

Reestimering af DLU

Resumé:

Vi reestimerer forbrugssystemet. Estimationsperioden er udvidet med 1998 og 1999. For at kunne lave specifikations-test estimerer vi enkelt ligninger for forbrugssystemet uden DLU's teoretiske restriktioner. Vi finder at den ikke restriktede model klart forklarer data bedre end den restriktede. Den ikke restriktede model har endvidere lidt eller slet ingen autokorrelation. Det vil derfor være sandsynligt at DLU vil give systematiske fejl i fremskrivninger. Testene giver desværre ikke nogen indikation af om det er udeladte variable, restriktive funktions former eller utilstrækkelig lag struktur på forklarende variable. Med den baggrund foreslås det til sidst at systemet skal forbedres med følgende prioriterede agenda: ny gruppering af variable, nye mere flexible funktions former, inkludering af demografiske variable, og endeligt et kig på residualerne mhp at udvide dynamikken.

MAJ

Nøgleord: DLU, reestimering, specifikations-test

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.

1. Estimation af det lineære udgiftssystem

I det lineære udgiftssystem med n varer er efterspørgslen efter vare i bestemt som følger,

$$x_i = \mu_i + \gamma_i \frac{y - \sum_j p_j \mu_j}{p_i}, \quad \text{hvor } \sum_j \gamma_j = 1 \quad (1)$$

y	samlet budget
x_i	forbrug af vare i
μ_i	minimums forbrug af vare i
p_i	pris på vare i

Dette udgør den reducerede model og kan identificere de strukturelle parametre fra Stone – Geary nyttefunktionen (se tidligere model papirer: EDM04297). Men den reducerede form (1) indeholder restriktioner som går ud over de mest almindelige i estimering af forbrugssystemer (homogenitet og symmetrisk og negativ semidefinit Slutsky matrix). Specifikationen anses derfor ofte at være meget mere restriktiv end mere fleksible systemer (fx AIDS). I afsnit 3 tester vi (1) overfor den reducerede form uden parameter restriktioner.

Minimumsforbruget for vare i , μ_i , er endvidere specificeret som,

$$\mu_i = \theta_i + \varepsilon_i f_i + \alpha_i x_{i,-1} \quad (2)$$

hvor f_i er en eller flere ekstra forklarende variable. Det er værd at bemærke det laggede forbrug af vare i indgår i bestemmelsen af forbruget af vare i . En mulig fortolkning som ikke er i alt for stor konflikt med nærsynede agenter er svær at få øje på.

Først foretager vi en reestimation med to nye år, 1998 og 1999. For seneste reestimation se THV12901.

Parameter estimater er angivet i tabel 1. I forhold til THV12901 er der ikke væsentlige ændringer i parameter værdier med undtagelsen af θ værdierne, som dog er og var meget usikkert bestemt, og derfor uden betydning. Det bør overvejes at droppe/skifte de ekstra forklarende variable (se afsnit 4).

Tabel 1. Estimationsresultater

Forbrugskomponent	ADAM-navn	γ_i	θ_i	α_i	ϵ_i	R^2
Fødevarer	fCf	0.0572 (0.0203)	2.4001 (0.7658)	0.7517 (0.0741)	-	0.99
Nydelsesmidler	fCn	0.0509 (0.0188)	0.4323 (0.2187)	0.8671 (0.0402)	-	0.95
Øvrige ikke-varige varer	fCi	0.2191 (0.0177)	0.4094 (0.3762)	0.8087 (0.0560)	-	0.90
Brændsel ¹	fCe	0.0756 (0.0179)	0.1761 (0.3174)	0.8010 (0.0625)	0.0020 (0.0018)	0.92
Transport	$fCgbk$	0.2015 (0.0219)	-0.0702 (0.2949)	0.8581 (0.0432)	-	0.93
Varige varer	fCv	0.1830 (0.0209)	0.0844 (0.3474)	0.7947 (0.0537)	-	0.90
Tjenester ^{2,3}	fCs	0.1375 (0.0221)	-0.3215 (0.5986)	0.9602 (0.0334)	-0.2780 (0.1909)	0.99
Turistrejser	fCt	0.0751 (0.0169)	-0.1526 (0.1288)	0.8840 (0.0534)	-	0.93

Anm. Estimationsperioden er 1955-1999. Standardafvigelser er angivet i parentes.

