

Estimation af CES - forbrugssystemet med og uden dynamik:

- fC_f/fC_{fv} sammenhold med fC_v/fC_{fv}
- fC_t/fC_{ts} sammenhold med fC_s/fC_{ts}

Resumé:

Dette papir sammenligner estimationsresultaterne af det relative forbrug af fødevarer (fC_f/fC_{fv}) med det relative forbrug af andre varer (fC_v/fC_{fv}). Derudover sammenlignes estimationsresultaterne af det relative forbrug af turistrejser (fC_t/fC_{ts}) med det relative forbrug af servicesydelser (fC_s/fC_{ts}).

Nøgleord: Forbrugssystem, CES

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. Introduktion

Dette papir er opstået i forlængelse af JNR150609. Papiret beskriver hvordan den nye formulering af faktorblokkens estimationsresultater bliver påvirkede af kortsigtsdynamik. Papiret finder, at uden kortsigtsdynamik er estimationsresultaterne forholdsvis robuste overfor, hvordan man omskriver forholdet i faktorblokken (K/KL eller L/KL). Med kortsigtsdynamik er dette ikke tilfældet.

Jeg vil i dette papir undersøge om CES -forbrugssystemet opfører sig på samme måde. Jeg har for overskueligheden skyld kun estimeret 2 nest. Fødevarer og andre varer nestet og turistrejser og services ydelser nestet.

2. Estimation af ligevægtsrelationen.

Sammenligning af ligevægtsrelationerne udgør udgangspunktet for at tjekke konsistens i formulering og i data.

Ligevægtsrelationerne for de 2 forbrugs nest er estimeret ud fra følgende formulering:

$$\log\left(\frac{fCX_{it}}{fCX_{12t}}\right) = \alpha_0 + \gamma_i \log(fCX_{12t}) + \sigma_i \log\left(\frac{pCX_{it}}{pCX_{12t}}\right) + \mu_t$$

hvor $X_i = f, v$ for $X_{12} = fv$ og $X_i = t, s$ for $X_{12} = ts$

Estimationsresultaterne for de 2 forbrugs nest kan se i henholdsvis tabel 1.a og tabel 1.b.

Tabel 1.a – Ligevægtsrelationen for fødevarer og andre varer.

	fCf/fCfv	fCv/fCfv
Konstantled	1.72961** [17.3480]	-3.03237** [-28.4291]
LR – Priselasticiteten	-0.370722** [-2.03264]	-0.315896* [-1.72185]
LR – Indkomstelasticiteten	-0.674527** [-24.2046]	0.650404 [21.8507]
R-squared	0.946694	0.937337
Log likelihood	96.9013	95.5662

Som det kan ses af tabellen, ser det ud til at priselasticiteten er forholdsvis ens lige meget hvordan systemet er formuleret. Priselasticiteten kan inden for én standartfejl bindes til denne samme værdi uanset formulering. Indkomsttrenden er som ventet forskellig.

Tabel 1.b – Ligevægtsrelationen for turistrejser og servicesydelser.

	fCt/fCts	fCs/fCts
Konstantled	-3.37232** [-15.4407]	.041664 [1.39173]
LR – Priselasticiteten	-0.942795** [-3.25504]	-0.745344** [-2.42522]
LR – Indkomstelasticiteten	0.375403** [5.90271]	-.051701** [-5.87360]
R-squared	0.551665	0.543337
Log likelihood	35.0108	105.829

Priselasticiteterne er i dette nest, igen forholdsvis ens for de forskellige formuleringer af systemet.

Priselasticiteten kan inden for én standartfejl bindes til den samme værdi uanset formulering.

Indkomsttrendens parameterestimat er som ventet igen forskellig for de to formuleringer.

Priselasticitetene er tæt på 1, hvilket giver Cobb-Douglas egenskaber på langt sigt i dette nest.

Det tyder derfor på, at det nastede CES-forbrugssystem er forholdsvis robust på langt sigt, overfor formuleringen af systemet. Dette resultat er på linje med resultaterne fra JNR150609.

3. Estimation af dynamisk ligning.

Dynamik inkluderes nu i modellen. Vi indsætter ligevægtsrelationen ind i en error-correctionsmodel hvilket giver følgende udtryk.

$$\bar{w}_{it} = \log\left(\frac{fCX_{it}}{fCX_{12t}}\right) = \alpha_0 + LRY \cdot \log(fCX_{12t}) + LRP \cdot \log\left(\frac{pCX_{it}}{pCX_{12t}}\right) + \mu$$

$$\Delta \log\left(\frac{fCX_{it}}{fCX_{12t}}\right) = SRY \cdot \Delta \log(fCX_{12t}) + SRP \cdot \Delta \log\left(\frac{pCX_{it}}{pCX_{12t}}\right) - ECM \left[\log\left(\frac{fCX_{it-1}}{fCX_{12t-1}}\right) - \log(\bar{w}_{it-1}) \right] + \varepsilon$$

hvor $X_i = f, v$ for $X_{12} = fv$ og $X_i = t, s$ for $X_{12} = ts$.

