

Estimation af det nye forbrugssystem

Resumé:

I dette papir gennemgås estimationsresultater fra det nye forbrugssystem. Udgangspunktet for estimationerne er et nestet effektivitetsudvidet CES forbrugssystem, hvor de relative forbrug bliver estimeret. Der er dog flere varianter. Dels kan forskellige prisindeks benyttes. Det vises, at det ikke gør den store forskel om der benyttes et Törnqvist eller Paasche prisindeks. Estimationen kan være præget af simultanitetsskævheder, hvorfor systemet også IV-estimeres. Resultatet er, at OLS estimererne ikke er signifikant forskellige fra IV-estimererne. Så umiddelbart ser det ud til, at systemet kan estimeres med OLS ved at benytte simple Paasche prisindeks, hvilket er det simpleste. Dog skal den funktionelle form for effektivitetsindekset undersøges nærmere.

GRH10807

Nøgleord: Forbrugssystem, estimation, nestet CES, effektivitetsindeks, prisindeks, IV-estimation, Törnqvist, Paasche

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. Indledning

Dette papir gennemgår estimationsresultater for det nye forbrugssystem beskrevet i GRH10507, GRH06807 og GRH22807. Benchmark er at estimere de relative forbrugskomponenter med Paascheprisindeks. Estimationsresultater og elasticiteter for dette benchmark sammenlignes med modeller, hvor der i stedet benyttes et Törnqvist prisindeks, og med modeller hvor de absolutte forbrug modelleres. Resultaterne adskiller sig nok hovedsagligt ved, at det har været nødvendigt at sætte skrappe parameterrestriktioner på indkomstelasticiteterne til de relative forbrug. En løsning på dette problem kan være at ændre effektivitetstrendernes funktionelle form fra log-lineær til noget andet.

For at ride banen lidt op gives et overblik over den overordnede struktur i afsnit 2. I afsnit 3 diskuteres baggrunden for at prøve at inkludere flere forskellige prisindeks og hvilke praktiske/teoretiske fordele, der er ved de forskellige indeks. Estimationsresultater for modeller for det relative forbrug med henholdsvis Paasche- og Törnqvistprisindeks gennemgås i afsnit 4. Systemet er også blevet estimeret ved hjælp af IV-estimation, hvilket bliver beskrevet i afsnit 5. Den endelige beskrivelse af estimationsresultaterne kommer i afsnit 6, hvor de forskellige parameterrestriktioner også beskrives. I afsnit 7 sammenlignes indkomstelasticiteterne for de forskellige modeller. Forslag til forbedringer og nye projekter gennemgås kort i afsnit 8, inden der til slut i afsnit 9 kommer en konklusion.

2. Overordnet om strukturen i det nye forbrugssystem

Skitsen til det nye forbrugssystem er gennemgået i GRH10507. Kort fortalt er planen først at bestemme det overordnede private forbrug, C_p , på baggrund af indkomst og formue. Herefter deles det private forbrug op i boliger, Ch , og forbrug eksklusivt boliger, C_{puxh} . Denne del af forbrugssystemet følger i hovedtræk, men ikke præcis samme skematiske gennemgang som det resterende forbrug og er beskrevet i GRH06807.

Forbruget eksklusivt boliger deles ud på transport, C_{gb} , og andet forbrug, C_{etsfv} , ved hjælp af en effektivitetsudvidet CES-nyttfunktion. Valg af den funktionelle form for effektivitetsindekset er gennemgået i GRH22807. Transportdelen bliver delt ud på forbrug af benzin, C_g , og ydelse til biler, C_{bu} , også ved hjælp af en effektivitetsudvidet CES-delnyttfunktion. På tilsvarende måde deles det andet forbrug ud på brændsel, C_e , og restforbrug, C_{tsfv} . Restforbruget deles ud på overordnede serviceydelser, C_{ts} , og andre forbrugsvarer, C_{fv} . Overordnede serviceydelser deles op på serviceydelser, C_s , og turistrejser, C_t , mens andre forbrugsvarer deles op på fødevarer, C_f , og resterende forbrugsvarer, C_v . Strukturen er vist i tabel 1.

