

Privat forbrug og disponibel indkomst

Resumé:

Forskellige kombinationer af husholdningssektorens disponible indkomst og den ikke-finansielle private sektors disponible indkomst afprøves i forbrugsfunktionens kointegrationsrelation og fejlkorrektionsmodel. Det fremgår at kointegrationsrelationens specifikation har afgørende betydning for såvel fejlkorrektionsmodellens statistiske egenskaber inden for estimationsperioden som for forudsigelsesegenskaberne.

Alternative forklarende variabler introduceres også i forbrugsfunktionen. Kun introduktionen af arbejdsløshed har en signifikant betydning for forbrugsfunktionens statistiske egenskaber. Ingen af de alternative forklarende variabler giver bedre forudsigelsesegenskaber.

cons.wp

Nøgleord: forbrug, disponibel indkomst, formue, realrente, arbejdsløshed

1. Indledning

Papiret ligger i forlængelse af modelgruppepapiret "Forbrug og indkomst" HCO 22/11 93 hvor alternative disponibel indkomstdefinitioner blev afprøvet i forbrugsfunktionen. I dette papir bliver der gået lidt mere i dybden med at præsentere forskellen i forbrugsfunktionens statistiske egenskaber, når hhv. husholdningers disponibel indkomst og den ikke-finansielle-private sektors disponible indkomst er forklarende variabel.

Derudover er præsenteret en række indledende estimationer med supplerende forklarende variabler i forbrugsfunktionen. Det drejer sig om realrente, arbejdsløshed og forsøg med en alternativ formuedefinition. Der bliver som i ovennævnte modelgruppepapir bl.a. lagt vægt på, om de alternative forklarende variabler giver en bedre forklaring af forbrugsudviklingen i 90-92.

Dispositionen er, at afsnit 2 gennemgår karakteristiske egenskaber ved livscykelteorien, herunder betydningen af homogenitetsrestriktionen. Afsnit 3 gennemgår disponibel indkomstsdefinitionen for husholdninger og selskaber og for den ikke-finansielle private sektor. I afsnit 4 er præsenteret forskellige mix af disponibel indkomst i forbrugsfunktionens trin 1 og trin 2.

Afsnit 5 gennemgår en alternativ formueopgørelse. Konkret er prisen på erhvervskapital opgjort anderledes, og der er eksperimenteret med en vægtning af formuekomponenterne.

I afsnit 7 og 8 introduceres hhv. realrente og arbejdsløshed som supplerende variabler i forbrugsfunktionen.

2. Forbrugsfunktion, livscykelteori og homogenitetsrestriktion

I sin oprindelige form, jf. Modigliani, er forbruget i livscykelteorien en simpel lineær funktion af den forventede livsindkomst:¹

$$C_t = \alpha YL_t + \gamma A_t \quad (1)$$

C Forbrug
 YL Arbejdsindkomst
 A Formue

hvor forventet livsindkomst er approksimeret ved den løbende arbejdsindkomst YL og løbende formue A .

Homogenitetsrestriktionen går på, at konstantleddet i (1) er bundet til 0. Betydningen af homogenitetsrestriktionen er at forbrugskvoten er proportional med formue-indkomst forholdet, dvs konstant formue-indkomst forhold

¹Jf. F.Modigliani: The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later. F. Modigliani (ed.): *The Collected Papers of Franco Modigliani, Vol.2*. MIT press, 1980.

implicerer en konstant forbrugskvot.

Den langsigtede marginale forbrugskvot kan vises at være lig 1, uanset om homogenitetsrestriktionen er pålagt eller ej (blot skal til (1) tilføjes en dynamisk definitions-ligning $A_t = YL_t - C_t + A_{t-1}$, se "Sammenhænge mellem forbrug, indkomst og formue" JS 5/3 1991).

Formuleres forbrugsfunktionen alternativt i logaritmer fås følgende specifikation:

$$\log C_t = k + (1 - \beta) \log YL_t + \beta \log A_t \quad (2)$$

Homogenitetsrestriktionen går her på, at $\beta + (1 - \beta) = 1$. Homogenitetsrestriktionen sikrer, at forbrugskvoten kun er en funktion af formue-indkomst forholdet. Den marginale langsigtede forbrugsfunktion vil med homogenitetsrestriktionen pålagt være lig 1 – men forskellig fra 1 uden homogenitetsrestriktionen, jf. førnævnte modelgruppepapir.

Forbrugsfunktionen i ADAM er estimeret ved Granger-Engels to trins procedure. Hvor første trin, kointegrationsrelationen (langsigttssammenhængen) svarer til (2) og andet trin er en fejlkorrektionsmodel (kortsigtssammenhængen) uden parameterrestriktioner.

I dette papir er den nuværende Granger-Engel procedure fastholdt. Derimod er alternative specifikationer af forbrugsfunktionen estimeret med og uden homogenitetsrestriktion, afsnit 4. Formålet er at vise, hvor godt data overholder homogenitetsrestriktionen.

Det teoretiske indkomstbegreb YL er ekskl. restindkomst, dvs. afkast af formue. Begrundelsen er, at der ligger en dobbeltregning i at inkludere formueafkast både i indkomsten og i formuen, da formuen består af tilbagediskonteret formueafkast. Det i ADAM anvendte indkomstbegreb, $Yd8$, indeholder både arbejdsindkomst og restindkomst. Empirisk har arbejdsindkomsten alene imidlertid vist sig at være utilstrækkelig i forbrugsfunktionen. Problemstillingen er behandlet lidt nærmere i afsnit 5.

3. Indkomst

Med de nye data, der blev præsenteret i modelgruppepapiret "Forbrug og indkomst", jf. indledningen, kan man opfatte $Yd8$ som summen af disponibel indkomst i husholdninger og disponibel indkomst i selskaber. Disponibel indkomst i husholdninger og selskaber kan defineres som nedenfor:

Disponibel indkomst i husholdningssektoren Ydh , er defineret som:

$$\begin{aligned} Ydh = & Yw + Twen + Ty - Typri - (Sd - Sds - Sdr + Sagb + Saso) \\ & + 0.53 \cdot Ydrh + 0.33 \cdot Ydrh \cdot pcp4v_{-1} / pcp4v_{-1} \\ & + 0.14 \cdot Ydrh_{-2} \cdot pcp4v / pcp4v_{-2} \end{aligned} \quad (3)$$

<i>Yw</i>	Lønsum
<i>Twen</i>	Lønninger og arbejdsgiverbidrag fra udlandet, netto
<i>Ty</i>	Indkomstoverførsler til husholdninger
<i>Typri</i>	Imputerede bidrag til sociale sikringsordninger
<i>Sd</i>	Direkte skatter
<i>Sds</i>	Selskabsskatter
<i>Sdr</i>	Realrenteafgift
<i>Sagb</i>	Obligatoriske gebyrer og bøder
<i>Saso</i>	Obligatoriske bidrag til sociale sikringsordninger

Hvor *Ydrh* er disponibel restindkomst:

$$Ydrh = Yrp1 + Tipp - Timp - Sdrper - 0.3 \cdot (pipb \cdot flpvb + pipm \cdot flpm2) \quad (4)$$

<i>Yrp1</i>	Restindkomst i husholdningssektor (ikke ADAM)
<i>Tipp</i>	Nettorenter i husholdningssektor, inkl. imputerede renter (ikke ADAM)
<i>Timp</i>	Imputerede renter (ikke ADAM)
<i>Sdrper</i>	Realrenteafgift for husholdninger (ikke ADAM)

Hvor sidste led i (4) er et udtryk for afskrivninger på private bygninger og maskiner.²

Forskellen mellem *Ydh* og nationalregnskabet's husholdningssektor er at nettoindbetalinger til livsforsikringselskaber og pensionskasser ikke er fratrukket i *Ydh*, nettorenterne er opgjort ekskl. imputerede renter og disponibel indkomst er opgjort efter afskrivninger, dvs. netto.³

Disponibel indkomst i selskabssektoren, *Yds*, er defineret som:

$$Yds = 0.53 \cdot Ydrs + 0.33 \cdot Ydrs_{-1} \cdot pcp4v / pcp4v_{-1} + 0.14 \cdot Ydrs_{-2} \cdot pcp4v / pcp4v_{-2} \quad (5)$$

$$Ydrs = Yrs1 + Tipp2 - Tipp + Timp - Sds - 0.7 \cdot (pipb \cdot flpvb + pipm \cdot flpm2) \quad (6)$$

<i>Yrs1</i>	Restindkomst i selskabssektor (ikke ADAM)
<i>Tipp2</i>	Nettorenter i den ikke finansielle private sektor

Hvor *Yrs1* er residual beregnet som:

$$Yrs1 = Yr - Yro - Yrqf - Yfqi - Yrp1 \quad (7)$$

<i>Yr</i>	Samlet restindkomst
<i>Yro</i>	Restindkomst i offentlig sektor

²Koefficienten til afskrivningerne svarer ca. til husholdningernes gennemsnitlige andel af bruttoinvesteringerne i nationalregnskabet's ikke-finansielle private sektor (*Nationalregnskabsstatistik 1991, tabel 4.50*). Variable *Yrp1*, *Tipp*, *Timp* og *Sdrper* er de samme som i ovennævnte modelgruppepapir, hvor også datakonstruktionen er beskrevet.

