

Reduceret form, kausal ordning og strukturelle relationer.

Et kig på eksportrelationerne

Resumé:

I dette papir diskuteres fortolkningen af parametrene i eksportsystemet. Det anføres at ADAM-bogen giver en lidt forkert fortolkning af de såkaldte krydstilpasningsparametre i systemet.

Et andet punkt, der diskuteres, er den store korrelation mellem residualerne i de to strukturelle relationer. Det påpeges, at denne korrelation er en indikation af at systemet er pålagt overidentificerende restriktioner, som ikke vil blive accepteret, hvis de testes.

Det følger naturligt af disse punkter, at jeg mener, man bør se nærmere på specifikationen af eksportrelationerne når de re-estimeres, og ikke blot anvende en mere avanceret estimationsteknik. I den forbindelse foreslås en model med andre identificerende antagelser, som er mere "Cowles-agtige" end de nuværende restriktioner.

Filnavn: hhn14301.zip

Nøgleord: Eksport, fejlkorrektion

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

I forberedelsen af min præsentation af eksportrelationerne til ADAM-kurset i marts 2001, har jeg gjort mig nogle tanker om estimationen af disse relationer og de fortolkninger af relationernes parametre, der fremføres i ADAM-bogen. Det er især fortolkningen af tilpasningsparametrene og tilstedeværelsen af negativ korrelation mellem residualerne, der har givet anledning til undren.

Da en re-estimation af eksportrelationerne er på dagsordenen, har jeg valgt at beskrive mine overvejelser i dette papir, på trods af at jeg ikke er direkte involveret i estimationsarbejdet. Hele affæren handler om fortolkningen af parametrene i simultane systemer, hvor ligningerne omskrives fra en reduceret til en strukturel form ved en (Wold) kausal ordning. Det er nemlig første skridt i identifikationen af pris- og mængdeligningerne i eksportrelationerne.

De seneste formuleringer af eksportrelationerne findes i modelgruppepapirerne TMK 14. marts 2000 og TMK 14. december 2000. Baggrunden for disse formuleringer er nærmere beskrevet og undersøgt i papiret JAO 6. juni 1995, som bygger på systemidéen i MMP 20. november 1994, der for sin del bygger på Jensen og Knudsen (1992).

2. De strukturelle ligninger

I den forenkede notation fra ADAM-bogen og undervisningsplancherne er modellen som følger.

Langsigtsrelationerne er givet ved en efterspørgselsrelation og en profitmaksimeringsbetingelse

$$\begin{aligned}u_d &= \log(fE/fEe) - \gamma \log(pe/pee) - \mu_d, && \text{(efterspørgsel)} \\u_p &= \log(pe/pwew) - \mu_p, && \text{(profitmaksimering)}\end{aligned}$$

hvor de to støjled u_d og u_p antages at være stationære.

På kort sigt antages en multivariat fejlkorrektionsmodel med frit estimerede elasticiteter:

$$\begin{aligned}D\log(fE) &= \alpha_{f1} D\log(fEe) + \alpha_{f2} D\log(pe/pee) \\&\quad + \alpha_{fd}u_{d-1} + \alpha_{fp}u_{p-1} + \varepsilon_f,\end{aligned} \tag{1a}$$

$$\begin{aligned}D\log(pe) &= \alpha_{p1} D\log(pwenv) + \alpha_{p2} D\log(pee) \\&\quad + \alpha_{pd}u_{d-1} + \alpha_{pp}u_{p-1} + \varepsilon_p.\end{aligned} \tag{1b}$$

I denne genskrivning er den eneste forskel til ADAM-bogen, at jeg ikke har angivet fortegn på tilpasningsparametrene a priori, og at jeg har tilføjet to støjled ε_f og ε_p . I ADAM-bogen forventes $\alpha_{fd} < 0$, $\alpha_{fp} > 0$, $\alpha_{pd} < 0$ og $\alpha_{pp} < 0$.

I JAO 6. juni 1995 konstateres det, at $\hat{\alpha}_{fp} < 0$, hvorfor parameteren sættes til nul. Samtidig bliver $\hat{\alpha}_{pd}$ insignifikant, således at ligningerne synes at kunne estimeres med enkeltligningsestimation. Systemestimationen bibeholdes dog fordi korrelationen mellem ε_d og ε_p estimeres til -0.54 .

Jeg vil i dette papir argumentere for at vi ikke kan sige noget a priori om fortegnet til α_{fp} , og at den store korrelation mellem residualerne er overraskende, og burde lede til test af en række af de overidentificerende restriktioner i eksportsystemet.