Tabel 1. Forslag til nestningsstruktur fra GRH06807

Cp						Ch
Cpuxh					Ce	
Cetsfv			Cgb			
Ctsfv			Cg	Cbu		
Cfv		Cts				
Cv	Cf	Cs	Ct			

For alle forbrugsgrupper sker udsplitningen på samme måde som for biler og benzin. Altså alene på baggrund af priser og budgettet til de to varer. Der er dog to undtagelser. Antallet af graddage er i høj grad med til at bestemme forbruget af brændsel, og i transportrelationen er der en logistisk trend. Endvidere er der et par dummyer i nogle relationer blandt andet for biler i 1994 for at afspejle en skrotningspræmie. Bortset fra disse undtagelser er opbygningen fuldstændig identisk.

3. Valg af prisindeks

Umiddelbart er der flere mulige prisindeks at vælge imellem. De tre oplagte er effektivitetskorrigeret CES-prisindeks, Törnqvist-prisindeks og Paasche-kædeprisindeks. Det effektivitetskorrigerede CES-prisindeks er givet ved:

$$P_{CES} = \frac{C}{\bar{U}} = \left(\theta^\sigma \left(\frac{p_1}{e_1(\bar{U})} \right)^{-(\sigma-1)} + (1-\theta)^\sigma \left(\frac{p_2}{e_2(\bar{U})} \right)^{-(\sigma-1)} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (2.1)$$

Fordelen ved at benytte dette prisindeks er, at det i ligevægt er det korrekte prisindeks. Den store ulempe er, at priserne afhænger af forbruget, hvilket giver endogene priser, og så kan systemet ikke estimeres ved OLS. Thomas Thomsen er i gang med at færdiggøre et papir, hvor han estimerer ikke-lineært ved simultant at få bestemt forbrug og priser. En anden ulempe er, at der er indført ad hoc kortsigtsdynamik, så priserne ikke længere er CES-priser på kort sigt. Hermed virker det endnu mere absurd at skulle benytte dette, når der skal estimeres.

Törnqvistprisindekset er givet ved:

$$P_t^{Törn} = P_{t-1}^{Törn} \left(\frac{p_{1,t}}{p_{1,t-1}} \right)^{\frac{1}{2}(s_{1,t-1}+s_{1,t})} \left(\frac{p_{2,t}}{p_{2,t-1}} \right)^{\frac{1}{2}(s_{2,t-1}+s_{2,t})} \quad (2.2)$$

hvor $s_{i,t} = \frac{p_{i,t}x_{i,t}}{p_{1,t}x_{1,t}+p_{2,t}x_{2,t}}$ for $i=1,2$. En fordel ved dette prisindeks er, at prisen kan fastsættes på baggrund af observerede mængder, da den ikke afhænger af estimerede parametre og hermed kan betragtes som eksogen under selve estimationen. Der vil være simultanitet og hermed en simultanitetsbias, men den burde være meget begrænset. Det måske bedste argument for at benytte Törnqvistprisindekset er, at det er et superlativt prisindeks og dermed er en god approksimation til et vilkårligt prisindeks. Konsekvensen er, at det udenfor den langsigtede ligevægt meget vel kan være en bedre approksimation til det korrekte prisindeks end CES-prisindekset.

Paaschekædeprisindekset er givet ved:

$$P_t^{LQ} = P_{t-1}^{LQ} \frac{C_t}{p_{1,t-1}x_{1,t} + p_{2,t-1}x_{2,t}} \quad (2.3)$$

Dette prisindeks minder rigtigt meget om Törnqvistprisindekset, og har mange af de samme fordele. Ulempen er, at det ikke er helt så fleksibelt, mens fordelene er, at det er det officielle Nationalregnskabs prisindeks og benyttes overalt i modellen i forvejen. Hermed vil det være mere strømlinet at benytte dette prisindeks.

4. Estimationsresultater for Törnqvist- og Paaschesprisindekser

Forbrugssystemet er blevet estimeret ved brug af både Törnqvist- og Paaschekædeprisindeks. Estimation af ikke lineære modeller med effektivitetsudvidede CES-prisindeks er overladt til Thomsen.

