

## Reestimation af makroforbrugsrelationen til ADAM modelversion Okt20

### Resumé:

*I dette papir præsenteres reestimationen af makroforbrugsrelationen til ADAM modelversion Okt20. Modellen og estimationsmetoden er uændret, men estimationsperioden er udvidet med et år. I tillæg har ændringen i modelleringen af forbrugssystemet, ændret prisindekset pcpuxh, men dette ser ikke ud til at have haft nævneværdig effekt på estimationen. Reestimationen giver en lidt langsommere tilpasning mod langsigtsniveauet til forbrug, men ellers er det små ændringer i de estimerede koefficienter.*

---

ABO081020

Nøgleord: Makroforbrug, reestimation

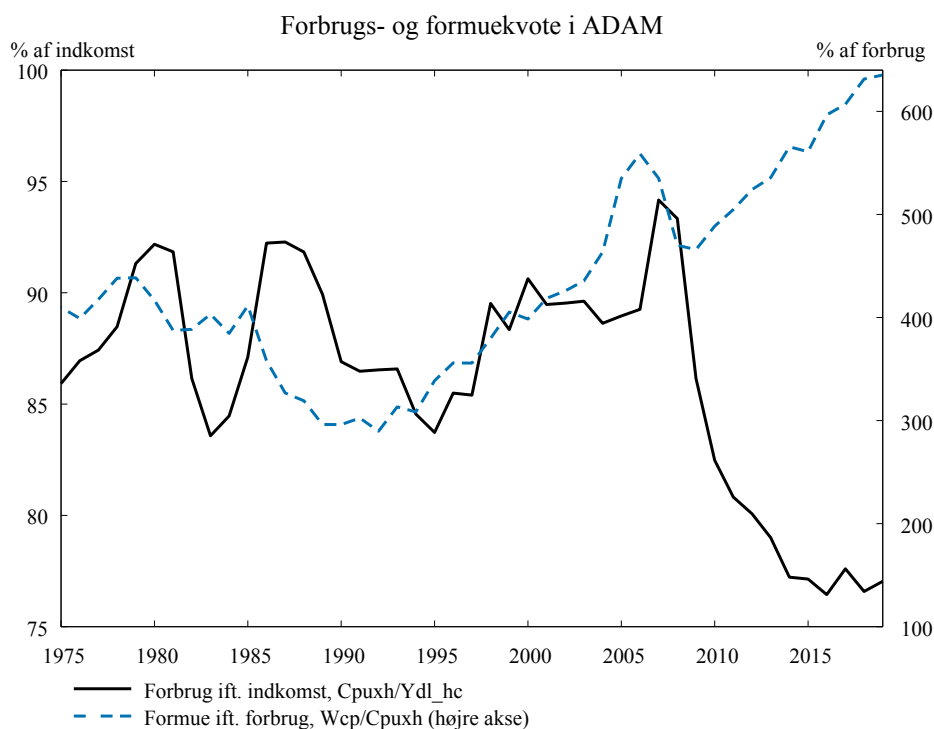
*Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.*

## 1 Indledning

I dette papir dokumenteres reestimationen af makroforbrugsrelationen til ADAM modelversion Okt20, hvor samplet udvides med et år, til 2016. I tillæg, har den nye formulering af forbrugssystemet (se ABO04620) ført til en lille ændring i forbrugets prisindeks,  $pcpuxh$ .

Makroforbrugsrelationen i ADAM er en fejlkorrigeringsligning, hvor forbrugskvoten på lang sigt bestemmes af formuekvoten. Som vist i nedenstående figur 1, så ser formuekvoten ud til at trække forbrugskvoten frem mod finanskrisen i 2008. Efter 2008, har det imidlertid været en uoverensstemmelse mellem de to kvoter. Begge variable faldt som følge af finanskrisen, men der formuekvoten har steget i værdi igen siden krisen, har forbrugskvoten fortsat sit fald. Dermed skal det en en skiftdummy til, for at forbrugsfunktionen i ADAM skal kunne forklare den svage forbrugsstigning siden finanskrisen.