Tabel 2.a – Dynamisk relation for fødevarer og andre varer.

	fCf/fCfv	fCv/fCfv
Konstantled	1.93940** [5.81534]	-3.02329** [-10.8729]
LR – Priselasticiteten	0.131326 [0.205237]	0.128941 [0.238110]
LR – Indkomstelasticiteten	-0.735755** [-7.82519]	0.650122 [8.36429]
SR – Priselasticiteten	-0.474611** [-1.98416]	-0.574088 [-2.32450]
SR – Indkomstelasticiteten	-0.462856** [-4.94957]	0.462297** [4.41592]
R-squared	0.656602	0.656214
Log likelihood	114.251	110.488

Som det ses af tabel 2.a ser det ud til at både lang og kort -sigtspriselasticiteten er forholdsvis ens, lige meget hvordan systemet er formuleret. Priselasticiteterne kan inden for én standartfejl bindes til den samme værdi uanset formulering. Men det ses også fra tabellen, at LRP parameteren er usikkert bestemt og er ikke signifikant forskellig fra nul. Parameterestimerne har for den dynamiske relation ændret sig en del i forhold til ligevægtsrelationen, det ses bl.a., at den langsigtede priselasticitet har skiftet fortegn. Det skal dog nævnes, at man kan binde den dynamiske relations parameterestimer til at være lig ligevægtsrelationens parameterestimer jf.

LR-test tabel 3.

Tabel 2.b – Dynamisk relation for turistrejser og servicesydelser.

	fCt/fCts	fCs/fCts
Konstantled	-3.47127** [-5.14794]	0.047272 [0.532807]
LR – Priselasticiteten	-1.73265 [-1.66790]	-1.49412 [-1.42067]
LR – Indkomstelasticiteten	.364429* [1.86012]	-.048207* [-1.84347]
SR – Priselasticiteten	-.976882** [-3.25150]	-.962489** [-3.22438]
SR – Indkomstelasticiteten	1.06697** [3.04599]	1.06021** [3.01826]
R-squared	0.510531	0.513106
Log likelihood	55.9007	55.9956

Igen ses det, at både lang og kort -sigtspriselasticiteten er forholdsvis ens uafhængigt af, hvordan systemet er formuleret. Priselasticiteterne kan inden for én standartfejl bindes til den samme værdi uanset formulering. Men som ovenover ses det at LRP parameteren er usikkert bestemt og er ikke signifikant forskellig fra nul. Parameterestimerne har for den dynamiske relation ændret sig en del i forhold til ligevægtsrelationen, det ses bl.a. at den langsigtede priselasticitet her er blevet væsentlig større. Igen kan den dynamiske relations parameterestimer sættes til at være lig ligevægtsrelationens parameterestimer jf. LR-test tabel 3.

Tabel 3 – Likelihood ratio test: $LRP = \bar{LRP}$

	Loglikelihood H0	Loglikelihood HA	Test	Fraktilsandsynlighed
f/fv	114.251	113.787	0.928	0.33538317
v/fv	110.488	110.006	0.964	0.32618115
t/ts	55.9007	55.4683	0.8648	0.35239893
s/ts	55.9956	55.2303	1.5306	0.21602253

H0 er loglikelihoodværdien af en model uden restriktioner, HA er loglikelihoodværdien af en model, hvor langsigtpriselasiticteten er lig med langsigtpriselasiticteten fra ligevægtsrelationen.

Hvis den restrikerede model skal beskrive data må likelihoodværdien ikke falde meget ved denne restriktion af modellen. Ud fra tabellen ses det, at alle restriktionerne kan accepteres. Dette kunne tyde på, at man ikke ville miste så meget information ved at estimere med Engle-Granger two-step approach.

4. Konklusion:

Estimation af langsigtsrelationen giver som forventet resultater, der minder om den JNR150609 finder. Dvs. at der ikke er den store forskel på, om man estimerer $fCf/fCfv$ eller $fCv/fCfv$, og heller ikke den store forskel på, om man estimerer $fCt/fCts$ eller $fCs/fCts$. Men modsat JNR150609 finder jeg, at det dynamiske forbrugssystem er forholdsvis robust over for hvordan man har formuleret systemet. Dog bliver langsigtspriselasticiteten mere usikkert bestemt. Og den dynamiske relations parameterestimer kan bindes til at være lig ligevægtsrelationens parameterestimer.