Det er besluttet at forsøge sig med at estimere de relative forbrugskomponenter. Altså strukturen fra GRH22807, hvor ligningerne efterfølgende opskrives i PCIM via metoden beskrevet i dette papirs afsnit 4. Ligningerne er estimeret ved OLS. Hermed kan parametrene være skæve på grund af simultaneitetsbias. Det er forsøgt også at estimere relationerne ved IV-estimation. Foreløbigt ser det ud til at det ikke ændrer meget ved parameterestimererne, men til gengæld øger standardafvigelse, hvorfor det umiddelbart ser ud til, at vi beholder OLS-estimererne. Mere om dette i et senere papir.

Først estimeres udsplit mellem biler og benzin. Her betragtes priserne som mikropriser og resultaterne for Törnqvist og Paasche bliver derfor næsten identiske. Eneste forskel er påvirkningen fra $fCgbu$ som påvirkes af prisindekset. Omkring år 2000 er $pcgbu$ stort set ens for Paasche og Törnqvist kædeindeks, men tilbage i tid overvurderer Paasche kædeprisindekset mere og mere og i 1972 er det 1 procent højere. Dette er en beskedent forskel, men nok til at give lidt forskellige parameterestimerer. Dog må konklusionen være, at det for udsplit mellem mikrovarer ikke betyder stort, hvilket prisindeks der benyttes. For aggregater er der en lidt større forskel, men også her ligger estimererne meget tæt.

Tabel 4.1. Estimerede relationer uden parameterrestriktioner

Variabel	dlog($fCg/fCbu$)		dlog($fCgbulfCetsfv$)	
	Törnqvist	Paasche	Törnqvist	Paasche
ϕ_p dlog($pc1/pc2$)	-0.088 (0.056)	-0.089 (0.056)	-0.137* (0.075)	-0.134* (0.073)
ϕ_Y dlog($fC12/U$)	0.684*** (0.223)	0.687*** (0.224)	-0.238* (0.126)	-0.239* (0.124)
ϕ_D $dD94$	-0.011 (0.026)	-0.011 (0.026)	-0.036** (0.015)	-0.035** (0.015)
γ -ECM	0.243*** (0.078)	0.244*** (0.078)	0.654*** (0.108)	0.668*** (0.106)
α_0 Konstant	-0.018 (0.340)	-0.030 (0.337)	-4.554*** (0.384)	-4.595*** (0.357)
σ -log($pc1/pc2$)	0.573*** (0.113)	0.572*** (0.114)	0.381*** (0.121)	0.375*** (0.112)
α_Y log($fC12/U$)	-0.352** (0.142)	-0.347*** (0.141)	0.022 (0.075)	0.020 (0.069)
α_D $D94$	-0.087 (0.158)	-0.085 (0.158)	-0.057 (0.035)	-0.056 (0.033)
α_T <i>Logistisk trend</i>	0 (-)	0 (-)	2.363*** (0.688)	2.411*** (0.635)
R^2	0.70	0.70	0.77	0.78
logL	85.77	85.77	107.32	108.18

* Signifikant på 10% niveau, ** signifikant på 5% niveau, *** signifikant på 1 % niveau.

Tabel 4.1 viser de urestrikerede parameterestimater for relationerne for benzin og transport estimeret henholdsvis på baggrund af et Törnqvist og et Paasche prisindeks. Ifølge parameterestimaterne og forklaringsgraden er der ingen grund til at vælge det mere besværlige Törnqvistindeks for biler og benzin. Dog kan det være, at egenskaberne ved simulation bliver påvirket yderligere end ved blot forskellige estimater, så sammenligningen stopper ikke her. Billedet er ikke unikt for benzin og transport. Der er stort set ikke forskel på elasticiteterne estimeret ved Paasche og Törnqvist for nogle af forbrugsgrupperne overhovedet.

5. Simultanitetsskævheder og IV-estimation

Simultanitetsskævheder opstår, når en eller flere af de forklarende variabler bliver bestemt simultant med og påvirkes af den forklarede variabel. Tag igen benzinforbruget som eksempel. Indsættes langsigtssrelationen i kortsigtssrelationen og omskrives lidt fås:

$$\begin{aligned}
\log\left(\frac{fCg}{fCbu}\right) &= \phi_{p,cg} \log\left(\frac{pcg}{pcb u}\right) + \phi_{y,cg} \log\left(\frac{fCgbu}{U}\right) \\
&+ (1 - \gamma_{cg}) \log\left(\frac{fCg_{-1}}{fCbu_{-1}}\right) + \gamma_{cg} \alpha_{cg} \\
&- (\gamma_{cg} \sigma_{cg} + \phi_{p,cg}) \log\left(\frac{pcg_{-1}}{pcgbu_{-1}}\right) \\
&+ (\gamma_{cg} \alpha_{y,cg} - \phi_{y,cg}) \log\left(\frac{fCgbu_{-1}}{U_{-1}}\right)
\end{aligned} \tag{2.4}$$

