

## En sammenligning af 5 reestimationer af lønrelationen

### Resumé:

ADAMs lønrelation reestimeres på 5 måder med alternative serier for timeløn ekskl. ATP og for lønrelationens ledighedsgrad. I den nuværende lønrelation benyttes bruttoledigheden, og det foreslåede alternativ er endnu mere "brutto", idet vi indregner flere aktiverede kontanthjælpsmodtagere, og ikke kun den del der indgår i bruttoledigheden. Med den udvidede definition af lønrelationens ledighedsgrad, forstærkes lønnens reaktion på modelgenererede konjunktursving i beskæftigelsen.

Ved at benytte de nye variable mindskes reestimationens standardfejl, og koefficientrestriktionerne til prisstigningen og den laggede arbejdsløshedsgrad forkastes ikke, som de tidligere er blevet. Brugen af de nye variable ændrer ikke væsentligt ved estimationens øvrige resultater.

De nye variable gør det muligt at sætte koefficienten for ledighedsgraden ned fra - 0,55 til - 0,622, hvilket mindsker ADAMs crowding-out tid.

NB! TMK har foreslået, at ledighedsgraden kan gøres endnu (endnu) mere brutto, ved yderligere at inkludere de aktiverede kontanthjælpsmodtagere, som er i individuel jobtræning, og de aktiverede kontanthjælpsmodtagere, der er i kommunal jobtræning med løntilskud.

TMK's forslag bliver der set på i et kommende papir.

---

PAG040214

Nøgleord: Reestimation, lønligning, ny bruttoledighed

*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. Introduktion

Papiret sammenholder 5 reestimationer af ADAMs lønligning. Formålet er at undersøge, hvordan en udvidelse af lønrelationens ledighedsbegreb påvirker estimationsresultaterne for lønligningen.

Papiret er struktureret som følger. I afsnit 2 fremsættes ADAMs lønligning. I afsnit 3 beskrives estimationsresultaterne, i afsnit 4 laves et varekøbseksperiment med en ny restriktion i lønrelationen, og i afsnit 5 følger en konklusion.

## 2. ADAMs lønrelation

ADAMs lønligning er givet ved:

$$(1) \quad \begin{aligned} d\log(\ln a) = & a_0 + a_1 * (d\log(\text{pcpn}^{0,5} * \text{pyfbx}^{0,5}) \\ & + a_2 * d8587 + a_3 * \text{dif}(d\log(\ln a_{-1})) \\ & + a_4 * \text{dif}(\text{bulb}) + b * (\text{bulb}_{-1} - \text{bulbw}_{-1}) \end{aligned}$$

I ligning (1) er  $\ln a$  timeløn i industrien ekskl. ATP-bidrag,  $\text{pcpn}$  er forbrugerpriser ekskl. afgifter og  $\text{pyfbx}$  er værditilvækstdeflatoren i byerhverv.  $d8587$  er en dummy variabel lig -0,5 i 1985 og 1986, lig 1 i 1987 og 0 i de øvrige år.  $\text{bulb}$  er arbejdsløshedsgrad og  $\text{bulbw}$  er den strukturelle arbejdsløshedsrate.

Ligningen for ADAMs strukturelle arbejdsløshedsrate er:

$$(2) \quad \text{bulbw} = c_0 + c_1 * \text{btyd},$$

hvor  $\text{btyd}$  dagpengenes kompensationsgrad.

Ligning (2) substitueres ind i (1), hvorefter ligningen estimeres med Ordinary Least Squares (OLS)<sup>1</sup>. I regressionen tages der ikke højde for potentielle endogenitetsproblemer, og koefficienterne til prisstigningen,  $d\log(\text{pcpn}^{0,5} * \text{pyfbx}^{0,5})$ , og den laggede arbejdsløshedsgrad,  $\text{bulb}_{-1}$ , er fikseret til hhv. 0,3 og -0,55, medmindre andet er nævnt.

## 3. Resultater

Tabel 1 viser estimationsresultaterne fra 5 estimationer på den samlede lønrelation. I Reg. (1) ADAM, er estimationen udført med ADAMs nuværende variable. I Reg. (2) Ny  $\ln a$ , er estimationen lavet med en ny  $\ln a$ , som er beregnet med en ny version af  $\ln a$  (for en beskrivelse se PAG20D13). I Reg. (3) Ny  $\ln a$  og ny  $\text{bulb}$ , er estimationen lavet med den nye  $\ln a$  og en alternativ beregnet bruttoledighed,  $\text{ulb}$ , som er tælleren i ledighedsgraden,  $\text{bulb}$ . Den nye  $\text{bulb}$  er konstrueret ved at udvide bruttoledighedsbegrebet, så flere aktiverede

<sup>1</sup> Alle økonometriske udregninger er lavet i AREMOS.

kontanthjælpsmodtagere,  $uak$ , og ikke kun en del,  $uakb$ , indgår. Kort sagt, er variabelen  $uakb$  skiftet ud med  $uak$  i tælleren af  $bulb$ . Data for  $uak$  er kun tilgængelig fra og med 1994, hvorfor det er valgt at tilbageføre den med vækstraten i  $uakb$ . Reg. (4), er en gentagelse af Reg. (3), hvor kun prisændringen,  $bulb$ , er restringeret. Reg. (5) er en gentagelse af Reg. (3) uden restriktioner.

