Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Edith Madsen

20. november 1996

Reestimation af DLU

Resumé:

Papiret præsenterer en reestimation af DLU for perioden 1955-92. I papiret er også en kort gennemgang af teorien bag DLU samt en udledning af systemet på estimerbar form.
Det viser sig, at reestimationen giver anledning til nogle problemer vedrørende langsigtsligevægten, som faktisk slet ikke har mening med de reestimerede parametre.

G:\edm\modelpap\dlu92.edm

Nøgleord: DLU, reestimation

Indledning

I dette papir er DLU samt metoden til estimation heraf kort beskrevet. Derefter gennemgås de enkelte relationer og ændringer i disse i forhold til den gamle estimation. Til sidst ses på en langsigtsligevægt, hvor der som sagt opstår problemer.
For opskrevne formler som ikke er udledt i dette papir henvises til Arbejdsnotat nr. 24, kapitel 5, samt *ADAM–En model af dansk økonomi, marts 1995* afsnit 4.2. Ved sammenligning med den gamle estimation af DLU henvises til *ADAM-En model af dansk økonomi, marts 1995* bilag 2, hvor estimaterne fra den gamle estimation findes.

1. Kort om DLU

DLU, det *d*ynamiske *l*ineære *u*dgiftssystem, tager udgangspunkt i følgende nyttefunktion:

$$U_t = \sum_i \beta_i \cdot \log(x_{it} - \mu_{it}) \qquad \textbf{(1.1)}$$

x_{it} forbrug af vare i
μ_{it} minimumsforbrug af vare i

Ovenstående nyttefunktion ses at give additive præferencer og er dermed også forenelig med antagelsen om, at der findes en repræsentativ forbruger.

Der indføres dynamik i systemet ved at tillade, at beholdningen af en vare (forstået som akkumuleret historisk forbrug) påvirker forbruget. Der gives også mulighed for at have en ekstra forklarende variabel, der virker gennem minimumsforbruget. Denne antages at have en direkte effekt og eventuelt også en indirekte effekt gennem beholdningsopbygningen.

Minimumsforbrugene er defineret på følgende måde:

$$\begin{aligned} \mu_{it} &= \theta_{it} + \alpha_i \tfrac{1}{2}(s_{it} + s_{it-1}) \\ \theta_{it} &= \bar{\theta}_i + \varepsilon_i \cdot f_{it} \end{aligned} \qquad \textbf{(1.2)}$$

s_{it} beholdning af vare i
f_{it} ekstra forklarende variabel, som eventuelt kan indgå i minimumsforbruget af vare i

$\bar{\theta}_i$ er den konstante del af minimumsforbruget, ε_i giver den ekstra forklarende variabels direkte påvirkning, og α_i beskriver beholdningsvariablens påvirkning af minimumsforbruget.

Beholdningsvariablen giver som sagt dynamikken i systemet. Dynamikken er beskrevet i følgende differensligning:

$$s_{it} - s_{it-1} = x_{it} - \delta_i \cdot \tfrac{1}{2}(s_{it} + s_{it-1}) - [\varepsilon_i \cdot f_{it}] \qquad \textbf{(1.3)}$$

hvor δ_i kan fortolkes som afskrivningsraten på beholdningen. Leddet i den kantede parentes skal kun medtages i det tilfælde, hvor den ekstra forklarende variabel kun har en direkte effekt og altså *ikke* påvirker beholdningsopbygningen. Hvis den ekstra forklarende variabel kun har en direkte effekt, påvirker den ekstra variabel til tid *t* kun forbrugsbeslutningen på dette tidspunkt. Hvis der også er en indirekte effekt, påvirkes forbrugsbeslutningen i alle fremtidige perioder via beholdningen.

I ovenstående formel (1.3) kan det give anledning til undren, at beholdningen, der afskrives på, er mediobeholdningen i periode t, $\frac{1}{2}(s_{it}+s_{it-1})$, og ikke primobeholdningen, s_{it-1} . Det er ligeledes mediobeholdningen, som indgår i udtrykket for minimumsforbruget i formel (1.2). Grunden til dette er, at modellen er udledt i kontinuert tid, og (1.3) skal så ses som en approksimation til en differentialligning i s_{it} , og ligeledes skal mediobeholdningen i (1.2) ses som en approksimation til en beholdningsvariabel i kontinuert tid. Man kunne selvfølgelig komme udenom dette med approksimationer ved bare at opstille modellen i diskret tid og lade dynamikken være beskrevet i en differensligning; men det viser sig, at give noget meget pænt med mediobeholdningen i udtrykkene, når man skal have modellen på estimerbar form.
I appendix A er det vist, at maksimering af nyttefunktionen i (1.1) under en budgetrestriktion giver anledning til følgende efterspørgselssystem:

$$x_{it} = \mu_{it} + \frac{\beta_i}{\sum_j \beta_j} \frac{(y_t - \sum_j p_{jt} \cdot \mu_{jt})}{p_{it}} \qquad \textbf{(1.4)}$$

Minimumsforbrugene dækkes først, og derefter fordeles det overskydende budget ud på de enkelte komponenter i systemet ved de faste vægte
$\beta_i / \sum_j \beta_j$, som jo summer til 1.

2. Estimation af DLU

Relationen (1.4) kan ikke umiddelbart estimeres, da μ_{it} indeholder den ikke-observerbare størrelse s_{it} . De enkelte forbrugskomponenter i DLU estimeres derfor med udgangspunkt i følgende ligning[1]:

$$x_{it} = K_{i0} + K_{i1} \cdot x_{it-1} + K_{i2} \cdot \frac{1}{L_t \cdot p_{it}} + K_{i3} \cdot \frac{1}{L_{t-1} \cdot p_{it-1}} + K_{i4} \cdot f_{it} + K_{i5} \cdot f_{it-1}$$

med

$$L_t = \frac{\sum_i K_{i2}}{y_t - \sum_i p_{it} \left(K_{i0} + K_{i1} \cdot x_{it-1} + \frac{1}{L_{t-1}} \cdot \frac{K_{i3}}{p_{it-1}} + K_{i4} \cdot f_{it} + K_{i5} \cdot f_{it-1} \right)}$$

hvor

x_{it} forbrug af vare *i* pr. capita fratrukket udenlanske turisters forbrug i Danmark
y_t total udgift pr. capita
p_{it} prisen på vare *i*
f_{it} en ekstra forklarende variabel, som eventuelt kan indgå i minimumsforbruget af vare *i*
L_t kan fortolkes som budgettets grænsenytte

Det ses at systemet er ikke-lineært i parametrene. For givet L_t er systemet dog lineært i parametrene, og DLU er således estimeret ved at iterere over L_t . Det er valgt at initialisere L_t i estimationsperioden (det vil sige i 1955-92) med $1/y_t$ samt at fastholde $L_{1954} = 1/y_{1954}$. Relationerne for forbrugskomponenterne er estimeret enkeltligningsvis ved mindste kvadraters metode, og der er itereret over L_t , indtil fejlen på budgetbetingelsen er numerisk mindre end eller lig 1/4 promille.

DLU er her estimeret præcis som tidligere, det vil sige:

- Med de sammme ekstra forklarende variabler i relationerne.
- Relationerne for forbrug af brændsel og forbrug af varige varer er estimeret *uden* konstantled. Da man i tidernes morgen begyndte at estimere DLU, besluttede man at undlade konstantled i disse relationer, da det åbenbart var "meget" insignifikant.
- Vægtene for udenlandske turisters forbrug i Danmark er uændrede i forhold til tidligere.

[1] I appendix A vises, at efterspørgselssystemet beskrevet i afsnit 1 rent faktisk kan opskrives på denne form

2.1 Reestimation af relationen for privat forbrug af fødevarer

Estimationsresultaterne er vist i tabel 2.1.

