

Biler og benzin i CES-nests genbesøgt

Resumé:

I dette papir undersøges eksistensen af en langsigtet sammenhæng mellem det relative benzin/bil-forbrug og de relative priser. Endvidere opstilles flere fejlkorrigeringsmodeller, hvor ændringer i det relative benzin/bil-forbrug forklares ved hjælp af ændringer i priserne og afvigelser fra den langsigtede sammenhæng. Målet er at kunne fastsætte benzin- og bilforbruget på baggrund af de estimerede elasticiteter. Hvordan dette helt konkret skal foregå mangler stadig at blive fastlagt.

GRH27105.WPD

Nøgleord: Transportmodel, benzin, biler

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

På nuværende tidspunkt bestemmes forbrug af biler og benzin uafhængigt af hinanden (pånær at bilbestanden indgår i forbruget af benzin). En af ulemperne ved denne opbygning er, at et ekspansivt stød på kort sigt kan resultere i et fald i efterspørgslen efter benzin samtidig med, at det private forbrug af biler stiger. For at undgå dette er effekten fra en ændring i bilparken på en ændring i benzinforbruget fastsat kunstigt højt jf. DGR09902, RHM29502 og RHM25102.

Med en ændring i opgørelsen af bilforbruget jf. PRJ20204 og PRJ29004 er der også lagt op til en ændring af strukturen for modelleringen af transportforbruget. I den nye struktur ønskes forbrug af biler og benzin bestemt simultant. Det antages, at kun det samlede forbrug af benzin og biler og ikke fordelingen af disse har indvirkning på forbruget af andre komponenter. Endvidere antages der konstant substitutionselasticitet mellem forbrug af benzin og biler. Disse antagelser følger en model opstillet i MAR30900.

Der er følgende muligheder for at estimere benzinforbruget og forbruget af offentligt transport:

- Bruttostocken af biler estimeres som ved PRJ29004. Herefter bruges den opstillede model til at bestemme benzinforbruget for givet bilforbrug, og de samlede udgifter bliver residualt bestemt.
- De samlede udgifter til biler og benzin estimeres ved en metode som den i PRJ29004. Herefter estimeres det relative benzin/bil-forhold ved hjælp af modellen og de absolutte størrelser beregnes herudfra.
- De samlede udgifter til biler, benzin og kollektiv transport estimeres ved en metode som den i PRJ29004. Herefter estimeres det relative forhold mellem det kollektiv transportforbrug og forbruget af bil/benzin ved modellen givet i dette papir - blot med bil/benzin ift. kollektiv transport. Slutteligt beregnes benzin/bil-forholdet ved hjælp af den her opstillede model.
- De samlede udgifter til biler, benzin og kollektiv transport beregnes af DLU. Resten af fremgangsmåden følger punktet ovenfor.
- De samlede udgifter til biler, benzin og kollektiv transport i forhold til det samlede forbrug udregnes ved modellen opstillet nedenfor. Resten af fremgangsmåden følger punktet ovenfor.

Alternativt til den nedenfor angivne model kan benzin/bil-forbruget beregnes ved først at beregne bilforbruget under restriktioner, der giver modellen nedenfor, og herefter bestemme benzinforbruget residualt. Denne fremgangsmåde bliver i dag benyttet for benzin i forhold til kollektiv transport og er beskrevet i DGR09902, RHM29502 og RHM25102.

I dette papir vil sammenhængen mellem benzin- og bilforbrug blive undersøgt. Hvorledes benzin/bil-forholdet skal indgå samlet i modellen, og hvordan benzin- og bilforbrugets nivåer bliver bestemt indgår ikke i dette papir. Dog kan de i dette papir estimerede elasticiteter bruges i en vilkårlig af de fem ovenfor foreslåede fremgangsmåder.

Grundlaget for estimationen er en model magen til den i MAR30900. Denne model vil blive forklaret i kapitel 2. I kapitel 3 afvises, at forbrug af og priser for benzin og biler er stationære, og kointegrerende sammenhænge på baggrund af modellen i kapitel 2 undersøges. Umiddelbart ser der ud til at være et strukturskift omkring 1986/87. Dette kan muligvis skyldes en tidstrend. Både tidstrend og strukturelt brud undersøges i kapitel 3. En alternativ mulighed er at modellere, at det relative benzin/bil-forbrug har reageret på den relative prisstigning i 1970'erne, men ikke på det relative prisfald i 1980'erne. Dette er gjort i kapitel 4, hvor de maksimale benzin/bil-priser er brugt til at forklare det langsigtede benzin/bil-forbrug. Endvidere er det forsøgt at bruge internationale priser, og det er undersøgt om de af modellen angivne parametre-restriktioner holder rent empirisk. I kapitel 5 undersøges modellen med en inkluderet kvadratisk tidstrend. Endelig konkluderes der i kapitel 6.

2. Modellering af forbrug af biler og benzin

Den repræsentative forbrugers nytte er givet ved:

$$u = u(\tilde{v}(g, K), c) \quad (1)$$

hvor g er forbruget af benzin til tidspunkt t , fCg , K er bruttostocken af biler til tidspunkt t , $fKcb[-1]$, c er øvrigt forbrug, og v antages givet ved en CES sub-nyttefunktion:

$$\tilde{v}(g, K) = \left[\alpha_1 g^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \alpha_3 K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

Forbruget af biler, b , bliver opgjort som usercost i 1995 gange den laggede bruttostock, $b = \bar{p}_K K$, og er i ADAM betegnet fCb . Det bør bemærkes, at der i fCb indgår personbiler, motorcykler, cykler og campingvogne. Dog er personbiler den altoverskyggende største komponent se PRJ12204. Usercost er givet ved omkostningen ved at have bil uden at køre i den - det vil sige rentebetalingerne, afskrivninger med mere. Ligningerne (1) og (2) kan nu skrives som en funktion af b :

$$v(g, b) \equiv \tilde{v}(g, K) = \left[\alpha_1 g^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \alpha_2 b^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (3)$$

$$u = u(v(g, b), c) \quad (4)$$

hvor $\alpha_2 = \alpha_3 \bar{p}_K^{-\frac{\sigma-1}{\sigma}}$.

4

Forbrugerenes statiske problem er givet ved:

$$\max_{g,b,c} u(\tilde{v}(g, K), c) \quad (5)$$

s.t.

$$p_g g + p_b b + p_c c = Y \quad (6)$$

Hvor p_j er prisen på vare $j=g,b,c$ og Y er den samlede indkomst. Lagrangefunktionen bliver:

$$L = u(v(g, b), c) - \lambda [p_g g + p_b b + p_c c - Y] \quad (7)$$

og førsteordensbetingelserne er givet ved:

$$\frac{\partial L}{\partial g} = 0 \Rightarrow u_v v_g = \lambda p_g \quad (8)$$

$$\frac{\partial L}{\partial b} = 0 \Rightarrow u_v v_b \frac{1}{p_K} = \lambda p_b \quad (9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial c} = 0 \Rightarrow u_c = \lambda p_c \quad (10)$$

Førsteordensbetingelserne (8) og (9) giver det relative forhold mellem benzinformbrug og bilforbrug ved, at den marginale substitutionsrate, MRS, skal være lig det relative prisforhold:

$$\frac{v_g}{v_b} = \frac{p_{g,t}}{p_{b,t}} \quad (11)$$

Idet v antages givet ved en CES sub-nyttfunktion fås:

$$\frac{v_g}{v_b} = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \left(\frac{g}{b} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (12)$$

indsættes dette i (11) fås forholdet mellem benzin- og bilforbrug som:

$$\frac{g}{b} = \left(\frac{\alpha_1}{\alpha_2} \right)^{\sigma} \left(\frac{p_g}{p_b} \right)^{-\sigma} \quad (13)$$

Umiddelbart kan det relative forhold mellem biler og benzin ikke frit fastsættes i hver periode. Personer har investeret i biler, der kører et vist antal kilometer på literen og har visse kørselsbehov. Selvom de ønsker at ændre deres bil/benzin ratio, sker dette kun gradvist. Ligning (13) kan derfor ses som et ønsket bil/benzin forhold.

3. Estimation af substitutionselasticiteten mellem biler og benzin

Logaritmen til det ønskede benzin/bil forhold bestemmes som:

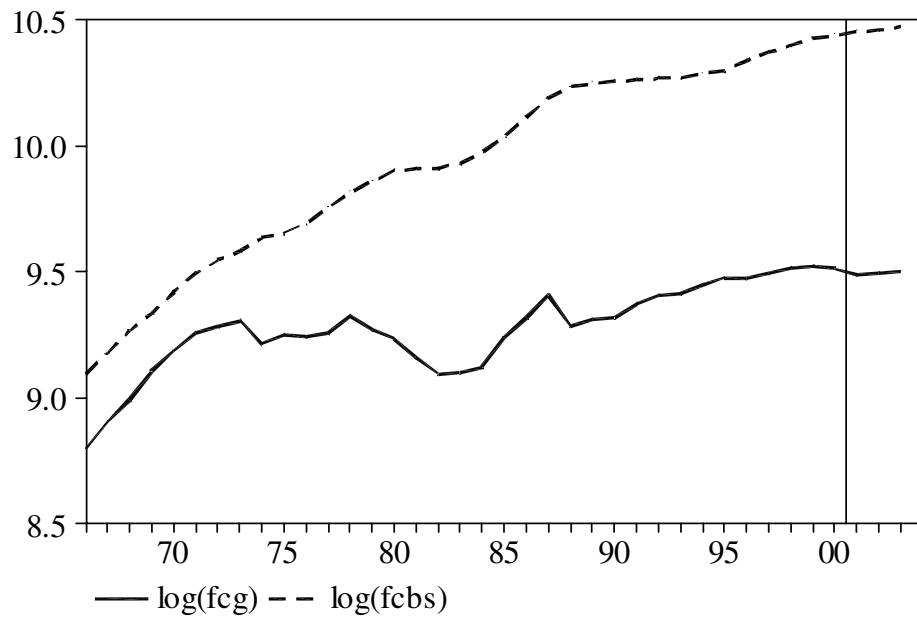
$$\log\left(\frac{g}{b}\right)_t = \alpha - \sigma \log\left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}}\right) \quad (14)$$

hvor $\alpha \equiv \sigma (\log(\alpha_1) - \log(\alpha_2))$.