³Nationalregnskabet's husholdningssektoren er eksplicit opskrevet vha. ADAM variable i modelgruppepapir HCO 30/3 1994.

Yrqf Restindkomst i finansiel virksomhed
Yfqi Restindkomst i imputerede finansielle tjenester

Den disponible indkomst i den ikke-finansielle private sektor svarer til summen $Ydh+Yds$. Der er en mindre forskel mellem $Ydh+Yds$ og $Yd8$. Årsagen til at anvende et nyt disponibel begreb i forbrugsfunktionen er nærmere beskrevet i modelgruppepapiret "Disponibel indkomst i ADAM og Nationalregnskabet" HCO 30/3 1994. Formålet er hovedsaglig at skabe en klarere sektorafgrænsning ikke mindst i relation til nationalregnskabet. Her skal forskellen kort opsummeres. Opskrives $Ydh+Yds$ ulagget, dvs. som $Ydhx+Ydsx$, og $Yd8$ ulagget, som $Yd8x$, er forskellen:

$$Ydhx+Ydsx-Yd8x=Twen-Sdrper-Yrqf+0.1\cdot Yrqt+Yrne -0.1\cdot(pipb\cdot fIpyb+pipm\cdot fIpm2) \quad (8)$$

Yrqt Restindkomst i anden transport mv.
Yrne Restindkomst i el-, gas-og fjernvarmeforsyning

Forskellen i restindkomst betyder, at $Ydhx+Ydsx$ svarer til restindkomsten i nationalregnskabets ikke-finansielle private sektor og afskrivningskorrektionen er modstykket til den ændrede restindkomstsafgrænsning. Når husholdningernes realrenteafgift fratrækkes, *Sdrper*, er det modstykket til, at renter af kapitalpensioner mv. i banker indgår i husholdningernes nettorenter, *Tipp* (og dermed i *Tipp2*). Medtagelsen af variabelen *Twen* betyder, at lønsummen er indenlandske residenters lønsum.

I bilag 1 er vist forbrugsfunktionen reestimeret frem til 1990 med den hidtidige disponible indkomst $Yd8$ og med $Ydh+Yds$. Spredningen er en smule større med $Ydh+Yds$, som disponibel indkomst.

Ved test for strukturelle brud, Chow-test, viser den reestimerede forbrugsfunktion med såvel $Yd8$ som $Ydh+Yds$ et brud i 1990.

4. Disponibel indkomst i husholdninger og selskaber.

I modelgruppepapiret HCO 22/11 1993 var en af konklusionerne, at uden selskabernes restindkomst (eller renter) i forbrugsfunktionen var resultatet dårlige statistiske egenskaber inden for estimationsperioden. Dette uddybes i det følgende.

Tabel 1 viser resultatet af, at have forskellige disponibel indkomstdefinitioner i første og andet trin af Granger-Engel estimation af forbrugsfunktionen.

Tabel 1. Forbrugsfunktion, forskellige disponibel indkomstsdefinitioner i 1 og 2 trin, med homogenitetsrestriktion

Kointegrationsrelation						
Nr.	Y	Koefficient til W	k	DW	s	R ²
1	0.875	0.125	-0.149	0.37	0.0334	0.983
2	0.875	0.125	-0.149	0.37	0.0334	0.983
3	0.875	0.125	-0.149	0.37	0.0334	0.983
4	0.887	0.113	-0.208	0.93	0.0218	0.992
5	0.887	0.113	-0.208	0.93	0.0218	0.992
6	0.887	0.113	-0.208	0.93	0.0218	0.992

⊗ Angiver at koefficienten er insignifikant på et 5% signifikansniveau.

Anm. Estimationsperiode 1957-90. Residualerne er fejl på procentvis år-til-år stigning i realt forbrug (observeret-beregnet). Indkomst **Y** er defineret nedenfor, formuen **W** er defineret som W_{cp5} og **ecm** er laggede residualer fra kointegrationsrelationen.

1. Ydh i trin 1 og Ydh i trin 2
2. Ydh i trin 1 og Ydh,Yds i trin 2
3. Ydh i trin 1 og Ydh+Yds i trin 2
4. Ydh+Yds i trin 1 og Ydh i trin 2
5. Ydh+Yds i trin 1 og Ydh,Yds i trin 2
6. Ydh+Yds i trin 1 og Ydh+Yds i trin 2

Fejlkorrrektionsmodel

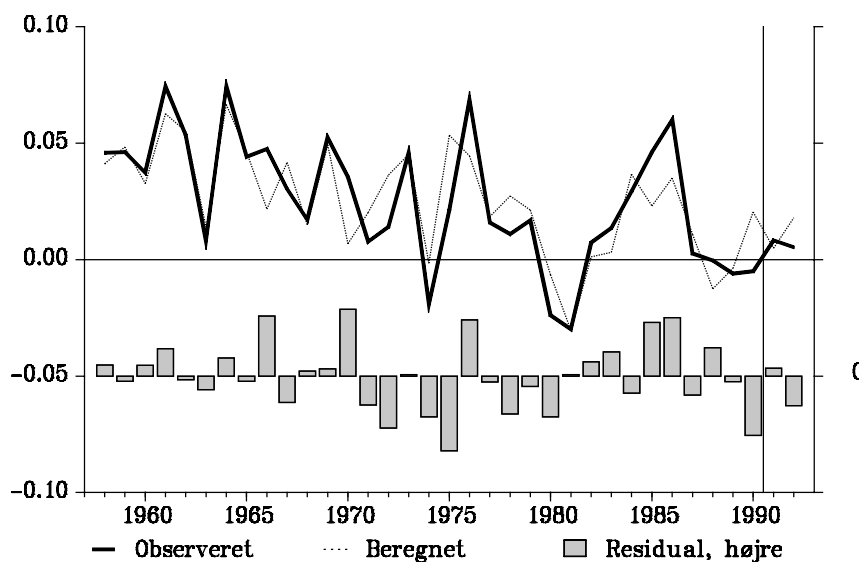
Nr.	Koefficient til		ecm	k	DW	s	R ²	Residualer			
	ΔY	ΔW						90	91	92	
1	0.494	0.355	-0.078 [⊕]	-0.003 [⊕]	2.01	0.0159	0.701	0.3	-1.3	-2.6	
2	0.467	0.032 [⊕]	0.400	-0.025 [⊕]	-0.005 [⊕]	2.03	0.0157	0.720	0.2	-1.5	-2.8
3	0.482	0.404	-0.015 [⊕]	-0.005 [⊕]	2.03	0.0157	0.706	0.0	-1.9	-3.0	
4	0.565	0.251	-0.485	0.001 [⊕]	1.90	0.0131	0.796	-2.1	-4.2	-3.0	
5	0.578	-0.012 [⊕]	0.227	-0.534	0.002 [⊕]	1.95	0.0133	0.798	-2.3	-4.3	-2.9
6	0.505	0.349	-0.298	0.002 [⊕]	1.74	0.0146	0.749	-3.2	-1.6	-3.7	

Estimationsperioden er 1957-1990 og der er vist residualer fra 1990 til 1992. Som yderpunkter er i regression nr.1 vist den rene husholdningssektors disponible indkomst, Y_{dh} , som regressor i første og andet trin og i regression nr.6 den rene ikke-finansielle sektors disponible indkomst, $Y_{dh}+Y_{ds}$, som regressor i første og andet trin.

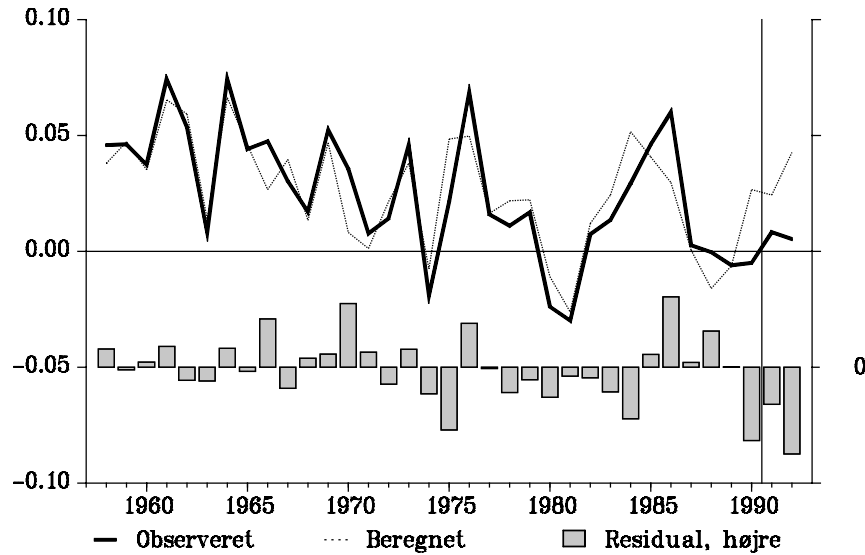
Sammenlignes regression nr.1 og nr.6 genfindes de tidligere fundne karakteristika for den ikke-finansielle private sektors disponible indkomst i fejlkorrektionsmodellen, dvs. relativ lav spredning i estimationsperioden, men samtidig store residualer i 90-92 (der også forventes i 93). Omvendt med husholdningssektorens disponible indkomst hvor der er relativ stor spredning inden for estimationsperioden men samtidig små residualer i 90-92 (der også forventes i 93). Derudover viser fejlkorrektionsmodellen med husholdningssektorens disponible indkomst (og dermed også kointegrationsrelationen) tegn på fejlspecifikation pga. det insignifikante fejllid.

