

En rationeringsmodel for produktion og beskæftigelse i danske byerhverv

Eskil Heinesen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: A small macroeconomic rationing model based on nested CES transaction functions for goods and labour markets is presented. The model is estimated by generalized method of moments on quarterly data for the Danish private non-agricultural sector, using regime proportion indicators based on business survey information.

1. Indledning

I denne artikel beskrives estimationsresultater for en makroøkonomisk rationeringsmodel for produktion og beskæftigelse i byerhverv i Danmark. Modellen har en heterogen regimestruktur i den forstand at der tages højde for, at forskellige virksomheder kan være i forskellige regimer i en given periode.

At det er interessant at estimere en sådan model kan for det første begrundes med, at der er tale om en generalisering af den traditionelle Keynes-model, der er udgangspunkt for de fleste empiriske makromodeller. For det andet kan det være afgørende for estimererne af centrale parametre, at der tages hensyn til at regimeandelene (og dermed den relative betydning af efterspørgsels- og udbudssiden i økonomien) skifter over tiden. Med hensyn til anvendelse af estimerede modeller til analyse af økonomisk politik er det centralt, at makro-rationeringsmodeller tager hensyn til, at effekterne af forskellige former for økonomisk politik i en given periode afhænger af hvilke regimer, der dominerer.

Modellen, der beskrives nærmere i de følgende afsnit, ligner modeller der er blevet estimeret for en række europæiske lande, se bl.a. Sneessens og Drèze (1986), Lambert (1988), Meersman (1988) og Drèze et al. (1991), idet der anvendes CES-transaktionsfunktioner for vare- og arbejdsmarked.¹ Modellen estimeres ved generaliseret momentmetode på kvartalsdata for perioden 1971-1990, og der benyttes indikatorer for regimeandele baseret på konjunkturbarometer-information.

Denne artikel bygger på et mere omfattende arbejdsrapport, Heinesen (1991c), hvor model, data, estimationsmetode og estimationsresultater er beskrevet mere grundigt. Jeg er taknemmelig for værdifulde kommentarer fra Ellen Andersen, og for den hjælp jeg har modtaget fra Bent Sørensen vedrørende GMM-metoden og GAUSS-programpakken.

1. Drèze et al. (1991) indeholder et kapitel af Torben M. Andersen og Per B. Overgaard om estimation af en årsmodel af denne type på danske data for perioden 1952-84.

En rationeringsmodel for produktion og beskæftigelse i danske byerhverv

Eskil Heinesen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: A small macroeconomic rationing model based on nested CES transaction functions for goods and labour markets is presented. The model is estimated by generalized method of moments on quarterly data for the Danish private non-agricultural sector, using regime proportion indicators based on business survey information.

1. Indledning

I denne artikel beskrives estimationsresultater for en makroøkonomisk rationeringsmodel for produktion og beskæftigelse i byerhverv i Danmark. Modellen har en heterogen regimestruktur i den forstand at der tages højde for, at forskellige virksomheder kan være i forskellige regimer i en given periode.

At det er interessant at estimere en sådan model kan for det første begrundes med, at der er tale om en generalisering af den traditionelle Keynes-model, der er udgangspunkt for de fleste empiriske makromodeller. For det andet kan det være afgørende for estimererne af centrale parametre, at der tages hensyn til at regimeandelene (og dermed den relative betydning af efterspørgsels- og udbudssiden i økonomien) skifter over tiden. Med hensyn til anvendelse af estimerede modeller til analyse af økonomisk politik er det centralt, at makro-rationeringsmodeller tager hensyn til, at effekterne af forskellige former for økonomisk politik i en given periode afhænger af hvilke regimer, der dominerer.

Modellen, der beskrives nærmere i de følgende afsnit, ligner modeller der er blevet estimeret for en række europæiske lande, se bl.a. Sneessens og Drèze (1986), Lambert (1988), Meersman (1988) og Drèze et al. (1991), idet der anvendes CES-transaktionsfunktioner for vare- og arbejdsmarked.¹ Modellen estimeres ved generaliseret momentmetode på kvartalsdata for perioden 1971-1990, og der benyttes indikatorer for regimeandele baseret på konjunkturbarometer-information.

Denne artikel bygger på et mere omfattende arbejdsrapport, Heinesen (1991c), hvor model, data, estimationsmetode og estimationsresultater er beskrevet mere grundigt. Jeg er taknemmelig for værdifulde kommentarer fra Ellen Andersen, og for den hjælp jeg har modtaget fra Bent Sørensen vedrørende GMM-metoden og GAUSS-programpakken.

1. Drèze et al. (1991) indeholder et kapitel af Torben M. Andersen og Per B. Overgaard om estimation af en årsmodel af denne type på danske data for perioden 1952-84.