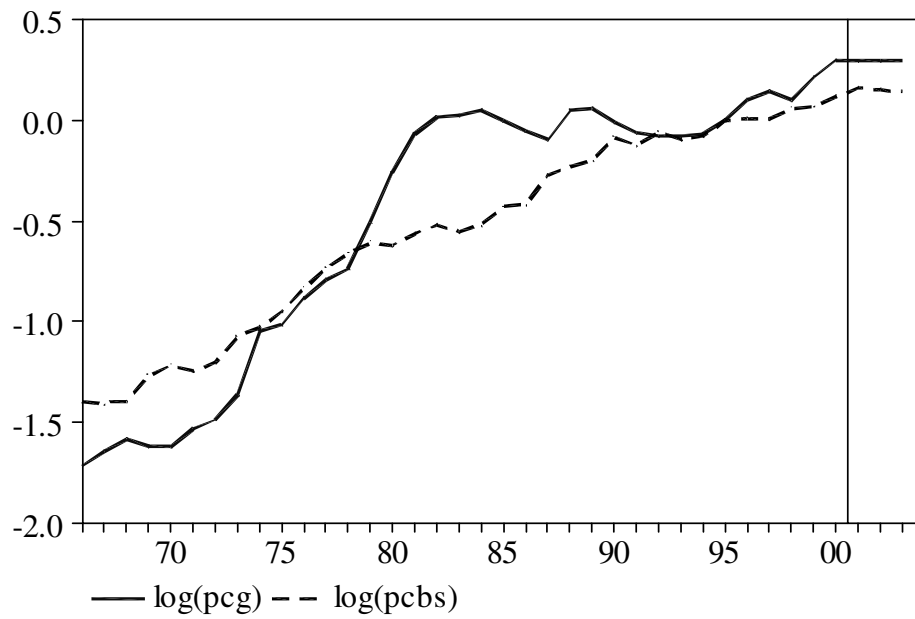
Det antages, at hvis det faktiske benzin/bil forhold ikke er lig det ønskede, så vil der ske en gradvis tilpasning. Endvidere antages ændringer i prisforholdet mellem biler og benzin at have en direkte umiddelbar effekt på ændringer i forholdet mellem forbruget af biler og benzin.

Det relative benzin/bil-forhold er givet ved $\log(fC_g/fC_b)$ og det relative prisforhold er givet ved $\log(p_{c_g}/p_{c_b})$. Figur 1 og 2 viser logaritmen til forbruget af benzin og biler samt deres priser. Kun for logaritmen til benzinformbruget kan en enhedsrod afvises i en augmented Dickey-Fuller test. Dette kan også ses med det blotte øje, idet de andre serier har klare trends. De relative serier kan ses i figur 3 og har begge klare trends, hvilket medfører, at enhedsrod igen ikke kan afvises til fordel for stationaritet i en augmented Dickey-Fuller test. Altså kan relationen (14) kun estimeres konsistent med OLS (mindste kvadraters metode), hvis de to serier kointegrerer. Der testes for kointegration ved et Engle-Granger test - dvs. der testes for enhedsrod i residualerne fra OLS på (14). Hypotesen om enhedsrod i residualerne kan for intet rimeligt signifikansniveau afvises med en t-værdi på -0,77 mod en kritisk værdi på 10% signifikansniveau på -3,04. Figur 4 viser det forudsagte ønskede relative forbrug, det faktiske relative forbrug og residualerne.