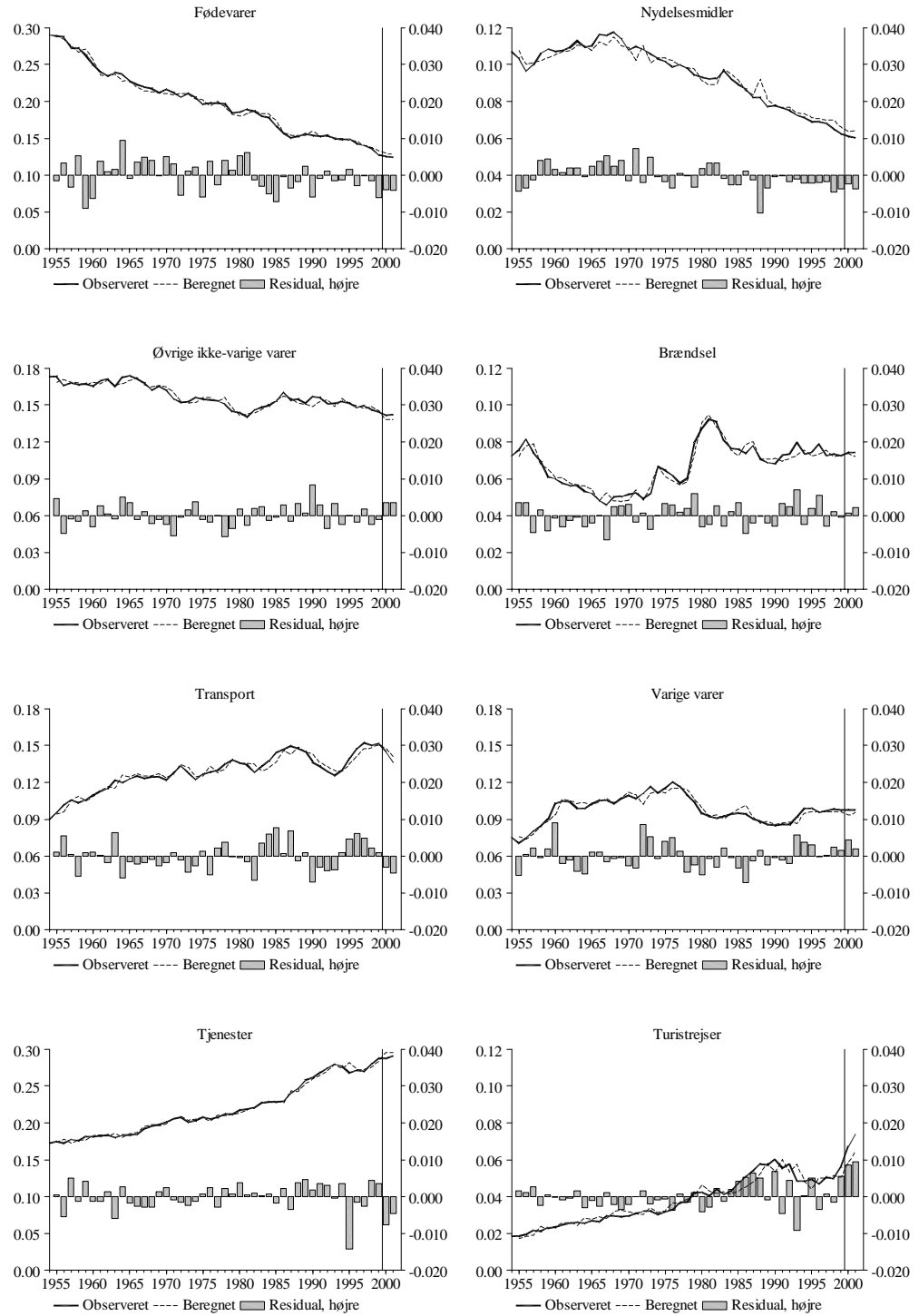
¹ Ekstra forklarende variabel er antallet af frostdøgn, *fros*.