Her ses igen bort fra dummyen i 1994, som også er strengt eksogen. Alle leddene med laggede variabler er strengt eksogene og kan ikke påvirkes af fCg . Befolkningen U er også strengt eksogen. Prisen pcg og $pcb u$ tages som eksogene, men $fCgbu$ er bestemt på baggrund af $pcg(-1)$, $pcb u(-1)$, pcg , $pcb u$, $fCbu(-1)$, $fCg(-1)$, $fCbu$ og fCg . Altså kan der opstå skævheder i estimationen, og de vil på grund af korrelationer mellem de forklarende variabler ikke kun omfatte kortsigtsparametrene, men også de langsigtede.

Dette er dog ikke et uløseligt problem, idet alle ikke sammensatte priser kan benyttes som instrumenter. For det nederste nest er de relative priser eksogene, men for nests højere oppe er det endnu vigtigere, at benytte de underliggende priser som instrumenter. Som yderligere instrumenter kan enten vælges indkomsten og formuen, da disse er korreleret med det samlede forbrug og hermed $fCgbu$. Der kan argumenteres for, at forbruget af benzin påvirker indkomsten, men denne sammenhæng må være begrænset i forhold til sammenhængen mellem $fCgb$ og fCg .

Benzinforbruget og transportforbruget er estimeret henholdsvis ved hjælp af OLS og IV. Resultaterne adskiller sig ikke markant og er vist i tabel 5.1. Der er dog mindre forskelle og IV-estimererne burde give mere middelrette estimater. Til gengæld er der ikke andre steder benyttet IV til estimation, og det er nemmere at fortsætte med at estimere med OLS. Endvidere er det almindelig praksis indenfor modelbranchen at benytte almindelig enkelt-lignings ikke-instrument estimation – jf. Bachman et al (1998). Når estimationsresultaterne ligger så tæt på hinanden, kunne man argumentere for blot at benytte OLS estimererne. Samtidig har IV-estimererne som forventet større standardafvigelse.

Tabel 5.1. Estimerede relationer uden parameterrestriktioner

Variabel	log($fCg/fCbu$)		log($fCgbulfCetsfv$)	
	OLS	IV	OLS	IV
Prisindeks				
ϕ_p log($pc1/pc2$)	-0.089 (0.056)	-0.103* (0.061)	-0.134* (0.073)	-0.168* (0.086)
ϕ_Y log($fC12/U$)	0.687*** (0.224)	0.652*** (0.256)	-0.239* (0.124)	-0.336* (0.172)
ϕ_D $dD94$	-0.011 (0.026)	-0.049 (0.050)	-0.035** (0.015)	-0.061* (0.032)
$1 - \gamma$ log($fC1/fC2$) ₋₁	0.756*** (0.078)	0.780*** (0.087)	0.332*** (0.106)	0.368*** (0.126)
$\gamma\alpha_0$ Konstant	-0.007 (0.080)	-0.039 (0.089)	-3.070*** (0.662)	-2.690*** (0.822)
$-\gamma\sigma + \phi_p$ -log($pc1/pc2$) ₋₁	-0.050 (0.065)	-0.036 (0.061)	-0.117 (0.075)	-0.157* (0.087)
$\gamma\alpha_Y - \phi_Y$ log($fC12/U$) ₋₁	-0.772*** (0.202)	-0.713*** (0.234)	0.253* (0.141)	0.396* (0.210)
$\gamma\alpha_D - \phi_D$ $D94$	-0.010 (0.027)	-0.034 (0.036)	-0.002 (0.015)	-0.020 (0.023)
$\gamma\alpha_T$ <i>Logistisk trend</i>	0 (-)	0 (-)	1.611*** (0.597)	1.093 (0.808)
R^2	0.99	0.99	0.98	0.98

* Signifikant på 10% niveau, ** signifikant på 5% niveau, *** signifikant på 1 % niveau.