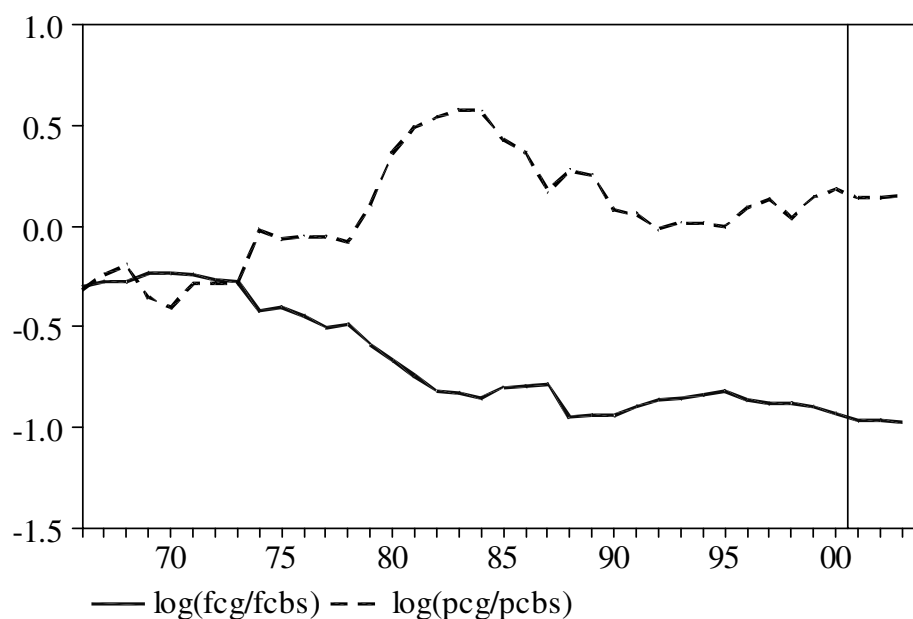
Figur 1. Forbrug af benzin og biler



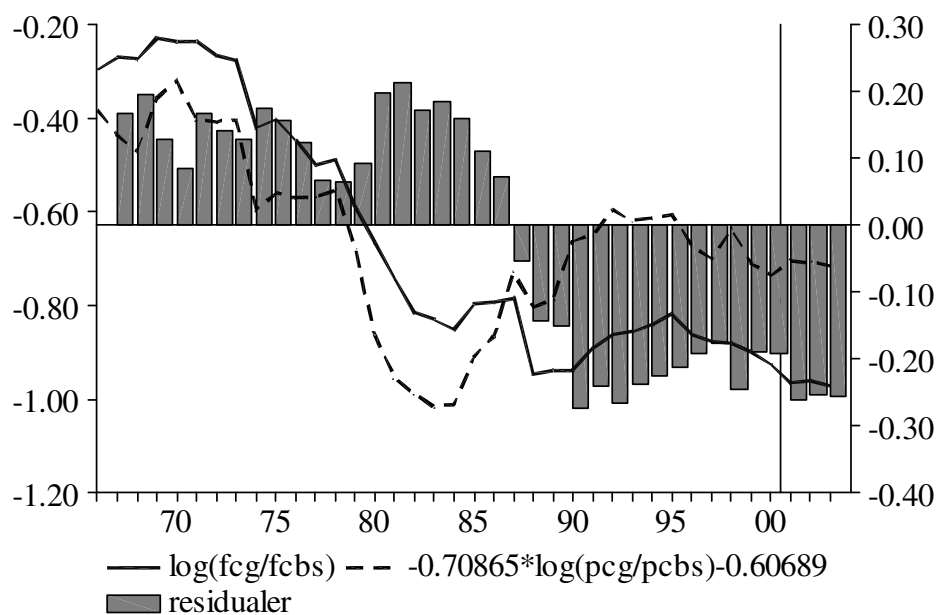
Figur 2. Priser på benzin og biler



Figur 3. Relative benzin- og bilforbrug og priser

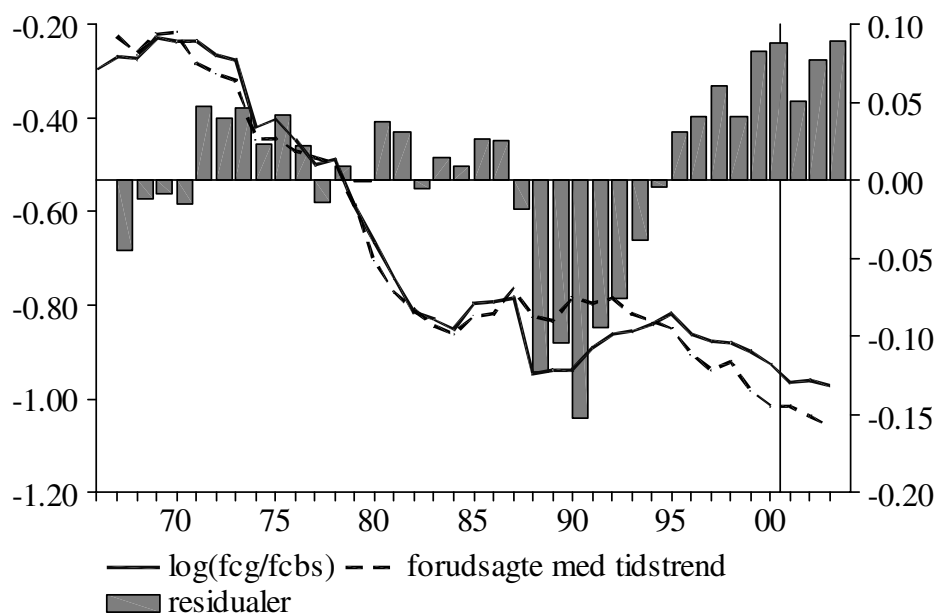


Figur 4. Relativt forbrug og forudsagt relativt forbrug

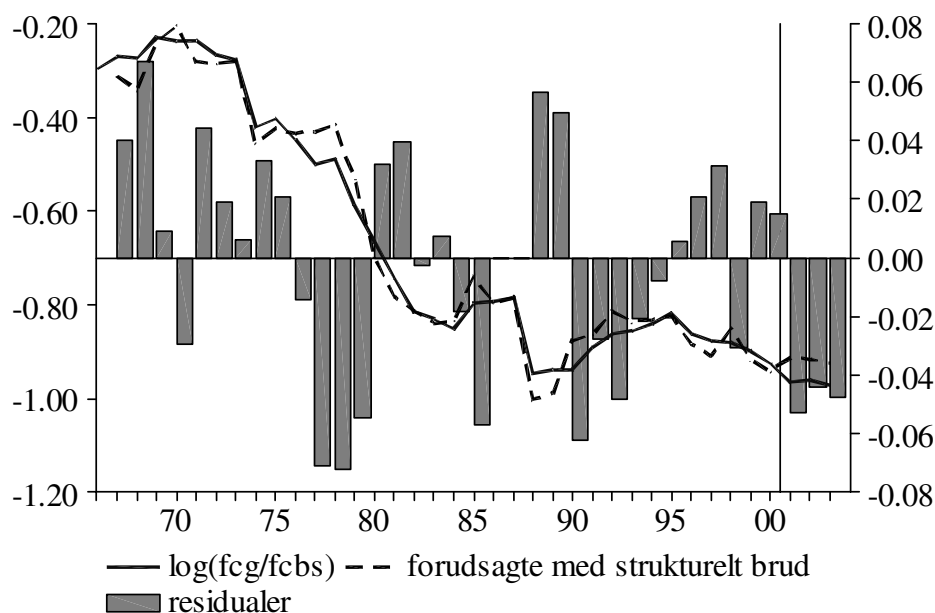


Figur 4 viser den lineære sammenhæng mellem relative priser og relativt forbrug. Den naive substitutionselasticitet er her givet ved $-0,71$. Det kan ses af figur 4, at alle residualerne før 1987 er positive, og at alle residualer efter 1986 er negative. Der er (mindst) tre mulige årsager til den manglende stationaritet af residualerne. Den første mulighed er, at serierne simpelthen ikke kointegrerer, og at der simpelthen ikke findes nogen langsigtsammenhæng. Den anden mulighed er, at vi mangler en negativ tidstrend til at fange, at bilerne over tiden er blevet mere energibesparende. Endelig kunne der være tale om et strukturelt brud fra omkring 1986/1987. Umiddelbart taler figur 4 for et strukturelt brud, da residualerne ikke ser ud til at være lineært aftagende, men nærmere ser ud til at være stationære på et positivt niveau før 1986/1987 og stationære på et negativt niveau herefter.

Figur 5. Relativt forbrug og forudsagt relativt forbrug med tidstrend



Figur 6. Relativt forbrug og forudsagt relativt forbrug med strukturelt brud



Både en negativ tidstrend og et strukturelt brud hjælper gevaldigt på residualerne, som det ses af figur 5 og 6. Det strukturelle brud sker efter 1986. Årene 1986 og 1987 er taget ud med dummy'er, idet brudet ser ud til at ske i disse år. De kunne dog medtages uden væsentlige ændringer af resultaterne, men med store residualer i lige netop disse år. Testes for enhedsrod i residualerne efter at henholdsvis tidstrend og strukturelt brud er implementeret fås t-værdier på henholdsvis -1,55 og -3,91 - hvor den kritiske værdi på 5% signifikansniveau ligger på -3,34 (uden trends). Altså kan enhedsrod ikke forkastes selv med tidstrend og med strukturelt brud ligger vi nok på grænsen af at forkaste endhedsrod. Det er dog svært, at forkaste hypoteser om

enhedsrod med så få observationer. Med det blotte øje ser det ud til, at residualerne i figur 5 godt kunne være stationære, og at residualerne i figur 6 i hvert fald er det. Et rimeligt spørgsmål ville være, hvorfor der skulle forekomme et strukturelt brud i 1986/1987.

Før en mere nuanceret model stilles op estimeres en fejlkorrigeringsmodel med strukturelt brud:

$$D \log \left(\frac{g_t}{b_t} \right) = \phi D \log \left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}} \right) - \gamma \left[\log \left(\frac{g_{t-1}}{b_{t-1}} \right) - \alpha + \sigma \log \left(\frac{p_{g,t-1}}{p_{b,t-1}} \right) - \beta_0 D6686_t - \beta_1 D86_t - \beta_2 D87_t \right] + \varepsilon_t \quad (15)$$

og en fejlkorrigeringsmodel med en tidstrend:

$$D \log \left(\frac{g_t}{b_t} \right) = \phi D \log \left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}} \right) - \gamma \left[\log \left(\frac{g_{t-1}}{b_{t-1}} \right) - \alpha + \sigma \log \left(\frac{p_{g,t-1}}{p_{b,t-1}} \right) - \beta_0 (TID - 1965)_t \right] + \varepsilon_t \quad (16)$$

Det er også forsøgt at inkludere flere lags af både ændringer i relativt forbrug og ændringer i relative priser. Det to-perioder laggede relative forbrug er signifikant, i modellen med det strukturelle brud og grænsesignifikant i modellen uden. Det er dog ikke medtaget i estimationen nedenfor. Tabel 1 og 2 angiver estimationsresultaterne for (15) og (16). Det ses, at inkluderes strukturelt brud, er den estimerede substitutionselasticitet -0,69 altså ret tæt på den naive substitutionselasticitet estimeret til -0,71. I modellen med tidstrend bliver substitutionselasticiteten estimeret til -0,57. Denne koefficient er naturligt lavere, da en del af variationen, der før blev forklaret af de relative priser, nu kan forklares af den simple trend. I teorien kan der fås en vilkårlig lav substitutionselasticitet, hvis et tilstrækkeligt stort trend-polynomium inkluderes.

Tabel 1. Estimation af fejlkorrigeringsmodel med strukturelt brud

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Relativt benzin/bilforbrug	Dlog(fCg/fCbs)		
Kort sigt:	Substitutionselasticitet	Dlog(pcg/pcbs)	-0.4166	0.0495
Lang sigt:	Fejlkorrigeringsparameter		-0.5148	0.1074
	Substitutionselasticitet	log(pcg/pcbs)	-0.6917	0.1359
	Strukturelt brud	D6686	0.3457	0.0763
	Tidsdummy86	D86	-0.0613	0.0584
	Tidsdummy87	D87	0.1540	0.0756
	Konstant		-0.8300	0.1707

Tabel 2. Estimation af fejlkorrektionsmodel med tidstrend

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Relativt benzin/bil forbrug	Dlog(fCg/fCbs)		
Kort sigt:	Substitutionselasticitet	Dlog(pcg/pcbs)	-0.3300	0.0574
Lang sigt:	Fejlkorrktionsparameter		-0.2243	0.1032
	Substitutionselasticitet	log(pcg/pcbs)	-0.5744	0.2086
	Trend	tid-1965	-0.0169	0.0093
	Konstant		-0.3576	0.1371

4. Estimation ved inkludering af maksimale prisforhold

Det kunne tænkes, at kørselsbehovet pr. bil på langt sigt er nogenlunde konstant. Det, der driver det relative benzinforbrug, er således, hvor meget benzin bilerne i bilparken bruger pr. kilometer. Forventer forbrugerne relativt høje benzinpriser, så vil efterspørgslen efter benzinbesparende biler stige.

Øget efterspørgsel på benzinbesparende biler gør det profitabelt for bilfabrikanterne at omstille produktionen til biler med ny teknologi, der formindsker benzinforbruget pr. bil. Disse investeringer gør, at ligevægtsforholdet mellem benzin og biler formindskes, da det ikke er nødvendigt med så meget benzin for at kunne køre det samme antal kilometer. Antages det, at producenternes investeringer er af "sunk cost"-typen, så er marginalomkostningerne de samme for en mere benzinslugende bil efter produktionen er omstillet. Det, som spiller ind i ligevægtsligningen, er herved omfanget af omstilling til ny benzinbesparende teknologi. Givet omkostninger og effektivitet ved omstilling vil der blive iværksat produktion af mere energibesparende biler, hver gang forventningerne om de fremtidige relative priser når et ny maksimum.

Det kan diskuteres om de priser, der bestemmer benzineffektiviteten, skal være de nationale og inklusiv danske afgifter eller de internationale. Argumentet for at bruge de internationale kunne være, at bilproducenterne i udlandet ikke tager hensyn specifikt til de danske priser, når de vælger at implementere ny teknologi. På den anden side vælger de danske importører, hvilke biler der skal importeres med henblik på danske regler. Så, hvis der er stor diversitet på markedet, kan Danmark nok finde nogle biler til at matche danske forhold - er alle andre landes smag af biler ens, så spiller danske forhold nok ingen rolle. Først estimeres med nationale priser og senere med internationale.

Ovenstående kunne forklare, at en stigning i de relative benzinpriser fra 1970-85 ledte til et fald i forbruget på baggrund af forbedret benzineffektivitet, mens prisfaldet fra 1985-90 ikke for alvor smittede af på forbruget.