Figur 1: Forbrugs- og formuekvote i ADAM



Afsnit 2 beskriver kort hvordan ændringen i formuleringen af forbrugssystemet påvirker prisindekset  $pcpuxh$ , før afsnit 3 præsenterer estimationsresultaterne fra reestimationen af makroforbrugsrelationen og afsnit 4 konkluderer.

## 2 Det nye forbrugssystemets effekt på $pcpuxh$

I ABO04620 præsenteres en ny formulering af forbrugssystemet til Okt20, hvor forbrugsandelene bestemmes af danskernes forbrug og turisternes forbrug fordeles på forbrugsgrupper uden for forbrugssystemet. Tidligere blev

forbrugsandelene også påvirket af turistenes forbrug, noget som førte til at et fald i turistindtægter fik en effekt på alle forbrugsgrupper, uden at det blev taget hensyn til hvilke forbrugsgrupper som i størst grad påvirkes af turisternes forbrug. For at opnå mere information af et stød til turistindtægter, bliver det i ABO04620 foreslået at turistindtægterne fordeles på de forskellige forbrugsgrupperne uden for forbrugssystemet.

Den nye formuleringen af forbrugssystemet fører til flere ændringer, men den ændring som er af betydning for makroforbruget, er udtrykket for prisindekset  $pcpuxh$ . I foregående modelversion (Jun19) har udtrykket for prisindekset været som følger:

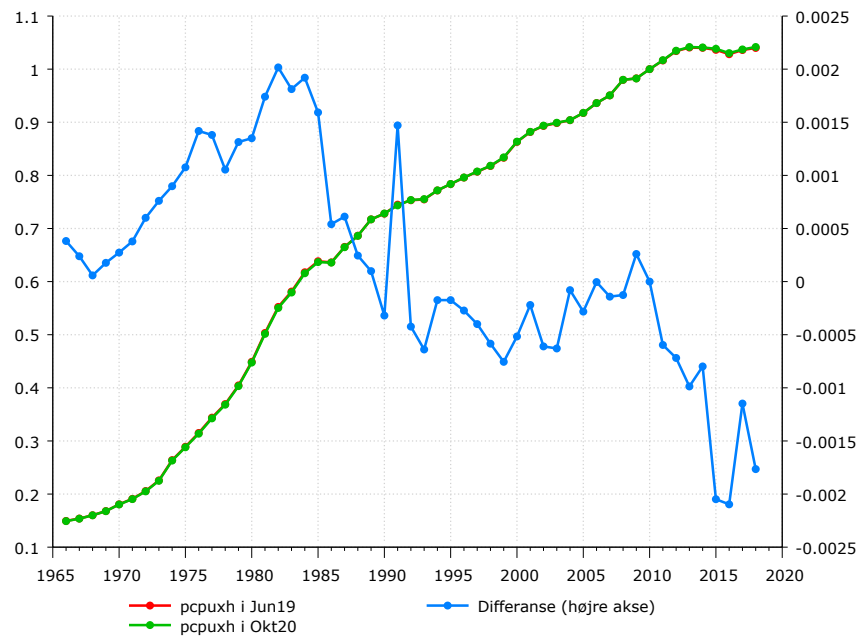
$$pcpuxh = \frac{pcpuxh(-1) * (pcpuetxh * fCpuetxh - pet * fEt)}{(pcpuetxh(-1) * fCpuetxh - pet(-1) * fEt)}$$

Hvor  $fCpuetxh$  er samlet forbrug i Danmark eksklusiv boliger samt turisternes forbrug i Danmark i faste priser,  $pcpuetxh$  er det tilhørende prisindeks,  $fEt$  er turistindtægter i faste priser og  $pet$  er prisindekset for turistindtægterne. Ændringen i forbrugssystemet som indføres i Okt20, fører til at prisindekset for danskernes forbrug eksklusiv bolig,  $Cpuxh$ , nu er givet ved relationen

$$pcpuxh = \frac{pcpuxh(-1) * ((fCf-fEtf) * pcf + (fCv-fEtv) * pcv + (fCt-fEtt) * pct + (fCs-fEts) * pcs + (fCe-fEte) * pce + (fCgu-fEtg) * pcgu + (fCbu-fEtb) * pcbu)}{((fCf-fEtf) * pcf(-1) + (fCv-fEtv) * pcv(-1) + (fCt-fEtt) * pct(-1) + (fCs-fEts) * pcs(-1) + (fCe-fEte) * pce(-1) + (fCgu-fEtg) * pcgu(-1) + (fCbu-fEtb) * pcbu(-1))}$$