² Der er medtaget en dummy som en ekstra forklarende variabel, *d82inf*.

³ Fortegnet for dummien er ændret, idet den antager nu værdien 1 indtil 1981 og derefter 0, hvilket tidligere var omvendt.

Ved at se på den historiske forklaringssevne ses at flere relationer indeholder (positiv) autokorrelation (figur 1). Det vil være meget ønskværdigt med et test for dette, som desværre ikke har været tid til at foretage. Afhængighed i residualer giver inkonsistente parameter estimater, når den laggede afhængige variabel indgår som forklarende variabel. Endvidere indikerer det: Manglende variable, dynamisk misspecifikation eller misspecifikation i funktionsformer. Trenden i serviceforbrugets budgetandel burde måske modelleres, så vi måske slipper af med enhedsroden for alpha i denne relation. Kvinders erhvervsfrekvens er en vigtig brik i at fange husholdningernes øgede udgifter til service.

Figur 1. Historisk forklaringsvæne



2. Elasticiteter

I lighed med THV12901 har vi beregnet elasticiteter. Tabel 2 og 3 gengiver resultaterne for henholdsvis priselasticiteter (egen og kryds, kort sigt) og egenpris- og indkomstelasticiteter (kort og lang sigt).

Tabel 2. Priselasticiteter, kort sigt

	fCf	fCn	fCi	fCe	$fCgbk$	fCv	fCs	fCt
<i>pcf</i>	-0.06	-0.10	-0.19	-0.13	-0.17	-0.24	-0.06	-0.17
<i>pcn</i>	-0.03	-0.08	-0.09	-0.06	-0.08	-0.11	-0.03	-0.08
<i>pci</i>	-0.05	-0.10	-0.35	-0.13	-0.16	-0.23	-0.06	-0.16
<i>pce</i>	-0.03	-0.05	-0.10	-0.19	-0.08	-0.12	-0.03	-0.09
<i>pcgbk</i>	-0.06	-0.10	-0.19	-0.13	-0.33	-0.24	-0.06	-0.17
<i>pcv</i>	-0.03	-0.06	-0.11	-0.08	-0.10	-0.38	-0.04	-0.10
<i>pcs</i>	-0.12	-0.22	-0.41	-0.28	-0.36	-0.50	-0.20	-0.36
<i>pct</i>	-0.02	-0.03	-0.06	-0.04	-0.06	-0.08	-0.02	-0.30

Anm. Beregnet på data for 1999

Der er små ændringer i priselasticiteterne sammenlignet med THV12901.

Tabel 3. Indkomst- og egenpriselasticiteter i forbruget

Forbrugskomponent	Egenpriselasticitet		Indkomstelasticitet	
	Kort sigt	Lang sigt	Kort sigt	Lang sigt
Fødevarer	-0.06	-0.09	0.43	0.09
Nydelsesmidler	-0.08	-0.30	0.77	0.38
Øvrige ikke-varige varer	-0.35	-0.64	1.50	0.83
Brændsel	-0.19	-0.42	1.05	0.56
Transport	-0.33	-1.13	1.33	1.64
Varige varer	-0.38	-0.88	1.91	1.23
Tjenester	-0.20	-1.56	0.48	2.75
Turist rejser	-0.30	-4.43	1.48	6.69

Anm. Beregnet på data for 1999

På kort sigt ændres egenpris- og indkomstelasticiteterne kun lidt ift. THV12901. Derimod synes lang sigts elasticiteterne at være mere følsomme. Desværre mangler vi at beregne standard fejl på estimerne så en egentlig udtalelse om en ændring er svær at foretage.

