

## Estimation af bilkøbsrelationen med nye indkomst- og formueudtryk

### Resumé:

*Papiret præsenterer en reestimation af fCb-relationen.*

---

EDM21797.WP

Nøgleord: biler, reestimation, ikke-lineær estimation, nye modelligninger

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

## Indledning

I dette papir reestimeres bilkøbsrelationen med de nye indkomst- og formueudtryk ( $Yd11$  og  $Wcp6$ ), hvilket ikke giver problemer. For en grundig gennemgang af den tidligere estimation af  $fCb$ -relationen henvises til modelgruppepapir SBO 20. oktober 1994. Papiret indeholder desuden et mindre appendix om misspecifikations tests i ikke-lineære modeller.

### 1. Estimationen

Relationen der estimeres er følgende:

$$\begin{aligned}
 DfCb = \alpha_0 bfc2 + \alpha_1 (Y - (1 - bfc2) Y_{-1}) & \quad (1.1) \\
 + \alpha_2 (W - (1 - bfc2) W_{-1}) & \\
 + \alpha_3 (r - (1 - bfc2) r_{-1}) & \\
 + \alpha_4 (uc - (1 - bfc2) uc_{-1}) & \\
 + \alpha_5 fCb_{-1} &
 \end{aligned}$$

$Y$  realindkomst  
 $W$  real formue efter skat  
 $r$  realrente  
 $uc$  usercost

Afskrivningsraten  $bfc2$  er defineret som:

$$bfc2 = \frac{1}{3} \left( 1 + \tilde{\alpha} \left( RfY_{-1} - \sum_{i=0,5} \frac{RfY_{-i}}{6} \right) \right) \quad (1.2)$$

$RfY$  væksten i bruttonationalproduktet

Systemet bestående af (1.1) og (1.2) er ikke-lineært i parametrene. Den seneste estimation (*ADAM-En model af dansk økonomi, marts 1995* tabel 4.5. s. 51) er fremkommet ved, at man først har estimeret den fulde model (den ikke-lineære). Derefter har man så taget estimatet for  $\tilde{\alpha}$  og estimeret relationen i (1.1) ved OLS. Dette skulle give de samme parameterestimater som den ikke-lineære estimation men ikke nødvendigvis de samme spredninger. På denne måde lader man som om, at modellen er lineær og slipper for en masse besvær, men det er jo snyd!

Her estimeres modellen i (1.1) og (1.2) ved ML (dvs. antagelse om uafhængige normalfordelte fejl). Som ved tidligere estimationer viser det sig, at parametrene til indkomst- og formueudtrykkene,  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$ , ikke er signifikante, og derfor bindes disse parametre, så forholdet mellem dem er lig med forholdet mellem langsigteffekten på det samlede forbrug af stigning på 1000 1980-kr i hhv. indkomsten og formuen. I tabel 1 bilag 1 er disse effekter udregnet med de nye

indkomst- og formueudtryk i forbrugsfunktionen<sup>1</sup>.  
Dvs.  $\kappa \alpha_1 = \alpha_2$  med  $\kappa = 769/59$ .

Estimationsresultaterne er vist i nedenstående tabel.

**Tabel 1.1. Estimation af  $fCb$ -relationen**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Bilkøb	$DfCb$		
Konjunkturføl- somhed	$\tilde{\alpha}$	10.546	3.0146
Afskrivningsrate	$bfc2$	11020	3466
Disponibel realindkomst Real formue	$\kappa(Yd11/pcp4v-(1-bfc2)(Yd11_{-1}/pcp4v_{-1})) +$ $(Wcp6_{-1}/pcp4v-(1-bfc2)(Wcp6_{-2}/pcp4v_{-2}))$	0.0039	0.0010
Realrente	$iku(1-tsuih)-Rpcp4ve-$ $(1-bfc2)(iku_{-1}(1-tsuih_{-1})-Rpcp4ve_{-1})$	-53402	13567
Usercost	$ucb-pcb/pck-(1-bfc2)(ucb_{-1}pcb_{-1}/pck_{-1})$	-11440	2663
Lagget bilkøb	$fCb_{-1}$	-0.4383	0.0751