Andreas Iversen er i gang med at skrive et modelgruppepapir, der går mere i dybden med IV-estimation i forbindelse med formuleringen af det nye forbrugssystem. Forventningen er, at det bliver et studie, som kan undersøge robustheden af OLS, men at det ikke vil give anledning til at benytte IV-estimation som grundlag for parametrene i ADAM.

6. Parameterrestriktioner og estimationsresultater

Estimationsresultaterne for benzin og transport og brændsel er vist i tabel 5.2, mens de øvrige estimationsresultater er vist i tabel 5.1. Det er vigtigt at være opmærksom på, at de forskellige indkomst- og priselasticiteter er på baggrund af delforbrug og derfor ikke er direkte sammenlignelige med indkomst- og priselasticiteter på baggrund af det samlede forbrug.

For alle de forskellige estimationer er der pålagt parameterrestriktioner på nogle parametre. For benzin er skrotningdummyen ikke inkluderet, da den er insignifikant på både kort og langt sigt. For fødevarer bliver den urestrikerede langsigtede priselasticitet positiv, men insignifikant og ikke signifikant forskellig fra den signifikante kortsigtselasticitet. Derfor er den restrikeret til at være lig den langsigtede. Endvidere er trenden der trækker i retning af flere andre varer i forhold til fødevarer restrikeret til at være lig -1. Ellers vil fødevarer gå mod at aftage i indkomst. Nu går den bare mod ikke at stige i

indkomst. Også for serviceydelser er den langsigtede priselasticiteten restrikeret til at være lig den korte. Her er de to elasticiteter meget tæt på at være identiske, men den kortsigtede er så unøjagtigt bestemt, at den er insignifikant, hvilket er baggrunden for restriktionen. Også i relationen for turistrejser og tjenesteydelser samlet er den langsigtede priselasticitet bundet til at være lig den kortsigtede. Baggrunden er, at den skønt signifikant er meget unøjagtigt bestemt. Endvidere er trenden der trækker i retning af flere serviceydelser og turistrejser restrikeret til at være lig 1. Igen er det for at samlet budget til fødevarer og andre varer ikke skal gå mod at falde i indkomst.

Tabel 5.1. Estimerede relationer med parameterrestriktioner I

Variabel	$d\log(fCts/fCfv)$	$d\log(fCf/fCv)$	$d\log(fCt/fCs)$
ϕ_P $d\log(pc1/pc1)$	-0.876*** (0.324)	-0.393 (0.263)	-0.949*** (0.285)
ϕ_Y $d\log(fC12/U)$	-0.198 (0.225)	-0.906*** (0.216)	1.281*** (0.373)
ϕ_G $d\log(graddag)$	0 (-)	0 (-)	0 (-)
γ -ECM	0.063 (0.048)	0.134 (0.103)	0.196** (0.098)
α_0 Konstant	-4.188*** (0.290)	3.586*** (0.038)	-3.292*** (0.657)
σ - $\log(pc1/pc1)$	0.876*** (-)	0.393 (-)	0.949 (-)
α_Y $\log(fC12/U)$	1 (-)	-1 (-)	0.380** (0.197)
α_G $\log(graddag)$	0 (-)	0 (-)	0 (-)
R^2	0.26	0.55	0.52
logL	82.45	82.46	51.96

* Signifikant på 10% niveau, ** signifikant på 5% niveau, *** signifikant på 1 % niveau.

I relationen for brændsel er inkluderet graddøgn. På langt sigt er den meget unøjagtigt bestemt. Det kan hverken afvises, at den er lig nul, en eller den kortsigtede signifikante parameter, som ligger signifikant med en værdi omkring 0,4. Umiddelbart ville jeg mene, at når graddøgn stiger med en procent, så skal også brændselsforbruget stige med en procent, men den kortsigtede elasticitet er signifikant under 1. At man på kort sigt ikke skruer helt op for varmen, men gør det på langt sigt, er ikke et særligt solidt argument, så jeg binder den langsigtede elasticitet til at være lig den kortsigtede. Hermed er elasticiteterne under 1, men posten brændsel indeholder også elektricitet, hvilket taler for en elasticitet under 1. Samtidig bindes den langsigtede indkomstelasticitet til 0, da den ikke er signifikant forskellig herfra – og da dette giver simple egenskaber på langt sigt.