Tabel 2.1. Reestimation af *fCf*-relationen

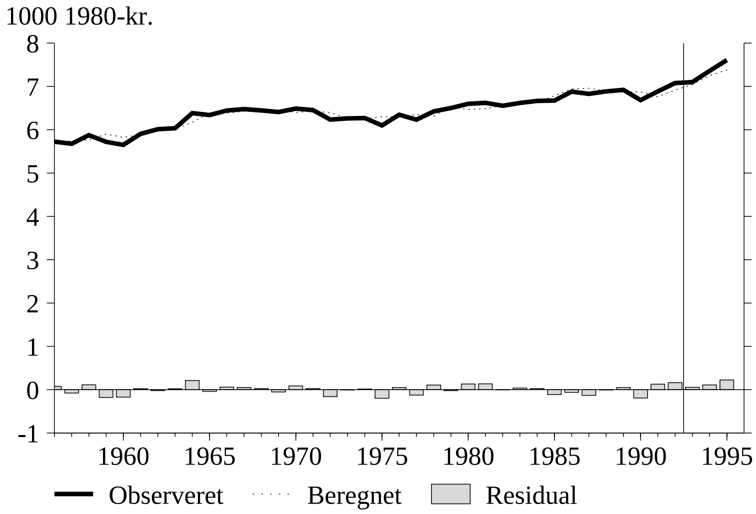
Variabel	Navn		Koefficient	Spredning
Privat forbrug af fødevarer pr. capita	$(fCf\text{-}0.25\cdot Et/pcf)/U$			
Konstant		*K0F*	1.7310	0.6235
Privat forbrug af fødevarer pr. capita, lagget	$(fCf_{-1}\text{-}0.25\cdot Et_{-1}/pcf_{-1})/U_{-1}$	*K1F*	0.6187	0.1328
	$1/(L\cdot pcf)$	*K2F*	0.0337	0.0098
	$1/(L_{-1}\cdot pcf_{-1})$	*K3F*	-0.0119	0.0120

Anm. n=1955-1992 s=0.1087 R^2=0.93 LM=0.82

Ved en sammenligning med de gamle estimationsresultater, ses det, at der ikke er væsentlige forskelle på hverken parametrene eller de statistiske mål for relationens forklaringsevne. Parameteren *K3F* er ikke signifikant, hvad også er tilfældet i den gamle estimation. Relationens forklaringsevne, som er vist i figur 2.1, må siges at være udmærket.

LM-testet for autokorrelation i restleddene er et Breusch-Godfrey-test, som er χ^2-fordelt med 1 frihedsgrad, hvor 95%-fraktilen er 3.84. Det sluttes altså, at hypotesen om autokorrelation af første orden i restledddene godkendes (markeres med *), når LM-testet er større end 3.84. I denne relation er der ingen tegn på autokorrelation.

Figur 2.1 *fCf*-relationens forklaringsevne



2.2 Reestimation af relationen for privat forbrug af nydelsesmidler

I denne relation indgår en ekstra forklarende variabel *NPF*, som er et udtryk for grænsehandlens størrelse. Denne ekstra variabel indgår kun direkte i minimumsforbruget, det vil sige, den antages ikke at have nogen effekt på beholdningsopbygningen.
NPF er defineret som følger[2]:

$$NPF = \frac{pcn}{pcnt \cdot \frac{ewdm}{310.525}} \cdot kpcn$$

Altså som forholdet mellem prisen på nydelsesmidler i Danmark og Tyskland.

Tabel 2.2. Reestimation af *fCn*-relationen

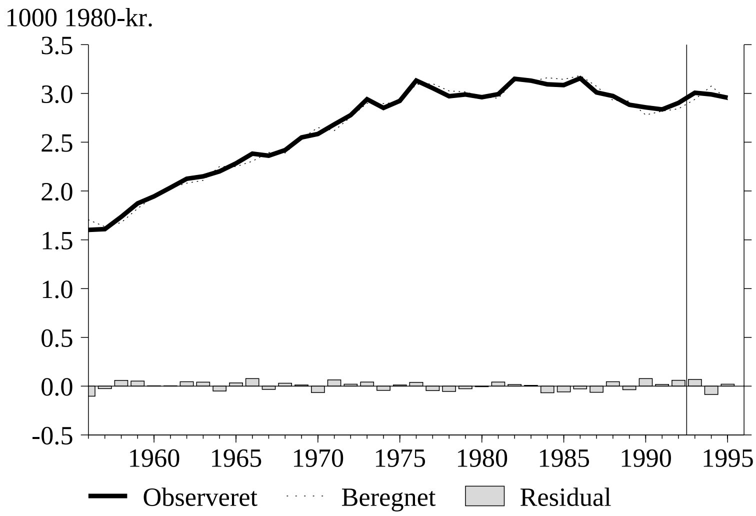
Variabel	Navn		Koeffi-cient	Spred-ning
Privat forbrug af nydelsesmidler pr. capita	$(fCn\text{-}0.14 \cdot Et/pcn)/U$			
Konstant		*K0N*	0.0397	0.0483
Privat forbrug af nydelsesmidler pr. capita, lagget	$(fCn_{-1}\text{-}0.14 \cdot Et_{-1}/pcn_{-1})/U_{-1}$	*K1N*	0.9995	0.0641
	$1/(L \cdot pcn)$	*K2N*	0.0261	0.0049
	$1/(L_{-1} \cdot pcn_{-1})$	*K3N*	-0.0259	0.0060
Udtryk for grænsehandlens størrelse	*NPF*	*K4N*	-0.1786	0.0796
Udtryk for grænsehandlens størrelse, lagget	NPF_{-1}	$-K1N \cdot K4N$	0.1785	

Anm. n=1955-1992 s=0.0521 R^2=0.99 LM=2.06

Igen ligner parameterestimaterne dem fra den gamle estimation. *NPF* indgår som forventet med negativt fortegn. Parameteren til konstantleddet er ikke signifikant, hvad også gælder i den gamle estimation. Umiddelbart vil man sige, at relationen fitter godt. Hvis man kigger godt efter, giver denne estimation dog anledning til bekymring. Parameteren til den laggede endogene, *K1N*, er jo meget tæt på et være 1, og endvidere er parametrene *K2N* og *K3N* numerisk set ens men har modsat fortegn, og det samme gør sig gældende for *K4N* og *K5N*. Alt i alt tyder dette på en ringe niveausammenhæng i denne relation

[2] Figur 1 bilag 1 viser denne størrelse

Figur 2.2 *fCn*-relationens forklaringsevne



2.3 Reestimation af relationen for privat forbrug af øvrige ikke-varige varer

Estimationsresultaterne er vist i nedenstående tabel.

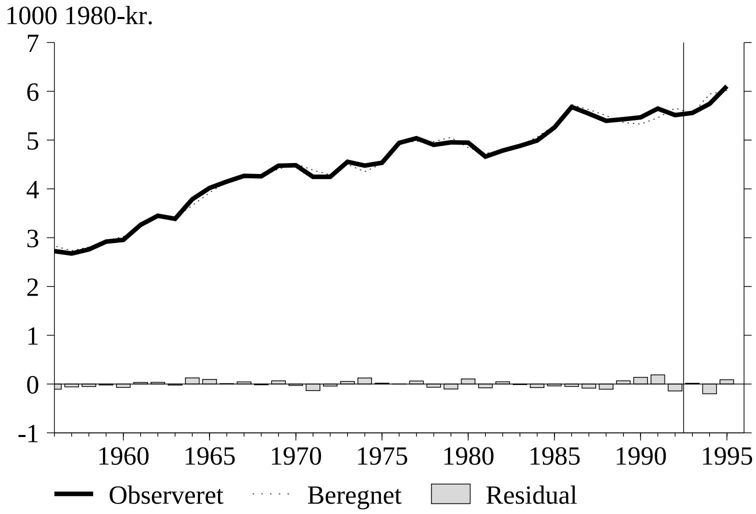
Tabel 2.3. Reestimation af *fCi*-relationen

Variabel	Navn		Koefficient	Spredning
Privat forbrug af ikke-varige varer pr. capita	$(fCi\text{-}0.05 \cdot Et/pci)/U$			
Konstant		*K0I*	0.1733	0.0858
Privat forbrug af ikke-varige varer pr. capita, lagget	$(fCi_{-1}\text{-}0.05 \cdot Et_{-1}/pci_{-1})/U_{-1}$	*K1I*	0.7269	0.0920
	$1/(L \cdot pci)$	*K2I*	0.0816	0.0077
	$1/(L_{-1} \cdot pci_{-1})$	*K3I*	-0.0471	0.0127

Anm. n=1955-1992 s=0.0846 R^2=0.99 LM=0.82

Endnu en gang er estimationsresultaterne ikke væsentligt forskellige fra de gamle. Alle parametrene er signifikante, og af figur 2.3 ses det, at relationen fitter godt.

Figur 2.3 *fCi*-relationens forklaringsevne



2.4 Reestimation af relationen for privat forbrug af brænsel m.v.

I relationen indgår variablen *fros* (antallet af frostdøgn) som ekstra forklarende variabel. Denne antages kun at påvirke minimumsforbruget direkte. Relationen er estimeret uden konstantled.