I afsnit 2 og 3 nedenfor beskrives modellens transaktions- og adfærdsrelationer. Data beskrives i afsnit 4. Der redegøres for estimationsresultater i afsnit 5. I afsnit 6 fortolkes udviklingen i beskæftigelse og arbejdsløshed i perioden 1971-1990 i lys af estimationsresultaterne, og der konkluderes i afsnit 7.

2. Modellens transaktionsfunktioner

Det mikroøkonomiske udgangspunkt for modellens transaktionsfunktioner er en antagelse om, at der i økonomien er et stort antal virksomheder, og at forskellige virksomheder kan være i forskellige regimer i en given periode. Til hver virksomhed er knyttet et mikro-varemarked, hvor output sælges, og et mikro-arbejdsmarked, hvorfra virksomheden henter sin arbejdskraft. Den periodeenhed der betragtes er kort, således at kapitalapparatet er givet ved beholdningen primo perioden; ligeledes er løn og pris faste inden for perioden (men kan tænkes bestemt af f. eks. virksomheden ved periodens start). Transaktionerne på det enkelte mikro-marked er bestemt af minimum af efterspørgsel og udbud. Hver virksomhed kan være i et af tre regimer (benævnt hhv. K , C og R) afhængigt af om dens produktion er begrænset som følge af mangel på vareefterspørgsel, (profitabel) kapacitet eller arbejdskraft. Andelen af virksomheder i de tre regimer betegnes i det følgende hhv. P_k , P_c og P_r . Data for disse regimeandele anvendes i estimationen, jf. nedenfor.

Ved opstillingen af makro-modellen tages udgangspunkt i 2-niveau-CES-transaktionsfunktioner:²

$$Y = \left[(\tilde{Y}^S)^{\gamma_1} + (Y^d)^{\gamma_1} \right]^{\gamma_2/\gamma_1} + (\hat{Y}^S)^{\gamma_2} \right]^{-1/\gamma_2} \quad (1)$$

$$L^* = \left[(\tilde{L}^{d*})^{\gamma_1} + (\hat{L}^{d*})^{\gamma_1} \right]^{\gamma_2/\gamma_1} + (L^S)^{\gamma_2} \right]^{-1/\gamma_2} \quad (2)$$

hvor $\gamma_1, \gamma_2 > 0$, Y er de aggregerede transaktioner på varemarkedet (d.v.s. produktionen), $\tilde{Y}^S$ er aggregeret »kapacitetsoutput« (d.v.s. den mængde, det er profitabelt at producere, givet priser og kapitalapparat), $\hat{Y}^S$ er den mængde output, der (givet gennemsnitsproduktiviteten) ville kunne produceres ved fuld beskæftigelse, Y^d er samlet vareefterspørgsel, L^S er arbejdsudbud, og $\tilde{L}^{d*}$ og $\hat{L}^{d*}$ er den mængde arbejdskraft, der teknisk skal til for at producere hhv. kapacitetsoutput og efterspurgt output. På grund af labour hoarding antages beskæftigelsen, L , at tilpasse sig trængt til L^* bestemt i (2):

$$\ln L = \delta \ln L^* + (1-\delta) \ln L_{-1}, \quad 0 < \delta \leq 1 \quad (3)$$

2. I Heinesen (1991b) er i detaljer redegjort for, at disse funktioner har rimelige egenskaber, og for problemer i forbindelse med udledning af dem ud fra antagelser om fordelingen af efterspørgsel og udbud over mikro-markeder (virksomheder).

Med henblik på fortolkning af parametrene γ_1 og γ_2 i (1)-(2) er det hensigtsmæssigt at skrive (2) på formen

$$L^* = [(L^{d*})^{-\gamma_2} + (L^S)^{-\gamma_2}]^{-1/\gamma_2}, \text{ hvor } L^{d*} = [\tilde{L}^{d*})^{-\gamma_1} + (\hat{L}^{d*})^{-\gamma_1}]^{-1/\gamma_1} \quad (2a)$$

L^{d*} er den aggregerede effektive arbejdskraftefterspørgsel, når der ses bort fra labour hoarding. L^* er altid mindre end $\min(L^{d*}, L^S)$, og jo mindre γ_2 , des større forskel mellem L^* og $\min(L^{d*}, L^S)$; $1/\gamma_2$ kan fortolkes som udtryk for graden af »mismatch« mellem effektiv arbejdskraftefterspørgsel og arbejdsudbud over virksomheder. Dette mismatch kan være m.h.t. arbejdskraftens uddannelse, geografiske placering og andre forhold. Hvis $1/\gamma_2$ er stor, kan det således være et udbredt fænomen, at nogle virksomheder mangler arbejdskraft, mens der på andre mikro-arbejdsmarkeder er betydeligt overskudsudbud. Parameteren γ_1 kan tilsvarende fortolkes som inverst relateret til graden af mismatch mellem kapacitetsoutput og efterspurgt output over virksomheder.