**Figur 1: Estimationsresultater – ADAMs lønrelation – Restringeret OLS**

Regressionsnavn	Reg. (1): ADAM	Reg. (2): Ny lna	Reg. (3): Ny lna og ny bulb	Reg. (4): (3), uden restriktion på bulb	Reg. (5): (3) Uden restriktioner
Konstant (Trendkorrektion)	0.03305 (0.0153)	0.0333 (0.0866)	0.0333 (0.0114)	0.0335 (0.0187)	0.0368 (0.0269)
$dlog(pcpn^{0.5} * pyfbx^{0.5})$	0.3 ( ---- )	0.3 ( ---- )	0.3 ( ---- )	0.3 ( ---- )	0.1735 (0.0973)
$d8587$	0.0199 (0.0053)	0.0132 (0.0041)	0.0130 (0.004)	0.0135 (0.0040)	0.0139 (0.0039)
$dif(dlog(lna(t-1)))$	0.222 (0.0958)	0.2355 (0.0866)	0.2303 (0.08297)	0.2574 (0.0854)	0.1877 (0.0996)
$dif(bulb)$	- 0.3341 (0.1123)	- 0.324 (0.0869)	- 0.3027 (0.08155)	- 0.2724 (0.0848)	- 0.278 (0.0835)
$bulb(t-1)$	- 0.55 ( ---- )	- 0.55 ( ---- )	- 0.55 ( ---- )	- 0.469 (0.0678)	- 0.5584 (0.0952)
$btvd(t-1)$	-0.7635 (0.0273)	-0.75314 (0.0214)	-0.7305 (0.0205)	- 0.75932 (0.0431)	-0.7583 (0.0665)
Konstant i (2)	-0.3335 (0.01529)	-0.3277 (0.0866)	-0.313 (0.0115)	- 0.3291 (0.0187)	-0.3285 (0.0269)
$R^2$	0.801	0.8795	0.8895	0.8963	0.9044
JB-test [p-værdi]	1.016 [.602]	2.30 [.066]	1.877 [.391]	3.669 [.160]	4.538 [.103]
LM-AR test [p-værdi]	0.324 [.569]	0.883 [.347]	3.120 [.077]	3.669 [.124]	0.184 [.668]
F-test (restriktion)	3.843	1.598	1.564	0.846	----
Estimationsperiode:	1983-2009	1983-2009	1983-2009	1983-2009	1983-2009
Std. Err.	0.0063	0.0049	0.0047	0.0046	0.0045
DF-test (kointegration i (2))	- 2.511	- 2.481	- 2.458	-2.323	- 2.268

Anm: Værdierne i bløde og hårde parenteser er hhv. standard afvigelser og p-værdier.  
Kilde: ADAMs databank (obk12), Statistikbanken, egne beregninger.

### Estimationer med to restriktioner

Det ses, at de estimerede koefficientestimerer ikke adskiller sig markant på tværs af estimationerne. Ydermere er koefficienterne signifikante på omtrent samme niveau. Standardfejlen, Std. Err., for regressionerne adskiller sig dog, og det ses, at reg. (2) til (3) har en væsentlig lavere standardfejl end reg. (1). Den laveste standardfejl opnås med reg. (5).

JB-testens nulhypotese om normalfordelte residualer forkastes ikke i nogen af estimationerne på et 5 procent signifikansniveau. Estimationernes fejllad lader til at være ukorrelerede gennem tid, da LM-AR testens nulhypotese om ingen autokorrelation ikke forkastes på et 5 procent signifikansniveau. Modellerne forekommer velspecificerede set i perspektivet af JB- og LM-AR-testen.

F-testet, som tester om de restringerede koefficienter til prisstigningen og den laggede arbejdsløshed svarer til deres ikke-restringerede værdier, forkastes af reg. (1), da testværdien er højere end den kritiske værdi på 3.49<sup>2</sup>. I regression reg. (2) og reg. (3) forekommer de to restriktioner troværdige, eftersom testværdien er mindre end den førnævnte kritiske værdi. I ingen af regressionerne er der kointegration mellem arbejdsløsheden, der er brugt som proxy for den strukturelle arbejdsløshed, og dagpengenes kompensationsgrad jf. ligning (2), hvilket ses ved, at Dickey Fuller-testværdien (DF-test) er større end den kritiske værdi på -3.34.