Et alternativ til tidstrender og strukturelle brud er rent faktisk at stille modellen op, så den afspejler forklaringen med mere energibesparende biler på baggrund af forventninger til fremtidige relative priser inklusiv afgifter:

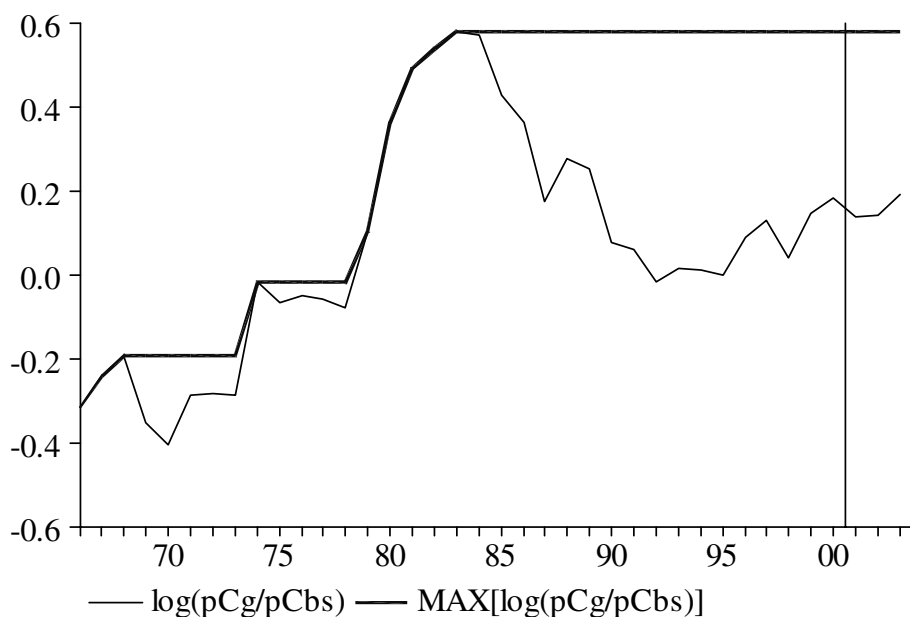
$$\log\left(\frac{g}{b}\right)_t^\phi = \alpha - \sigma \max_{s \in 1, \dots, t} [F_s(\cdot)] \quad (17)$$

hvor $F_s(\cdot)$ er forventninger til de fremtidige priser til tidspunkt t . Med rationelle forventninger er $F_s(\cdot)$ forventningen til de relative priser alle kommende år tilbagediskonteret. Meget forsimplet antages der adaptive statiske forventninger:

$$F_s(\cdot) = \log\left(\frac{p_{g,s}}{p_{b,s}}\right) \quad (18)$$

Forventes et højt fremtidigt prisniveau bliver der investeret mere i benzinbesparende teknologi. Maximum til det forventede fremtidige prisniveau er illustreret i figur 7.

Figur 8. De relative priser og de maksimum af de forventede priser



Herved fås relationen:

$$\log\left(\frac{g}{b}\right)_t^\phi = \alpha - \sigma \max_{s \in 1, \dots, t} \left[\log\left(\frac{p_{g,s}}{p_{b,s}}\right) \right] \quad (19)$$

Det nye led er pr. definition ikke stationært, men vil forventes at stige over tid - det uanset om de relative priser er stationære eller ej. Igen giver en regression af (19) kun mening, hvis de to serier er kointegrerede, og igen testes dette ved en Engle-Granger kointegrationstest. Selv på 10 % signifikansniveau kan hypotesen om enhedsrod ikke

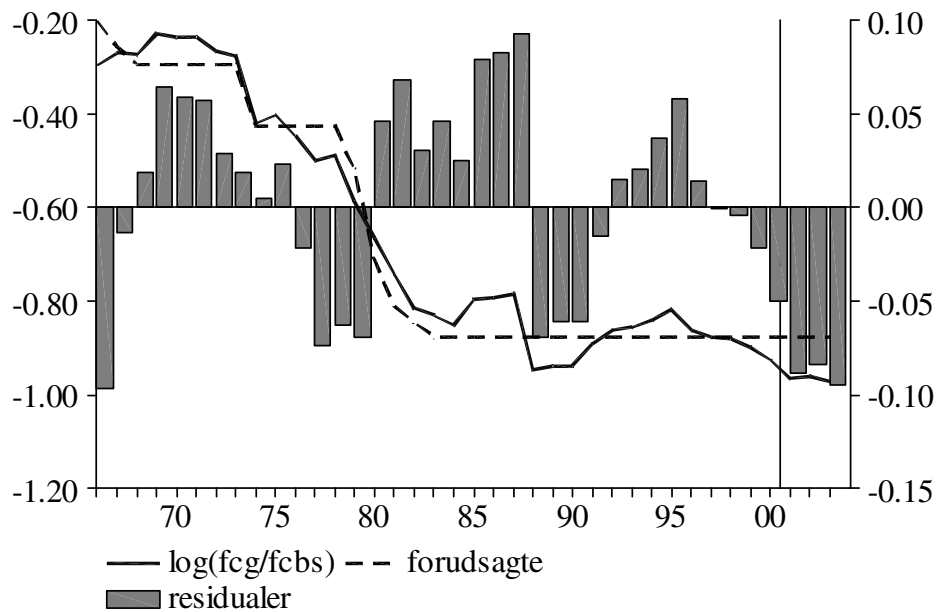
afvises, da der opnås en t-værdi på -2,74 altså lidt højere end de -3,04. På den anden side er der ikke observationer nok til at turde udelukke stationaritet, når den numeriske afstand ikke er større.

Som alternativer er prøvet at medtage det relative prisniveau for samme periode, $\log\left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}}\right)$, men effekten var meget lille, nær nul, højst insignifikant og havde

forkert fortegn. Endvidere er det forsøgt at tage et maksimum over et gennemsnit af det relative prisniveau for to på hinanden følgende år. Baggrunden er, at investeringer først fuldt ud slår igennem, når priserne har været høje i et stykke tid. Det gav stort set samme estimationsresultater.

Det faktiske mod det ønskede forbrug af benzin relativt til biler givet af (19) er skitseret i figur 8.

Figur 8. Ny ønsket benzin/bil-forbrug med nationale priser



En fejlkorrektionsmodel på baggrund af (19) er givet ved:

$$D \log \left(\frac{g_t}{b_t} \right) = \phi D \log \left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}} \right) - \gamma \left[\log \left(\frac{g_{t-1}}{b_{t-1}} \right) - \alpha + \sigma \max_{s \in \{1, \dots, t-1\}} \left[\log \left(\frac{p_{g,s}}{p_{b,s}} \right) \right] \right] + \varepsilon_t \quad (20)$$

Det laggede relative prisniveau har været forsøgt inddraget, men var insignifikant. Også yderligere lags af ændringerne er forsøgt inddraget, men var ligeledes insignifikante. Estimationsresultaterne er givet i tabel 3. I denne model er

substitutionselasticiteten estimeret til ca. -0,80, hvilket er numerisk højere end elasticiteterne estimeret i tabel 1 og 2. Dog er denne substitutionselasticitet ikke direkte sammenlignelig med disse, idet negative relative prisschock ikke har nogen indflydelse.

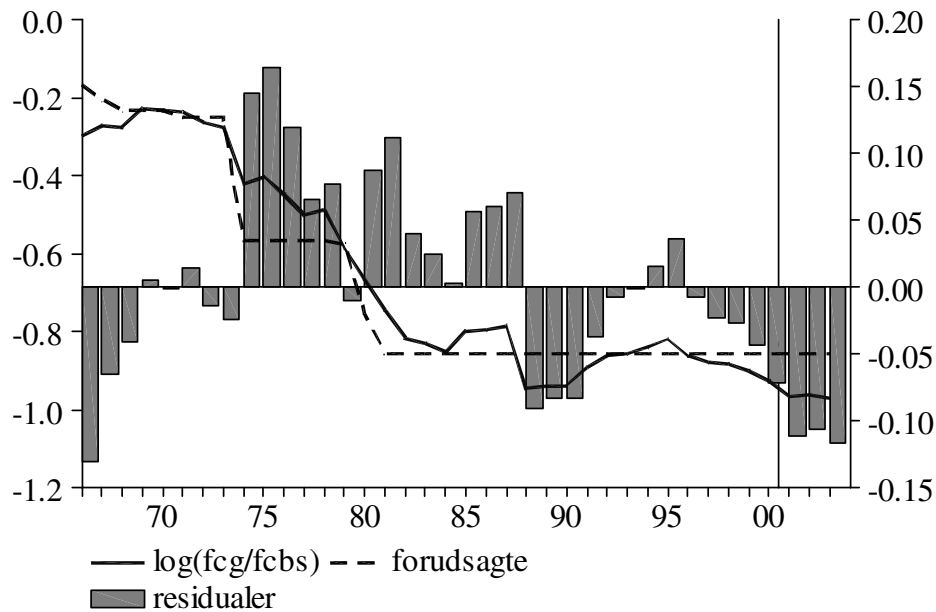
Tabel 3. Estimation af fejlkorrigeringsmodel med ny model

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Relativt benzin/bil forbrug	Dlog(fCg/fCbs)		
Kort sigt:	Substitutionselasticitet	Dlog(pcg/pcbs)	-0.3456	0.0544
Lang sigt:	Fejlkorrigeringsparameter		-0.2374	0.1004
	Substitutionselasticitet	max[log(pcg/pcbs)]	-0.7953	0.3259
	Konstant		-0.4815	0.1873

Sandheden er, at der ikke bliver produceret specielt mange biler i Danmark, og måske er de danske afgifter ikke specielt afgørende for, hvor store investeringer der kommer i at producere mere energibesparende biler. Det afgørende er måske snarere verdensmarkedspriserne eksklusiv danske afgifter. Som approksimation til verdensmarkedspriserne bruges prisen på import af råolie, pm3r, og importprisen for biler, pm7b.