I (1) og (2) er de aggregerede transaktioner altid mindre end minimum af aggregeret efterspørgsel og aggregeret udbud. Den aggregerede minimumstransaktionsregel som optræder i traditionelle makro-rationeringsmodeller fås som specialtilfælde når både $\gamma_1 \rightarrow \infty$ og $\gamma_2 \rightarrow \infty$ (d.v.s. når alle virksomheder er i samme regime). At de samme mismatch-parametre γ_1 og γ_2 indgår i (1) og (2) indebærer, at det antages at der på kort sigt er et fast teknisk Y/L -forhold i produktionen uanset dennes størrelse: $Y/L^* = \tilde{Y}^S / \tilde{L}^{d*} = \hat{Y}^S / L^S$.

3. Den estimerede model

Den estimerede model består af nedenstående fire ligninger:

$$\ln L = \delta(\ln L^S + \frac{1}{\gamma_2} \ln Pr) + (1-\delta) \ln L_{-1} + u_{LS} \quad (4)$$

$$\ln Y - \frac{1}{\gamma_2} \ln(1-Pr) - \frac{1}{\gamma_1} \ln \frac{Pk}{1-Pr} = a_0 + a_1 \ln Xu + a_2 B(\ln \frac{pu}{px}) + a_3 i_{-1} \quad (5)$$

$$+ a_4 \ln(1-Pr) + a_5 \Delta \left[\ln Y_{-1} - \frac{1}{\gamma_2} \ln(1-Pr_{-1}) - \frac{1}{\gamma_1} \ln \left(\frac{Pk}{1-Pr} \right)_{-1} \right] + u_{Yd}$$

$$\ln \frac{Y}{K} - \frac{1}{\gamma_2} \ln(1-Pr) - \frac{1}{\gamma_1} \ln \frac{Pc}{1-Pr} = b_0 + b_1 \sigma \ln \frac{r_s}{p_s} \quad (6)$$

$$+ (1-b_1) \left[\ln \frac{Y}{K} - \frac{1}{\gamma_2} \ln(1-Pr) - \frac{1}{\gamma_1} \ln \frac{Pc}{1-Pr} \right]_{-1} + u_{YS}$$

$$\ln \frac{Lh}{Y} - (1-\delta) \ln \frac{Lh_{-1}}{Y} = c_0 + b_1 \delta \sigma \ln \frac{p_{-5}}{w_{-5}} \quad (7)$$

$$+ (1-b_1) \left(\ln \frac{Lh_{-1}}{Y_{-1}} - (1-\delta) \ln \frac{Lh_{-2}}{Y_{-1}} \right) + u_{Ld}$$

Ligning (4) beskriver sammenhængen mellem arbejdsudbud og beskæftigelse, (5) er en aggregeret vareefterspørgselsrelation, og (6) og (7) beskriver virksomhedernes vareudbud og arbejdskraftefterspørgsel; u_{LS} , u_{Yd} , u_{YS} og u_{Ld} er stokastiske restled. I det følgende fortolkes de enkelte ligninger ud fra (1)-(3) og adfærdsantagelser. En præcis udledning af (4)-(7) findes i Heinesen (1991c).

Fra (2) kan udledes at $\ln L^* = \ln L^S + \frac{1}{\gamma_2} \ln Pr$, og (4) fås ved indsættelse af dette udtryk i (3). Relationen $\ln L^* = \ln L^S + \frac{1}{\gamma_2} \ln Pr$ udtrykker, at jo flere virksomheder der mangler arbejdskraft, jo mindre er forskellen mellem L^* og L^S .

På venstresiden i (5) er den aggregerede vareefterspørgsel, Y^d , udtrykt ved produktion, Y , og regimeandele. Dette udtryk kan udledes fra (1) og er lettest at fortolke for specialtilfældet $\gamma_1 = \gamma_2$: Hvis andelen af efterspørgselsbegrænsede virksomheder, Pk , er stor, er forskellen mellem Y og Y^d lille. Efterspørgslen (efter danske byerhvervs produktion) forklares af højresidens variable: Xu er europæisk industrieksport i faste priser (mål for efterspørgslen på eksportmarkederne), pu/px er forholdet mellem prisen på europæisk industrieksport og prisen på dansk industrieksport målt i dollar (mål for konkurrenceevne), $B(\ln(pu/px))$ er et simpelt gennemsnit af $\ln(pu/px)$ i det aktuelle og de foregående 16 kvartaler, i er nominel obligationsrente, og $a_4 \ln(1-Pr)$ er en spillovereffekt fra arbejdsmarked til forbrugsefterspørgsel ($1-Pr$ er andelen af mikro-arbejdsmarkeder med overskudsudbud, så a_4 bør være negativ). Den sidste forklarende variabel i (5) er lig med $\Delta \ln Y_{-1}^d$ udtrykt ved Y og regimeandele. Begrundelsen for dette udtryk er at en lagget efterspørgselsændring påvirker investeringerne positivt ifølge acceleratorprincippet.³

