Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN
Arbejdspapir*

Henrik Olesen
20. juli 2000

Sammenligning af estimerede koefficienter i makroforbruget med beregnede strukturelle koefficienter

Resumé:

Papiret sammenligner estimerede formuekoefficienter i makroforbruget med beregnede strukturelle koefficienter i bla. en Blanchard model for overlappende generationer. Der foretages en følsomheds analyse af antagelserne om de strukturelle parametre. Med rimelige antagelser om tidspræferancerraten svarer de beregnede koefficienter ganske pænt til de estimerede koefficienter. Papiret er en del af forbrugsprojektet med ØM.

hco20700.wp

Nøgleord: strukturelle koefficienter, Blanchard model, forbrug

Ideen er at sammenligne estimerede formuekoefficienter med dem der teoretisk kan beregnes fra de strukturelle parametre i bla. Blanchard modellen for overlappende generationer. Robustheden af resultaterne diskuteres.

1. Beregning ud fra strukturelle koefficienter i Blanchard modellen

Udgangspunktet er Blanchard modellen for overlappende generationer (se evt MAN 8/3-2000 eller HCO 9/2-1999). Antages en konstant dødssandsynlighed, p og at arbejdsindkomsten aftager med en hastighed der er bestemt af α samt en fast tidspræferancerate, θ (og en nyttefunktionen der er logaritmisk dvs. indkomst og substitutionseffekt er lige store), kan det vises at den aggregerede forbrugsfunktion bliver:

$$C_t = a_1(W_{t-1} + H_t) \tag{1}$$

Hvor W_{t-1} er formuen og H_t humankapitalen, dvs. den tilbagediskonterede fremtidige indkomst. I den aggregerede forbrugsfunktion er sammenhængen til de strukturelle parametre følgende:

$$a_1 = 1-(1-p)(1-\theta) \tag{2}$$

Bemærk at når tidspræferanceraten er tæt på nul i (2) så svarer a_1 til p, der er den reciprokke af den forventede levetid.

Antages endvidere for humankapitalen at vækstraten i indkomsten er lig renten kan det vises at man får en aggregeret forbrugsfunktion der er meget lig den vi har i ADAM i dag:

$$C_t = a_1 W_{t-1} + b_1 Y_t \tag{3}$$

Sammenhængen til de strukturelle parametre er:

$$b_1 = \frac{a_1}{1-(1-p)(1-\alpha)} \tag{4}$$

Selvom antagelsen bag (3) er diskutabel, fremgår det dog af (1) og (3) at koefficienten til formuen ikke er afhængig af hvilke antagelser vi gør om humankapitalen. Nedenfor er i tabel 1 vist formuekoefficienten, a_1 fra (2), under forskellige antagelser om forventet levetid og tidspræferancerate.

Tabel 1. Formuekoefficient (a_1) under forskellige antagelser om forventet levetid (1/p) og tidspræferancerate (θ).

Tidspræf.\Levetid	40	60	75
0.0001	0.0251	0.0168	*0.0134*
0.001	0.0259	0.0177	0.0144
0.005	0.0299	0.0216	0.0183
0.05	0.0738	0.0658	0.0627

Anm. I kursiv er angivet den koefficient der fremkommer ved brug af DREAMs tidspræferancerate og en ca. gennemsnitlig levetid fra befolkningsprognosen. Den (urealistisk) lave tidspræferancerate er i DREAM kalibreret under hensyn til at der skal genereres et meget højt niveau for den samlede formue.

2. Empiriske formue koefficienter

Det skulle nu være muligt at estimere en lineær forbrugsfunktion som (3) (se også NAD 9/5-2000) og sammenligne koefficienten a_1 med dem fra tabel 1. For at få dynamikken med lader vi (3) være langsigtsrelationen i en fejlkorrektionsrelation:

$$DC_t = a_2 DYdh + a_3 DYds + b_2 DW_{t-1} - \gamma(C_{t-1} - a_1 W_{t-2} + b_1 Y_{t-1} + k) \tag{5}$$

Tabel 2. Lineær forbrugsrelation.

Variabel	Koefficient	t-værdier
Diff(Ydphk/pcp4v)	0.3822	5.16
Diff(Ydpsk/pcp4v)	0.2168	2.00
Diff(Wcp_{-1}/pcp4v)	0.0358	3.17
$Cp4_{-1}/pcp4v_{-1}$	-0.5805	4.12
$Wcp_{-2}/pcp4v_{-1}$	0.0338	2.82
$Ydpl_{-1}/pcp4v_{-1}$	0.3433	4.16
konstant	15000	3.30