En Engle-Granger kointegrationstest med en t-værdi på -2,53 giver ikke baggrund for at forkaste enhedsrod i residualerne, men på den anden side kan stationaritet ikke uden videre forkastes på grund af det lave antal observationer. Figur 9 viser det ønskede benzin/bil forbrug givet af (20) med internationale priser mod det faktiske relative forbrug.

Figur 9. Ny ønsket benzin/bil-forbrug med internationale priser



Kortsigtssubstitutionen antages, at følge de nationale priser - dvs. der køres mindre i bil på kort sigt ved en relativ stigning i benzinpriserne, men på lang sigt antages forholdet konstant kun influeret af, hvor energisparende bilerne er, hvilket er bestemt ud fra de internationale priser. Fejlkorrektionsmodellen bliver således:

$$D \log \left(\frac{g_t}{b_t} \right) = \phi D \log \left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}} \right) - \gamma \left[\log \left(\frac{g_{t-1}}{b_{t-1}} \right) - \alpha + \sigma \max_{s \in \{1, \dots, t-1\}} \left[\log \left(\frac{p_{g,s}^{\text{int.nat.}}}{p_{b,s}^{\text{int.nat.}}} \right) \right] \right] + \varepsilon_t \quad (21)$$

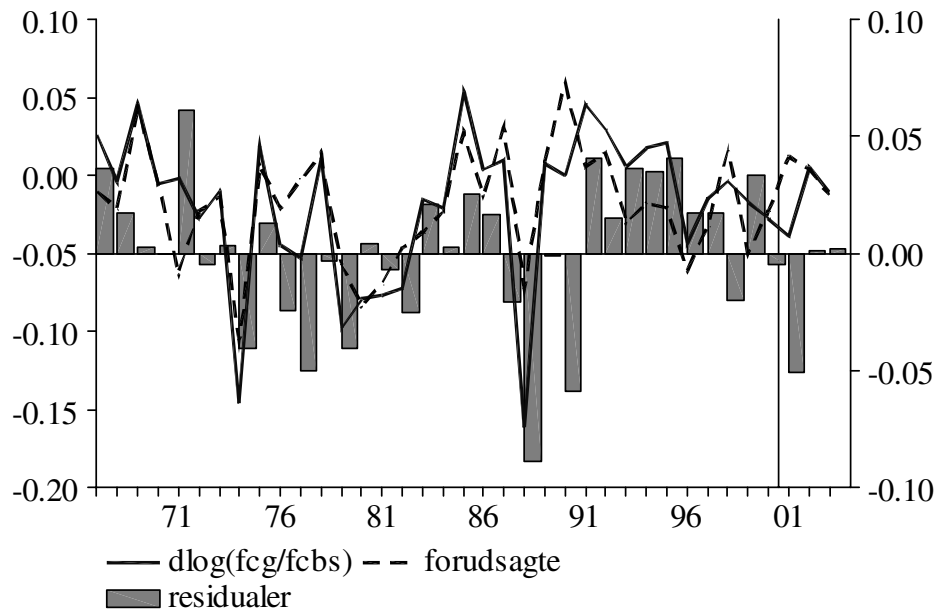
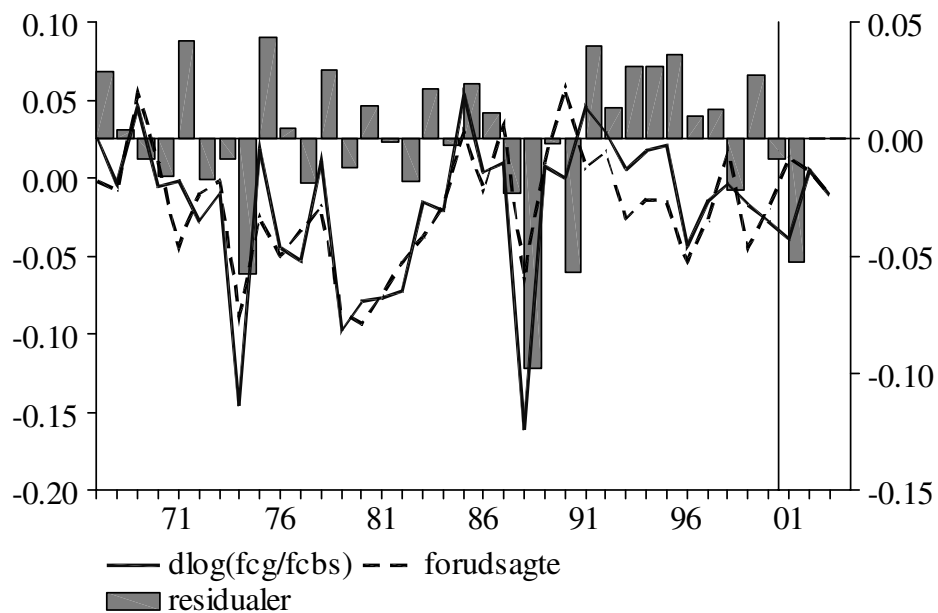
Estimationsresultaterne er angivet i tabel 4. Igen er det forsøgt at medtage de laggede relative priser, men de er stadig insignifikante. Ligeledes er laggede ændringer i relative priser insignifikante, når forsøgt inddraget. Med internationale priser er den langsigtede substitutionselasticitet numerisk betydelig mindre. Den er kun -0,42 sammenlignet med de -0,80 med nationale priser. Det er på ikke umiddelbart muligt at vælge en foretrukken model på baggrund af residualerne fra figur 8 og 9. Et valg må baseres på undersøgelser af, hvordan ændringer af danske afgifter har påvirket det relative forbrug.

Tabel 4. Estimation af fejlkorrektionsmodel med ny model med internationale priser

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Relativt benzin/bil forbrug	Dlog(fcG/fCbs)		
Kort sigt:	Substitutions-elasticitet	Dlog(pcg/pcbs)	-0.3253	0.0528

Lang sigt:	Fejlkorrrektionsparameter		-0.2047	0.0736
	Substitutionselasticitet	$\max[\log(p_{m3r}/p_{m7b})]$	-0.4222	0.1443
	Konstant		-0.2349	0.0940

Figur 10 og 11 viser fejlkorrrektionsmodellernes forudsigelser med henholdsvis nationale og internationale priser i forhold til de observerede værdier samt residualerne.

Figur 10. Fejlkorrktionsmodel med nationale priser**Figur 11. Fejlkorrktionsmodel med internationale priser**

Betragt nu den mere generelle model, hvor det ikke længere er det relative benzin/bilforbrug der bliver bestemt, men hvor benzinforbruget bliver bestemt blandt andet ved hjælp af bilforbruget. Dette svarer til ikke at binde parameteren θ_2 til en, og svarer til at antagelsen om ens priselasticiteter lig en også dropes:

$$D \log(g_t) = \theta_1 D \log(b_t) + \phi_1 D \log(p_{g,t}) + \phi_2 D \log(p_{b,t}) - \gamma$$

$$[\log(g_{t-1}) - \theta_2 \log(b_{t-1}) - \alpha + \sigma \max_{s \in \{1, \dots, t-1\}} \left[\log \left(\frac{p_{g,s}}{p_{b,s}} \right) \right]] + \varepsilon_t$$

(22)

Modellen estimeres som vist i tabel 5 med nationale priser og tabel 6 med internationale priser. Umiddelbart ser det ud til, at når de kortsigtede substitutionselasticiteter for benzin og biler ikke længere bindes til hinanden, kan de kortsigtede mekanismer give en så betydelig bedre forklaring, at fejlkorrektionsdelen bliver insignifikant i bestemmelsen af ændringen benzinförbruget. Dette er ikke specielt betryggende for modellen.

Tabel 5. Estimation af fejlkorrektionsmodel uden parameterrestriktioner

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Benzinförbrug	Dlog(fCg)		
Kort sigt:	Bilförbrug	Dlog(fCbs)	0.8555	0.2424
	Prsselecticitet I	Dlog(pcg)	-0.4793	0.0613
	Priselasticitet II	Dlog(pcbs)	-0.0009	0.0949
Lang sigt:	Fejlkorrrektionsparameter	log(fCg)	-0.1612	0.1006
		log(fCbs)	0.8766	0.5637
	Substitutionselasticitet	max[log(pcg/pcbs)]	-0.8858	0.4039
	Konstant		0.9129	2.1157

Tabel 6. Estimation af fejlkorrektionsmodel uden parameterrestriktioner med internationale priser under maksimumsoperatoren

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Benzinförbrug	Dlog(fCg)		
Kort sigt:	Bilförbrug	Dlog(fCbs)	0.7487	0.2452
	Priselasticitet I	Dlog(pcg)	-0.4492	0.0657
	Priselasticitet II	Dlog(pcbs)	0.0283	0.1049
Lang sigt:	Fejlkorrrektionsparameter	log(fCg)	-0.0981	0.0947
		log(fCbs)	0.7064	0.8057
	Substitutionselasticitet	max[log(pm3r/pm7b)]	-0.4622	0.2895
	Konstant		2.9488	3.5084

Det testes nu, om modellen kan reduceres til henholdsvis (20) og (21). Dette gøres ved et Wald test for hypotesen $H_0 : \theta_1 = 1 \wedge \phi_1 + \phi_2 = 0 \wedge \theta_2 = 1$ mod alternativet, at H_0 er falsk. Selv på 1% signifikansniveau afvises H_0 med en teststørrelse på 18,36 for nationale priser under maksimumsoperatoren og på 12,09 for internationale priser under maksimumsoperatoren. I begge tilfælde er det de kortsigtede priselasticiteter, der ikke er opfører sig ens.