I ligning (6)-(7) er K kapitalapparat, r er usercost for kapital, p outputpris, Lh beskæftigelse (målt i effektivitetssenheder) og w løn (pr. effektivitetssenhed arbejdskraft). Venstresiden i (6) er $\ln(\tilde{Y}^s/K)$ udtrykt ved $\ln(Y/K)$ og regimeandele. Dette udtryk er udledt fra (1), og fortolkningen er enklest for specialtilfældet $\gamma_1 = \gamma_2$: Når andelen af kapacitetsbegrænsede virksomheder, Pc , er stor, er forskellen mellem kapacitetsoutput, $\tilde{Y}^s$, og produktion, Y , lille. Venstresiden i (7) er lig $\delta \ln(\hat{L}^d/Y^d)$, hvilket kan udledes fra (1)-(3). Relationerne (6) og (7) er baseret på en antagelse om partiel tilpasning af de

3. Det er forsøgt at inddrage en »wedge« (mellem BFI og disponibel indkomst), relativ importpris og offentlig efterspørgsel. Men ingen af disse variable fik signifikante koefficienter. Det er som nævnt den (laggede) nominelle rente der indgår i (5). Forskellige specifikationer af inflationsforventninger fik klart insignifikante parameterestimater.

gennemsnitlige tekniske koefficienter i produktionen ($\ln(Y^s/K)$ og $\ln(L^d/Y^a)$) til de på langt sigt optimale koefficienter bestemt af de (forventede) relative faktorpriser. Tilpasningsparameteren, b_1 , antages ens i de to relationer. Udtrykkene for de optimale tekniske koefficienter er udledt ud fra omkostningsminimering givet en ex ante («langsigt») CES-produktionsfunktion med substitutionselasticitet σ , og under den antagelse, at prisen på langt sigt sættes som en konstant markup over de gennemsnitlige langsigtssomkostninger. De forventede relative faktorpriser er approksimeret med de 5 kvartaler laggede priser (da dette lag gav de bedste estimationsresultater). Der tages hensyn til tekniske fremskridt, som antages arbejds effektiviserende (Harrod-neutrale), idet Lh og w som nævnt er defineret i relation til effektivitetseenheder. Dette præciseres i afsnit 4.

Ved estimation af rationeringsmodeller baseret CES-transaktionsfunktioner viser det sig oftest at mismatch-parameteren for arbejdsmarkedet, $1/\gamma_2$, ikke er konstant, men voksende over tiden.⁴ Det voksende mismatch er i litteraturen modelleret enten ved en trend eller ved arbejdsløshedsprocenten, U . Sidstnævnte specifikation er anvendt her:

$$\frac{1}{\gamma_2} = \gamma_{20} + \gamma_{21} U_{-1} \quad (8)$$

En fortolkning af denne relation er, at »mobiliteten« af udbydere og efterspørgere afhænger negativt af U , således at en stigning i U medfører øget mismatch, jf. Lambert (1988). Specifikationen af $1/\gamma_2$ givet ved (8) substitueres ind i (4)-(6).

4. Data

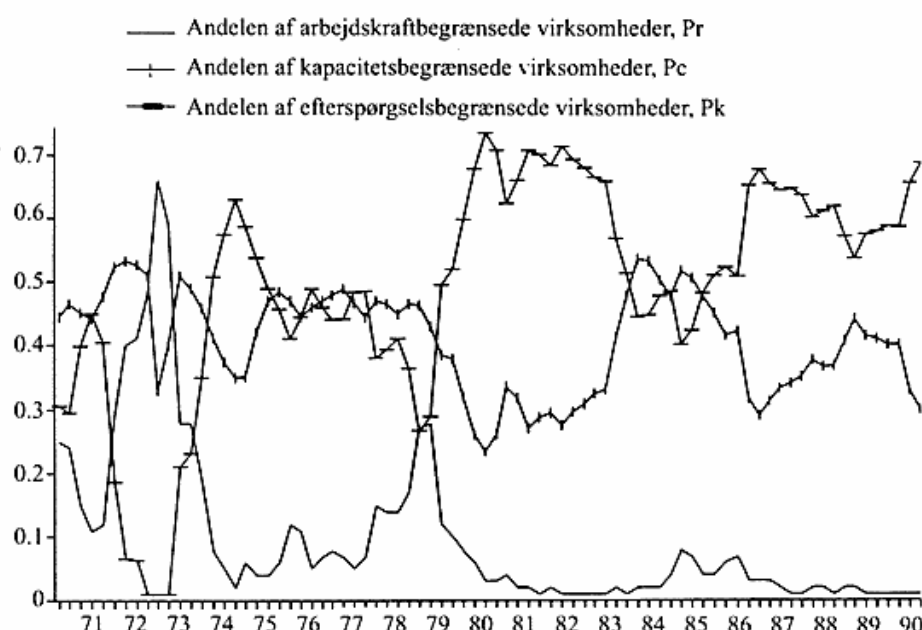
Modellen estimeres som nævnt for byerhverv. Datagrundlaget er først og fremmest kvartalsdatabanken (fra marts 1991) hørende til Danmarks Nationalbanks MONA-model,⁵ som dækker perioden 1971.1-1990.4 (1. kvartal 1971 til 4. kvartal 1990).⁶ Desuden er anvendt serier for regimeandele baseret på Danmarks Statistiks konjunkturbarometre for industrien, jf. Heinesen (1991a). Disse serier antages altså at være anvendelige regimeindikatorer for den væsentlig mere omfattende sektor »byerhverv«.