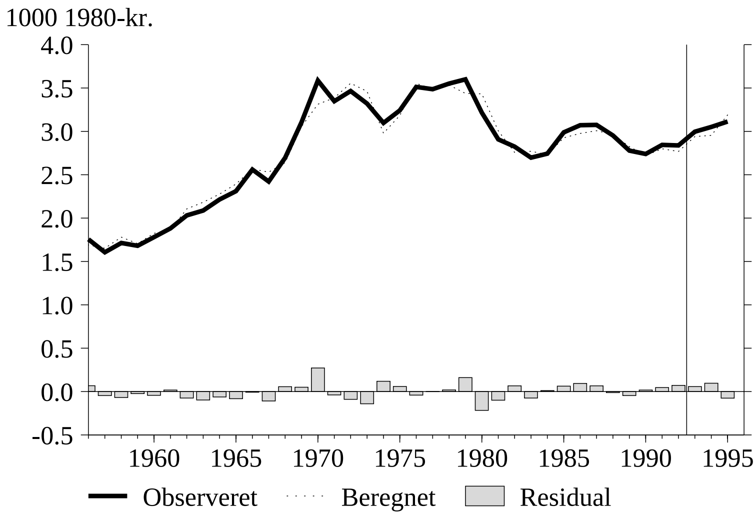
Tabel 2.4. Reestimation af *fCe*-relationen

Variabel	Navn		Koefficient	Spredning
Privat forbrug af brændsel pr. capita	fCe/U			
Privat forbrug af brændsel pr. capita, lagget	fCe_{-1}/U_{-1}	$K1E$	0.9077	0.0238
	$1/(L\cdot pce)$	$K2E$	0.0140	0.0024
	$1/(L_{-1}\cdot pce_{-1})$	$K3E$	-0.0085	0.0028
Antal frosdøgn	$fros$	$K4E$	0.0038	0.0008
Antal frostdøgn, lagget	$fros_{-1}$	$-K1E\cdot K4E$	-0.0034	

Anm. n=1955-1992 s=0.0939 R^2=0.98 LM=0.70

Estimationsresultaterne er stort set uændrede i forhold til de gamle, og alle parametre er signifikante. Af nedenstående figur kan man dog se, at der i nogle år er nogle ret store residualer, og det lykkes altså ikke helt at fange de voldsomme udsving i forbrug af brænsel ved at inddrage den ekstra variabel *fros*, som jo også har store udsving fra år til år.
For at undersøge om et konstantled bør indgå er residualerne regresseret på en konstant. Denne viser sig dog at være ikke signifikant forskellig fra nul, så umiddelbart ser estimationen uden konstantled ud til at være i orden.

Figur 2.4 *fCe*-relationens forklaringsevne



2.5 Reestimation af relationen for privat forbrug af transport

Estimationen er vist i nedenstående tabel.

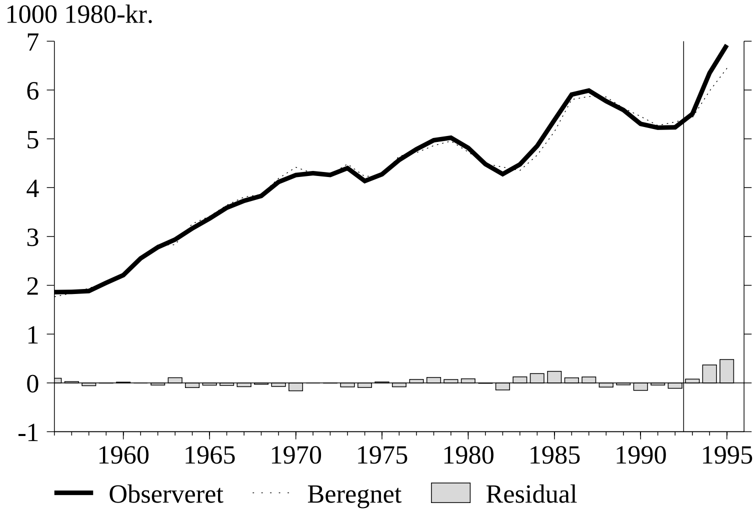
Tabel 2.5. Reestimation af *fCgbk*-relationen

Variabel	Navn		Koefficient	Spredning
Privat forbrug af transport pr. capita	$(fCgbk-0.13\cdot Et/pcgbk)/U$			
Konstant		*K0B*	-0.3221	0.0952
Privat forbrug af transport pr. capita, lagget	$(fCgbk_{-1}-0.13\cdot Et_{-1}/pcgbk_{-1})/U_{-1}$	*K1B*	0.7318	0.0467
	$1/(L\cdot pcgbk)$	*K2B*	0.0666	0.0068
	$1/(L_{-1}\cdot pcgbk_{-1})$	*K3B*	-0.0232	0.0096

Anm. n=1955-1992 s=0.0992 R^2=0.99 LM=7.82*

Resultaterne af estimationen er som i de gamle estimation. Alle parametre er signifikante, men LM-testet indikerer, at der er første ordens autokorrelation i restledden, hvilket også ses i figur 2.5. Estimationen giver nogle store residualer efter estimationsperioden sluttidspunkt, og det ser ud som om, relationen i årene herefter undervurderer forbruget af transport.

Figur 2.5 *fCgbk*-relationens forklaringsevne



2.6 Reestimation af relationen for privat forbrug af varige varer

Relationen er estimeret med en ekstra forklarende variabel, $0.75 \cdot iku + 0.25 \cdot iku_{-1}$, som er et fordelt lag af renten. Denne variabel antages, at påvirke forbruget både direkte og gennem beholdningsopbygningen. Relationen er estimeret uden konstantled.

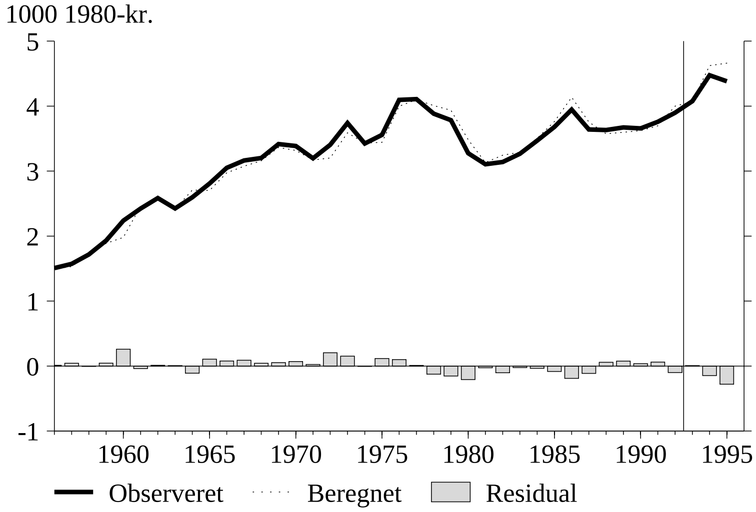
Tabel 2.6. Reestimation af *fCv*-relationen

Variabel	Navn		Koefficient	Spredning
Privat forbrug af varige varer pr. capita	$(fCv-0.05 \cdot Et/pcv)/U$			
Privat forbrug af varige varer pr. capita, lagget	$(fCv_{-1}-0.05 \cdot Et_{-1}/pcv_{-1})/U_{-1}$	*K1V*	0.9502	0.0590
	$1/(L \cdot pcv)$	*K2V*	0.0803	0.0087
	$1/(L_{-1} \cdot pcv_{-1})$	*K3V*	-0.0756	0.0097
Fordelt lag af renten	$0.75 \cdot iku+0.25 \cdot iku_{-1}$	*K4V*	0.2647	2.3137
Fordelt lag af renten, lagget	$0.75 \cdot iku_{-1}+0.25 \cdot iku_{-2}$	*K3V·K4V/ KV2*	-0.2492	

Anm. n=1955-1992 s=0.1083 R^2=0.98 LM=9.80*

Der er sket det i forhold til den gamle estimation, at parameteren til rentevariablen, *K4V*, er blevet meget mindre (=5.9032 før), og altså ikke længere indgår signifikant i relationen. LM-testet ser heller ikke godt ud.
Som i *fCe*-relationen er det også her undersøgt, om en konstant bør indgå i relationen. Resultatet er her som i *fCe*-relationen, altså at der ikke umiddelbart er brug for en konstant i relationen.

