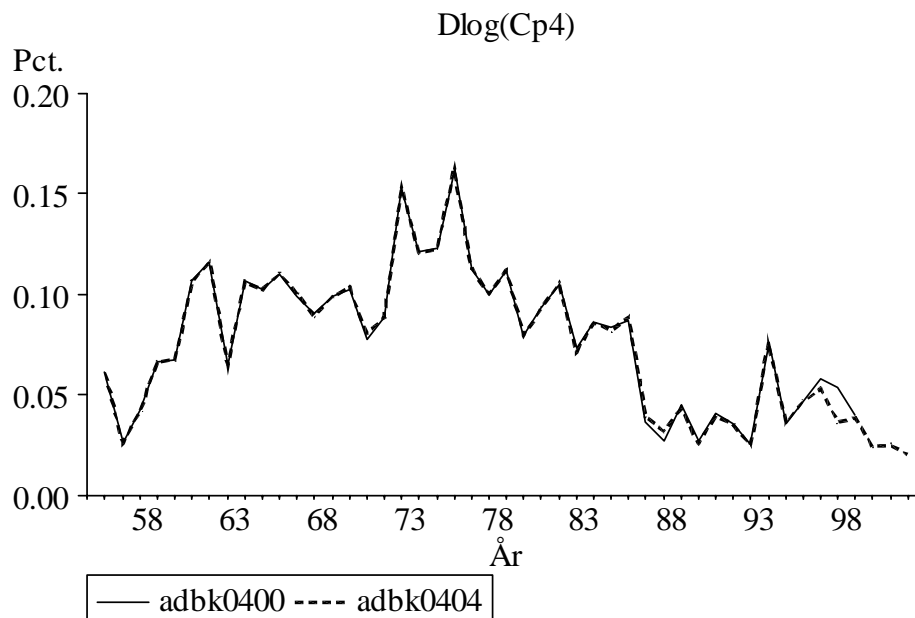
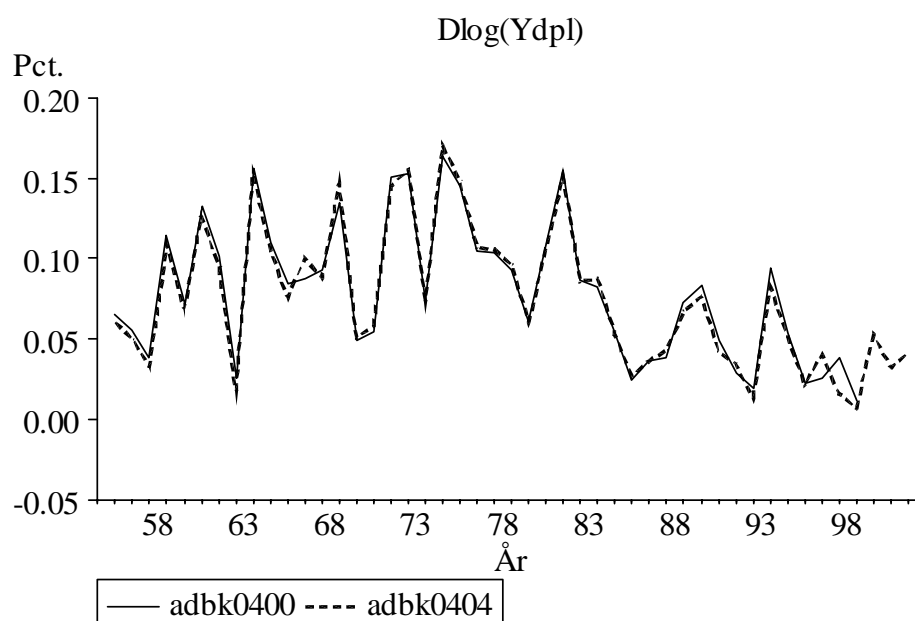
PRJ29004: "En bilmodel til ADAM, apr04"

TMK30003: "Konstantledskorrektion i fejlkorrektionsrelationer"