Der skal knyttes nogle bemærkninger til hvilke variabler, der indgår i den estimerede model. Y er BFI i byerhverv (ekskl. energi og bolig) i faste priser. L er beskæftigelse i byerhverv opgjort i 1000 personer fuldtid. Om arbejdsudbudet til byerhverv antages, at $L^s = L^s (L/L^s)_{-1}$, hvor L^s og L^l er hhv. arbejdsudbud og beskæftigelse i hele økono-

4. Stigningen i $1/\gamma_2$ kan dog afspejle andre forhold end øget mismatch mellem efterspørgsel og udbud på arbejdsmarkedet. Ud fra resultaterne i Bean og Gavosto (1991) kan en del af stigningen i $1/\gamma_2$ fortolkes som udtryk for, at det »effektive« arbejdsudbud er vokset mindre end det observerede udbud, idet andelen af langvarigt arbejdsløse er vokset.

5. Se Christensen (1989) og Christensen og Knudsen (1989).

6. For ikke at miste frihedsgrader i estimationen, er nogle serier ført tilbage til før 1. kvartal 1971 ved hjælp af årsdatabanken hørende til Danmarks Statistiks ADAM-model.



Figur 1. Regimeandele, 1971.1-1990.4

mien; d.v.s. at arbejdsudbudet til byerhverv tilpasser sig, således at arbejdsløshedsprocenten i byerhverv er den samme som i hele økonomien.

Beskæftigelsesvariablen Lh , der anvendes i (7), er et mål for timeindsatsen i effektivitetssenheder; i overensstemmelse hermed måles løn, w , pr. effektivitetssenhed arbejdskraft: $Lh = L H^{1-\tau_2} e^{\tau_1 t}$ og $w = v H^{\tau_2} e^{-\tau_1 t}$, hvor H er aftalt arbejdstid (i timer) pr. år for en fuldtidsbeskæftiget og v er timelønomkostninger i byerhverv. Ved modelleringen af tekniske fremskridt er det her antaget, at en nedsættelse af arbejdstiden øger timeproduktiviteten (med elasticiteten τ_2). Som i Nationalbankens MONA-model sættes τ_2 a priori til 0.3. Da tidstrenden t vokser med 0.25 pr. kvartal, er τ_1 årsraten for eksogene tekniske fremskridt; τ_1 er sat til 0.020, som er koefficientestimatet i en regression af $\ln(Y/(L H^{0.7}))$ på t (og en konstant).

K er kapitalapparat (primo) i faste priser af maskiner m.v. og p er deflator for Y . Usercost-udtrykket r er bestemt som investeringsprisen multipliceret med summen af *nominel* obligationsrente efter skat og en konstant afskrivningsrate; desuden tages hensyn til afskrivningsregler. Forsøg med at inddrage inflationsforventninger i usercost-udtrykket faldt ikke heldigt ud.

Serierne for regimeandele har central betydning ved estimation af modellen. Som det ses af figur 1 afspejler de konjunkturudviklingen i perioden. Der var således udbredt mangel på arbejdskraft under højkonjunktoren i 1972-1973 og i mindre grad i 1979; andelen af efterspørgselsbegrænsede virksomheder steg voldsomt i perioderne

med lavkonjunktur efter de to olieprischok, og lå på et meget højt niveau i begyndelsen og slutningen af 1980-erne; andelen af kapacitetsbegrænsede virksomheder vokser typisk i perioder med stor vækst i produktionen. Om de øvrige variabler i modellen skal nævnes, at der er betydelige fald i beskæftigelse og produktion i forbindelse med de to perioder med olieprischok.