Forskellen er at  $pet * fEt$  i den oprindelige relation, er blevet erstattet med  $\sum (fC\{i\} - fEt\{i\}) * pc\{i\}$ , hvor  $i=f, e, v, t, s, gu, bu$  repræsenterer de 7 forskellige forbrugsgrupper. I det nye forbrugssystem trækkes turisternes forbrug fra hver respektive forbrugsgruppe, i stedet for at de samlede turistindtægter trækkes fra det samlede forbrug. Hvordan turistindtægterne er fordelt på de forskellige forbrugsgrupper vil derfor kunne give ændringer i  $pcpuxh$ . Som vist i figur 2 nedenunder, er ændringen i  $pcpuxh$  alligevel marginal.

Figur 2: Ændring i pcpxh fra Jun19 til Okt20



### 3 Estimationsresultater

Fejlkorrigeringsmodellen for makroforbruget til modelversion Okt20, er i udgangspunktet magen til relationen i Jun19 og givet ved ligningssystemet (1)-(2) under, hvor (1) er langsigtsrelationen, og (2) er den samlede relation.

$$\text{Log} \left( \frac{Cpuxhw}{pcpxh} \right) = a1 * \text{Log} \left( \frac{Ydl\_hc}{pcpxh} \right) + a2 * \text{Log} \left( \frac{Wcp}{pcpxh} \right) + a3 * d4708 + a4 \quad (1)$$

$$D\text{log} \left( \frac{Cpuxh}{pcpxh} \right) = aa1 * D\text{log} \left( \frac{Ydk\_h}{pcpxh} \right) + aa2 * \text{Diff}(d4708) + aa3 * \text{Log} \left( \frac{Cpuxh(-1)}{Cpuxhw(-1)} \right) \quad (2)$$

*Ydl\_hc*: Forbrugsbestemmende indkomst, lang sigt (husholdninger og selskaber)

*Ydk\_h*: Forbrugsbestemmende indkomst, kort sigt (husholdninger)

*Wcp*: Forbrugsbestemmende formue (selskaber og husholdninger)

*Cpuxhw*: Ligevægtsniveau for privat forbrug minus bolig, med bilforbrug som ydelse

*Cpuxh*: Privat forbrug i alt minus bolig

*pcpxh*: Prisen på *Cpuxh*

*d4708*: Dummy=1 i perioden 1947-2008, og nul derefter

Makroforbrugsrelationen (1)-(2) estimeres først uden restriktioner.

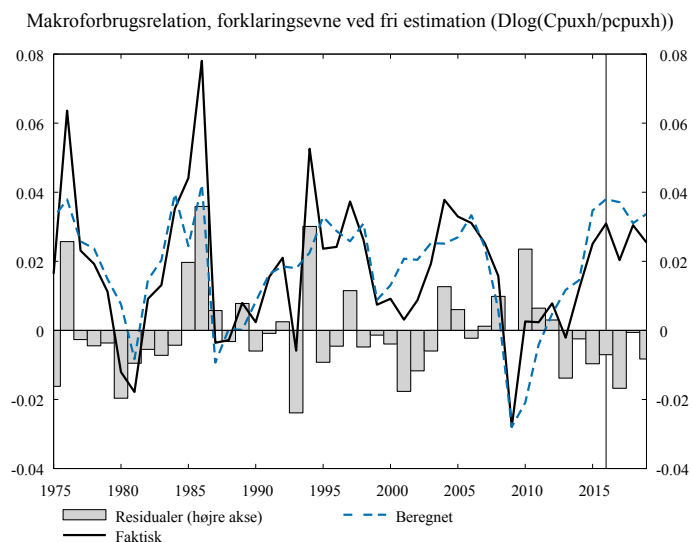
Estimationsresultaterne for den urestrikerede forbrugsfunktion fremgår af

tabel 1. Det er relativt små ændringer i koefficienterne mellem de to modelversioner, hvor den største ændringen ses i koefficienten for tilpasning mod ligevægtsniveauet. I Okt20 er der en langsommere tilpasning mod ligevægt, hvor estimatet går fra omtrent -0.39 i Jun19 til -0.38 i den seneste modelversion.