Hypotesen, $H_0 : \theta = \theta_2 = 1 \wedge \phi_2 = 0$, accepteres selv på 10% signifikansniveau med en Wald-test-værdi på 0,51.¹ Der er to mulige forklaringer på dette. Enten er vores langsigtsammenhæng korrekt, men på kort sigt bliver det relative benzinforbrug påvirket af benzinpriserne, men ikke af bilpriserne. Baggrunden for dette kan være, at dyrere biler ikke betyder, at der umiddelbart køres flere kilometer pr. bil, men blot at der skæres ned på det samlede budget til biler og benzin. Alternativt bliver bilforbrug og bilpriser slet ikke påvirker benzinforbruget. Alle både kortsigts- og langsigtsparametre for bilforbrug og bilpriser er insignifikante, og det er ikke testet om signifikansen af max-pris-leddet udelukkende skyldes benzinpriserne. Dette kan rent teknisk ses som et resultat af den lille variation i bilpriserne og bilforbruget på baggrund af de få observationer, jævnfør figur 1 og 2.

Der kan opstilles en model på baggrund af den ovenfor accepterede hypotese:

$$D \log \left(\frac{g_t}{b_t} \right) = \phi_1 D \log (p_{g,t}) - \gamma \left[\log \left(\frac{g_{t-1}}{b_{t-1}} \right) - \alpha + \sigma \max_{s \in 1, \dots, t-1} \left[\log \left(\frac{p_{g,s}}{p_{b,s}} \right) \right] \right] + \varepsilon_t \quad (23)$$

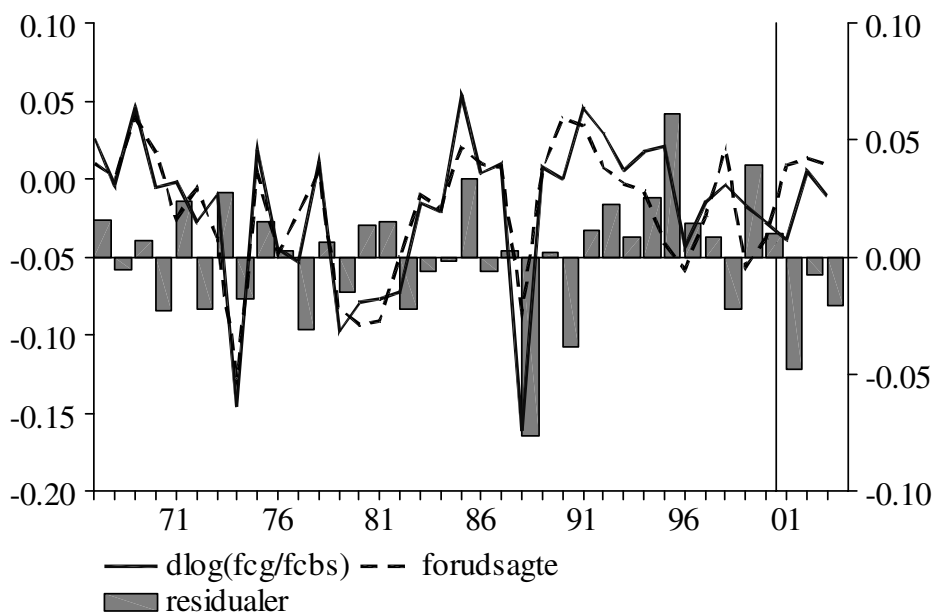
Modellen kan forklares som følger. På langt sigt er benzinforbruget pr. bil konstant - dog influeret af den teknologiske udvikling indenfor biler - hvis gennemtrængning på markedet er influeret af de relative priser via de relative max-priser. Antag, at benzin- og bilpriserne falder proportionalt. Der vil på lang sigt substitueres over til biler fra anden transport, men benzin-bil forholdet er uændret. Dog er benzinpriserne faldet, og selv om benzinforbruget pr. bil på lang sigt er konstant, så vil bilejere på kort sigt bruge mere benzin pr. bil. Dette kan være udtryk for, at folk eventuelt ikke stoler på, at prisfaldet er permanent, og herved kører lidt ekstra på kort sigt - fremskyder familiebesøget til Jylland og andre kørselsærinder. Dette er dog ikke helt konsistent med de adaptive forventninger antaget tidligere, hvilket der muligvis kunne rettes op på.

Estimationsresultaterne for ligning (23) er vist i tabel 7 og 8 for internationale priser, mens figur 12 og figur 13 viser det forudsagte relative forbrug mod det faktiske samt residualerne. Både med nationale og internationale priser er

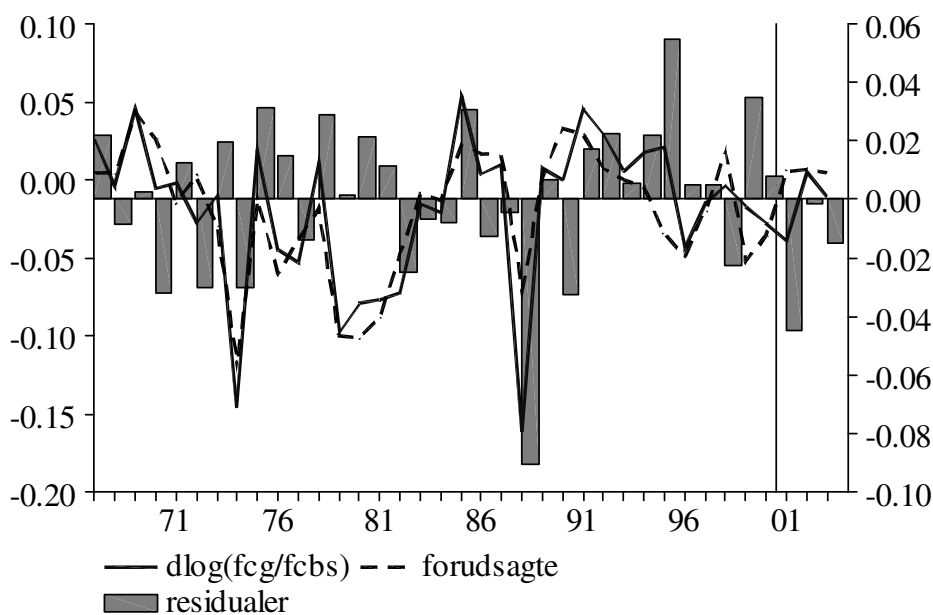
¹ Også uden sidste del af hypotesen er konklusionen den samme. For internationale priser er testværdien 1,34 og konklusionen altså den samme.

substitutionselasticiteterne numerisk højere med -0,98 mod før -0,80 ved nationale priser og -0,64 mod før -0,44 ved internationale priser. Fejlkorrigeringsparameteren er mindre end ved standard-modellen og insignifikant på 5 % niveau - dog signifikant på 1 % niveau. Endvidere er substitutionselasticiteterne meget usikre og ikke engang signifikante på 5% niveau, hvilket understreger den store usikkerhed.

Figur 12. Fejlkorrigeringsmodel



Figur 13. Fejlkorrigeringsmodel med internationale priser



Tabel 7. Estimation af fejlkorrektionsmodel med empirisk accepterede parameterrestriktioner

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Benzinforbrug	Dlog(fCg/fCbs)		
Kort sigt:	Substitutionselasticitet I	Dlog(pcg)	-0.4821	0.0549
Lang sigt:	Fejlkorrktionsparameter	log(fCg/fCbs)	-0.1543	0.0824
	Substitutionselasticitet	max[log(pcg/pcbs)]	-0.9844	0.5259
	Konstant		0.3154	0.2405

Tabel 8. Estimation af fejlkorrektionsmodel med empirisk accepterede parameterrestriktioner og med internationale priser under maksimumsoperatoren

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Benzinforbrug	Dlog(fCg/fCbs)		
Kort sigt:	Substitutionselasticitet I	Dlog(pcg)	-0.4534	0.0587
Lang sigt:	Fejlkorrktionsparameter	log(fCg/fCbs)	-0.0660	0.0681
	Substitutionselasticitet	max[log(pcg/pcbs)]	-0.6448	0.4019
	Konstant		0.1932	0.3009

5. Estimation ved inkludering af kvadratisk tidstrend

Et argument kunne være, at omkostningerne ved at omstille produktionsapparatet til benzinbesparende biler er aftagende over tid i takt med, at der forskes på området. Modelleringen fanger også, at forskningen på lang sigt også kan influeres af priserne. Det kunne dog argumenteres, at der uanset priserne vil blive forsket over tid, og at den nye teknologi vil blive implementeret over tid uanset priserne. Dog kan det anerkendes, at høje priser kan forøge processen. Samlet kan det modeleres ved at indføre en tidstrend. Det kunne tænkes, at de mest effektive forberedninger bliver implementeret først, og at de relative benzinforbedringer er aftagende over tid. Dette kan modeleres ved en kvadratisk tidstrend. Ved disse ændringer kunne fejlkorrektionsmodellen opskrives som²:

$$\begin{aligned}
 D \log \left(\frac{g_t}{b_t} \right) = & \phi D \log \left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}} \right) - \gamma \left[\log \left(\frac{g_{t-1}}{b_{t-1}} \right) \right. \\
 & \left. - \max_{s \in \{1, \dots, t-1\}} \left[\alpha_0 + \alpha_1 s + \alpha_2 s^2 + \sigma \log \left(\frac{p_{g,s}}{p_{b,s}} \right) \right] \right] + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{24}$$