5. Estimationsresultater

Modellen estimeres ved generaliseret momentmetode (*GMM*), jf. Hansen (1982) og Gallant (1987).⁷ *GMM* har ikke-lineær 3-trins mindste kvadraters metode som specialtilfælde, når det antages at restledene er homoskedastiske og uden autokorrelation. Som instrumenter anvendes en konstant samt de 6 første principale komponenter af de prædeterminerede variabler, hvor alle variabler undtagen $\ln Xu$, $B(\ln(pu/px))$ og $\ln L^S$ er lagget mindst 2 perioder. Der tages i estimationen højde for heteroskedasticitet og autokorrelation af 1. orden i residualerne.⁸ Estimationsresultatet for perioden 1971.4-1990.4 er følgende:⁹

$$\begin{aligned} 1/\gamma_1 &= .079 (4.1), & \gamma_{20} &= .029 (3.8), & \gamma_{21} &= .046 (0.6) & \delta &= .185 (3.3) \\ a_0 &= 5.70 (353), & a_1 &= .375 (23), & a_2 &= .379 (4.1), & a_3 &= -1.04 (9.2) \\ a_4 &= -.325 (4.2), & a_5 &= .316 (1.7), & b_0 &= .144 (2.8), & b_1 &= .105 (2.1) \\ c_0 &= .031 (2.8), & \sigma &= .636 (2.7) \end{aligned}$$

Ligning	SE	DW	DW2	Ligning	SE	DW	DW2
(4) L^S	.009	1.45	1.61	(5) Y^d	.025	2.33	1.51
(6) Y^S	.020	2.41	1.85	(7) L^d	.012	2.81	2.07

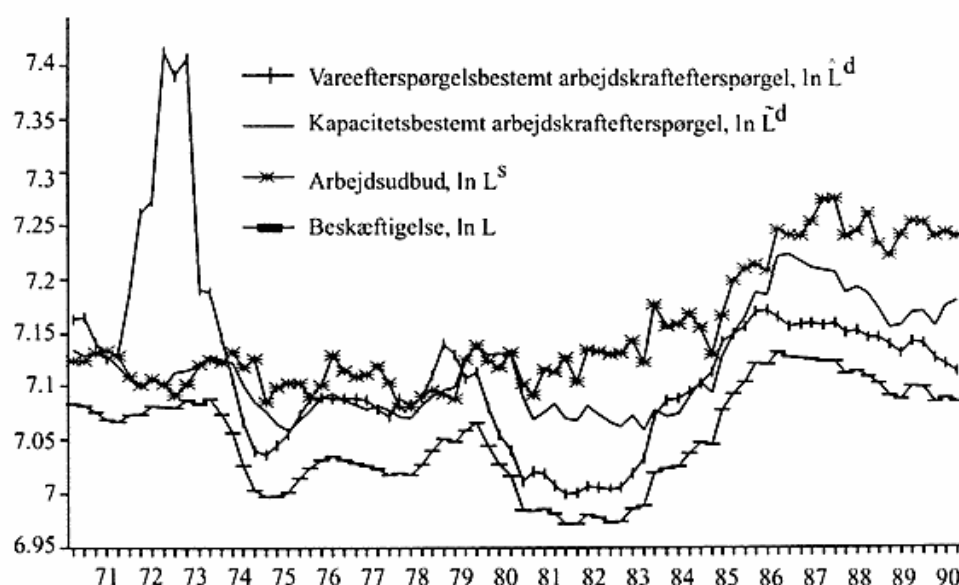
Der er betydelig 1. ordens autokorrelation i (4) og (7).¹⁰ Som det ses, tyder *DW*-teststørrelserne for 2. ordens autokorrelation (*DW2*) på klart mindre 2. end 1. ordens autokorrelation. Alle parameterestimerer har de forventede fortegn. Det positive estimat af γ_{21} betyder, at der (som ventet) estimeres et voksende mismatch mellem efterspørgsel

7. Der indgår integrerede variabler i modellen, hvilket betyder at de »regularitetsbetingelser«, hvorunder *GMM*-estimatoren er vist at være konsistent og asymptotisk normalfordelt, ikke er opfyldt. I Heinesen (1991c) benyttes en 2-trins estimationsprocedure for at mindske dette problem. Flere estimater påvirkes en del ved benyttelse af denne alternative estimationsprocedure, men der er ikke plads til at beskrive metoden nærmere her.

8. Der benyttes den i Newey og West (1987) foreslåede estimator for kovariansmatricen for »ortogonalitetsbetingelserne«, og lagtrunkeringsparameteren er estimeret som foreslået i Andrews (1991) ud fra *AR(1)*-modeller for ortogonalitetsbetingelserne.

9. »t-værdierne« der er angivet i parentes skal fortolkes varsomt, da der indgår integrerede variabler i systemet.

10. Relationer med en mere generel dynamisk struktur er forsøgt estimeret, men med ringere resultat.



Figur 2. Beskæftigelse og beregnede serier for arbejdsudbud og arbejdskraftefterspørgsel, 1971.1-1990.4.

og udbud på arbejdsmarkedet i perioden, jf. afsnit 3. Estimatet af γ_{21} er dog lille og insignifikant her, men er bedre bestemt i andre specifikationer af modellen. De øvrige parameterestimater skal ikke kommenteres nærmere her, men de fleste synes at have en rimelig størrelse.