For transport forbruget er der inkluderet en logistisk trend, hvilket betyder, at den langsigtede indkomstelasticitet ikke bliver signifikant forskellig fra 1. Så den langsigtede indkomstelasticitet bindes til 1. Der er indført en dummy for

skrotningspræmien i 1994. I langsigtrelationen er den grænsesignifikant, mens den er klart signifikant i kortsigtrelationen. De to parametre er dog ikke signifikant forskellige og bindes til at være ens.

Tabel 5.2. Estimerede relationer med parameterrestriktioner II

Variabel	$d\log(fCe/U)$	$d\log(fCg/fCbu)$	$d\log(fCgbl/fCetsfv)$
ϕ_P $d\log(pc1/pc2)$	-0.123 (0.138)	-0.091* (0.053)	-0.126* (0.066)
ϕ_Y $d\log(fC12/U)$	-0.692* (0.406)	0.680*** (0.211)	-0.232** (0.118)
ϕ_D $d(D94)$	0 (-)	0 (-)	-0.030** (0.013)
ϕ_G $d\log(graddag)$	0.452*** (0.094)	0 (-)	0 (-)
γ -ECM	0.205** (0.081)	0.238*** (0.075)	0.673*** (0.100)
α_0 Konstant	-6.050*** (0.750)	-0.024 (0.167)	-4.667*** (0.230)
σ - $\log(pc1/pc1)$	0.964** (0.410)	0.570*** (0.113)	0.340*** (0.087)
α_Y $\log(fC12/U)$	0 (-)	-0.352** (0.138)	0 (-)
α_D $D94$	0 (-)	0 (-)	-0.030 (-)
α_G $\log(graddag)$	0.452 (-)	0 (-)	0 (-)
α_T Logistisk trend	0 (-)	0 (-)	2.575*** (0.237)
R^2	0.66	0.70	0.77
logL	55.31	85.59	107.69

* Signifikant på 10% niveau, ** signifikant på 5% niveau, *** signifikant på 1 % niveau.

Splittet mellem serviceydelser og fødevarer/andre varer er meget dårligt bestemt på baggrund af priser og indkomst. Det har været nødvendigt at binde den langsigtede indkomstelasticitet for at få pæne langsigtede egenskaber, hvilket har betydet, at den langsigtede priselasticitet blev ubestemmelig og måtte bindes til den kortsigtede. Samtidig forsvinder tilpasningen til langsigtsligevægten stort set. Forklaringsgraden for denne relation er 0.26, hvilket er meget lavt. Selv uden restriktioner overhovedet er forklaringsgraden kun 0.39. Så for en model der skal kunne forklare splittet mellem serviceydelser og forbrugsgoder klarer den sig empirisk ret dårligt.

En stor set tilsvarende kritik kan rettes mod splittet mellem fødevarer og andre varer, hvor den langsigtede indkomstelasticitet også er bundet, hvilket medfører en både insignifikant priselasticitet og fejltilpasning.

De andre relationer ser umiddelbart meget tilforladelige ud, men det er svært at bedømme den samlede models rimelighed på baggrund af de partielle effekter alene. Næste afsnit beskæftiger sig med de samlede egenskaber for forbrugssystemet på baggrund af de ovenfor estimerede relationer.

7. Elasticiteter i det nye system, i DLU og i fri estimation

I DLU er angivet indkomst- og egenpriselasticiteter. Disse fortolkes som – hvor mange procent stiger forbruget af denne vare, når henholdsvis det samlede forbrug uden boliger og prisen i forhold til det samlede prisindeks stiger med en procent. Disse kan i DLU beregnes analytisk på baggrund af funktionsformen. I det nye system findes disse elasticiteter ved simulation. I dette afsnit vil disse overordnede elasticiteter blive sammenlignet med dem fundet direkte ved estimation af den enkelte forbrugskomponent på baggrund af det samlede forbrug. Selvom man ikke kan opbygge en konsistent model ud fra disse estimater, så er de rimeligt frie og en god benchmark.