Tabel 1: Estimationsresultater for makroforbrugsrelationen, jun19 og okt20

Parameter	Jun19		Okt20	
	Koefficient	Std. Afvigelse	Koefficient	Std. Afvigelse
aa1 $dlog\left(\frac{ydk\_h}{pcpuxh}\right)$	0,3253	0,0986	0,3106	0,1142
aa2 $diff(d4708)$	0,0517	0,0163	0,0510	0,0161
aa3 $\log\left(\frac{cpuxh[-1]}{cpuxhw[-1]}\right)$	-0,3871	0,0786	-0,3750	0,0722
a1 $\log\left(\frac{ydl\_hc[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$	0,9318	0,0556	0,9315	0,0571
a2 $\log\left(\frac{wcp[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$	0,0869	0,0358	0,0870	0,0336
a3 $d4708$	0,1403	0,0241	0,1448	0,0177
Log likelihood	120,232		123,565	
R <sup>2</sup> /SE for regression	0,6042/0,0142		0,6030/0,0140	
Periode	1975-2015		1975-2016	

Figur 3: Forklaringsevne ved fri estimation



Figur 3 viser forbrugsmodellens fit ved fri estimation, hvor den vertikale linje markerer at det efter 2016 er snak om foreløbige tal som ikke indgår i

estimationen. Der er ingen store ændringer i modellens fit, sammenlignet med estimationen til Jun19 i ABO021219.

I ADAM bruges makroforbrugsrelationen med restriktioner, hvor førstears indkomstelasticitet, *aa1*, bindes til 0,4, og langsigtssrelationens indkomst- og formueelasticiteter bindes til henholdsvis 0,9 og 0,1, så de summerer til 1. Sumrestriktionen sikrer at langsigtsligningen bliver homotetisk, det vil sige at at 1 pct. forøgelse af indkomst og formue øger forbruget med 1 pct. I øvrigt betyder en formueelasticitet på 0,1 at forbruget stiger med 0,1 pct., hvis formuen stiger med 1 pct for fastholdt indkomst. Tilsvarende vil en isoleret øgning i indkomsten på 1 pct, øge forbruget med 0,9 pct. Grunden for restriktionen til 0,4 på førstears indkomstelasticitet er at undgå en for lav værdi for denne koefficienten – i tillæg til at forsøgene med andre modelspecifiationer tyder på højere kortsigtet indkomstelasticitet end den hidtil estimerede. Restriktionerne er testet, og kan ifølge en Wald-test ikke afvises. Testresultaterne findes i bilaget, i tabel B1.

Resultaterne for den restringerede estimation fremgår af tabel 2. Alle de estimerede parametre er signifikante. Når koefficienterne ved den seneste reestimation sammenlignes med koefficienterne til modelversion Jun19, er det stadig værdien for tilpasning mod ligevægt, *aa3*, der ændres mest – som ved den frie estimation. Vi har med andre ord fået en langsommere tilpasning mod langsigtssniveauet, hvor koefficienten for tilpasning har gået fra -0,39 til -0,37 <sup>1</sup>. Videre fortsætter tendensen kommenteret i de seneste reestimationer, med at dummyen får større betydning. Koefficienten for finanskrise-dummyen går fra 0,134 i Jun19 til 0,140 i Okt20 <sup>2</sup>.