Figur 2.6 *fCv*-relationens forklaringsevne



2.7 Reestimation af relationen for privat forbrug af øvrige tjenester

I relationen er inddraget en dummy, *D82*, for at fange den kraftige vækst i forbruget af tjenester fra i starten af 80'erne.

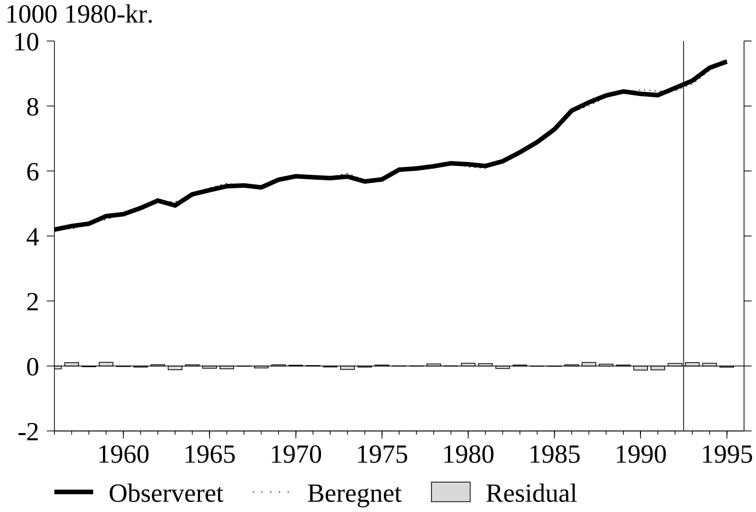
Tabel 2.7. Reestimation af *fCs*-relationen

Variabel	Navn		Koefficient	Spredning
Privat forbrug af tjenester pr. capita	$(fCs\text{-}0.38\cdot Et/pcs)/U$			
Konstant		*K0S*	-0.5199	0.1346
Privat forbrug af tjenester pr. capita, lagget	$(fCs_{-1}\text{-}0.38\cdot Et_{-1}/pcs_{-1})/U_{-1}$	*K1S*	0.9580	0.0210
	$1/(L\cdot pcs)$	*K2S*	0.0585	0.0062
	$1/(L_{-1}\cdot pcs_{-1})$	*K3S*	-0.0356	0.0068
Dummy	*D82*	*K4S*	0.2004	0.0501

Anm. n=1955-1992 s=0.0702 R^2=0.99 LM=0.19

Relationen forklarer forbruget af tjenester utroligt godt, hvilket ses af figuren, hvor de to grafer følges ad. Alle parametre indgår signifikant, så her er der ingen problemer.

Figur 2.7 *fCs*-relationens forklaringsevne



2.8 Reestimation af relationen for privat forbrug af turistrejser

Der indgår den ekstra forklarende variabel *NPF* i relationen, og den indgår kun ved en direkte effekt i minimumsforbruget.

Tabel 2.8. Reestimation af *fCt*-relationen

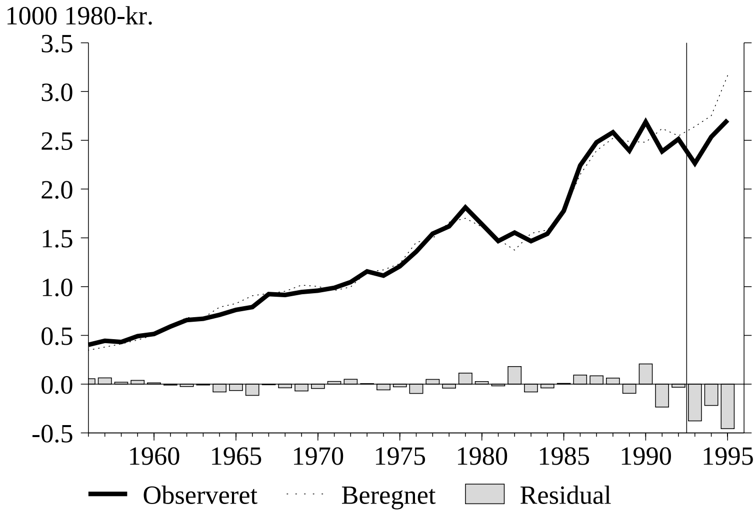
Variabel	Navn		Koefficient	Spredning
Privat forbrug af turistrejser pr. capita	fCt/U			
Konstant		$K0T$	-0.3926	0.1006
Privat forbrug af turistrejser pr. capita, lagget	fCt_{-1}/U_{-1}	$K1T$	0.5283	0.1421
	$1/(L\cdot pct)$	$K2T$	0.0295	0.0062
	$1/(L_{-1}\cdot pct_{-1})$	$K3T$	-0.0044	0.0097
Udtryk for grænsehandlens størrelse	NPF	$K4T$	0.2105	0.0272
Udtryk for grænsehandlens størrelse, lagget	NPF_{-1}	$-K1T\cdot K4T$	0.1785	

Anm. n=1955-1992 s=0.0868 R^2=0.99 LM=2.24

Igen er estimationsresultaterne ikke ret forskellige fra de gamle. Det ses af figuren på næste side, at relationen ser ud til at køre af sporet i årene efter estimationsperiodens sluttidspunkt. Vi bemærker, at *NPF* indgår i denne relation.

Det ser endvidere ikke ud til, at de forklarende variabler, der er inddraget, er i stand til at fange de vilde udsving, som har været i forbruget af turistrejser siden slutningen af 80'erne.

Figur 2.8 *fCt*-relationens forklaringsevne



3. De strukturelle parametre

De strukturelle parametre i DLU kan bestemmes som funktioner af de estimerede parametre. De er givet på følgende måde:

$$\beta_i = \frac{K_{i2} - K_{i3}}{1 + K_{i1}} \tag{3.1}$$

$$\delta_i = \frac{2(K_{i2} + K_{i3})}{K_{i2} - K_{i3}} \tag{3.2}$$

$$\alpha_i = \delta_i - \frac{2(1 - K_{i1})}{1 + K_{i1}} \tag{3.3}$$

$$\varepsilon_i = \frac{K_{i4} - K_{i5}}{1 + K_{i1}} \tag{3.4}$$

$$\theta_{it} = \frac{K_{i0}(K_{i2} - K_{i3})}{(1 + K_{i1})(K_{i2} + K_{i3})} + \varepsilon_i \cdot f_{it} \tag{3.5}$$

$$\mu_{it} = x_{it} - \frac{\beta_i}{L_t \cdot p_{it}} \tag{3.6}$$

I ovenstående formler sættes K_{i4} og K_{i5} til nul i de relationer, hvor der ingen ekstra forklarende variabel er.

Tabel 3.1. Strukturelle parametre i DLU ved reestimationen

Forbrugskomponent	β_i	δ_i	α_i	ε_i	θ_{it}	μ_{it}
Fødevarer	0.03	0.96	0.48	-	2.24	5.90
Nydelsesmidler	0.03	0.01	0.00	-0.18	6.13	1.81
Øvrige ikke-varige varer	0.07	0.54	0.22	-	0.37	2.64
Brændsel	0.01	0.48	0.39	0.004	0.21	2.39
Transport	0.05	0.97	0.66	-	-0.38	3.09
Varige varer	0.08	0.06	0.01	0.26	0.03	0.26
Tjenester	0.05	0.49	0.44	-	-0.67	6.89
Turistrejser	0.02	1.48	0.87	0.21	1.05	1.66

Anm. Tallene for θ_{it} og μ_{it} er for året 1992

Tabel 3.2. Strukturelle parametre i DLU ved den gamle estimation

Forbrugskomponent	β_i	δ_i	α_i	ε_i	θ_{it}	μ_{it}
Fødevarer	0.01	1.88	1.41	-	1.17	6.50
Nydelsesmidler	0.02	0.13	0.11	-0.30	-1.61	2.11
Øvrige ikke-varige varer	0.05	1.32	0.83	-	0.33	3.81
Brændsel	0.01	0.75	0.63	0.004	0.21	2.47
Transport	0.03	1.82	1.50	-	-0.15	4.09
Varige varer	0.05	0.41	0.31	-5.14	-0.56	1.78
Tjenester	0.03	0.58	0.53	-	-0.08	7.52
Turistrejser	0.01	1.87	1.51	0.16	0.95	2.12

Anm. Tallene for θ_{it} og μ_{it} er for året 1992

Det ses at β_i'erne er steget i forhold til den gamle estimation, afskrivningsraterne, δ_i'erne, og beholdningens effekt på minimumsforbrugene, α_i'erne, er alle blevet mindre. Eventuelle ekstra forklarende variablers direkte effekt på minimumsforbrugene, ε_i'erne, er blevet større, dvs. i relationerne for forbrug af nydelsesmidler og forbrug af varige varer, hvor parametrene før var negative, er effekten af den ekstra variabel numerisk set blevet mindre. Den ikke-beholdningsafhængige del af minimumsforbrugene, θ_{it}'erne, er i alle relationer blevet numerisk større.
Minimumsforbrugene er jvf. appendix B formel (B.1) blevet mindre, det skyldes både, at β_i'erne er blevet større, og at størrelsen L_t er blevet mindre, jvf. figur 1 i bilag 2.