Regressionsresultatet for reg. (3) lader til at være det mest attraktive setup for lønrelationen blandt de 3 præsenterede regressioner, hvilket primært skyldes den lave standardfejl og den insignifikante test af koefficientrestriktionerne.

### **Estimation med én restriktion**

I Reg. (4) ses, at størstedelen af koefficientestimatene ikke ændre sig markant, hvis kun prisstigningens koefficient restringeres til 0.3, dog med undtagelse af lønnens accelerationsled og den laggede ledighedsgrad, hvis koefficienter hhv. stiger og falder numerisk set. Fejlladene kan hverken afvises at være ukorrelerede over tid eller normalfordelte, jf. AR-LM- og JB-testen lave signifikansniveau, og restriktionen på prisændringen kan ikke forkastes, jf. F- eller T-testet. Desuden minder forklaringsgraden og standardfejlen meget om de ovenfor præsenterede resultater, og DF-testen for kointegration i ligning (2) forkastes ikke.

### **Den frie estimation**

Resultatet for den frie estimation i Reg. (6) illustrerer, at standardfejlen og goodness-of-fit'et kun bliver marginalt bedre ved at estimere lønrelationen frit. Koefficientestimatet for prisstigningen og den laggede ledighedsgrad afviger kun med hhv. 1.3 og 0.088 standardafvigelse fra restriktionerne og adskiller sig derfor ikke signifikant. Derudover er alle de øvrige koefficientestimer under én standardafvigelse fra den restringerede estimation, Reg: (3).

### **Hvad kan koefficienterne sættes til?**

Med udgangspunkt i estimationsresultatet i Reg. (4) kan koefficientestimatet til prisstigningen og den laggede ledighedsgrad sættes til hhv. 0,368 og -0,748<sup>3</sup>, uden at de er signifikant forskellige fra deres estimerede værdier på et 95

<sup>2</sup> Wooldridge (2006), Appendix G, Statistical Tables.

<sup>3</sup> Hvilket svarer til 2 standardafvigelser fra punkttestimatet.

procent signifikansniveau ved enkelt hypotesetests. Med udgangspunkt i Reg. (3) kan koefficienterne for prisstigningen og den laggede ledighedsgrad sættes til hhv. 0,3 og -0,622 uden at de forkastes under ét på marginalen, med en F-testværdi på 3,44, som er mindre end den kritiskeværdi på 3,49. Hvis der skal være "lidt luft" til den kritiskeværdi, kan koefficienterne for prisstigningen og den laggede ledighedsgrad fx sættes til hhv. 0,3 og -0,6 med en F-testværdi på 2.744.

Det er blevet forsøgt at inkludere forskellige mål for timeproduktiviteten i estimationen i Reg. (3), men de tilhørende koefficienter var insignifikante og derfor uden interesse.

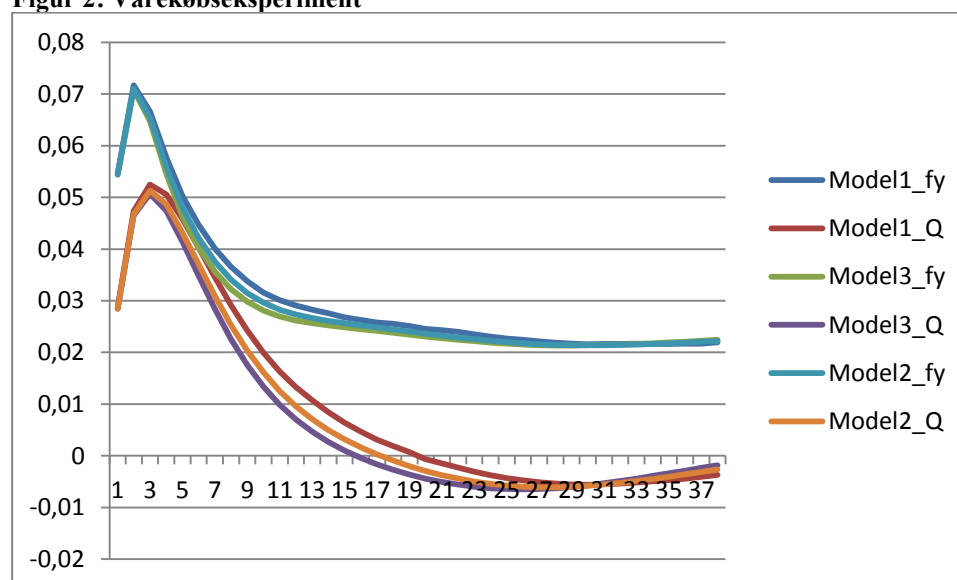
#### 4. Varekøbseksperiment med forskellige lønrelationer

Nu foretages et varekøbseksperimentet, hvor multiplikatorerne for tre ADAM modelversioner sammenlignes. Modelversionerne kan beskrives som følger:

- Model 1: Er den foreliggende modelversion, *jul13*.
- Model 2: Er en modelversion, hvor de nye variable er indsat, men hvor koefficienten til ledighedsgraden er uændret.
- Model 3: Er en modelversion, hvor den nye ledighedsgrad er indsat, og hvor koefficienterne for prisstigningen og den laggede ledighedsgrad er sat til hhv. 0.3 og -0,622.