R2=0.7010 s=5160 DW=2.02

Det fremgår at a_1=0.0338/0.5805=0.0582. Sammenlignet med tabel 1 er den estimerede koefficient i en størrelsesorden der svarer til en tidspræferancerate på 5%. En tidspræferancerate på 5% vurderes at være mere realistisk end en tidspræferancerate på 0.01%, sidstnævnte tidspræferancerate indebærer at der stor set ikke er nogen diskontering af fremtidigt forbrug. Set på den baggrund har vores estimerede formuekoefficient en ganske fornuftig størrelsesorden.[1]

3. Formuekoefficienter når der er likividitetesbegrænsede forbrugere

Man kan spørge om hvilken retning resultaterne i tabel 1 ændres af at der bliver taget højde for at en vis andel, γ, af forbrugerne er likviditetsbegrænsede og dermed forbruger al indkomst, Y_t i hver periode. En hyppigt anvendt model er følgende:

$$C_t = \lambda Y_t + (1-\lambda) a_1 (W_{t-1} + H_t) \tag{6}$$

Det fremgår umiddelbart at tages der højde for at en vis andel af forbrugerne er likviditetsbegrænsede fører det til at formuekoefficienten skal være,$(1-\lambda)a_1$ dvs. mindre end dem der er vist i tabel 1. Andelen af likviditetesbegrænsede forbrugere kan måske gættes til at være ca 0.3.

4. Beregning ud fra strukturelle koefficienter for en simpel Keynes-Ramsey forbruger

Her undersøges om resultaterne ser væsentlig anderledes ud hvis vi betragter en enkelt forbruger der fastlægger sit forbrug ud fra Keynes-Ramsey reglen (Euler ligningen) og har en endelig levetid. Antages som i afsnit (1) at nyttefunktionen er logaritmisk hedder maksimeringsproblemet:

Nyttefunktionen

$$\max\ U_t = \sum_{t=o}^{T-1} \log\ c_i\ (1+\theta)^{-t} \tag{7}$$

mht.

Dynamisk definitionsligning

$$W_{t+1} = (1+r)(W_t + y_t - c_t) \tag{8}$$

Hvilket giver

Euler ligningen

---

[1] I "Lineære forbrugsrelationer med formuen opdelt efter likviditetsgrad" NAD 9/5, fremgår at de lineære forbrugsrelationer (med og uden konstant) giver elasticiteter der svarer til dem der findes i den nuværende forbrugsrelation i ADAM. Estimeres tabel 2 uden konstant bliver formuekoefficienten 0.0507(=0.0191/0.3763).

$$c_{t+1} = \frac{1+r_t}{1+\theta} c_t \tag{9}$$

Løsningen til Euler ligningen er:

$$c_t = (\frac{1+r}{1+\theta})^t c_0 \tag{10}$$

Løsningen til budgetrestriktionen er:

$$\sum_{i=t}^{T-1} c_t(1+r)^{-t} = W_0 + \sum_{t=0}^{T-1} y_t(1+r)^{-t} \tag{11}$$

Ved indsættelse af løsningen til Euler ligningen, (10,) i budgetrestriktionen (11) fås:

$$\sum_{i=t}^{T-1} c_0(1+\theta)^{-t} = W_0 + \sum_{t=0}^{T-1} y_t(1+r)^{-t} \tag{12}$$

og dermed

Forbrugsfunktionen

$$c_0 = \frac{1-(1+\theta)^{-1}}{1-(1+\theta)^{-T}}(W_0 + \sum_{t=0}^{T-1} y_i(1+r)^{-t}) \tag{13}$$

Nu kan vi genberegne tabel 1 under alternative antagelser om levetid og tidspræferancerate idet koefficienten til formuen fremgår af første led i (13). .

Tabel 2 Formuekoefficient (a_1) under forskellige antagelser om forventet levetid (T) og tidspræferancerate (θ).

Tidspræf.\Levetid	40	60	75
0.0001	0.0250	0.0167	*0.0134*
0.001	0.0255	0.0172	0.0138
0.005	0.0275	0.0192	0.0159
0.05	0.0555	0.0503	0.0489

Det fremgår at tabel 1 og tabel 2 nogenlunde ligner hinanden, dvs. resultaterne i tabel 1 er robuste overfor en anden og helt ligefrem fortolkning af modelrammen.

Der er i analysen ovenfor i afsnit (1) og (4) set bort fra at nyttefunktionen kan have andre former end den logaritmiske, og dermed at indkomst og substitutionseffekten kan være forskellige. Hertil kan man dels sige at Blanchard OLG modellen er ganske udbredt og dels at antagelsen om at sub stitutionseffekten og indkomsteffekt ophæver hinanden er et udmærket benchmark hvis man ikke ved bedre. Endelig er det af tabellerings hensyn upraktisk at indfører en nyttefunktion der tillader indkomst og substitutionseffekt at være forskellige idet man derved indfører yderligere to parametre (hvor den ene er renten) i udtrykket for formuekoefficienten.