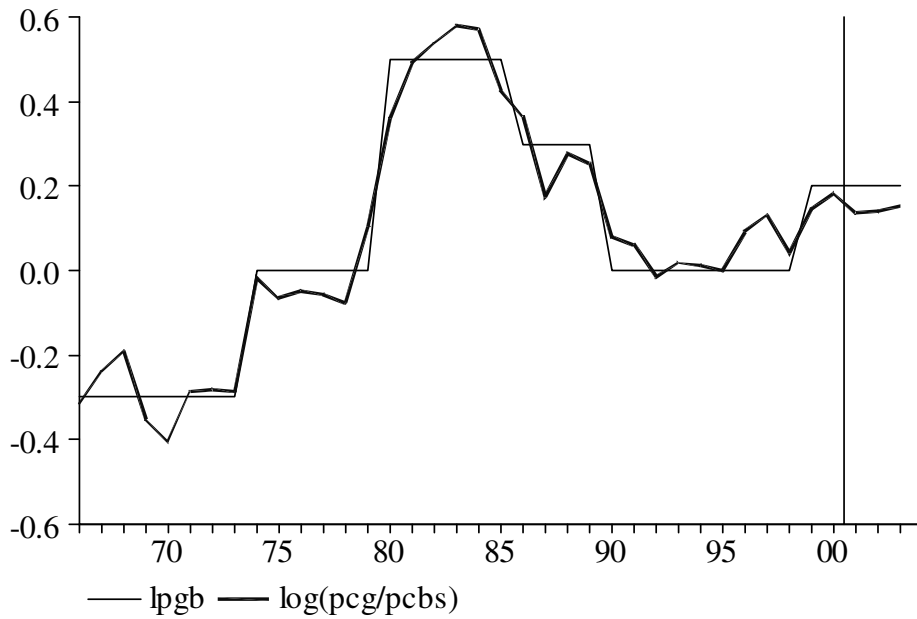
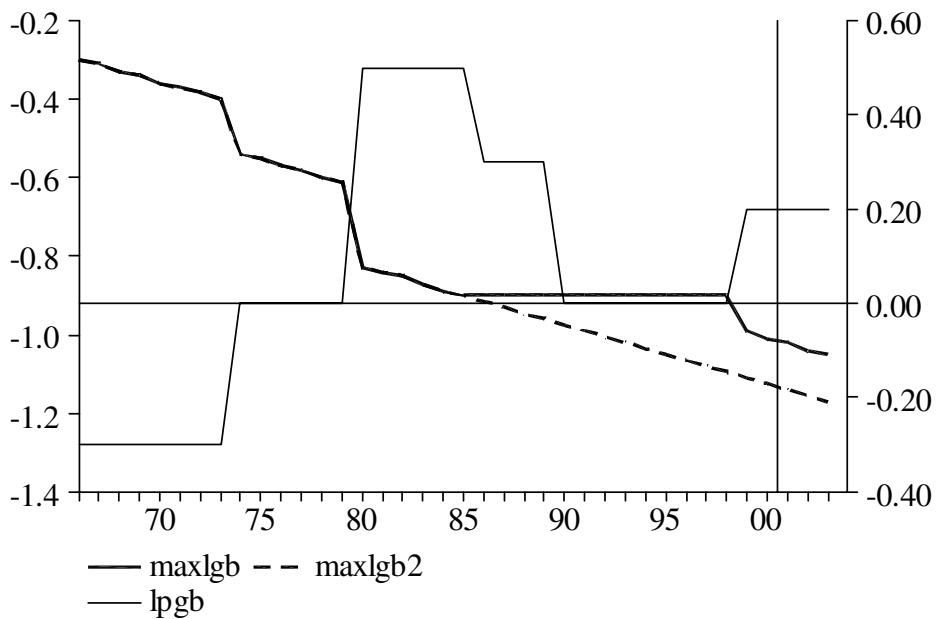
²Ved en egentlig estimation burde der også medtages en trend udenfor max-operatoren, hvorefter det skulle testes, om denne kunne undværes. Det vil betyde, at en trend i benzin/bilforbruget ikke kun er drevet af benzineffektiviteten.

Herved bevares idéen om, at produktionen først ændres, når det er profitabelt, men at det med tiden bliver mindre omkostningskrævende at gennemføre innovationerne. Ulempen ved denne formulering er, at ligning (24) ikke kan estimeres med OLS. Selvom fejllleddet antages normalfordelt, og (24) forsøges estimeret med maximum likelihood giver det problemer, idet maximum likelihood funktionen ikke bliver differentiabel. Problemet kan løses ved at bruge ikke-standard optimeringsalgoritmer, men før denne rute følges kunne andre formuleringer overvejes.

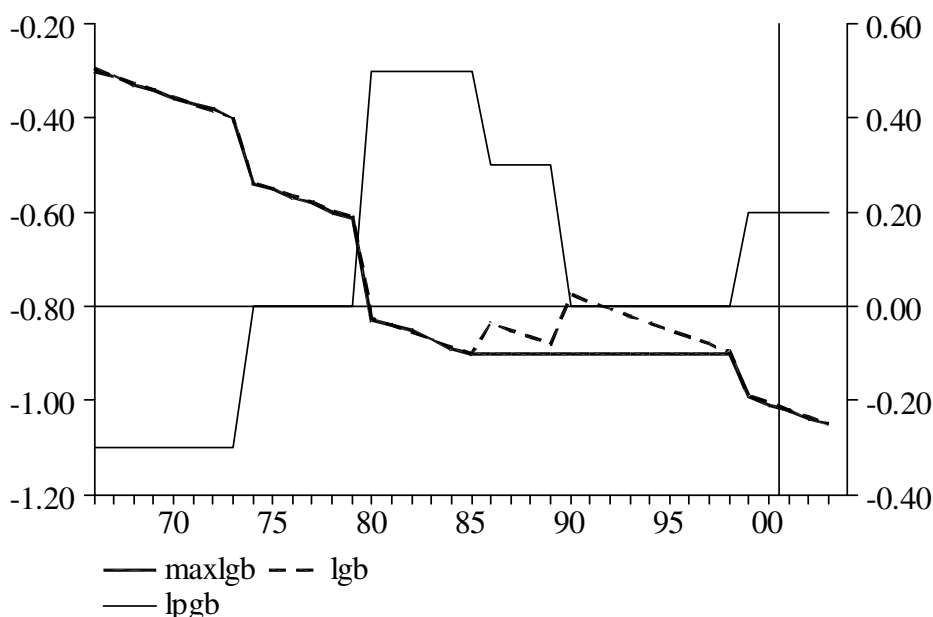
Et alternativ kunne være at rykke den kvadratiske tidstrend uden for maksimumoperatoren. Rent fortolkningsmæssigt bliver det knap så kønt. Der kommer løbende benzinbesparende forbedringer, og når priserne når et nyt peak, kommer der egentlige større forbedringer udover de automatiske. Dette giver følgende fejlkorrigeringsmodel:

$$D \log \left(\frac{g_t}{b_t} \right) = \phi D \log \left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}} \right) - \gamma \left[\log \left(\frac{g_{t-1}}{b_{t-1}} \right) - \alpha_0 - \alpha_1 t - \alpha_2 t^2 \right. \\ \left. + \sigma \max_{s \in \{1, \dots, t-1\}} \left[\log \left(\frac{p_{g,s}}{p_{b,s}} \right) \right] \right] + \varepsilon_t \quad (25)$$

For at illustrere forskellen på om tidstrenden er indenfor eller udenfor maksimumsoperatoren opstilles et eksempel med et syntetisk datasæt. Figur 14 illustrerer de syntetiske relative priser, $\log b$, i forhold til de faktiske. Idéen er at fange den overordnede prisudvikling i et stiliseret eksempel. Langsigtslige vægten for (24) og (25) illustreres med $\alpha_0 = -0,4$, $\alpha_1 = 0,015$, $\alpha_2 = 0$ og $\sigma = 0,4$, jævnfør figur 15. Med trenden udenfor maksimumsoperatoren fortsætter trenden, efter de maksimale priser er nået, og trenden bliver kun forstyrret, når priser når et nyt maksimum. Når trenden er indenfor maksimumsoperatoren, betyder et prisfald, at trenden undertrykkes indtil prisfaldet er slået fuldt igennem. Dette betyder, at på langt sigt vil modellen opføre sig som en model helt uden maksimumsoperatorer. Dette er illustreret i figur 16. Forskellen er, at med en maksimumsoperator kan forbruget ikke umiddelbart stige ved et prisfald, hvilket afspejler, at producenterne ikke kan spare ved at omstille produktionen til mindre benzinbesparende biler. Dog kan de udskyde benzinbesparende innovationer og prisfaldet vil slå igennem på længere sigt.