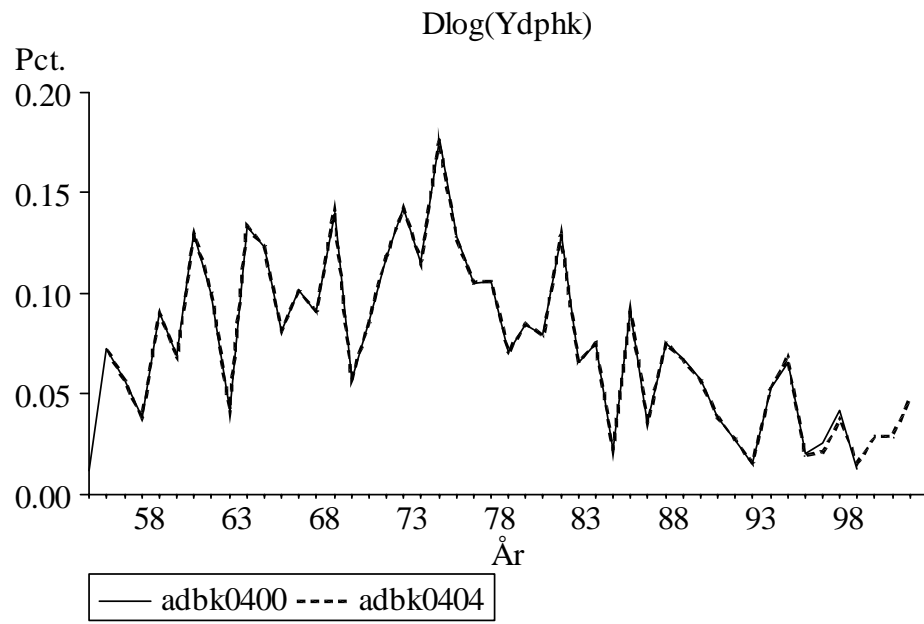


*Appendiks A*

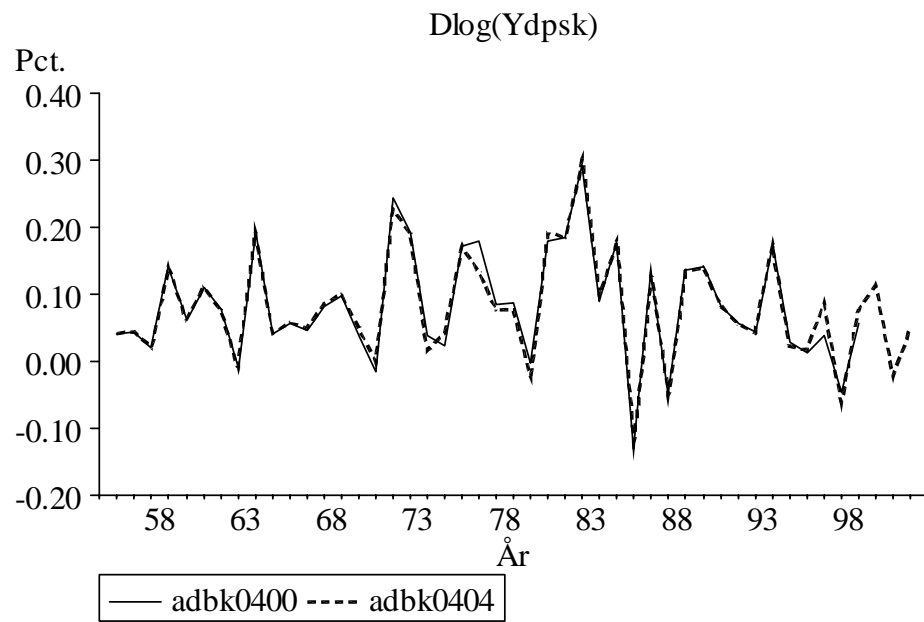
Her gengiver hvor godt vi genskaber apr00 variable af apr0404 banken.

**Figur 1****Figur 2**

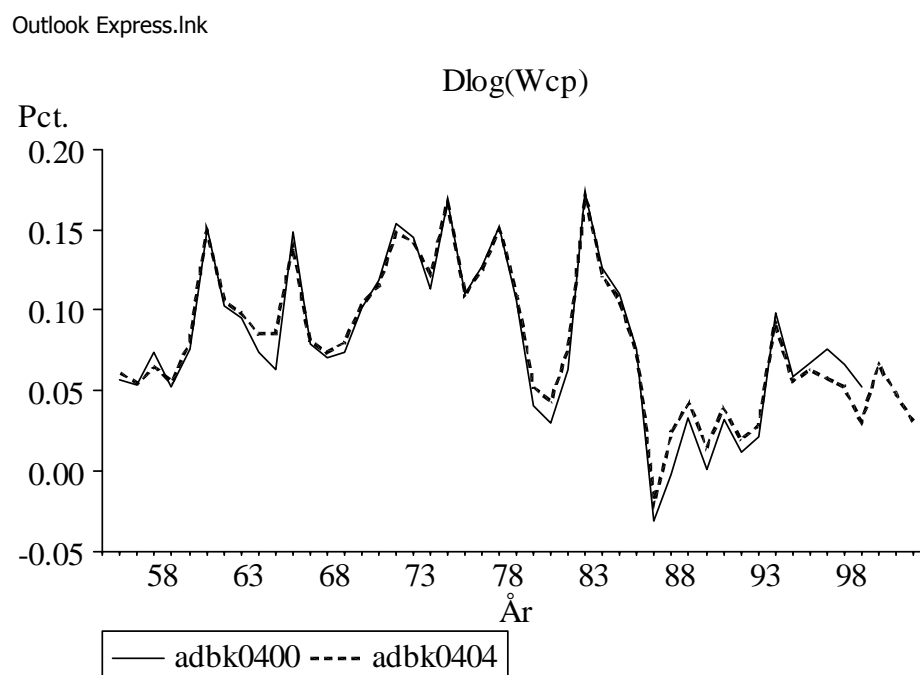
Figur 3



Figur 4



Figur 5



Figur 6