Anm. Estimationsperioden er 1958-92  $s = 907$   $R^2 = 0.91$   $DW = 2.16$

Parametrene er alle signifikante og ligner i størrelsesorden dem fra tidligere estimationer. Parameteren til indkomst og formue, hvor regressoren er ændret, er den med den største relative ændring.  $R^2$  er noget højere, da der er en ekstra forklarende variabel med (via det ikke-lineære led) i forhold til den tidligere estimation.

Jarque-Bera-teststørrelsen for test af normalfordelte fejl, (se appendix), bliver i denne estimation 1.16 og giver en testsandsynlighed på ca. 56%, så fejlene kan godt antages at være normalfordelte.

LR-teststørrelsen for test af 1.ordens autokorrelation i fejlene, (se appendix), bliver 0.31 og giver en testsandsynlighed på ca. 58%. Som det også fremgår af figurerne på senere side, er der ikke tegn på autokorrelation af første orden i denne relation.

I bilag 2 er parameterstabilitet for nogle af parametrene vist, og man kunne godt ønske sig, at de lå lidt mere stabilt.

Hvis man sammenligner med de tilsvarende figurer i ADAM-bogen side 52, skal man være opmærksom på, at figurerne i bilag 2 ikke er udtryk for det samme. Figurerne i bogen er lavet på basis af estimation af (1.1) med fast  $\tilde{\alpha}$ . Dermed får man, at parametrene ser mere stabile ud, men det er altså ikke den helt rigtige måde at gøre det på, hvis man beslutter at estimere den ikke-lineære model.

Når man tester for strukturelle brud i parametrene bruger man sædvanligvis

<sup>1</sup>Se modelgruppepapir LBT/HCO 17. april 1997

Chow-teststørrelsen, som giver anledning til et F-test. Fordelingen af denne teststørrelse afhænger af, at modellen er lineær i parametrene, og kan altså ikke benyttes i dette tilfælde.

Denne tabel viser effekten på bilkøbet og kan sammenlignes med tabel 4.4. i ADAM-bogen.

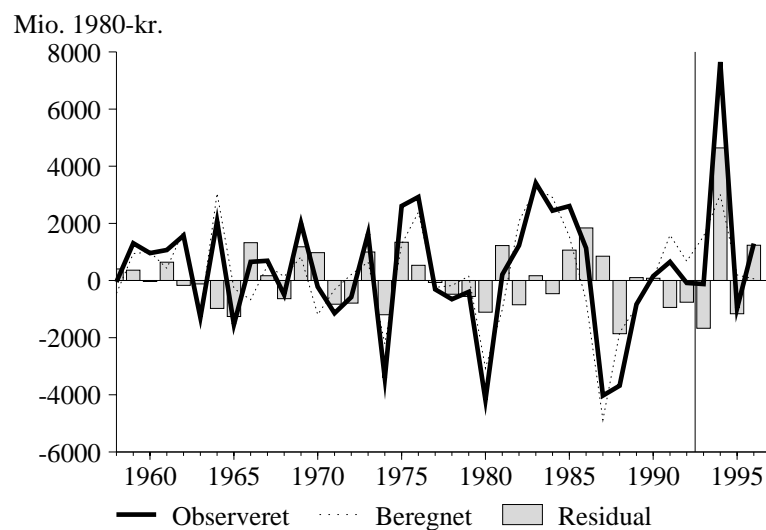
**Tabel 1.2. Bilkøbsrelationens egenskaber**

Effekt af	Effekt på bilkøb	
	Kort sigt	Lang sigt
	----- mio. 1980-kr -----	
Forøgelse af realindkomst, 1%	129	92
Forøgelse af realindkomst, 1000 1980-kr	50	36
Forøgelse af real formue, 1%	39	29
Sænkning af realrenten efter skat, 1%-point	534	380
Sænkning af usercost, 1%	120	85