I figur 1 og 2 er vist residualerne i fejlkorrektionsmodellerne for hele perioden 1958-92.

Figur 1. Forbrugsfunktionens historiske forklaringssevne, fejlkorrektionsmodellen (husholdningssektorens disponible indkomst Y_{dh}).

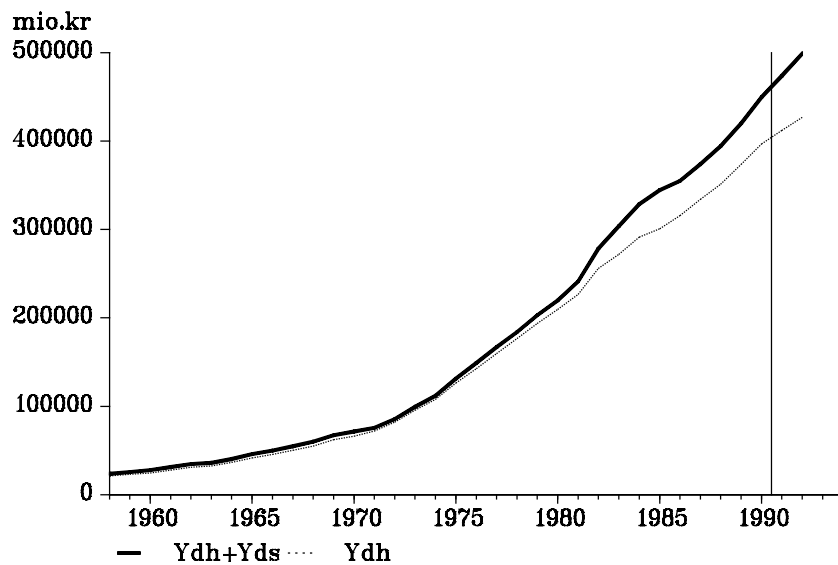


Figur 2. Forbrugsfunktionens historiske forklaringssevne, fejlkorrigeringsmodellen (den ikke-finansielle private sektors disponible indkomst $Y_{dh}+Y_{ds}$).



I perioden 1958-1980 ser residualmønsteret i figur 2 ud til at være rimeligt sammenfaldende (med undtagelse af 1971) med mønstret i figur 1 men er derimod markant forskellig i perioden 1980-92. Det virker dog ikke som om Y_{dh} helt entydigt giver en bedre beskrivelse af udvikling i 80'erne. Tidsserierne for Y_{dh} og $Y_{dh}+Y_{ds}$ fremgår af figur 3:

Figur 3. Udvikling i husholdningerne og ikke-finansielle private sektors disponible indkomst (Y_{dh} og $Y_{dh}+Y_{ds}$).



Ikke overraskende skyldes de store residualer uden for estimationsperioden, når regression nr. 6 sammenlignes med regression nr.1, at $Y_{dh}+Y_{ds}$ vokser hurtigere end Y_{dh} . Dette er iøvrigt også tilfældet indenfor estimationsperioden, men kun i 80erne.

I figur 4 er parameterstabilitet i fejlkorrektionsmodellerne illustreret. Det fremgår, at koefficienten til fejleddet i regression nr.1 har været insignifikant i hele estimationsperioden. Fra figur 3 kunne man forledes til at tro at den insignifikante koefficient til fejleddet alene forekom i 80erne, men dette er altså ikke tilfældet.

Koefficienten til ændringen i formuen har for begge specifikationer en vis opadgående drift. Ligeledes bliver koefficienten til formuen signifikant på samme tidspunkt, dvs. i begyndelsen af 80erne.

Tabel 1 giver lidt forenklet sagt det indtryk, at mht. spredning og residualer udenfor estimationsperioden har specifikationen af disponibel indkomst i fejlkorrektionsmodellen mindre betydning end i kointegrationsrelationen.

Sammenlignes regressionerne nr.1-3 med Y_{dh} som disponibel indkomst i trin 1, fremgår, at alternative antagelser om disponibel indkomsts specifikationen i fejlkorrektionsmodellen er uden betydning for både spredning og residualer uden for estimationsperioden. Koefficienten til fejleddet bliver ikke på noget tidspunkt signifikant (men aftager, når afgrænsningen af disponibel indkomst udvides i fejlkorrektionsmodellen).

Sammenlignes regressionerne nr.4-6 med $Y_{dh}+Y_{ds}$ som disponibel indkomst i første trin fremgår en vis forskel på regression nr.4,5 over for regression nr.6. Faktisk giver regression nr.4 med $Y_{hs}+Y_{ds}$ i første trin og kun Y_{dh} i andet trin den laveste spredning i tabel 1. Regression nr.4 har iøvrigt en vis intuitiv appel. På kort sigt er forbrugsudviklingen kun bestemt af husholdningernes disponible indkomst, men på langt sigt er både husholdningerne og selskabernes disponible indkomst bestemmende for forbrugsudviklingen.

Sammenlignet med den rene ikke-finansielle private sektors disponible indkomst, regression nr.6, er residualerne i 90-92 dog større for regression nr.4. Dette må nok tilskrives en kraftig effekt fra fejlkorrektionsleddet, der korrigerer forbruget opad samtidig med, at koefficienten til fejlkorrektionsleddet er væsentlig mindre i regression nr.6.

Tabel 2 gengiver regressionerne i tabel 1 uden homogenitetsrestriktion, dvs. regressionerne nr.1-6.

Sammenlignes regressionerne nr.1-3 uden homogenitetsrestriktion med tilsvarende med homogenitetsrestriktion, fremgår, at i fejlkorrektionsmodellen er forskellen mht. spredning og residualer ubetydelig. Derimod er der for samtlige regressioner en væsentlig stigning i koefficienten

**Tabel 2. Forbrugsfunktion, forskellige disponibel
indkomstdefinitioner i 1 og 2 trin,
uden homogenitetsrestriktion**

Kointegrationsrelation						
Nr.	Koefficient til Y	Koefficient til W	k	DW	s	R ²
1	0.519	0.288	1.97	0.64	0.0198	0.994
2	0.519	0.288	1.97	0.64	0.0198	0.994
3	0.519	0.288	1.97	0.64	0.0198	0.994
4	0.736	0.185	0.672 [⊗]	0.79	0.0206	0.994
5	0.736	0.185	0.672 [⊗]	0.79	0.0206	0.994
6	0.736	0.184	0.672 [⊗]	0.79	0.0206	0.994

⊗ Angiver at koefficienten er insignifikant på et 5% signifikansniveau.

Anm. Estimationsperiode 1957-90. Residualerne er fejl på procentvis år-til-år stigning i realt forbrug (observeret-beregnet). **Y** er defineret nedenfor, **W** er Wcp5 og **ecm** laggede residualer fra kointegrationsrelationen.

1. Ydh i trin 1 og Ydh i trin 2
2. Ydh i trin 1 og Ydh,Yds i trin 2
3. Ydh i trin 1 og Ydh+Yds i trin 2
4. Ydh+Yds i trin 1 og Ydh i trin 2
5. Ydh+Yds i trin 1 og Ydh,Yds i trin 2
6. Ydh+Yds i trin 1 og Ydh+Yds i trin 2

Fejlkorrktionsmodel											
Nr.	Koefficient til				DW	s	R ²	Residualer			
	ΔY	ΔW	ecm	k				90	91	92	
1	0.489	0.351	-0.308	-0.002 [⊕]	1.87	0.0148	0.739	-2.4	-0.1	-1.6	
2	0.496	-0.01 [⊕]	0.339	-0.360 [⊕]	1.86	0.0151	0.734	-2.2	-0.1	-1.6	
3	0.470	0.405	-0.131 [⊕]	-0.004 [⊕]	1.89	0.0155	0.714	-2.8	0.2	-2.0	
4	0.522	0.275	-0.505	-0.001 [⊕]	1.89	0.0130	0.801	-3.0	-2.0	-3.9	
5	0.546	-0.032 [⊕]	0.212	-0.665	0.004 [⊕]	2.10	0.0128	0.811	-2.9	-2.6	-4.5
6	0.474	0.361	-0.319	-0.002 [⊕]	1.73	0.0145	0.750	-3.1	-1.5	-3.6	

til fejleddet. Tilmed bliver koefficienten i regression nr.1 nu signifikant. En sammenligning af de tilsvarende kointegrationsrelationer med og uden homogenitetsrestriktion uddyber dette. Uden homogenitetsrestriktion falder spredningen særdeles meget samtidig med, at DW næsten fordobles, dvs. med Ydh som regressor er data i modstrid med homogenitetsrestriktionen.