Figur 14. Syntetiske priser i forhold til faktiske priser**Figur 15. Udvikling med trend indenfor og udenfor maksimumsoperator ved brug af syntetisk data**

Figur 16. Udvikling med trend udenfor maksimumsoperator i forhold til udvikling uden maksimumsoperator ved brug af syntetisk data



Hvis der i ligning (25) medtages laggede relative priser, bliver de signifikante, mens de laggede maksimale priser bliver insignifikante. Samme konklusion gør sig gældende, når de internationale priser benyttes. Så enten er tidstrenderne misspecificerede, eller også bestemmes det langsigtede benzin/bil-forhold - givet de automatiske benzinbesparende forbedringer - af det relative og ikke det maksimale prisforhold. Er dette tilfældet bør (25) udskiftes med:

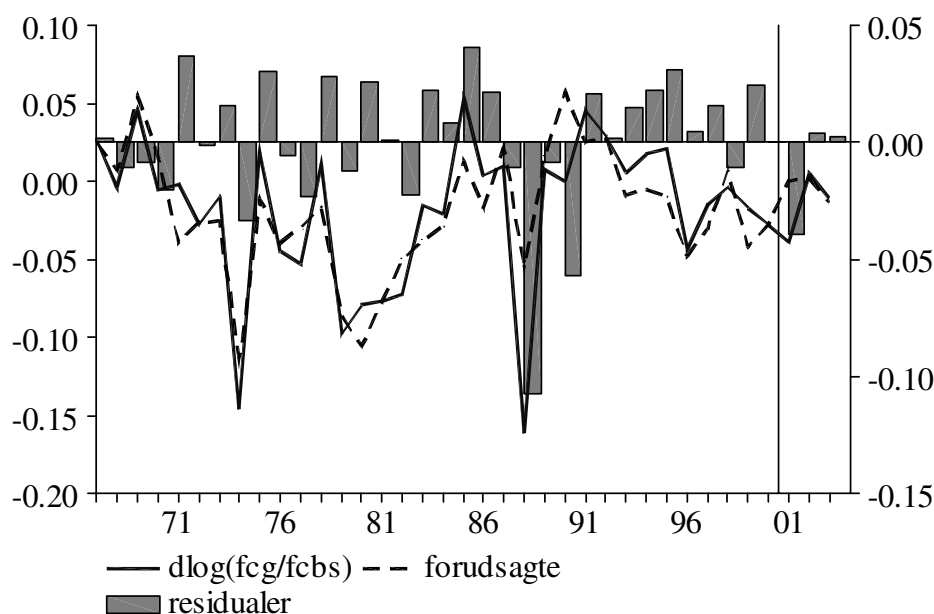
$$D \log \left(\frac{g_t}{b_t} \right) = \phi D \log \left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}} \right) - \gamma \left[\log \left(\frac{g_{t-1}}{b_{t-1}} \right) - \alpha_0 - \alpha_1 t - \alpha_2 t^2 + \sigma \log \left(\frac{p_{g,t}}{p_{b,t}} \right) \right] + \varepsilon_t \quad (26)$$

Igen er laggede ændringer i mængde og prisforhold ikke signifikante - hvorfor de udelades. Estimationsresultaterne er givet i tabel 9, og adskiller sig fra resultaterne i tabel 2 ved at inkludere en kvadratisk tidstrend. Det skal dog bemærkes, at når den kvadratiske tidstrend inkluderes, så bliver den langsigtede substitutionselasticitet betydeligt lavere. Dette kan skyldes, at det kvadratiske led giver den lineære tidstrend større indflydelse i den tidligere del af perioden - hvor de relative priser steg, mens det relative forbrug faldt - og mindre betydning i slutningen af perioden - hvor de relative priser faldt. Hermed kan en større del af ændringen i forbruget skyldes tidstrendene og ikke de relative priser.

Modellens forudsigelser i forhold til de observerede værdier samt residualerne vises i figur 17.

Tabel 9. Estimation af fejlkorrektionsmodel med kvadratisk tidstrend

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Relativt benzin/bil forbrug	Dlog(fCg/fCbs)		
Kort sigt:	Substitutionselasticitet	Dlog(pcg/pcbs)	-0.2989	0.0513
Lang sigt:	Fejlkorrktionsparameter		-0.2943	0.0916
	Substitutionselasticitet	log(pcg/pcbs)	-0.3502	0.1339
	Trend	tid-1965	-0.0390	0.0127
	Kvadratisk trend	tid-1965	0.0005	0.0002
	Konstant		-0.2084	0.1004

Figur 17. Fejlkorrktionsmodel med kvadratisk tidstrend

En Dickey Fuller test for stationaritet af fejlkorrektionsdelen af modellen giver en t-værdi på -3,13, hvilket ikke afviser enhedsrod, men igen er resultatet meget følsomt på grund af det lille antal observationer.

Betragt den mere generelle model:

$$\begin{aligned}
 D \log(g_t) = & \theta_1 D \log(b_t) + \phi_1 D \log(p_{g,t}) + \phi_2 D \log(p_{b,t}) \\
 & + \gamma [\log(g_{t-1}) - \theta_2 \log(b_{t-1}) - \alpha_0 - \alpha_1 t - \alpha_2 t^2 \\
 & + \sigma_1 \log(p_{g,t-1}) + \sigma_2 \log(p_{b,t-1})] + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{27}$$

Modellen estimeres som vist i tabel 14. Det ønskes nu at teste, om modellen kan reduceres til (26). Dette gøres ved et Wald test for hypotesen H_0 mod alternativet at H_0

er falsk, hvor $H_0 : \theta_1 = 1 \wedge \phi_1 + \phi_2 = 0 \wedge \theta_2 = 1 \wedge \sigma_1 + \sigma_2 = 0$. Selv på 10% signifikansniveau afvises H_0 med en teststørrelse på 18,87. Nærmere undersøgelse viser, at det både er anden og tredje betingelse, der er problemer med, hvilket understøttes af tabel 14. Det ser ud til, at der er to mulige forklaringer. Enten er der ingen sammenhæng mellem benzinforbrug og hverken bilforbrug og/eller bilpriser - og ellers er modellen fejlspecificeret. Første argument understøttes af, at samtlige parametre for bilforbrug og bilpriser er insignifikante. Andet argument understøttes af ad hoc indførelsen af tidstrenderne og fortegnene på tidstrenderne, der er modsat forventet. Selv en restriktion på langsigtsparementrene alene $H_0 : \theta_2 = 1 \wedge \sigma_1 + \sigma_2 = 0$ forkastes på 1% signifikansniveau med en teststørrelse på 10,06.

Tabel 14. Estimation af fejlkorrktionsmodel med kvadratisk tidstrend uden parameterrestriktioner

	Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
	Benzinforbrug	Dlog(fCg)		
Kort sigt:	Bilforbrug	Dlog(fCbs)	0.6788	0.2287
	Substitutionselasticitet I	Dlog(pcg)	-0.3786	0.0689
	Substitutionselasticitet II	Dlog(pcbs)	0.0535	0.1024
Lang sigt:	Fejlkorrktionsparameter	log(fCg)	-0.2416	0.1217
		log(fCbs)	-0.5546	0.7838
	Substitutionselasticitet I	log(pcg)	-0.5621	0.1815
	Substitutionselasticitet II	log(pcbs)	-0.1495	0.4202
	Trend	tid-1965	0.1218	0.0484
	Kvadratisk trend	tid-1965	-0.0014	0.0006
	Konstant		12.8773	5.3552

6. Konklusion

Generelt kan der ikke afvises enhedsrod i residualerne for de postulerede langsigtssammenhænge. Dette er i sig selv ikke sønderligt betryggende, men kan skyldes de få observationer. Muligvis burde stationaritet undersøges ved en KPSS-tests i stedet for ved ADF-tests.

Modellen med det strukturelle brud kan skønt sit fine fit være farlig at benytte i praksis, eftersom det strukturelle brud dækker over den udeblivende effekt fra faldet i de relative benzinpriser i 1980'erne.

CES-modellens parameterrestriktioner bliver afvist i modellen med kvadratisk tidstrend, og i modellen med maksimums-priser bliver symmetri i de kortsigtede substitutionselasticiteter afvist. Dette betyder, at det ville være betænkeligt at anvende

modellen med den kvadratiske tidstrend, eftersom de bagvedlæggende antagelser bliver empirisk anfægtet. Hvis modellen med maksimums-priserne ønskes brugt skal set-up'et ændres, så der ikke kommer modstridende antagelser om forventningsdannelsen.

Et teoretisk ønskværdigt alternativ ville være at prøve at inkorporere nogle fornuftige forventninger sammen med et langsigtet benzin/bil-forbrug, der er aftagende over tid, men også følger de maksimale priser. Dette ser dog umiddelbart mere vanskeligt ud end som så.

Indtil videre er det argumenteret, at benzinefterspørgslen er drevet af benzineffektiviteten. Benzineffektiviteten er i dette papir antaget at være en funktion af de relative priser - højere relative priser giver højere benzineffektivitet. Er det muligt at få data for bilbestandens gennemsnitlige benzineffektivitet kan der opstilles en model, hvor benzineffektiviteten er eksplicit medtaget i bestemmelsen af benzinforbruget. Dette er gjort i GRH21205. Uheldigvis er registreringen af energieffektivitet (i CRM) først påbegyndt i juli 1997 i forbindelse med indførelsen af grøn ejerafgift, og der foreligger ikke harmoniserede/sammenlignelige data fra før dette tidspunkt.³

I kapitel 5 blev det vist, at i en model med en tidstrend under maksimumsoperatoren var den langsigtede priselastisitet den samme som i en model uden en maksimumsoperator. Dog ville tilpasningen være hurtigere, når benzinforbruget var over sin ligevægtsbane, end når det var under. En approksimation til denne model kunne være en simpel fejlkorrigeringsmodel med en tidstrend, men hvor fejlkorrigeringsparameteren er forskellig alt efter om benzinforbruget ligger under eller over sit ligevægtsniveau.

³Jf. Søren Dalbro, 3. Kontor Danmarks Statistik.

Litteratur

- Grinderslev, Dorte og Rasmus Holm Madsen (2002), "Budgetrestriktionen i transportmodellen - eller manglen på samme", DGR09902.
- Høegh, Grane (2005), "Modellering af benzin- og bilforbruget med benzineffektivitet", GRH21205.
- Jensen, Peter Rørmose (2004), "Nye data for husholdningernes bilpark; bruttostock, nettostock, afskrivninger og usercost. Version II", PRJ12204.
- Jensen, Peter Rørmose (2004), "Endelig bilmodel", PRJ29004.
- Madsen, Rasmus Holm, Anne Bender og Dorte Grinderslev (2002), "Skitse til ny transportmodel - valg mellem benzin og kollektiv transport", RHM25102.
- Madsen, Rasmus Holm (2002), "Ny transportmodel til ADAM, Februar 2002 - endelige ligninger", RHM29502.
- Rasmussen, Martin og Niels Arne Dam (2000), "En model for valg af biler, benzin og kollektiv transport", MAR30900.