3. Den reducerede form og en kausal ordning

Bag parametrene i det vi vælger at kalde det strukturelle system (1), er der en reduceret form, som er en såkaldt partiel VAR-model.¹

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(fE) &= \gamma_{11} \text{Dlog}(fEe) + \gamma_{12} \text{Dlog}(pee) + \gamma_{13} \text{Dlog}(pwenv) \\ &\quad + \alpha_{11}u_{d-1} + \alpha_{12}u_{p-1} + \varepsilon_1, \end{aligned} \quad (2a)$$

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(pe) &= \gamma_{21} \text{Dlog}(fEe) + \gamma_{22} \text{Dlog}(pee) + \gamma_{23} \text{Dlog}(pwenv) \\ &\quad + \alpha_{21}u_{d-1} + \alpha_{22}u_{p-1} + \varepsilon_2. \end{aligned} \quad (2b)$$

I den reducerede form (2) skal egenværdierne i matricen bestående af α_{ij} -elementerne være mindre end 1, for at vi vil slutte at de to langsigtelsesrelationer er stationære.² Dette vil vi ikke bekymre os om, men blot antage at det holder. En mulighed, der kan give stationaritet, er $\alpha_{11} < 0$, $\alpha_{22} < 0$, $\alpha_{12} > 0$ og $\alpha_{21} < 0$, præcis som det antages i ADAM-bogen. Man skal blot være opmærksom på, at det er forskellige parametre, der refereres til. I papiret MMP 20. november 1994 diskuteres de samme parametre som her.

En af antagelserne i den strukturelle model (1) er, at vækstraten i eksportprisen indgår i den kortsigtede efterspørgselsrelation, mens vækstraten i den efterspurgte mængde *ikke* indgår i prisrelationen. Dette er en antagelse om en kausal ordning i pris og mængde (pris \rightarrow mængde), som er identificerende. Det er faktisk en tilstrækkelig antagelse til at kunne identificere de to relationer. (Det er det gamle Sims trick, der bygger på salig Wold's ide om kausale strukturer i økonomien.)

Når modellen omskrives til en kausal model fremkommer følgende:

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(fE) &= \rho \text{Dlog}(pe) + \tilde{\gamma}_{11} \text{Dlog}(fEe) + \tilde{\gamma}_{12} \text{Dlog}(pee) + \tilde{\gamma}_{13} \text{Dlog}(pwenv) \\ &\quad + \tilde{\alpha}_{11}u_{d-1} + \tilde{\alpha}_{12}u_{p-1} + \varepsilon_{1.2}, \end{aligned} \quad (3a)$$

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(pe) &= \gamma_{21} \text{Dlog}(fEe) + \gamma_{22} \text{Dlog}(pee) + \gamma_{23} \text{Dlog}(pwenv) \\ &\quad + \alpha_{21}u_{d-1} + \alpha_{22}u_{p-1} + \varepsilon_2, \end{aligned} \quad (3b)$$

hvor de nye parametre i efterspørgselsligningen er $\rho = \text{cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2)/\text{var}(\varepsilon_2)$, $\tilde{\gamma}_{1j} = \gamma_{1j} - \rho\gamma_{2j}$ og $\tilde{\alpha}_{1j} = \alpha_{1j} - \rho\alpha_{2j}$.

¹Man kan finde de efterfølgende omskrivninger i Johansen (1996), kapitel 8. Der er dog i dette tilfælde også andre gode kilder.

²Her er det dog hverken en nødvendig eller tilstrækkelig betingelse.

I denne formulering ved vi, at $\varepsilon_{1,2}$ og ε_2 er ukorrelerede, for det er netop denne korrelationen mellem residualerne i den reducerede form der udnyttes i estimationen af ρ ($\varepsilon_{1,2} = \varepsilon_1 - \rho\varepsilon_2$). Statistisk set har vi faktoriseret den simultane fordeling af de to endogene variabler i en betinget (fE givet pe) og en marginal (for pe).

Det interessante ved omskrivningen er bl.a. at vi kender fortegnet på ρ i teorien, idet vi ønsker en negativ partiel, kortsigtssammenhæng mellem pris og mængde i efterspørgselsrelationen. Dette leder til, at $\tilde{\alpha}_{12}$ bliver ubestemt, selv om vi kender fortegnene på de tre parametre den er dannet af. Man kan altså ikke i denne formulering sige noget om krydstilpasningen.

Dette er ikke kontra-intuitivt, idet vi har formuleret efterspørgselsrelationen, så mængden reagerer på afvigelser i langsigts-profitmaksimeringen via to kanaler: Dels via reaktionen direkte fra prisændringer ($\rho\alpha_{22}$) og dels via krydsleddet ($\tilde{\alpha}_{12} = \alpha_{12} - \rho\alpha_{22}$). Den samlede effekt af en uligevægt er $\alpha_{12} > 0$, som ønsket. Det vi har tjent ved omskrivningen er, at vi nu direkte ser effekten af et skift til en højere ligevægtspris der leder til et en ændring i eksporten på ρ procent på kort sigt. Effekten af en højere uligevægtspris er også initialt ρ , men i perioden senere kommer korrektionen tilbage til ligevægt, som sker både via mængdetilpasning og pristilpasning. Fortegnet til $\tilde{\alpha}_{12}$ alene giver ingen information om tilpasningsprocessen, da den bestemmes af α_{12} . Hvis der *ikke* er egentlig mængdetilpasning fra pris-uligevægt, har vi $\tilde{\alpha}_{12} = \rho\alpha_{22} > 0$.