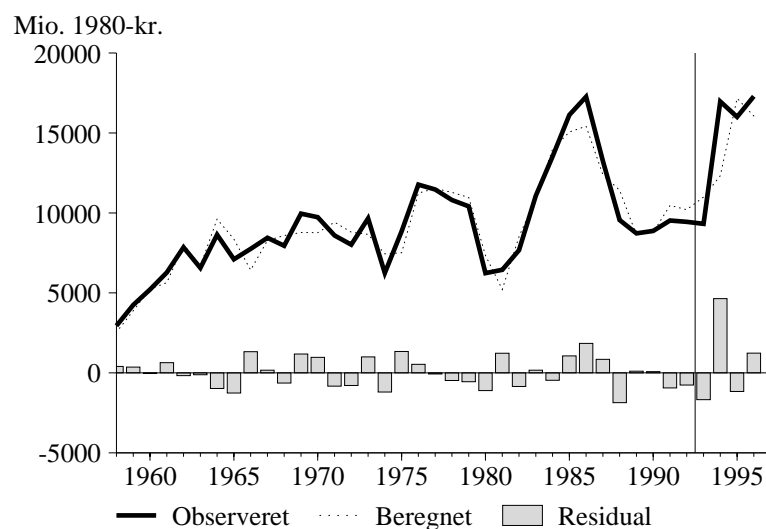
Anm. Effekterne er udregnet med udgangspunkt i databankværdierne i 1992

## 2. Relationens historiske forklaringsevne

**Figur 2.1.  $fCb$ -relationens forklaringsevne, differensen**



**Figur 2.2.  $fCb$ -relationens forklaringsevne, niveau**



I forhold til den tidligere estimation, hvor relationen havde problemer med at forudsige, må man sige det er blevet lidt bedre. Der er dog stadig et enormt residual i 1994, hvor relationen ikke fanger den enorme stigning i bilkøbet. Dette kan skyldes indførelsen af "skrotningspræmien", som vist ikke er med i ADAM's databank. Når 1994 kommer i estimationsperioden kan problemet evt. løses med inddragelse af en dummy.

## Appendix

En ikke-lineær model kan helt generelt opskrives på formen:

$$Y_t = f(\beta, x_t) + \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

Er relationen estimeret med en antagelse om uafhængige normalfordelte fejl, bør dette testes. Testet er baseret på estimatorene for de centrale momenter, der er defineret som:

$$\begin{aligned} m_1 &= \frac{1}{T} \sum_t \hat{\varepsilon}_t \\ m_i &= \frac{1}{T} \sum_t (\hat{\varepsilon}_t - m_1)^i \quad i=2,3,4 \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

Estimatorerne for middelværdien af henholdsvis tredje og fjerde moment for de normerede variabler er givet ved:

$$b_3 = \frac{m_3}{m_2^{3/2}} \quad b_4 = \frac{m_4}{m_2^2} \quad (\text{A.3})$$

Alternativhypotesen til hypotesen om normalfordelte fejl er, at fejlene er uafhængige identisk fordelte stokastiske variabler.

$b_3$  er et mål for fordelings skævhed, for en symmetrisk fordeling vil denne være lig 0.  $b_4$  er i en normalfordeling lig 3. Hypotesen, der testes, er derfor:  $b_3=0$  og  $b_4=3$ . Testet er et Jarque-Bera-test baseret på teststørrelsen:

$$B = T \left( \frac{b_3^2}{6} + \frac{(b_4 - 3)^2}{24} \right) \quad (\text{A.4})$$

som under lige nævnte hypotese er asymptotisk  $\chi^2$ -fordelt med 2 frihedsgrader.

Da modellen er ikke-lineær i parametrene kan det sædvanlige LM-test for autokorrelation af 1. orden ikke bruges.