Sammenlignes regressionerne nr.4-6 uden homogenitetsrestriktion med tilsvarende med homogenitetsrestriktion er forskellen i fejlkorrektionsmodellen og kointegrationsrelationerne ubetydelig. Dvs med $Ydh+Yds$ som regressor opfylder data automatisk homogenitetsrestriktionen.⁴

Alternative lagspecifikationer i restindkomsten i Ydh og Yds har været afprøvet (ikke vist). Et kortere lag til husholdningernes restindkomst (i stedet for lag fordelingen 0.53 0.33 0.14 til $Ydrh$ benyttes 0.60 0.40) end til selskabernes restindkomst (med uændret lagfordeling 0.53 0.33 0.14 til $Ydrs$) giver kun marginale ændringer i regressionerne i tabel 1 og 2 og ingen ændringer i sammenligningerne ovenfor.

Endelig er som supplement til tabel 2 afprøvet specifikationer af kointegrationsrelationen uden homogenitetsrestriktionen, men hvor Ydh og Yds er selvstændige regressorer (ikke vist). Der er her ikke nogen speciel gevinst at hente på spredningen hverken i eller udenfor estimationsperioden i fejlkorrektionsmodellen sammenlignet med regression nr.6 hvor $Ydh+Yds$ er regressor.⁵

Kort opsummeret viser tabel 1 og 2, at det er kointegrationsrelationens specifikation, dvs om det er Ydh eller $Yds+Ydh$, der indgår, der er bestemmende for de forskellige estimationsresultater i fejlkorrektionsmodellen.

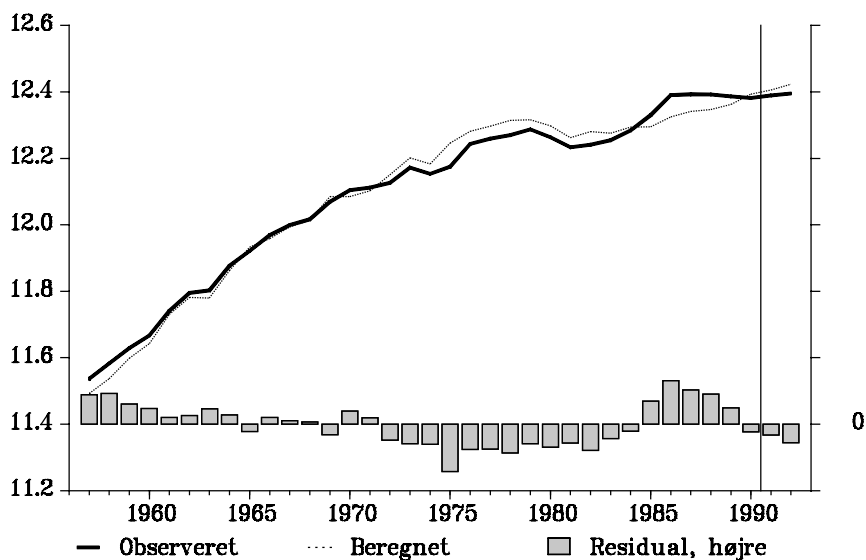
Figur 5 og 6 viser residualerne i kointegrationsrelationerne. Det fremgår at forbrugsfunktionen, figur 6, har været ekstraordinært ude af niveau i 90,91 og 92. Dette giver sig naturligvis også udslag i fejlkorrektionsmodellen i form af en kraftig fejlkorrektion.

Figur 6 viser, at husholdningssektorens disponible indkomst ikke er velegnet i kointegrationsrelationen.

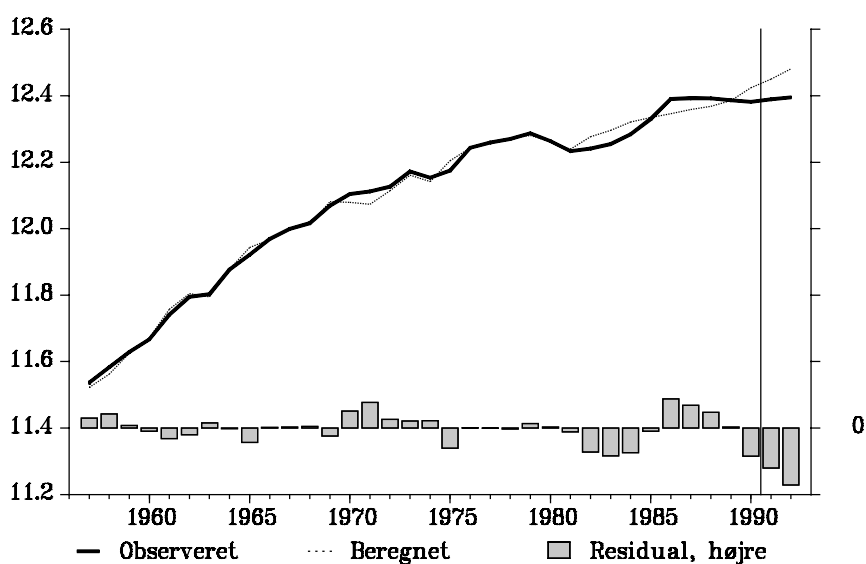
⁴I lineære specifikationer af forbrugsfunktionen, hvor homogenitetsrestriktionen er at konstantleddet er lig 0, reproduceres disse resultater (her afprøvet for regression nr.1 og nr.6). Med Ydh som regressor er koefficienten til fejleddet insignifikant og med $Ydh+Yds$ er koefficienten signifikant.

⁵Pga. den logaritmiske specifikation i kointegrationsrelationen vil disse regressioner selv ikke med homogenitetsrestriktionen opfyldt betyde at forbrugskvoten kun afhænger af indkomst-formue forholdet.

Figur 5. Forbrugsfunktionens historiske forklaringsevne, kointegrationsrelationen (husholdningssektorens disponible indkomst Ydh).



Figur 6. Forbrugsfunktionens historiske forklaringsevne, kointegrationsrelationen (den ikke-finansielle private sektors disponible indkomst $Ydh+Yds$).



5. Formue

At selskabernes disponible indkomst skal indgå i en livscykelbaseret forbrugsfunktion er ikke oplagt. Strengt taget burde restindkomst, dvs. afkast af formue ikke indgå sammen med de tilsvarende formuekomponenter, jf. afsnit 2. Fx. bør bruttoestindkomst og renter ikke indgå samtidig med hhv. erhvervskapital og finansiel formue. Sagt på en anden måde siger livscykelteorien altså, at restindkomst fra selskaber skal indgå i forbrugsfunktionen, men via formuen.

Når det alligevel viser sig nødvendigt at inkludere restindkomsten i indkomstbegrebet, virker det nærliggende at skyde skylden på en manglende effekt fra kapitalgevinster, dvs. formueopgørelsen.⁶

Formuen i forbrugsfunktionen, $Wcp5$ består af komponenterne boligbeholdning, bilbeholdning, finansiel formue og erhvervskapital:

$$Wcp5 = phk \cdot Kh + pcb \cdot Kcb2 + Wpqkpc + pipm \cdot Km + pipb \cdot Kb \quad (9)$$

Kh	Boligbeholdningen
Km	Kapitalapparat i maskiner (privat sektor)
Kb	Kapitalapparat i bygninger og maskiner (privat sektor)
$Kcb2$	Imputeret bilbeholdning
phk	Kontantprisen på enfamiliehuse
$pipm$	Prisen på investeringer i maskiner (fIp_m)
$pipb$	Prisen på investeringer i bygninger og maskiner (fIp_b)
pcb	Prisen på privat forbrug (fCp)
$Wpqkpc$	Finansiel formue

Formue størrelserne er opgjort ultimo og $Wcp5$ indgår som $Wcp5_{,t}$ i forbrugsfunktionen.