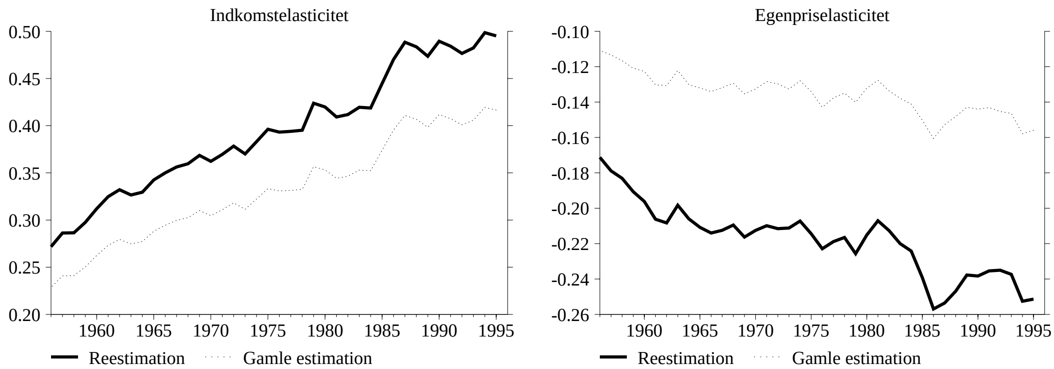
Udfra de strukturelle parametre kan man beregne indkomst- og egenpriselasticiteter ved følgende formler:

$$e_i = \frac{\beta_i}{\sum_j \beta_j} \cdot \frac{y}{p_i \cdot x_i} \tag{3.7}$$

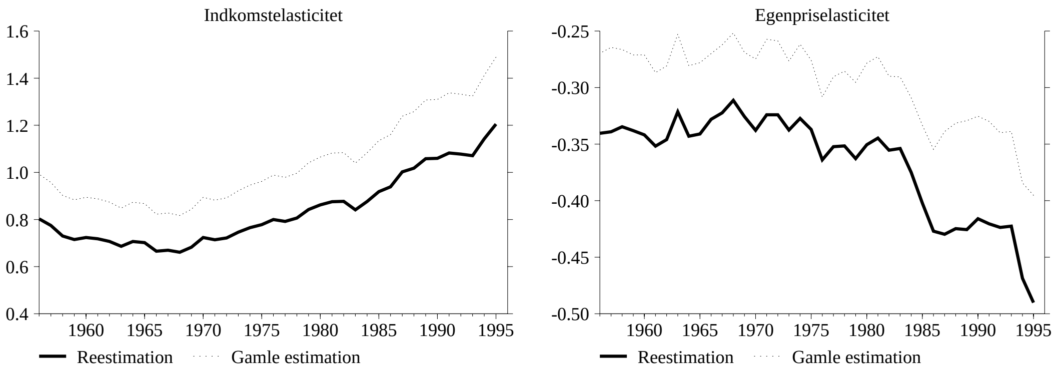
$$e_{ii} = -1 + \left(1 - \frac{\beta_i}{\sum_j \beta_j}\right) \cdot \frac{\mu_i}{x_i} \tag{3.8}$$

Figurene på næste side viser disse størrelser, både dem man får med tallene fra den nye estimation, og dem man ville få, hvis man brugte talllene fra den gamle estimation.