Tabel 2: Estimationsresultater for makroforbrugsrelationen, jun19 og okt20

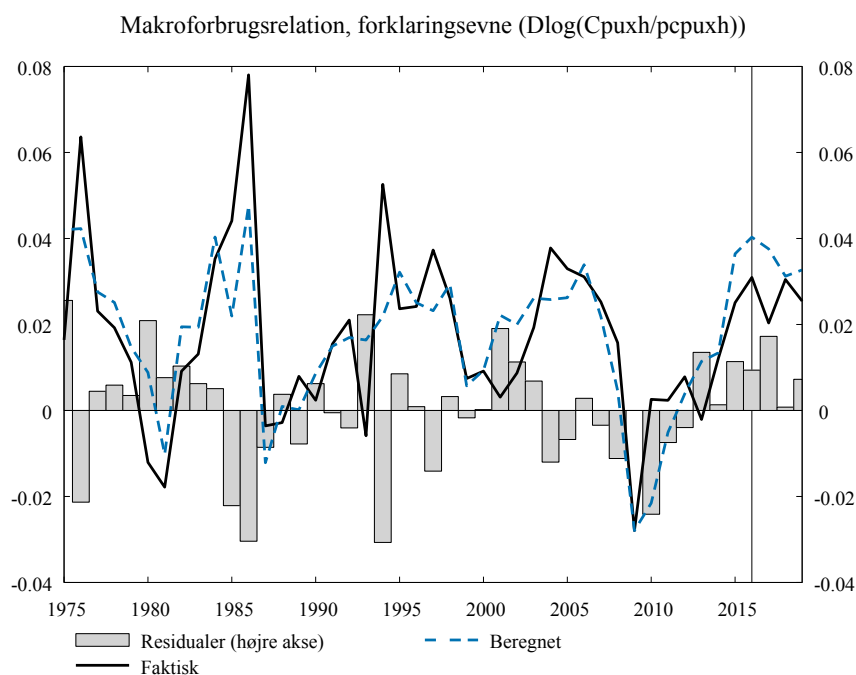
Parameter	Jun19		Okt20		
	Koefficient	Std. Afvigelse	Koefficient	Std. Afvigelse	
aa1	$dlog\left(\frac{ydk_h}{pcpuxh}\right)$	0,4	-	0,4	-
aa2	$diff(d4708)$	0,0539	0,0142	0,0541	0,0030
aa3	$log\left(\frac{cpuxh[-1]}{cpuxhw[-1]}\right)$	-0,3881	0,0747	-0,3723	0,0717
a1	$log\left(\frac{ydl_{hc}[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$	0,9	-	0,9	-

<sup>1</sup> I bilaget er der inkluderet en figur der illustrerer hvordan et stød til disponibel indkomst (som gives en øgning på 1 pct.) påvirker makroforbruget i hhv. Okt20 og Jun19. Figuren viser en marginalt langsommere tilpasning i Okt20, men forskellen er svær at se.

<sup>2</sup> Da dummyen falder fra 1 i perioden før 2009 til 0 fra og med 2009, afspejler den større koefficient, at forbrugsudviklingen fremstår svagere.

a2	$\log\left(\frac{wcp[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$	0,1	-	0,1	-
a3	d4708	0,1342	0,0145	0,1399	0,0132
Log likelihood		119,607		122,771	
R <sup>2</sup> /SE for regression		0,5943/0,0138		0,5911/0,0137	
Periode		1975-2015		1975-2016	

Figur 4: Forklaringsevne ved restrikeret estimation (aa1=0,4, a1=0,9 og a2=0,1)



I bilaget inkluderes Durbin-Watson (DW)- og LM-testresultater. DW-testen har en testobservator med en værdi tæt på 2, noget der indikerer at nulhypotesen om ingen autokorrelation i fejleddet ikke kan afvises. LM-testen af 1. ordens autokorrelation afviser heller ikke nulhypotesen om ingen førsteordens autokorrelation. Det vil sige at residualerne fra forrige periode ikke har signifikant betydning for den afhængige variabel.

## Konklusion

Relationen for makroforbrug er reestimeret for modelversion ADAM Okt20 og estimationsperioden er udvidet til at indeholde 2016. Der er ingen ændringer i estimationsmetode i forhold til den seneste reestimation, og ændringen i *pcpuxh* som følge af ændringen i forbrugssystemet ser ikke ud til at være af betydning. Koefficienten for tilpasning mod langsigtsniveauet, *aa3*, er den koefficient som ændrer sig mest, fra -0,39 til -0,37 fra Jun19 til Okt20. I Okt20 har vi derfor en lidt langsommere tilpasning mod langsigtsniveauet end tidligere. Det er i det hele taget relativt små ændringer i makroforbrugsrelationen fra Jun19 til Okt20.