Størrelsesorden af de enkelte formuekomponenter (1990):

	mia.kr
Samlet formue ($Wcp5$)	2204.2
Boligbeholdning	1013.8
Bilbeholdning	24.6
Finansiel formue	-154.5
Erhvervskapital	1320.3

Erhvervskapitalen udgør over halvdelen af den samlede formue. Men i modsætning til boligbeholdningen og finansiel formue opgøres kapitalapparatet

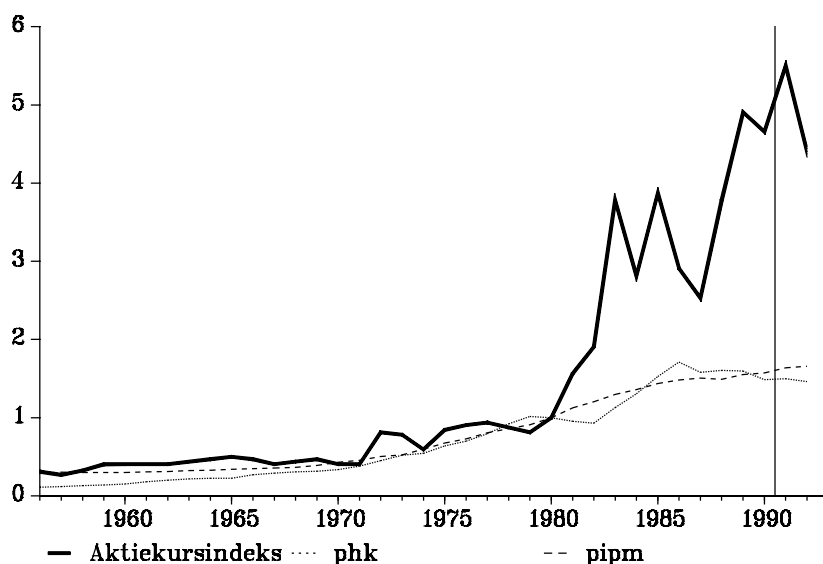
⁶At restindkomst fra selskaber har en forbrugsbestemmende effekt kan begrundes i at på langt sigt må selskabernes restindkomst udbetales til husholdningerne (fx. som udbytter). Hvad angår det korte sigt er det mindre klart at selskabernes restindkomst har en forbrugsbestemmende effekt. At opfatte Yds i afsnit 4 som en proxy for udbetalt udbytte er ikke helt logisk. I Ydh indgår i forvejen udbetalt udbytte idet husholdningssektorens nettorenter er inkl. udbytte.

ikke til markedsværdi. Værdien af kapitalapparatet burde afspejle de forventede fremtidige indtjeningsmuligheder i virksomhederne. Man kunne derfor alternativt overveje at inddrage et aktiekursindeks ved værdifastsættelsen af kapitalapparatet. En specifikation med aktiekursindeks kunne være:⁷

$$Wk_i(\alpha) = (\alpha \cdot \text{aktiekurs} + (1-\alpha) \cdot pip_i) \cdot K_i \quad i=m,b \quad (10)$$

Hvor α kan opfattes som den andel af erhvervskapitalen der er ejet af aktieselskaber. Den resterende andel $(1-\alpha)$ der ikke er ejet af aktieselskaber prifsættelses som hidtil med $pipb$ hhv. $pipm$. Aktiekursen er et indeks der i lighed med $pipb$ og $pipm$ er sat til værdien 1 i 1980. Anvendes aktiekursindeks for industrien fås følgende tidsserie:⁸

Figur 7. Aktiekursindeks for industri, phk og $pipm$.



Af figur 4 fremgår, at inddragelsen af et aktiekursindeks som prisindeks for erhvervskapitalen vil gøre formuen væsentlig mere volatil end med de nuværende prisindeks $pipm$ og $pipb$.

Tabel 3 viser estimation af forbrugsfunktionen med erhvervskapitalen opgjort med et alternativt prisindeks, jf. (10), for $\alpha=0.5$ og $\alpha=0.7$ ($Wcp4$ er samlet

⁷Nærmere om konstruktionen af Km og Kb findes i EH 4/2 1988. Her er problemet vedrørende prifsættelsen også diskuteret.

⁸For 1960-1992 findes tallene i OECDs databank "Main Economic Indicators" (version December 1993). Fra 1956-1959 er anvendt tal direkte fra Statistiske efterretninger (Penge og kapitalmarked).

Tabel 3. Forbrugsfunktion, med formue opgjort med alternativ pris på erhvervskapital.

Kointegrationsrelation						
Nr.	Y	Koefficient til W	k	DW	s	R ²
1	0.875	0.125	-0.149	0.37	0.0334	0.983
2	0.890	0.110	-0.143	0.61	0.0301	0.983
3	0.898	0.102	-0.136	0.69	0.0298	0.983
4	0.887	0.113	-0.208	0.93	0.0218	0.992
5	0.923	0.077	-0.174	0.84	0.0260	0.990
6	0.925	0.075	-0.187	0.83	0.0268	0.989

⊗ Angiver at koefficienten er insignifikant på et 5% signifikansniveau.

Anm. Estimationsperiode 1957-90. Residualerne er fejl på procentvis år-til-år stigning i realt forbrug (observeret-beregnet). Indkomsten **Y** og formuen **W** er defineret nedenfor og **ecm** er laggede residualer fra kointegrationsrelationen.

1. Indkomst Y_{dh} og formue W_{cp5}
2. Indkomst Y_{dh} og formue $W=W_{km}(0.5)+W_{kb}(0.5)+W_{cp4}$
3. Indkomst Y_{dh} og formue $W=W_{km}(0.7)+W_{kb}(0.7)+W_{cp4}$
4. Indkomst $Y_{dh}+Y_{ds}$ og formue W_{cp5}
5. Indkomst $Y_{dh}+Y_{ds}$ og formue $W=W_{km}(0.5)+W_{kb}(0.5)+W_{cp4}$
6. Indkomst $Y_{dh}+Y_{ds}$ og formue $W=W_{km}(0.7)+W_{kb}(0.7)+W_{cp4}$

Fejlkorrektionsmodel

Nr.	Koefficient til				DW	s	R ²	Residualer		
	ΔY	ΔW	ecm	k				90	91	92
1	0.494	0.355	-0.078 [⊖]	-0.003 [⊖]	2.01	0.0159	0.701	-2.6	0.3	-1.3
2	0.636	0.047 [⊕]	-0.220	-0.008 [⊖]	1.27	0.0192	0.563	-1.6	-2.6	-3.8
3	0.646	0.032 [⊕]	-0.253	-0.008	1.26	0.0191	0.568	-1.9	-2.8	-3.7
4	0.505	0.349	-0.298	0.002 [⊕]	1.74	0.0146	0.749	-3.2	-1.6	-3.7
5	0.536	0.026 [⊕]	-0.496	-0.012	1.15	0.0175	0.636	-4.6	-6.1	-4.3
6	0.529	0.019 [⊕]	-0.498	0.012	1.22	0.0174	0.641	-4.7	-6.2	-4.3

formue opgjort uden erhvervskapital).⁹

Både regressioner med Ydh som disponibel indkomst, regression nr.2 og 3, eller $Ydh+Yds$ som disponibel indkomst, regression nr. 5 og 6, giver større residualer i og udenfor estimationsperioden end det gamle formuebegreb $Wcp5$.

Den ringe historiske forklaringsevne skyldes den volatile formue der i fejlkorrektionsmodellen, hvor variablene jo indgår som ændringer, giver insignifikante koefficienter til formuen. For Ydh bliver koefficienten til fejlkorrektionsleddet nu signifikant. Residualerne uden for estimationsperioden forøges som følge af at formuen bliver blæst kraftigt op vha (10).

Det eneste der måske er lidt interessant i tabel, 3 er, at spredningen i kointegrationsrelationerne for Ydh og $Ydh+Yds$ påvirkes i forskellig retning ved at inddrage aktiekurser. Dvs. homogenitetsrestriktionen bliver mindre anstrengende i kointegrationsrelationen med Ydh , når formuen påvirkes af aktiekursændringer. Men man skal nok ikke ligge for meget i det, hvis (10) var et bedre mål for erhvervskapitalen, burde spredningen i kointegrationsrelationen vel næppe stige med $Ydh+Yds$ som disponibel indkomst.

Finansiell formue udgør en meget ringe andel af den samlede formue, jf. ovenstående. Man kunne argumentere for, at finansiell formue fordi den er mere likvid end fx erhvervskapital burde have større forbrugseffekt end dens relative andel af den samlede formue tilsiger. En simpel måde at indføre dette er ved at opdele formuen, $Wcp5$, i finansiell formue ($Wpqkpc$) og ikke finansiell formue ($Wcp5-Wpqkpc$) og give den ikke finansielle private sektor en koefficient der er mindre end 1. Alternativt kan man lade den finansielle formue indgå ulagget og den ikke finansielle formue med et fordelt lag. Begge resultater er vist i tabel 4.

Tabel 4 viser regressioner med forbrugsfunktionen hvor formuen er opdelt i en finansiell formue og ikke-finansiell formue. Effekten på spredningen i fejlkorrektionsmodellen afhænger af om vægtning eller fordelt lag anvendes ved formue opdelingen. Regressionerne nr.2 og 3 med vægtning af formuen giver højere spredning end med $Wcp5$ som formuebegreb, regression nr.1 og nr.6. Med fordelt lag i formuen, regression nr.3 og nr.6 er forskellen i spredningen kun marginalt forskellige fra regression nr.1 og nr.6.