3. Specifikationstest

Betragt følgende system:

$$x_i = \sum_j \beta_{1j}^i \frac{p_j}{p_i} + \beta_2^i \frac{y}{p_i} + \sum_j \beta_{3j}^i \frac{p_j x_{j-1}}{p_i} + \sum_j \beta_{4j}^i \frac{p_j f_j}{p_i}, i=1, \dots, n \quad (3)$$

Ved at pålægge følgende ikke lineære krydslignings restriktioner fremkommer (1):

$$\beta_{1i}^j = \frac{\beta_{1i}^i}{1 - \beta_2^i}, \forall i, j \neq i$$

$$\beta_{3i}^j = \frac{\beta_{3i}^i}{1 - \beta_2^i}, \forall i, j \neq i$$

$$\beta_{4i}^j = \frac{\beta_{4i}^i}{1 - \beta_2^i}, \forall i, j \neq i$$

I alt 168 restriktioner (3*8*7). I alt indeholder (3) 200 parametre som skal estimeres, mens (1) kun indeholder (32). Her har vi ikke korrigeret for at ekstra forklarende variable findes i kun 2 ligninger.

Vi estimerer derfor (3) og ved et likelihood ratio test kan vi teste restriktionerne ovenfor. Antallet af frihedsgrader er (2*8*7+2*7) = 126 (her er så korrigeret for at f_i kun indgår i to relationer).

Vi kan derfor teste restriktionerne som Stone-Geary pålægger modellen (3). (se Tabel 4).

Formålet med at løfte restriktionerne ovenfor er også at tillade hver relation at blive estimeret separat. Specifikationstest for hver relation kan herefter foretages. Vi tester for 1. ordens autokorrelation (vel det mest almindeligt forekommende) ved et modificeret LM test. Her estimeres modellen først med antagelse om iid fejled. Dernæst beregnes residualerne og de laggede residualer inkluderes sammen med de forklarende variable i en regression på residualerne. T-testet af deres significans kan give et fingerpeg om afhængighed.

Tabel 4 **Specifikationsstest**

	Asymptotisk fordeling	Test størrelse	Sandsynlighed
LR test	$X^2(126)$	383.78	0.000
LM test for f	N(0,1)	2.41	0.024
LM test for n	N(0,1)	0.10	0.919
LM test for I	N(0,1)	1.26	0.220
LM test for e	N(0,1)	1.63	0.116
LM test for k	N(0,1)	1.81	0.083
LM test for v	N(0,1)	0.37	0.716
LM test for s	N(0,1)	1.77	0.090
LM test for t	N(0,1)	0.61	0.547

I tabel 4 har vi gengivet LR testet for restriktionerne og LM testene for autokorrelation. Stone-Geary funktionsformen afvises klart. Lidt overraskende er der ikke nogen autokorrelation i 3 af relationerne. Og hvad der ikke ses af testene i tabel 4 er at de øvrige relationer, hvor autokorrelation ikke kan afvises på testniveau 0.25, er der tilsyneladende negativ autokorrelation.

Dette står i modsætning til figur 1, hvor positiv autokorrelation synes at være fremherskende. Så pålæggelse af restriktioner giver anledning til en ændring af residual strukturen. Desværre giver testet ikke nogle indikation i hvilken retning vi skal lede efter løsninger. Men et første skridt er taget i retning af afvikle/udbygge DLU for en utilstrækkelig tilpasning til data. Bemærk vi har testet den sidste relation, som normalt udelades pga. singularitet i covarians matricen (se EDM04297). Men fordi vi estimerer en relation af gangen kan dette lade sig gøre.

4. Forslag til ændringer.

Det står klart at DLU, som det står i dag, ikke synes at fitte specielt godt. Hvad kan vi så gøre. Først synes systemet at trænge til en opdatering af de forskellige varegrupper. Den nuværende aggregering synes at have overlevet sig selv. Nye grupper som kommunikation og rekreative aktiviteter er og vil være betydlige.

For det andet er lineære udgiftssystem meget restriktivt, som vi så. Det foreslås derfor konkret at AIDS af Deaton og Muelbauer anvendes. Dette er det mest udbredte.

Endelig vil vi forsøge at inkorporere demografiske variabler. Dette anses for at være mere betydningsfuldt end ad hoc dynamik.