6. Modellens forklaring af udviklingen i beskæftigelse og arbejdsløshed

Man kan ud fra modellen udlede et udtryk for den såkaldte strukturelle arbejdsløshedsprocent i ligevægt, *SURE*, defineret som den arbejdsløshedsprocent der (p.g.a. »strukturelt mismatch«) ville være hvis det aggregerede arbejdsudbud var lig den aggregerede effektive arbejdskraftefterspørgsel. Hvis vi ser bort fra labour hoarding kan *SURE* bestemmes ud fra (2a), idet L^{d*} sættes lig L^S : $SURE = 1 - 2^{-1/\gamma_2}$. Udviklingen i estimatet af *SURE* afspejler selvfølgelig fuldstændig udviklingen i estimatet af $1/\gamma_2$ og dermed i *U*, jf. (8). Ifølge estimaterne fra afsnit 5 er *SURE* vokset svagt fra 2 pct. til 2,2 pct. i perioden. I andre estimationer af modellen fås, at *SURE* er vokset fra ca. 0,9 til 2,5 pct., men under alle omstændigheder kan udviklingen i *SURE* kun forklare en meget lille del af den samlede stigning i arbejdsløshedsprocenten fra ca. 1,5 pct. i begyndelsen af 1970-erne til ca. 10 pct. i 1989-90.

Estimaterne tyder altså på, at den store stigning i arbejdsløsheden i perioden i helt overvejende grad skyldes udviklingen i *aggregeret* udbud og efterspørgsel. Ud fra de estimerede mismatch-parametre og serierne for regimeandele og produktion og be-

skæftigelse kan man beregne serier for udbud og efterspørgsel på vare- og arbejdsmarked. Ud fra relationer baseret på (2) – hvor L^* erstattes af L – kan man således beregne serier for arbejdsudbud og arbejdskraftefterspørgsel. I figur 2 er de beregnede serier vist. Højkonjunktoren i 1973 giver sig udslag i ekstremt store værdier af den vareefterspørgselsbestemte arbejdskraftefterspørgsel, $\hat{L}^d$, og beskæftigelsen er primært bestemt af arbejdsudbud og kapacitet.¹¹ Under den efterfølgende lavkonjunktur falder $\hat{L}^d$ kraftigt igen, og L^S -kurven ligger over de andre kurver frem til 1978. Beskæftigelsen synes i denne periode i lige høj grad at være begrænset af kapacitet og vareefterspørgsel. I slutningen af 1970-erne indsnævres forskellen mellem de tre kurver for L^S , $\hat{L}^d$ og $\tilde{L}^d$ mens afstanden vokser dramatisk igen i forbindelse med konjunkturedgangen i begyndelsen af 1980-erne, hvor Keynesiansk arbejdsløshed dominerer. Under konjunkturopgangen i midten af 1980-erne indsnævres afstandene igen, for derefter at vokse i slutningen af perioden. Her er det vareefterspørgslen der især sætter grænsen for beskæftigelsen, men det er samtidig klart, at produktionskapaciteten langt fra er tilstrækkelig til at beskæftige hele arbejdsudbudet. Det betyder, at selv om arbejdsløsheden overvejende er Keynesiansk, kan den ikke mindskes meget på kort sigt selv om vareefterspørgslen vokser, idet der ret hurtigt opstår udbredt mangel på kapacitet (med mindre investeringerne vokser kraftigt). Dette fænomen er karakteristisk for de fleste europæiske lande de senere år, hvis man ser på lignende modeller estimeret for andre lande, jf. Drèze et al. (1991).

7. Konklusion

I denne artikel er beskrevet estimationsresultater for en rationeringsmodel for produktion og beskæftigelse i byerhverv for perioden 1971-1990. Udviklingen i beskæftigelse og arbejdsløshed i perioden 1971-1990 blev i afsnit 6 fortolket i lys af estimationsresultaterne. Det er imidlertid vigtigt at være opmærksom på modellens begrænsninger. For det første antages helt faste tekniske koefficienter i produktionen på kort sigt. For det andet skal man være opmærksom på, at selv om de anvendte serier for regimeandele viser, at regime K har været dominerende i størstedelen af estimationsperioden, kan man ikke konkludere, at arbejdsløsheden kan mindskes betydeligt, blot vareefterspørgslen øges. Dels kan der som illustreret i figur 2 opstå kapacitetsproblemer, dels kan den lave efterspørgsel efter dansk producerede varer afspejle et konkurrenceevneproblem, således at øget indenlandsk efterspørgsel først og fremmest slår ud i en forringelse af handelsbalancen. En mere præcis fortolkning af udviklingen i perioden og en meningsfuld diskussion af effekter af forskellige former for økonomisk politik kræver, at modellen udbygges med i hvert fald en investeringsrelation, der kan forklare

11. De meget store værdier af $\hat{L}^d$ i 1973.1-3 skyldes, at Pk i disse kvartaler er meget lille (1 pct.), hvilket dog delvis kan afspejle et datakonstruktionsproblem, jf. Heinesen (1991a).

udviklingen i kapitalapparatet og dermed kapaciteten, og en løn-pris-model, som kan belyse i hvilken grad eksempelvis stigninger i efterspørgslen fører til løn- og prisstigninger og dermed forringet konkurrenceevne.