Forskellen mellem Ydh og $Ydh+Yds$ kommer klarest frem i kointegrationsrelationen. Opdelingen af formuen betyder at spredningen falder med Ydh som disponibel indkomst, men stiger med $Ydh+Yds$ som disponibel indkomst.

⁹For at få et indtryk af α kan man i Generel regnskabstistik for byerhverv (Statistiske efterretninger: Generel erhvervsstatistik og handel 1993:9) finde en fordeling på "Aktie-og anpartsselskaber" og "Øvrige ejerformer" af anlægsaktiver i mio. kr. Undtaget fra denne opgørelse er quasi offentlige virksomheder, banker og forsikringsvirksomhed. "Aktie-og anpartsselskaber" udgør i 1991 72 pct. af de samlede anlægsaktiver.

Tabel 4. Forbrugsfunktion, med likvid og ikke-likvid formue opdeling.

Kointegrationsrelation						
Nr.	Y	Koefficient til W	k	DW	s	R ²
1	0.875	0.125	-0.149	0.37	0.0334	0.983
2	0.857	0.143	-0.061	0.46	0.0290	0.987
3	0.876	0.124	-0.136	0.41	0.0325	0.984
4	0.887	0.113	-0.208	0.93	0.0218	0.992
5	0.889	0.111	-0.119	0.85	0.0231	0.992
6	0.895	0.105	-0.189	0.91	0.0227	0.992

© Angiver at koefficienten er insignifikant på et 5% signifikansniveau.

Anm. Estimationsperiode 1957-90. Residualerne er fejl på procentvis år-til-år stigning i reelt forbrug (observeret-beregnet). Indkomst **Y** og formue **W** er defineret nedenfor og **ecm** er laggede residualer fra kointegrationsrelationen.

1. Indkomst Y_{dh} og formue W_{cp5}
2. Indkomst Y_{dh} og formue $W = W_{pqkpc} + 0.5 \cdot (W_{cp5} - W_{pqkpc})$
3. Indkomst Y_{dh} og formue $W = W_{pqkpc} + 0.5 \cdot (W_{cp5} - W_{pqkpc}) + 0.3 \cdot (W_{cp5[-1]} - W_{pqkpc[-1]}) + 0.2 \cdot (W_{cp5[-2]} - W_{pqkpc[-2]})$
4. Indkomst $Y_{dh} + Y_{ds}$ og formue W_{cp5}
5. Indkomst $Y_{dh} + Y_{ds}$ og formue $W = W_{pqkpc} + 0.5 \cdot (W_{cp5} - W_{pqkpc})$
6. Indkomst $Y_{dh} + Y_{ds}$ og formue $W = W_{pqkpc} + 0.5 \cdot (W_{cp5} - W_{pqkpc}) + 0.3 \cdot (W_{cp5[-1]} + W_{pqkpc[-1]}) + 0.2 \cdot (W_{cp5[-2]} - W_{pqkpc[-2]})$

Fejlkorrektionsmodel

Nr.	Koefficient til		ecm	k	DW	s	R ²	Residualer		
	ΔY	ΔW						90	91	92
1	0.494	0.355	-0.078 [⊕]	-0.003 [⊕]	2.01	0.0159	0.701	-2.6	0.3	-1.3
2	0.562	0.298	-0.052 [⊕]	-0.001 [⊕]	1.87	0.0168	0.67		-0.5	-1.8
							-3.2			
3	0.522	0.413	-0.150 [⊕]	-0.007	1.77	0.0160	0.70		-0.3	-0.9
							-1.9			
4	0.505	0.349	-0.298	0.002	1.74	0.0146	0.749	-3.2	-1.6	-3.7
5	0.541	0.231	-0.322	-0.012	1.32	0.0167	0.670		-2.8	-4.5
							-3.7			
6	0.489	0.420	-0.395	0.006 [⊕]	1.59	0.0140	0.766		-2.6	-3.9
							-2.7			

Tabel 3 og 4 viser, at formuespecifikationen har en betydning for specielt spredningen i kointegrationrelationen med Ydh som regressor.

Jf. ovenstående er der imidlertid ikke meget der tyder på, at de alternative formue specifikationer der er afprøvet, i tabel 3 og 4, er mere velegnede i forbrugsfunktionen end $Wcp5$.

6. Realrenten

Normalt opfattes forbruget som en funktion af realrenten. En stigning i realrenten påvirker via substitutionseffekten det løbende forbrug i negativ retning, men samtidig udgår (med positiv formue) en positiv indkomsteffekt fra stigende formueafkast. Den samlede effekt på forbruget er derfor usikker.¹⁰

I praksis indgår i den nuværende forbrugsfunktion en formue effekt fra rentestigninger, der via kursfald påvirker formuen og dermed forbruget i negativ retning. Et eventuelt forøget formue afkast som følge af stigningen i realrenten bliver opsamlet i den disponible indkomst da formue afkast indgår, jf. afsnit 4. Tilbage bliver, at substitutionseffekten ikke er inde i forbrugsfunktionen.

Hvordan skal så realrenten indgå i en forbrugsfunktion baseret på livscykelteorien? Modigliani har foreslået følgende formulering¹¹:

$$C_t = \alpha \cdot YL_t + (\delta + \mu r_t) \cdot A_t \quad (10)$$

r Realrenten efter skat

I forhold til den simple formulering (1) er (10) en udvidelse, der indebærer, at koefficienten til formuen er realrenteafhængig. Fortegnet på μ er bestemt af substitutions og indkomsteffekten. Formuleringen indebærer at homogenitetsrestriktionen er overholdt. Forbrugskvoten afhænger af formue-indkomst forholdet og realrenten, konstant formue-indkomst forhold og konstant realrente implicerer en konstant forbrugskvote.

Anvendes alternativt en forbrugsfunktion formuleret i logaritmer med realrente og homogenitetsrestriktion, kunne en formulering være:

$$\begin{aligned} \log C_t &= k + (1 - \delta - \mu r_t) \cdot \log YL_t + (\delta + \mu r_t) \cdot \log A_t \\ &= k + (1 - \delta) \cdot \log YL_t + \delta \cdot \log A_t - \mu \cdot r_t \cdot \log YL_t + \mu \cdot r_t \cdot \log A_t \end{aligned} \quad (11)$$

¹⁰Realrenten efter skat indgik i april 1986 versionen af ADAM og med negativt fortegn (jf. *Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM s.49*). Forbrugsfunktionen var her en fejlkorrigeringsmodel med ændring i disponibel indkomst og lagget forbrugskvote som argumenter. På langt sigt implicerede formuleringen en konstant forbrugskvote.

¹¹Jf. tidligere nævnte "The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later".

Tabel 5. Forbrugsfunktion med realrente.

Kointegrationsrelation								
Nr.	Y	Koefficient til W	r·logY	r·logW	k	DW	s	R ²
1	0.887	0.113	-	-	-0.208	0.93	0.0218	0.992
2	0.872	0.128	0.129 [⊗]	-0.129 [⊗]	-0.217	0.94	0.0220	0.987
3	0.887	0.113	-	-	-0.208	0.93	0.0218	0.992
4	0.872	0.128	0.129 [⊗]	-0.129 [⊗]	-0.217	0.94	0.0220	0.987
5	0.881	0.119	-0.131 [⊗]	0.131 [⊗]	-0.215	0.94	0.0219	0.611
6	0.887	0.113	-	-	-0.208	0.93	0.0218	0.933
7	0.881	0.119	-0.131 [⊗]	0.131 [⊗]	-0.208	0.93	0.0218	0.611

⊗ Angiver at koefficienten er insignifikant på et 5% signifikansniveau.