Figur 2 viser effekten på BNP,  $fy$ , og beskæftigelsen,  $Q$ , i pct. af grundforløb.

Figur 2: Varekøbseksperiment



Det ses, at multiplikatorforløbene er ret ens, dog med den forskel, at tilpasningen sker hurtigere, når den nye restriktion og den nye ledighedsgrad benyttes. Fx skærer beskæftigelsen,  $Q$ , x-aksen efter 15 år med den nye restriktion og ledighed, Model3\_Q, mod ca. 19 år med nuværende modelversion, Model1\_Q. Modelversionen, som kun benytter det nye

ledighedsbegreb, Model2\_Q, skærer x-aksen efter knap 17 år, og ligger derfor mellem de førnævnte.

Samme tendens gælder BNP-effekterne, hvor der med model 2 og 3 fås et kraftigere fald efter den maksimale effekt ml. år 2 og 3 end med Model1. Igen ligger Model2 mellem de to andre modelmultiplikatorer. De nye BNP-effekter lavet med Model1 og Model2 ser ud til at ende på samme langsigtede niveau som BNP-effekten i Model1.

Man kan dekomponere forskellen mellem multiplikatorerne lavet med Model1 til Model3 i to effekter, der kan illustreres ved:

$$\text{Model1} \xrightarrow{\text{Variabeleffekt}} \text{Model2} \xrightarrow{\text{Parametereffekt}} \text{Model3}$$

Den første effekt, variabeleffekt, opnås ved at udvide lønningens ledighedsbegreb, og den er illustreret ved forskellen mellem Model1 og Model2. Variabeleffekten afspejler, at med det nye mål for ledighedsgraden inkluderes flere aktiverede kontantshjælpsmodtagere og ikke kun en delmængde. Udvidelsen gør ledighedsgraden mere pro-cyklisk, og det gør samtidig lønudvikling mere pro-cyklisk. Den anden effekt, parametereffekten, er illustreret ved forskellen mellem Model2 og Model3 og kan tolkes som effekten af at ændre koefficienten til lønrelationens ledighedsgrad. Variabeleffekten ser ud til at være lidt stærkere end parametereffekten, jf. figur 2, men det kan skyldes, at variabeleffekten opgøres først.

Forskellen på multiplikatorerne i figur 2 illustrer, hvor følsom ADAMs crowding-out tid er, når der ændres på løndannelsens konjunkturfølsomhed.

## 5. Konklusion

I papiret er lønningen reestimeret ved at benytte alternative variable for timeløn ekskl. ATP, *lna*, og for lønrelations ledighedsgrad, *bulb*. Inklusionen af de nye variable giver lønrelationen en lavere standardfejl, og de nuværende restriktioner på lønrelationen bliver ikke forkastet af statistiske tests. Den nye ledighedsgrad i lønrelationen øger i sig selv lønnens konjunkturfølsomhed og reducerer fortrængningstiden. Dertil kommer, at med de alternative variable kan koefficienten til ledigheden sættes til 0,622, hvilket også bidrager til at mindske ADAMs crowding-out tid.

Jf. kapitel 5 i Tilpasningsrapporten af december 2013 afviger ADAM fra SMEC, ved at ADAMs timeløn er mindre konjunkturfølsom end SMECs. Forskellen afspejler både, at ADAMs lønrelation har en mindre koefficient til ledigheden end SMECs lønrelation, og, at ADAMs arbejdsstyrke er mere konjunkturfølsom og procyklisk end SMECs arbejdsstyrke. Jo mere arbejdsstyrken stiger med beskæftigelsen, desto mindre reagerer nettoledigheden (= arbejdsstyrke minus beskæftigelse) på beskæftigelsen, og jo mindre ledigheden reagerer, desto mindre reagerer lønnen.

Det procykliske element i ADAMs arbejdsstyrke afspejler et kontracyklisk element i personer placeret uden for arbejdsstyrken, og effekten heraf på

løndannelsen forsvinder, hvis lønnen reagerer på nettoledigheden plus det kontracykliske element i personer placeret uden for arbejdsstyrken.

**Litteraturliste:**

Peter Agger Troelsen, 20. December 2013, "Forslag til ændring af LNAP's datagrundlag", Modelgruppepapir, Danmarks Statistik.

ADAM – en model af dansk økonomi, 2012, Danmarks Statistik.