Litteratur

- Andersen, T. M. og P. B. Overgaard. 1991. Demand and capacity constraints on Danish employment. Kapitel 5 i Drèze et al. (1991).
- Andrews, D. W. K. 1991. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica* 59: 817-58.
- Bean, C. R. og A. Gavosto. 1991. Outsiders, capacity shortages and unemployment in the United Kingdom. Kapitel 11 i Drèze et al. (1991).
- Benassy, J.P. 1982. *The economics of market disequilibrium*. New York.
- Christensen, A. M. 1989. Kvartalsvise nationalregnskaber i Nationalbanken. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 127: 110-23.
- Christensen, A. M. og D. Knudsen. 1989. MONA, august 1989. Nationalbankens forskningsgruppe.
- Drèze, J. H., Ch. Bean, J.-P. Lambert, F. Mehta og H. Sneessens (red.). 1991. *Europe's employment problem*. Cambridge (MA).
- Gallant, A. R. 1987. *Nonlinear statistical models*. New York.
- Hansen, L. P. 1982. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica* 50: 1029-54.
- Heinesen, E. 1991a. Konjunkturbarometre som regimeindikatorer. I K. V. Nielsen (red.): *Symposium i anvendt statistik 1991*. København.
- Heinesen, E.. 1991b. Makroøkonomiske rationeringsmodeller baseret på aggregering af mikro-markeder – en oversigt. Gult memo nr. 103, Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Heinesen, E. 1991c. En rationeringsmodel for produktion og beskæftigelse i private byerhverv i Danmark estimeret ved generaliseret momentmetode. Arbejdspapir, Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Lambert, J. P. 1988. *Disequilibrium macro-economic models*. Cambridge.
- Meersman, H. 1988. Employment and commodity demand in Belgian manufacturing, textiles, iron and steel, and chemicals: A disequilibrium model with endogenous wages. Report 88/214, Universiteit Antwerpen.
- Newey, W. K. og K. D. West. 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55: 703-8.
- Sneessens, H. R. og J. H. Drèze. 1986. A discussion of Belgian unemployment, combining traditional concepts and disequilibrium econometrics. *Economica* 53: S89-S119.

udviklingen i kapitalapparatet og dermed kapaciteten, og en løn-pris-model, som kan belyse i hvilken grad eksempelvis stigninger i efterspørgslen fører til løn- og prisstigninger og dermed forringet konkurrenceevne.

Litteratur

- Andersen, T. M. og P. B. Overgaard. 1991. Demand and capacity constraints on Danish employment. Kapitel 5 i Drèze et al. (1991).
- Andrews, D. W. K. 1991. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica* 59: 817-58.
- Bean, C. R. og A. Gavosto. 1991. Outsiders, capacity shortages and unemployment in the United Kingdom. Kapitel 11 i Drèze et al. (1991).
- Benassy, J.P. 1982. *The economics of market disequilibrium*. New York.
- Christensen, A. M. 1989. Kvartalsvise nationalregnskaber i Nationalbanken. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 127: 110-23.
- Christensen, A. M. og D. Knudsen. 1989. MONA, august 1989. Nationalbankens forskningsgruppe.
- Drèze, J. H., Ch. Bean, J.-P. Lambert, F. Mehta og H. Sneessens (red.). 1991. *Europe's employment problem*. Cambridge (MA).
- Gallant, A. R. 1987. *Nonlinear statistical models*. New York.
- Hansen, L. P. 1982. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica* 50: 1029-54.
- Heinesen, E. 1991a. Konjunkturbarometre som regimeindikatorer. I K. V. Nielsen (red.): *Symposium i anvendt statistik 1991*. København.
- Heinesen, E.. 1991b. Makroøkonomiske rationeringsmodeller baseret på aggregering af mikro-markeder – en oversigt. Gult memo nr. 103, Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Heinesen, E. 1991c. En rationeringsmodel for produktion og beskæftigelse i private byerhverv i Danmark estimeret ved generaliseret momentmetode. Arbejdspapir, Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Lambert, J. P. 1988. *Disequilibrium macro-economic models*. Cambridge.
- Meersman, H. 1988. Employment and commodity demand in Belgian manufacturing, textiles, iron and steel, and chemicals: A disequilibrium model with endogenous wages. Report 88/214, Universiteit Antwerpen.
- Newey, W. K. og K. D. West. 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55: 703-8.
- Sneessens, H. R. og J. H. Drèze. 1986. A discussion of Belgian unemployment, combining traditional concepts and disequilibrium econometrics. *Economica* 53: S89-S119.