Anm. Estimationsperiode 1957-90. Residualerne er fejl på procentvis år-til-år stigning i realt forbrug (observeret-beregnet). Indkomsten **Y** er $Y_{dh} + Y_{ds}$ og formuen **W** er W_{cp5} , **ecm** er laggede residualer fra kointegrationsrelationen og **r** er realrenten defineret nedenfor:

1. Uden realrente
2. Realrente i trin 1
3. Realrente i trin 2
4. Realrente i trin 1 og trin 2
5. Realrente efter skat i trin 1
6. Realrente efter skat i trin 2
7. Realrente efter skat i trin 1 og trin 2

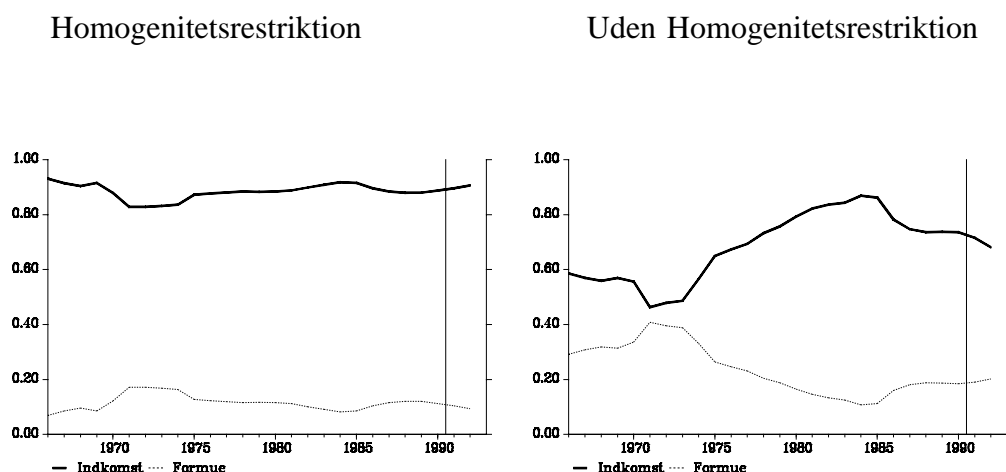
Fejlkorrrektionsmodel

Nr.	Koefficient til					DW	s	R ²	Residualer		
	ΔY	ΔW	r	ecm	k				90	91	92
1	0.505	0.349	-	-0.298	0.002 [⊕]	1.74	0.0146	0.749	-3.2	-1.6	-3.7
2	0.510	0.341	-	-0.310	-0.002 [⊕]	1.74	0.0145	0.756	-3.1	-1.5	-3.7
3	0.494	0.306	-0.180 [⊕]	-0.299	-0.010 [⊕]	1.75	0.0146	0.757	-2.5	-1.2	-3.1
4	0.501	0.301	-0.165 [⊕]	-0.307	-0.009 [⊕]	1.73	0.0145	0.758	-2.5	-1.1	-3.1
5	0.497	0.355	-	-0.313	0.005 [⊕]	1.74	0.0145	0.751	-3.3	-1.9	-4.0
6	0.464	0.345	0.154 [⊕]	-0.334	-0.002 [⊕]	1.75	0.0145	0.760	-3.5	-2.1	-4.3
7	0.466	0.355	0.114 [⊕]	-0.327	-0.002 [⊕]	1.76	0.0145	0.758	-3.6	-2.2	-4.4

(11) indebærer, at elasticiteten i forbruget mht. indkomst og formue er realrenteafhængig. Forbrugskvoten afhænger af indkomst-formue forholdet og realrenten, svarende til den lineære formulering (10).

I figur 7 er vist parameterstabilitet i kointegrationsrelationen med og uden homogenitetsrestriktion. Uden homogenitetsrestriktionen er der rigelig bevægelse i koefficienterne til indkomst og formue.

Figur 8. Parameterstabilitet i kointegrationsrelationerne med og uden homogenitetsrestriktion.



Tabel 5 viser forbrugsfunktionen med realrente. Kointegrationsrelationen er specificeret som (11) med alternative specificationer af fejlkorrektionsmodellen hvor realrenten indgår i nivau. Den benyttede realrente er den, der indgik i 1986 versionen af ADAMs forbrugsfunktion:

$$\text{Realrente} = iku - Rcp4ve$$

iku Banker og sparekassers gennemsnitlige udlånsrente

Rcp4ve Forventet relativ ændring i *pcp4v*

$$\text{Realrente efter skat} = iku \cdot (1 - tsa0u) - Rcp4ve$$

tsa0u Skattesats

Regressioner med realrenten er vist regression nr.2-4 og med realrente efter skat i regression nr.5-7. Konklusionen er, at realrenten er helt insignifikant i forbrugsfunktionen, og hverken residualer i eller uden for estimationsperioden påvirkes af at inddrage realrenten.

Tabel 6. Forbrugsfunktion med arbejdsløshed.

Kointegrationsrelation								
Nr.	Koefficient til					DW	s	R ²
	Y	W	U·logY	U·logW	k			
1	0.887	0.113	-	-	-0.208	0.93	0.0218	0.992
2	0.785	0.215	0.0002	-0.0002	-0.307	0.89	0.0187	0.717
3	0.887	0.113	-	-	-0.208	0.93	0.0218	0.992
4	0.785	0.215	0.0002	-0.0002	-0.307	0.89	0.0187	0.987
5	0.798	0.202	0.383	-0.383	-0.291	0.91	0.0189	0.711
6	0.887	0.113	-	-	-0.208	0.93	0.0218	0.992
7	0.798	0.2029	0.383	-0.383	-0.291	0.91	0.0189	0.711

⊗ Angiver at koefficienten er insignifikant på et 5% signifikansniveau.

Anm. Estimationsperiode 1957-90. Residualerne er fejl på procentvis år-til-år stigning i reelt forbrug (observeret-beregnet). Indkomsten **Y** er $Y_{dh}+Y_{ds}$ og formuen **W** W_{cp5} , **ecm** er laggede residualer fra kointegrationsrelationen og arbejdsløsheden **U** er defineret som nedenfor:

1. Uden arbejdsløshed
2. UI i trin 1
3. ΔUI i trin 2
4. UI i trin 1 og ΔUI i trin 2
5. bul i trin 1
6. Δbul i trin 2
7. bul i trin 1 og Δbul i trin 2

Fejlkorrrektionsmodel

Nr.	Koefficient til		ΔU	ecm	k	DW	s	R ²	Residualer		
	ΔY	ΔW							90	91	92
1	0.505	0.349	-	-0.298	0.002 \oplus	1.74	0.0146	0.749	-3.2	-1.6	-3.7
2	0.517	0.372	-	-0.312	-0.004 \oplus	1.78	0.0147	0.742		-1.2	-3.2
								-2.8			
3	0.486	0.213	-0.0004	-0.295	-0.007 \oplus	1.63	0.0123	0.827		-1.1	-2.9
								-3.1			
4	0.478	0.218	-0.0005	-0.436	-0.007 \oplus	1.65	0.0117	0.842		-1.4	-3.1
								-2.9			
5	0.515	0.369	-	-0.319	0.004 \oplus	1.79	0.0147	0.744		-1.4	-3.4
								-3.0			
6	0.453	0.256	-0.732	-0.294	-0.004 \oplus	1.60	0.0128	0.814	-3.2	-1.4	-3.3
7	0.465	0.237	-0.918	-0.440	-0.005 \oplus	1.64	0.0118	0.840	-3.0	-1.6	-3.5

7. Arbejdsløshed.

Arbejdsløsheden er tidligere søgt introduceret i forbrugsfunktionen med succes i form af en forbrugsfunktion med kønnere statistiske egenskaber.¹²

Argumentet for at introducere arbejdsløshed i forbrugsfunktionen er, at arbejdsløsheden kan fungere som en proxy for forventningsskift. En stigning i arbejdsløsheden skaber usikkerhed om fremtidige økonomiske forhold og medfører en øget opsparing og dermed faldende forbrug.

Opfattes arbejdsløsheden som en forventningsvariabel virker, det mest rimeligt, at introducere denne i fejlkorrigeringsmodellen som en ændringsvariabel. Det virker ikke umiddelbart begrundet at lade en forventningsvariabel indgå i kointegrationsrelationen, dvs. langtsigtssammenhængen. Vil man alligevel afprøve arbejdsløsheden, kaldet U nedenfor, i kointegrationsrelationen med homogenitetsrestriktionen pålagt kunne formuleringen være analog til (11), dvs:

$$\begin{aligned} \log C_t &= k + (1 - \delta - \mu U_t) \cdot \log YL_t + (\delta + \mu U_t) \cdot \log A_t \\ &= k + (1 - \delta) \cdot \log YL_t + \delta \cdot \log A_t - \mu \cdot U_t \cdot \log YL_t + \mu \cdot U_t \cdot \log A_t \end{aligned} \quad (12)$$

Dermed er elasticiteten i forbruget mht. indkomst og formue begge en funktion af arbejdsløsheden. Formuleringen betyder, at forbrugskvoten afhænger af formue-indkomst forholdet og arbejdsløsheden (vælger man alternativt ikke at pålægge homogenitetsrestriktionen bliver forbrugskvoten afhængig af indkomst, formue og arbejdsløshed).

Tabel 6 viser regressioner med og uden arbejdsløshed i 1 og 2 trin. I kointegrationsrelationen indgår arbejdsløsheden som i (12). Der er afprøvet to mål for arbejdsløshed UI og bul hhv. ledige ialt og ledighedsgrad.

Sammenlignes regression nr.2-4 med UI som mål for arbejdsløsheden med regression nr.5-7 med bul som mål for arbejdsløshed er forskellen minimal. Med UI fås en lidt mindre spredning og pænere residualer i 90-92 end med bul .

Regression nr.2 med UI i trin 1 men ikke i trin 2, viser at UI indgår signifikant og med det forventede negative fortegn. Effekten af, at UI introduceres i kointegrationsrelationen, er en lidt lavere spredning i kointegrationsrelationen og en fordobling af koefficienten til formuen. Fejlkorrigeringsmodellen påvirkes ikke videre af, at UI indgår i kointegrationsrelationen.