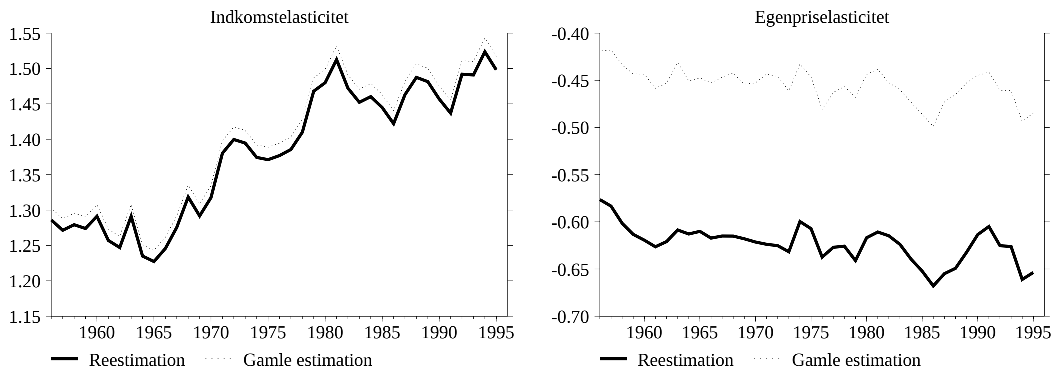
Fødevarer



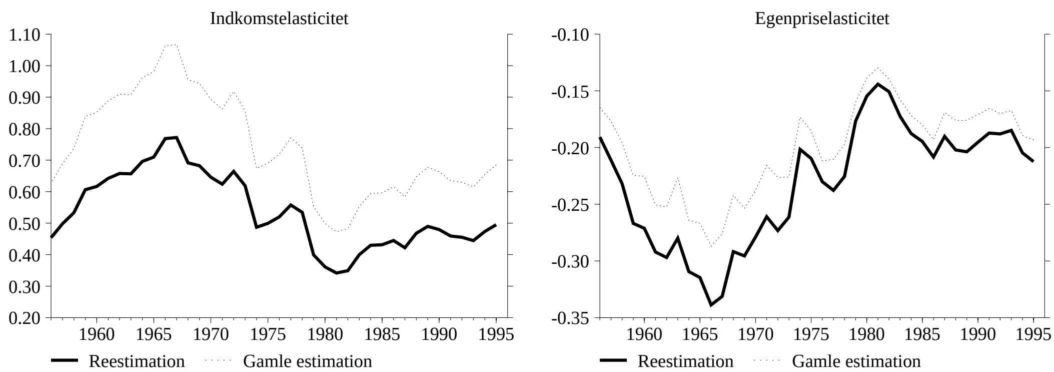
Nydelsesmidler



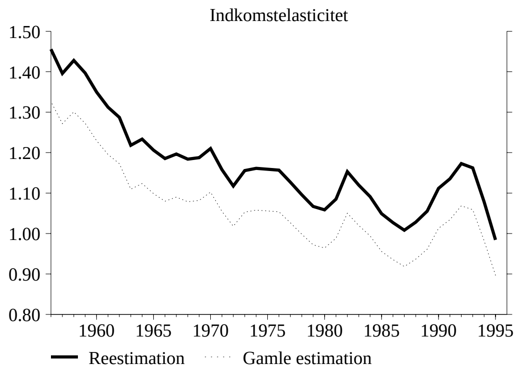
Øvrige ikke-varige varer

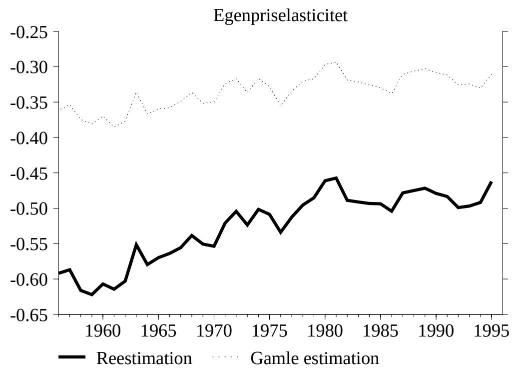


Brændsel

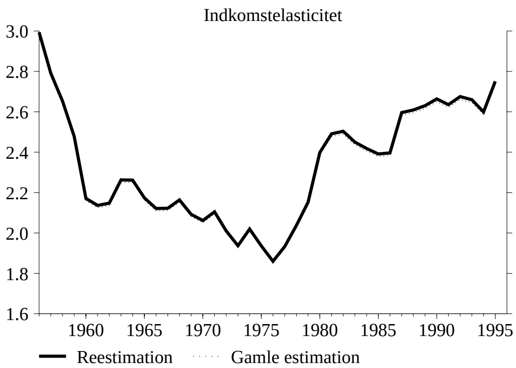


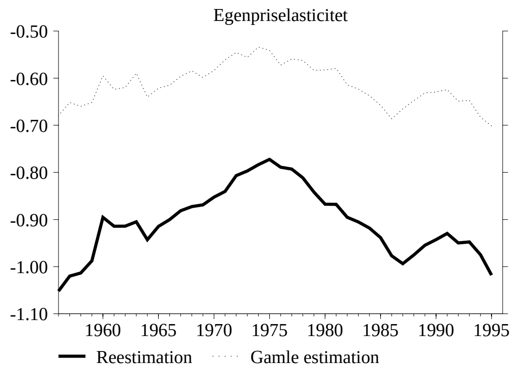
Transport



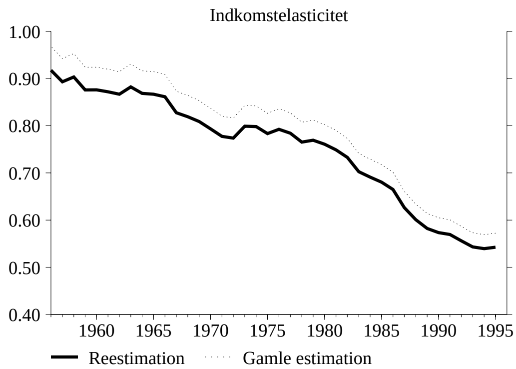


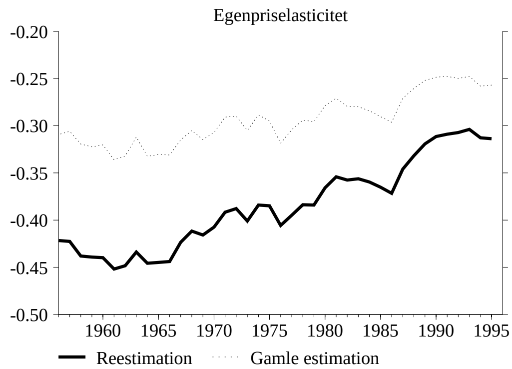
Varige varer



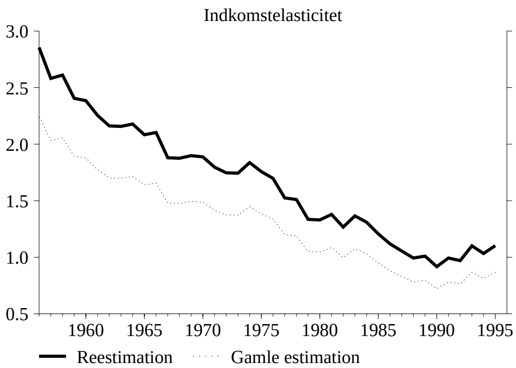


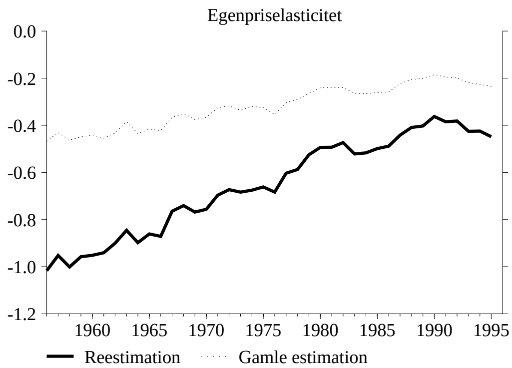
Tjenester





Turistrejser





Det bemærkes, at indkomstelasticiteterne fra de to estimationer er proportionale jvf. formel (3.7), og det er derfor ikke overraskende, at graferne for indkomstelasticiteterne med udgangspunkt i de to forskellige estimationer følges fuldstændigt ad. Dog er der en forskel i niveauet.
Egenpriselasticiteterne i reestimationen er for alle komponenterne numerisk større end dem fra den gamle estimation, se appendix B.

4. Langsigtsegenskaber i DLU

I en langsigtsligevægt kan minimumsforbruget opskrives som en funktion af de strukturelle parametre defineret i (3.1)-(3.5), nemlig som:

$$\mu_{it}^{0} = \frac{\delta_i \cdot \theta_{it}}{\delta_i - \alpha_i} - \left[\frac{\alpha_i \cdot \varepsilon_i}{\delta_i - \alpha_i} \cdot f_{it} \right] \qquad \textbf{(4.1)}$$

hvor de kantede parenteser kun skal medtages i de tilfælde, hvor der indgår en ekstra forklarende variabel f_{it} , som *ikke* påvirker beholdningsopbyningen, dvs. i relationerne for forbrug af nydelsesmidler, brændsel og turistrejser.
Det viser sig, at værdien af disse minimumsforbrug overstiger det samlede budget, og altså giver en langsigtsligevægt slet ikke mening, da man må antage, at dette ikke er tilfældet. Det viser sig, at det er i relationen for nydelsesmidler det går galt, hvad følgende tabel viser:

Tabel 4.1. Langsigtsminimumsforbrugene

	Minimumsforbrug	
Forbrugskomponent	Reestimationen	Den gamle estimation
Fødevarer	4.54	4.66
Nydelsesmidler	79.81	0.44
Øvrige ikke-varige varer	0.63	0.90
Brændsel	0.21	0.21
Transport	-1.20	-0.86
Varige varer	0.03	-2.32
Tjenester	-7.60	-0.82
Turistrejser	0.57	0.40
Samlede værdi af minimumsforbrugene, $\Sigma p_i \cdot \mu_i$	123.16	4.46
Samlede budget	67.29	67.29

Anm. Tallene er for året 1992

Selvom relationen for nydelsesmidler umiddelbart ser ud til at opføre sig pænt, viser det sig altså, at den på lang sigt giver anledning til et minimumsforbrug, der overstiger budgettet. I forhold til den gamle estimation, kan man jvf. tabellerne 3.1 og 3.2 se, at den ikke-beholdningsafhængige del af minimumsforbruget af nydelsesmidler, θ_{nt} , er steget og oven i købet vendt fra at være negativ til at være til at være positiv. Samtidigt er afskrivningsraten for beholdningen af nydelsesmidler, δ_n , blevet noget mindre , og alt i alt giver dette en voldsom effekt på det langsigtede minimumsforbrug. Det skyldes, at koefficienterne *K2N* og *K3N*, som har modst fortegn, numerisk set er næsten lig hinanden i reestimationen, og summen af disse to parametre står i nævneren i udtrykket for θ_{nt} jvf. (3.2) og i tælleren i udtrykket for δ_n jvf. (3.5)

En reestimation giver altså store problemer med langsigtegenskaberne i DLU. Der er flere måder at komme videre på:

- Det har vist sig, at relationerne, hvor variablen *NPF* indgår, giver anledning til problemer, og relationen for nydelsesmidler gør direkte, at systemet ikke har en langsigtsligevægt. Man kan sætte spørgsmålstegn ved, om det er rimeligt at antage den eksponentielle vækst i grænsehandlens størrelse, jvf. figur 1 bilag 1. Klart nok er der en vækst, men den burde nok snarere være logistisk, så væksten i stedet for at eksplodere "bøjer af".

- Som nævnt i indledningen kunne man prøve at estimere alle relationer med et konstantled. Fordi det engang viste sig at være insignifikant i visse relationer behøver det ikke være det med den forlængede estimationsperiode. Egentligt er der vel ingen grund til at tro, at man som udgangspunkt ikke vil have konstantled i visse af relationerne.
  At undlade konstantleddet svarer jo til, jvf. (3.5), at antage at den ikke-beholdningsafhængige del af minimumsforbruget, θ_{it} , ikke har en konstantdel, men er proportional med den ekstra forklarende variabel.

- Man kunne estimere alle 8 relationer på en gang ved en SUR-estimation, en stillingtagen til hvilken statistisk model man vælger.