## Litteraturlistes

Borge, Anette og Tony Maarsleth Kristensen (2020). ”Forbrugssystemet uden turistindtægter”. Danmarks Statistik, arbejdspapir. ABO04620.

Borge, Anette og Dan Knudsen (2019). ”Reestimation af makroforbrugsrelationen til ADAM modelversion Jun19”. Danmarks Statistik, arbejdspapir. ABO021219.

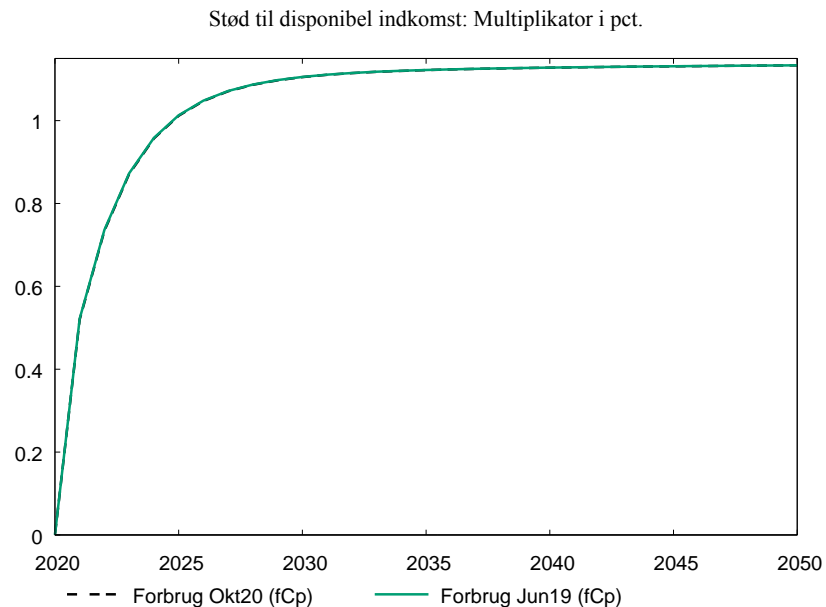
## Bilag

Tabel B1: Tester af forskellige koefficientrestriktioner på den frie estimation (Wald-test)

Restriktioner	Testobservator
$aa1=0.4$	Chi <sup>2</sup> (1)=0.6130 [0.4337]
$a1=0.9$	Chi <sup>2</sup> (1)=0.2959 [0.5865]
$a2=0.1$	Chi <sup>2</sup> (1)=0.1492 [0.6993]
$aa1=0.4, a1=0.9,$ $a2=0.1$	Chi <sup>2</sup> (3)=0.8182 [0.8451]

I den firkantede parentes [...] findes testets p-værdi

Figur B1: Multiplikator for forbrug i hhv. Okt20 og Jun19 (delmodel)





Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic	P-value
AA2	.054065	.303601E-02	17.8080	[.000]
AA3	-.372316	.071657	-5.19581	[.000]
A1	.139887	.012843	10.8919	[.000]
A2	-.353443	.013176	-26.8244	[.000]

Standard Errors computed from heteroscedastic-consistent matrix (Robust-white)

Equation: SDLCPUXH  
 Dependent variable: DLCPUXH

Mean of dep. var. = .017217  
 Std. dev. of dep. var. = .020506  
 Sum of squared residuals = .710872E-02  
 Variance of residuals = .187072E-03  
 Std. error of regression = .013677  
 R-squared = .591129  
 Adjusted R-squared = .558849  
 LM het. test = 6.02192 [.014]  
 Durbin-watson = 1.88686 [.186,.559]

Current sample: 1975 to 2016

LM-test af 1.ordens autokorrelation

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
DD4708	.054981	.013542	4.06008	[.000]
LANG	-.361655	.067301	-5.37366	[.000]
C	-.126876	.025817	-4.91437	[.000]
@RES(-1)	.275639E-03	.161162	.171032E-02	[.999]

|