Regression nr.3 med ændringen i UI i trin 2 viser, at ændringen i arbejdsløsheden kan indgå signifikant og med forventet negativt fortegn i

¹²Introduktionen af arbejdsløshed er tidligere behandlet grundigt i modelgruppepapirerne: JS 14/1 1991, JS 5/3 1991 og JS 11/3 1991.

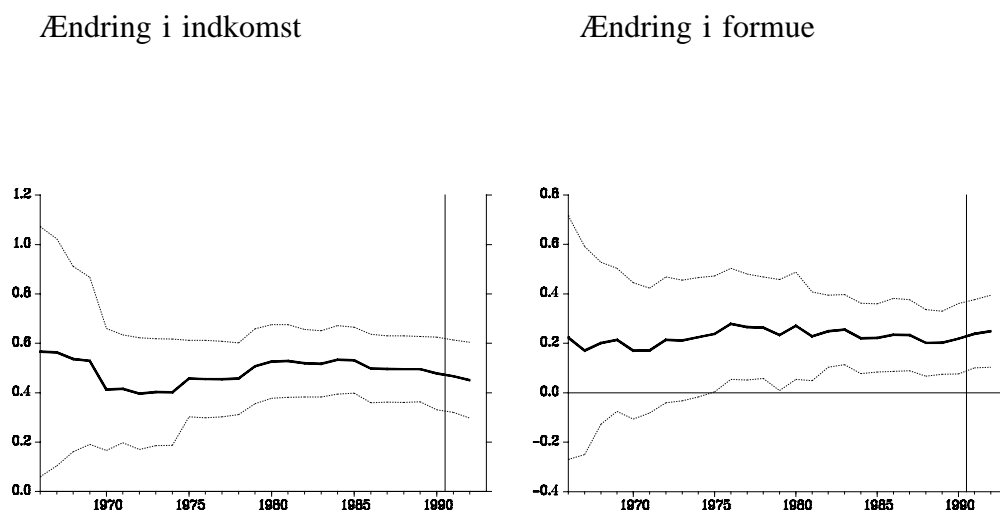
fejlkorrektionsmodellen. Effekten af, at ændringen i arbejdsløsheden indgår, er en markant reduktion af spredningen hvorimod residualerne i 90-92 er upåvirkede. Det er påfaldende at også koefficienten til formuen reduceres med en tredjedel.

I Regression 4 med UI i trin 1 og ændringen i UI i trin 2 opnåedes den laveste spredning blandt fejlkorrektionsmodellerne i tabel 6 (den er dog ikke meget lavere end den der forekommer i regression nr.3), residualerne i 90-92 er dog upåvirkede. Koefficienterne til formuen er nu næsten identiske i fejlkorrektionsmodellen og kointegrationsrelationen.

Sammenlignes regressionerne nr.2-4 fremgår, at mht. spredningen i fejlkorrektionsmodellen giver det langt større effekt at medtage arbejdsløsheden i fejlkorrektionsmodellen end i kointegrationsrelationen. Dette er vel også, hvad man måtte forvente, jf. arbejdsløsheden som proxy for forventninger.¹³

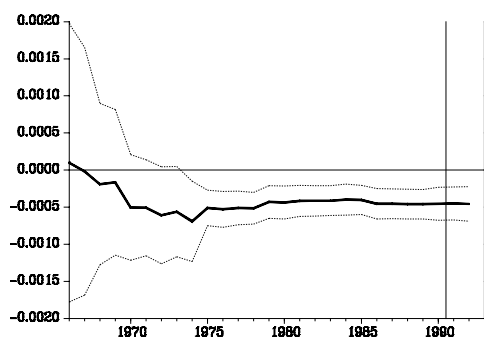
Mht. parameterværdier er det et fremskridt i forhold til den nuværende specifikation uden arbejdsløshed, regression nr.1, at koefficienten til formuen med arbejdsløshed bliver identiske i kointegrationsrelationen og fejlkorrektionsmodellen. Livscykelhypotesen implicerer jo, at forbrugstilbøjeligheden er mindre på kort end på langt sigt. Det omvendte er tilfældet for koefficienten til formuen uden arbejdsløshed regression nr. 1.

Figur 9. Parameterstabilitet i fejlkorrektionsmodellen med UI i trin 1 og ΔUI i trin 2.

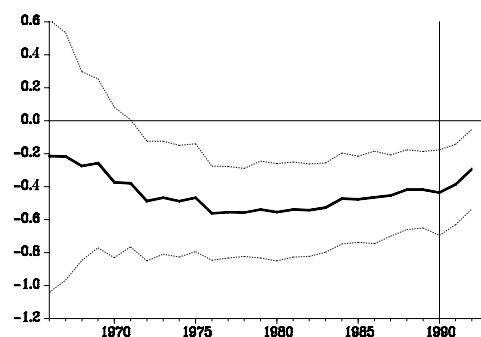


¹³Resultatet er ivotrigt ikke afhængig af den lidt specielle formulering af kointegrationsrelationen (12). Men genfindes i fri estimation ,dvs hvor UI eller bul indgår som en simpel regressor uden homogenitetsrestriktion. Se fx JS 14/1 1991 s.15.

Ændring i arbejdsløshed



Ændring i fejlkorrektionsled



En tilsvarende parameterstabilitet fås iverigt frem med kun ΔUI i trin 2 (tabel 6 nr. 3, ikke vist).

Figurerne kan sammenlignes med de tilsvarende uden arbejdsløshed, figur 4. Det fremgår at driften i koefficienten til ændringen i formuen og koefficienten til fejlkorrektionsleddet bliver taget ud når arbejdsløsheden introduceres i forbrugsfunktionen.

Effekten af at introducere arbejdsløsheden er både kønnere statistiske egenskaber i form af lavere spredning og parameterstabilitet og også mere økonomisk fortolkelige parametre.

Det har imidlertid ingen nævneværdig effekt på residualerne i 90-92 at arbejdsløsheden er med som forklarende variabel.

8. Konklusion

Forbrugsfunktionens (dvs. disponibel indkomst $Y_{dh}+Y_{ds}$) store residualer i fejlkorrektionsmodellen er især en afspejling af problemer med kointegrationsrelationens residualer. Forbrugsfunktionen er ekstraordinært ude af niveau i 90-92.

En forbrugsfunktion baseret på husholdningssektoren (dvs. Y_{dh}) er fsv. angår kointegrationsrelationen statistiske egenskaber ikke i overensstemmelse med livscykelteorien. Konklusionen viste sig robust overfor forskellige alternative formueopgørelser. (En forbrugsfunktion med husholdningssektorens disponible indkomst i fejlkorrektionsmodellen og den ikke finansielle private sektors disponible indkomst i kointegrationsrelationen gav derimod udmærkede statistiske resultater inden for estimationsperioden).

Realrenten viste sig at være insignifikant i forbrugsfunktionen.

Introduktion af arbejdsløshed gav væsentlig pænere statistiske egenskaber i forbrugsfunktionen.

Ingen af de afprøvede alternative forklarende variabler gav væsentlig kønnere residualer i 90-92.

Bilag 1

Tabel 1. Estimation af forbrugsfunktion, langt sigt (oprindelig).
Kointegrationsrelation

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Forbrug	$\log(Cp4/pcp4v)$		
Konstant		-0.228	0.0177
Indkomst	$\log(Yd8/pcp4v)$	0.876	0.0138
Formue	$\log(Wcp5./pcp4v)$	(1-0.876)	0.0138

Anm. n=1957-90 s=0.0188 R²=0.995 DW=1.02

Tabel 2. Estimation af forbrugsfunktion, kort sigt (oprindelig).
Fejlkorrektionsmodel

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Forbrug	$D\log(Cp4/pcp4v)$		
Konstant		-0.001	0.0042
Indkomst	$D\log(Yd8/pcp4v)$	0.544	0.0869
Formue	$D\log(Wcp5./pcp4v)$	0.308	0.0755
Fejlld		-0.352	0.1509

Anm. n=1958-1990 s=0.140 R²=0.767 DW=1.69

Tabel 3. Estimation af forbrugsfunktion, langt sigt (ny).
Kointegrationsrelation

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Forbrug	$\log(Cp4/pcp4v)$		
Konstant		-0.208	0.0209
Indkomst	$\log((Yds+Ydh)/pcp4v)$	0.887	0.0161
Formue	$\log(Wcp5./pcp4v)$	(1-0.887)	0.0161

Anm. n=1957-1990 s=0.0218 R²=0.992 DW=0.93

Tabel 4. Estimation af forbrugsfunktion, kort sigt (ny).
 Fejlkorrektionsmodel

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Forbrug	$D\log(Cp4/pcp4v)$		
Konstant		-0.002	0.0044
Indkomst	$D\log((Yds+Ydh)/pcp4v)$	0.505	0.0869
Formue	$D\log(Wcp5./pcp4v)$	0.349	0.0758
Fejllid		-0.298	0.1341

Anm. n=1958-1990 s=0.146 R²=0.749 DW=1.75