7.1 Indkomstelasticiteter på baggrund af samlet forbrug ekskl. bolig

	Kort sigt			Lang sigt		
	DLU	Frit	Nyt	DLU	Frit	Nyt
Fødevarer	0.54	0.35	0.65	0.22	0.16	0.26
Nydelsesmidler	0.90	0.64		0.63	0.31	
Øvrige varer	1.79	1.49	1.74	1.04	0.87	0.81
Varige varer	1.94	1.83		1.22	? (~1)	
Tjenester	0.58	0.65	0.81	1.14	?	1.29
Turistrejser	1.49	1.39	2.08	1.71	2.52	1.84
Brændsel	1.12	0.56	0.37	0.91	0.98	1.00
Biler	5.16		11.46	1.15		1.18
Benzin	1.83	0.48	1.17	0.77	0.68	0.83
Transport	0.63		0.75	1.22		1.04

For fødevarer og nydelsesmidler, så er den kortsigtede indkomstelasticitet lidt højere end ved fri estimation og lidt lavere end DLU, så der er tale om en forbedring og elasticiteterne er tæt på dem fra den frie estimation. For øvrige varer både varige og ikke-varige er de kortsigtede elasticiteter meget lig både de frie og dem fra DLU. Det er meget svært at få estimeret nogle langsigtede elasticiteter ved fri estimation, men de ligger i nærheden af de nye, som er lidt lavere end de gamle. For tjenester og turistrejser ligger de kortsigtede elasticiteter over dem fra fri estimation og DLU. De langsigtede er svære at bedømme ved fri estimation, men DLU og det nye system har omtrent ens langsigtede elasticiteter. For brændsel ligger den kortsigtede elasticitet på linje med den i fri estimation og noget under den fra DLU, mens den langsigtede i alle tilfælde ligger omkring 1. For benzin er den langsigtede indkomstelasticitet lidt større end den fra fri estimation. Den kortsigtede priselasticitet for benzin over dobbelt så stor som den fra fri estimation. Dette er dog mindre slemt end fra DLU som på grund af sin struktur med at trække biler fra transportdelen har en kortsigtet indkomstelasticitet for benzin over tre gange så stor, hvilket betyder tre-dobbelt overshooting i den nuværende model. Det er værd at bemærke, at den kortsigtede indkomstelasticitet for bilkøb er fordoblet, hvilket

kan skyldes, at budgettet er indkomsten og ikke forbruget i den nuværende model.

I estimationen af de relative forbrug er det især tjenester/rejser vs. fødevarer/andet og fødevarer vs. andet, som på grund af langsigtede egenskaber er blevet restrikeret mere end data ville have. Dette kan generelt have forskudt elasticiteterne for disse grupper.

I tabel 7.2 sammelignes elasticiteterne ovenfor som var givet ud fra estimation af relative forbrug med Paasche med estimation af relative og absolutte forbrug ud fra Törnqvist. Generelt er der ikke mærkbar forskel på Paasche og Törnqvist. Forskellen på disse og søjlerne med "Andet" er, at de absolutte forbrug ikke er pålagt parameterrestriktioner for at sikre langsigtede egenskaber. Dette er diskuteret mere detaljeret i GRH22807. Derfor er det ikke overraskende, at den langsigtede indkomstelasticitet for andre varer og især fødevarer falder, da de var kunstigt højt sat i forhold til tjenester og rejser, hvor den langsigtede elasticitet selvfølgelig falder. Lidt overraskende er det måske, at disse mindre restrikerede elasticiteter ikke er tættere på dem fundet i fri estimation, men tværtimod længere fra. Dette kan selvfølgelig skyldes, at den funktionelle form er forskellig for alle tre estimationsmetoder, men understreger, at funktionsformen er vigtig for især de langsigtede elasticiteter.