Appendix A

Maksimering af nyttefunktionen givet i (1.1) under bibetingelsen:

$$y_t = \sum_i x_{it} \cdot p_{it} \tag{A.1}$$

giver anledning til følgende 1. ordensbetingelser for det tilhørende Lagrangeproblem:

$$\beta_i = L_t \cdot p_{it}(x_{it} - \mu_{it}) \tag{A.2}$$

Disse betingelser er tilstrækkelige for en løsning til problemet, da objektfunktionen er konkav og bibetingelsen lineær i x_{it}'erne. (A.2) giver følgende udtryk for x_{it} med indsættelse af formlerne (1.2):

$$x_{it} = \beta_i \frac{1}{L_t \cdot p_{it}} + \mu_{it} = \beta_i \frac{1}{L_t \cdot p_{it}} + \bar{\theta}_i + \varepsilon_i \cdot f_{it} + \alpha_i \cdot \tfrac{1}{2}(s_{it} + s_{it-1}) \tag{A.3}$$

Ved at summere over i i (A.2) og indsætte (A.1) fås:

$$\sum_i \beta_i = L_t \cdot \sum_i p_{it}(x_{it} - \mu_{it}) = L_t \cdot (y_t - \sum_i p_{it} \cdot \mu_{it}) \tag{A.4}$$

Man kan så eliminere L_t og indsætte det fundne udtryk i (A.3), som bliver:

$$x_{it} = \mu_{it} + \frac{\beta_i}{\sum_j \beta_j} \frac{(y_t - \sum_j p_{jt} \cdot \mu_{jt})}{p_{it}} \tag{A.5}$$

Udtrykket for x_{it} i (A.5) er umiddelbart på estimerbar form, idet der via μ_{it}'erne indgår de ikke observerbare størrelser s_{it}'erne. Det viser sig dog, at det er muligt at eliminere disse størrelser og få et udtryk for x_{it}, hvor de ikke indgår. Af (1.2) fås:

$$2(\mu_{it} - \mu_{it-1}) = 2\varepsilon_i(f_{it} - f_{it-1}) + \alpha_i(s_{it} + s_{it-1} - s_{it-1} - s_{it-2}) \tag{A.6}$$

Indsættelse af (1.3) giver:

$$\begin{aligned} 2(\mu_{it} - \mu_{it-1}) &= 2\varepsilon_i(f_{it} - f_{it-1}) + \alpha_i(x_{it} + x_{it-1}) - [\alpha_i \varepsilon_i(f_{it} + f_{it-1})] \\ &\quad - \alpha_i \delta_i \tfrac{1}{2}(s_{it} + s_{it-1} + s_{it-1} + s_{it-2}) \end{aligned} \tag{A.7}$$

Det sidste led i ovenstående formels højreside kan omskrives ved hjælp af følgende, som fås af formel (A.3):

$$-\delta_i \alpha_i \tfrac{1}{2}(s_{it} + s_{it-1}) = \delta_i \bar{\theta}_i + \delta_i \beta_i \frac{1}{L_t \cdot p_{it}} + \delta_i \varepsilon_i \cdot f_{it} - \delta_i \cdot x_{it} \tag{A.8}$$

Vi regner nu på følgende udtryk:

$$
\begin{aligned}
2(x_{it}-x_{it-1}) &= 2(\mu_{it}-\mu_{it-1}) + 2\beta_i\left(\frac{1}{L_t\cdot p_{it}}-\frac{1}{L_{t-1}\cdot p_{it-1}}\right)\\
&= 2\varepsilon_i(f_{it}-f_{it-1}) + \alpha_i(x_{it}+x_{it-1}) - [\alpha_i\varepsilon_i(f_{it}+f_{it-1})]\\
&\quad + 2\delta_i\bar{\theta}_i + \delta_i\beta_i\left(\frac{1}{L_t\cdot p_{it}}+\frac{1}{L_{t-1}\cdot p_{it-1}}\right)\\
&\quad + \delta_i\varepsilon_i(f_{it}+f_{it-1}) - \delta_i(x_{it}+x_{it-1})\\
&\quad + 2\beta_i\left(\frac{1}{L_t\cdot p_{it}}-\frac{1}{L_{t-1}\cdot p_{it-1}}\right)
\end{aligned}
\tag{A.9}
$$

Ved omordning af leddene fås følgende udtryk:

$$
\begin{aligned}
x_{it} &= \frac{2\delta_i\bar{\theta}_i}{2-\alpha_i+\delta_i} + \frac{2+\alpha_i-\delta_i}{2-\alpha_i+\delta_i}\cdot x_{it-1}\\
&\quad + \frac{\beta_i(\delta_i+2)}{2-\alpha_i+\delta_i}\cdot\frac{1}{L_t\cdot p_{it}} + \frac{\beta_i(\delta_i-2)}{2-\alpha_i+\delta_i}\cdot\frac{1}{L_{t-1}\cdot p_{it-1}}\\
&\quad + \frac{\varepsilon_i(\delta_i+2-[\alpha_i])}{2-\alpha_i+\delta_i}\cdot f_{it} + \frac{\varepsilon_i(\delta_i-2-[\alpha_i])}{2-\alpha_i+\delta_i}\cdot f_{it-1}
\end{aligned}
\tag{A.10}
$$

Som vi skriver på formen:

$$
\begin{aligned}
x_{it} &= K_{i0} + K_{i1}\cdot x_{it-1} + K_{i2}\cdot\frac{1}{L_t\cdot p_{it}} + K_{i3}\cdot\frac{1}{L_{t-1}\cdot p_{it-1}}\\
&\quad + K_{i4}\cdot f_{it} + K_{i5}\cdot f_{it-1}
\end{aligned}
\tag{A.11}
$$

Med passende definition af K_{ij}'erne.
Ved at gange udtrykket i (A.11) med p_{it}, summere over i og indsætte betingelse (A.1) fås følgende udtryk for L_t:

$$
L_t = \frac{\sum_i K_{i2}}{y_t - \sum_i p_{it}\left(K_{i0} + K_{i1}\cdot x_{it-1} + \frac{1}{L_{t-1}}\cdot\frac{K_{i3}}{p_{it-1}} + K_{i4}\cdot f_{it} + K_{i5}\cdot f_{it-1}\right)}
$$

Udtrykket i (A.11) og ovenstående giver, at systemet kan estimeres ved ikke-lineær estimation, og man kan løse ligningssytemet for K_{i0} ,..,K_{i5} og finde de strukturelle parametre, som er givet i (3.1)-(3.5).

Appendix B

Totaldifferentiering af udtrykket for μ_i giver:

$$d\mu_i \;=\; -d\beta_i \;+\; \frac{\beta_i}{L^2 \cdot p_i} \cdot dL \tag{B.1}$$

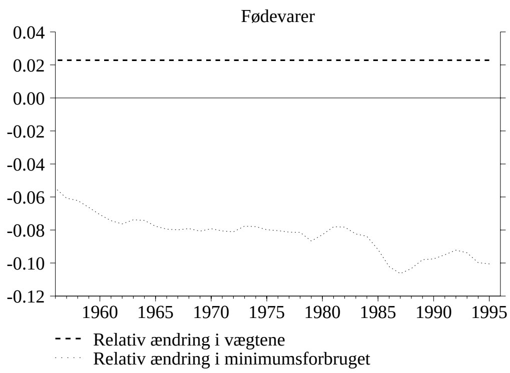
Totaldiffenrentiering af udtrykket for e_{ii} giver:

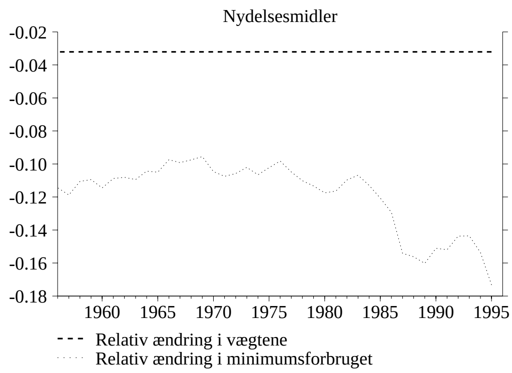
$$\mathrm{d}e_{ii} \;=\; \mathrm{d}\left(1 - \frac{\beta_i}{\sum_j \beta_j}\right)\frac{\mu_i}{x_i} \;+\; \left(1 - \frac{\beta_i}{\sum_j \beta_j}\right)\frac{\mathrm{d}\mu_i}{x_i} \tag{B.2}$$

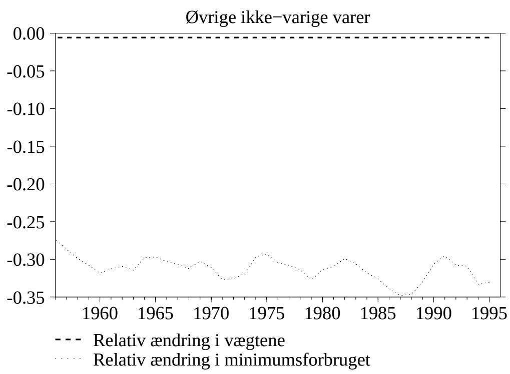
Det er ikke muligt umiddelbart at bestemme fortegnet på denne størrelse, men man kan dog se, at data giver at de_{ii}<0, idet der gælder:

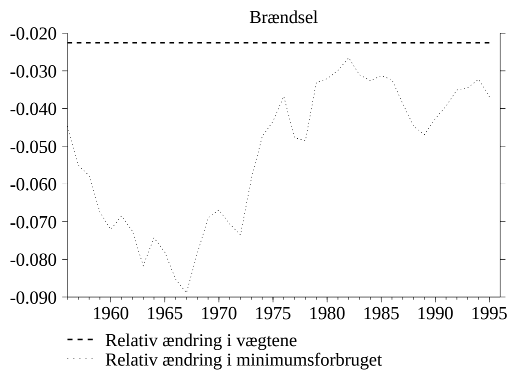
$$\frac{\mathrm{d}\,\mu_i}{\mu_i} \;<\; \frac{-\mathrm{d}\,\tilde{\beta}_i}{\tilde{\beta}_i}\;, \qquad \tilde{\beta}_i \;=\; 1 \;-\; \frac{\beta_i}{\sum_j \beta_j} \tag{B.3}$$

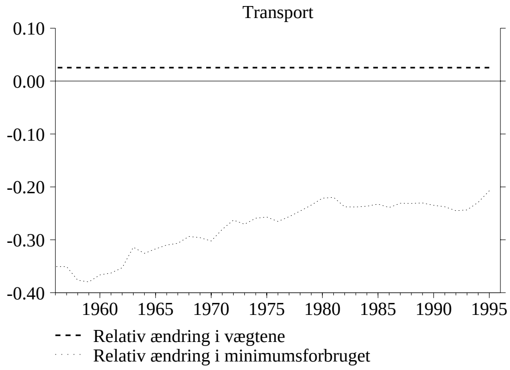
Altså at den relative ændring i minimumsforbrugene er mindre end den relative ændring i $\tilde{\beta}_i$'erne. Følgende figurer vil vise dette.

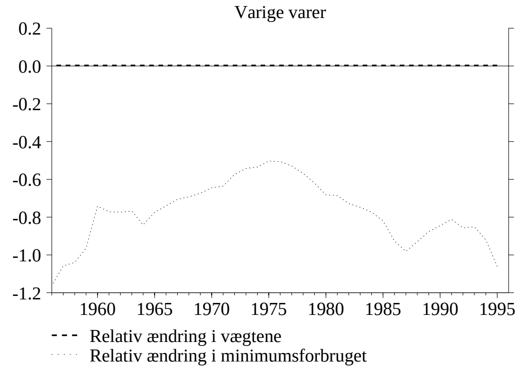


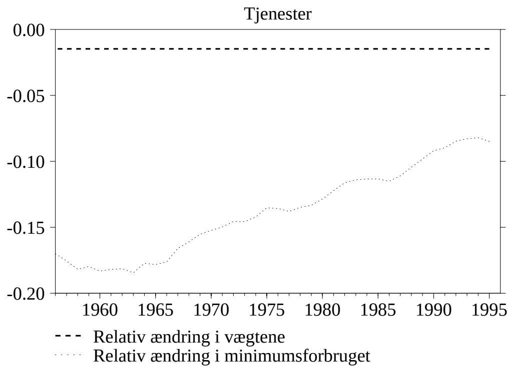


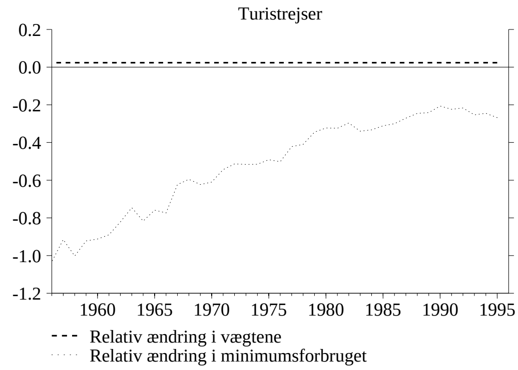





Transport
0.10
0.00
-0.10
-0.20
-0.30
-0.40
1960 1965 1970 1975 1980 1985 1990 1995
Relativ ændring i vægtene
Relativ ændring i minimumsforbruget


Varige varer
0.2
0.0
-0.2
-0.4
-0.6
-0.8
-1.0
-1.2
1960 1965 1970 1975 1980 1985 1990 1995
Relativ ændring i vægtene
Relativ ændring i minimumsforbruget


Tjenester
0.00
-0.05
-0.10
-0.15
-0.20
1960 1965 1970 1975 1980 1985 1990 1995
Relativ ændring i vægtene
Relativ ændring i minimumsforbruget


Turistrejser
0.2
0.0
-0.2
-0.4
-0.6
-0.8
-1.0
-1.2
1960 1965 1970 1975 1980 1985 1990 1995
Relativ ændring i vægtene
Relativ ændring i minimumsforbruget

Bilag 1

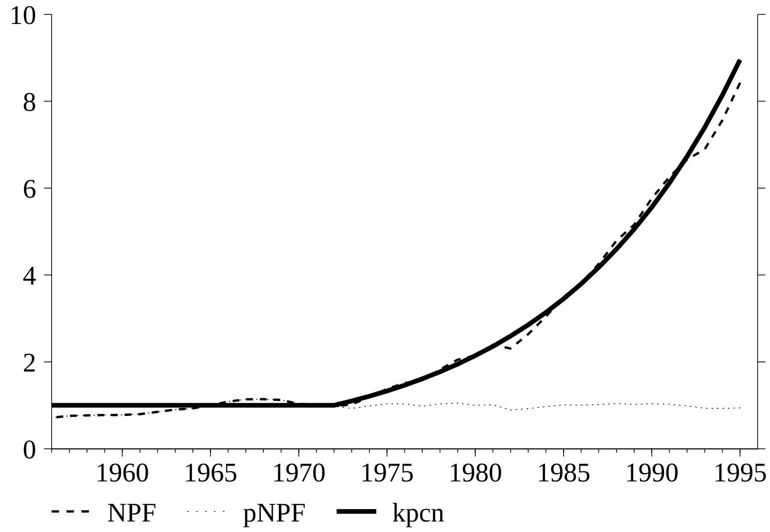
Det viser sig, at variablen *NPF* vokser eksplosivt, grundet variablen *kpcn* som er en eksponentiel funktion af tiden. *kpcn* er defineret som på følgende måde:

$$kpcn = 1 \vee 1.1^{t-1972}$$

Vi definerer:

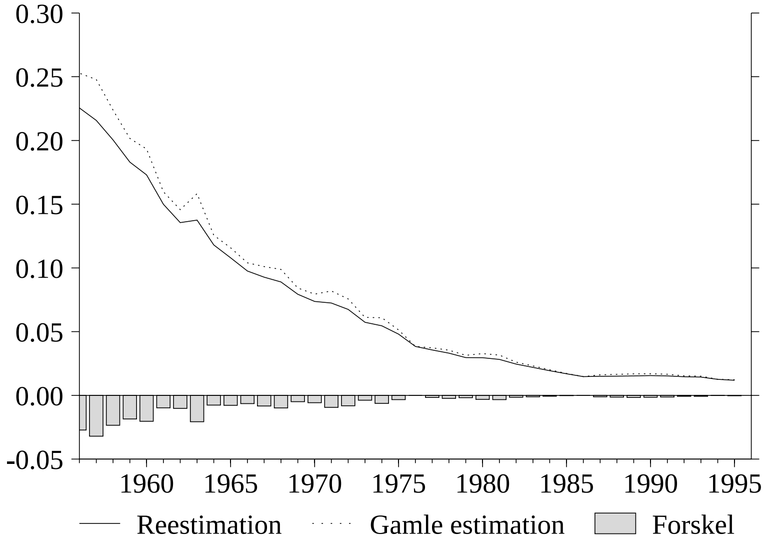
$$pNPF = \frac{pcn}{pcnt \cdot \frac{ewdm}{310.525}}$$

Figur 1 Udtryk for grænsehandlens størrelse



Bilag 2

Figur 1 Grænsenytten, L_t , i de to estimationer



Figur 2 $1/L_t$ i forhold til y_t i reestimationen