Som alternativmodel til (A.1) kan man f.eks. bruge en AR(1), dvs:

$$\begin{aligned} Y_t &= f(\beta, x_t) + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= \rho \varepsilon_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (\text{A.5})$$

For at teste hypotesen  $\rho = 0$  foreslås i *L.G. Godfrey: Misspecification Tests in Econometrics, p. 117* at lave en approximation til den rigtige statistiske model i (A.5) ved dels at bruge de estimerede residualer, hvorved det ikke lineære forsvinder i disse led, og dels at linearisere  $f(\beta, x_t)$  omkring estimatet,  $\hat{\beta}$ , for  $\beta$  i (A.1), hvorved også det ikke-lineære i dette led forsvinder. Modellen bliver så:

$$\hat{\varepsilon}_t = \frac{\partial f}{\partial \beta}(\hat{\beta}, x_t) \mathbf{b} + \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad (\text{A.6})$$

Bogen foreslår så et såkaldt "pseudo LR-test" for  $\rho = 0$  i modellen (A.6).

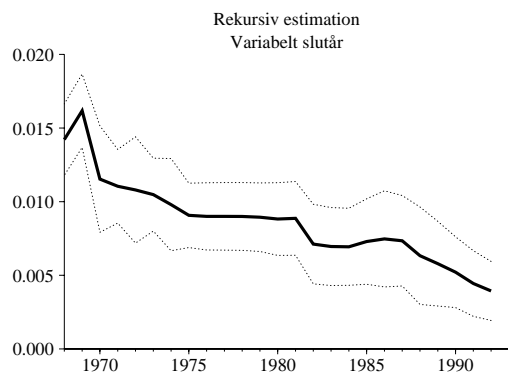
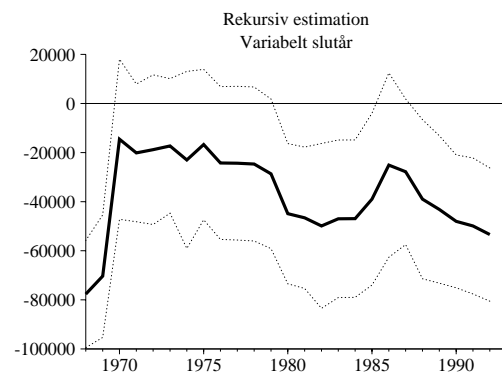
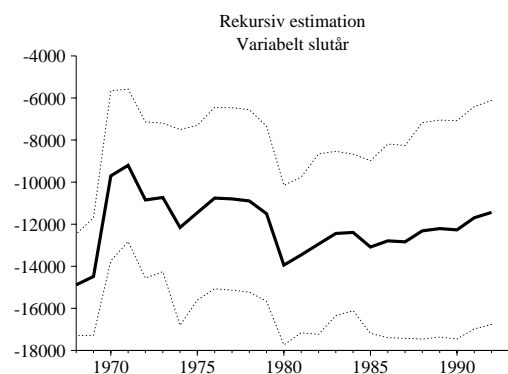
Fordelen ved denne approximation er, at man undgår det ikke-lineære, og man har dermed også styr på den asymptotiske fordeling af LR-tests i denne model. (De vil være  $\chi^2$ -fordelte). Men modellen (A.6) er altså kun en approksimation til den rigtige model.

En anden ting, man kan gøre, er at lave et LR-test for hypotesen  $\rho = 0$  i modellen (A.5). Under antagelse om at visse regularitetsbetingelser er opfyldt, vil LR-teststørrelsen som sædvanligt være  $\chi^2$ -fordelt.

**Bilag 1****Tabel 1. Den nye forbrugsfunktionens egenskaber**

Effekt af	Effekt på forbrug i 1980-kr.	
	Kort sigt	Lang sigt
Forøgelse af realindkomst på 1000 1980-kr.	437	769
Forøgelse af real formue på 1000 1980-kr.	77	59



**Bilag 2: Rekursiv estimation af den ikke-lineære model****Figur 1. Indkomst og formue****Figur 2. Realrente****Figur 3. Usercost****Figur 4. Laggede bilforbrug**