4. Tilbage til strukturen

Når man sammenligner det strukturelle system (1) med den kausale ordning (3) ses det at (1) fremkommer af (3) ved at pålægge overidentificerende restriktioner:

$$\tilde{\gamma}_{12} = -\rho = \alpha_{f2}, \quad \tilde{\gamma}_{13} = 0, \quad \gamma_{21} = 0. \quad (4)$$

Hvis disse restriktioner alle kan accepteres har vi en klar sammenhæng mellem støjleddene:

$$\varepsilon_d = \varepsilon_{1,2}, \quad \varepsilon_p = \varepsilon_2, \quad (5)$$

og det følger at der ikke bør være signifikant korrelation mellem de strukturelle residualer. Da der rapporteres en høj negativ residualkorrelation i de strukturelle regressioner, er der kraftige indikationer af at mindst en af de tre overidentificerende restriktioner afvises af data. Der er derfor grund til at overveje, hvorfor de er pålagt. Man kan bl.a. overveje hvorfor egenpriselasticiteten og krydspriselasticiteten er numerisk lige store på kort sigt. Det er vel muligt at vi ikke har benyttet det sande kortsigtsprisindeks i beregningen af pee .

En anden betragtning er, at hvis både Du_d og Du_p skal påvirke efterspørgslen på kort sigt, hvilket kan virke plausibelt i en årsmodel, da er $\tilde{\gamma}_{13} \neq 0$. Man skal i dette tilfælde i stedet se på restriktionen $\rho = -(\tilde{\gamma}_{12} + \tilde{\gamma}_{13})$.

5. En Cowles-model

Det er umiddelbart lidt vanskeligt at forholde sig til restriktionen $\gamma_{21} = 0$, men det kan alligevel udnyttes til at overveje en anden identificerende restriktion frem for den kausale ordning. Man skal blot tænke mere i Cowles-commission identifikation af simultane systemer.

Lad os derfor antage at $\tilde{\gamma}_{13} = 0$. (Restriktionen $\rho = -(\tilde{\gamma}_{12} + \tilde{\gamma}_{13})$ kan også gøre det). Denne restriktion identificerer efterspørgselsrelationen. Identifikation af prisrelationen kan være, at det også på kort sigt er en markedsandelsmodel, således at den strukturelle model har $D\log(fE/fEe)$ som regressor i prisligningen. Denne antagelse vil give et system, hvor vi ikke længere kan sige noget om residualvariansmatricen. Modellen kan formuleres som

$$D\log(fE/fEe) = \alpha_{f0} D\log(pe) + (\alpha_{f1} - 1) D\log(fEe) + \alpha_{f2} D\log(pee) + \alpha_{fd}u_{d-1} + \alpha_{fp}u_{p-1} + \varepsilon_f, \quad (6a)$$

$$D\log(pe) = \alpha_{p0} D\log(fE/fEe) + \alpha_{p1} D\log(pwenv) + \alpha_{p2} D\log(pee) + \alpha_{pd}u_{d-1} + \alpha_{pp}u_{p-1} + \varepsilon_p. \quad (6b)$$

Det er ikke givet, at dette system leder til bedre bestemte parametre, men det er en model med simultane effekter på både udbuds- og efterspørgselsrelationerne i modsætning til den kausale struktur, hvor prisen ikke reagerer på mængdeshock.

6. Afslutning

Dette papir skal naturligvis udvides eller opfølges af et papir med estimationsresultater.

Engage
–J.L. Picard

Litteratur

Dam, P. U. (red.) (1996), *ADAM. En model af dansk økonomi. Marts 1995*, Danmarks Statistik, København.

Jensen, L. S. og Knudsen, D. (1992), Multivariat analyse af udenrigshandelens priselasticiteter, *Symposium i anvendt statistik*. UNI-C, København.

Johansen, S. (1996), *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. 2. udgave. Oxford University Press.

Refererede modelgruppepapirer (kronologisk)

Kristensen, T. M. og Christensen, M. (14. december 2000). Paneltilgang til eksportrelationer – foreløbige resultater.

Kristensen, T. M. (14. marts 2000). Reestimation af eksportrelationerne april 2000.

Olsen, J. A. (6. juni 1995). Mere om multivariat estimation af eksporten (II).

Pedersen M. M. (20. november 1994). Multivariat kointegrationsanalyse af eksporten.