7.2 Indkomstelasticiteter på baggrund af samlet forbrug ekskl. bolig

	Kort sigt			Lang sigt		
	Paasche	Törnqvist	Andet	Paasche	Törnqvist	Andet
Fødevarer	0.65	0.52	0.56	0.26	0.25	0.08
Øvrige varer	1.74	1.62	1.60	0.81	0.76	0.57
Tjenester	0.81	0.89	0.88	1.29	1.34	1.53
Turistrejser	2.08	2.30	2.15	1.84	1.91	2.12
Brændsel	0.37	0.38	0.37	1.00	1.00	1.00
Biler	11.46	9.09	9.81	1.18	1.17	1.17
Benzin	1.17	1.15	1.10	0.83	0.81	0.82

8. Forslag til forbedringer og kommende projekter

Umiddelbart er jeg glad for opbygningen af forbrugssystemet skitseret i rækken af papirer GRH10507, GRH06807, GRH22807 og dette. Til gengæld er jeg ikke nødvendigvis begejstret for de estimerede elasticiteter. De er bedre end DLU i den forstand, at de selvom de ikke er så forskellige tenderer at være mere troværdige og tættere på det estimeret ved fri estimation. Ovenfor har jeg kun kigget på indkomstelasticiteter – senere vil jeg også undersøge priselasticiteter, men indkomstelasticiteterne er essentielle at få ordentligt ind.

Jeg har to forslag til, hvordan man eventuelt vil kunne få bedre elasticiteter. I bund og grund går de begge ud på at ændre den funktionelle form. Det ene forslag, som nok er det simpleste, går ud på at ændre trendens funktionelle form. For eksempel kunne man tage logaritmer til det samlede forbrug af de to varer to gange, og lade dette erstatte eller supplere den logaritmen til det samlede forbrug. Det andet forslag er helt at fjerne effektivitetstrenderne, og i

stedet have minimumsforbrug for varerne. Det giver samme fleksibilitet til at estimere elasticiteter, men elasticiteterne er ikke konstante, så det vil give en anden funktionel form. Samtidig vil systemet, når minimumsforbrugene er trukket ud have alle de pæne egenskaber fra et homotetisk CES-system.

9. Konklusion

I dette papir har jeg slået fast, at det med hensyn til estimerede parametre og indkomstelastiteter er ligegyldigt, om der benyttes Paasche eller Törnqvist prisindekser. Generelt er min opfattelse, at Törnqvist er mere robust – også overfor ikke at gå ned under en simulation. Til gengæld benyttes Paascheprisindeks alle andre steder i modellen og i nationalregnskabet, så at benytte dette indeks vil være mere strømlinet. Af denne grund vil jeg forelå at benytte et Paascheprisindeks. Mit bud er, at der ikke er meget at hente ved at benytte et CES-prisindeks, som kun er korrekt i ligevægt.

Samtidig er resultatet, at der ikke kommer de store skævheder ved at estimere med OLS. Umiddelbart så vil det samlede forbrug af de to varer, som skal fange trenden, bestå af netop de to varer, som indgår i forholdet. Det ser dog ikke ud til, at instrumentestimation giver væsentligt anderledes resultater. Derfor vil jeg foreslå, at man for nemhed skyld estimerer ved brug af OLS.

Der er pålagt en del parameterrestriktioner på systemet. De mest kritiske er dem, der sikrer $|\alpha_y| \leq 1$. De er nødvendige, hvis man vil sikre, at man kan fremskrive til 2070 med vækst uden at få aftagende fødevareefterspørgsel. Vil man kun kunne fremskrive en mere begrænset periode, så kan restriktioner fjernes. Jeg vil i stedet foreslå, at man kigger på andre funktionelle former, som kan give mere frie elasticiteter. Alternativt kunne man overveje et CES-system med minimumsforbrug.

Til modelgruppemødet blev det foreslået, at et nestet CES-system med minimumsforbrug blev undersøgt. Samtidig ville det være hensigtsmæssigt at estimere systemet som et AIDS-system for at have nogle frie elasticiteter at holde det op mod. Begge forslag vil blive behandlet.

Litteraturliste

Bachman, D., P. Jaquette, K. Karl og P. Rocco (1998), "The WEFA U.S. macro model with chain-weighted GDP", *Journal of Economic and Social Measurement* 24,143-155.

Høegh, Grane (2007a), "Skitse til et nyt simpelt nestet forbrugssystem", *ADAM modelgruppepapir*, GRH10507.

Høegh, Grane (2007b), "Modellering af boliger, samlet forbrug og restforbrug", *ADAM modelgruppepapir*, GRH06807.

Høegh, Grane (2007c), "Funktionel form for effektivitetsindeks i det nye forbrugssystem", *ADAM modelgruppepapir*, GRH22807.