

Lønligningen

Resumé:

Dette papir skal ses som et supplement til den nye Dec09-ADAM dokumentation, hvor nogle af de beregninger, der er blevet udeladt i dokumentationen af lønrelationen er gengivet.

RBJ

Nøgleord: Løn, ADAM-dec09

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

Dette papir samler nogle af de udregninger og idéer, der har ført til, at lønrelationen har fået den form og de parameterverdier, som den har i ADAM-dec09. Mange af papirets beregninger har været lavet og dokumenteret i tidligere modelgruppepapirer, men i dette papir samles de under et og genberegnes på et opdateret datamateriale.

2. Løn

Lønrelationen består af to ligninger, en for kort sigt og en for lang sigt. Ligningen for *bulw* er langsigtsdelen og repræsenterer den langsigtede ledighed, mens ligningen for timelønnen, *lna1*, er kortsigtsdelen. De to ligninger har i ADAM-dec09 følgende form

$$\text{bulw} = a1 * \text{btyde} + 0.1 * \text{btyd} + a2;$$

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(\text{lna1}) &= aa1 * \text{Diff}(\text{Dlog}(\text{lna1}(-1))) \\ &+ aa2 * \text{Dlog}(\text{pcpn}^{0.5} * \text{pyfbx}^{0.5}) \\ &+ aa3 * \text{Diff}(\text{bull}) \\ &+ aa4 * \text{d8587} \\ &+ aa5 * (\text{bull}(-1) - \text{bulw}(-1)); \end{aligned}$$

lna1: Gennemsnitlig timeløn i industrien

pcpn: Nettopris på privat forbrug

pyfbx: bvt deflator for byerhverv

bull: Arbejdsløshedsrate

btyd: Arbejdsløshedsunderstøttelsens kompensationsgrad

btyde: Arbejdsløshedsunderstøttelsens kompensationsgrad, eksogen del

d8587: Dummy, -1/2 i 1985-86, 1 i 1987 ellers nul

bulw: Ønsket/langsigts-ledigheden

Den specielle dummy i relationen (*d8587*) skal repræsentere et regeringsindgreb, der lagde bånd på lønudviklingen i 1985 og 1986. Begrænsningerne blev fjernet igen i begyndelsen af 1987 hvor der blev indgået nye overenskomster. Desuden trådte en lønkompenseret arbejdsnedsættelse på 1 time i kraft i slutningen af 1986 hvilket betød at timelønstigningen blev unormalt høj i 1987. Derfor den lidt specielle dummykonstruktion.

3. Opsplitning af kompensationsgraden

Langsigtdelen i lønrelationen, *bulw*, forklares udelukkende af arbejdsløshedsunderstøttelsens kompensationsgrad, som vi til brug i ADAM deler i to. Dvs. vi har indført en særlig kompensationsgrad i lønrelationen, *btyde*, der som udgangspunkt er lig *btyd* men som kan eksogeniseres. Den estimerede koefficient til kompensationsgraden er 0,1+0,666.

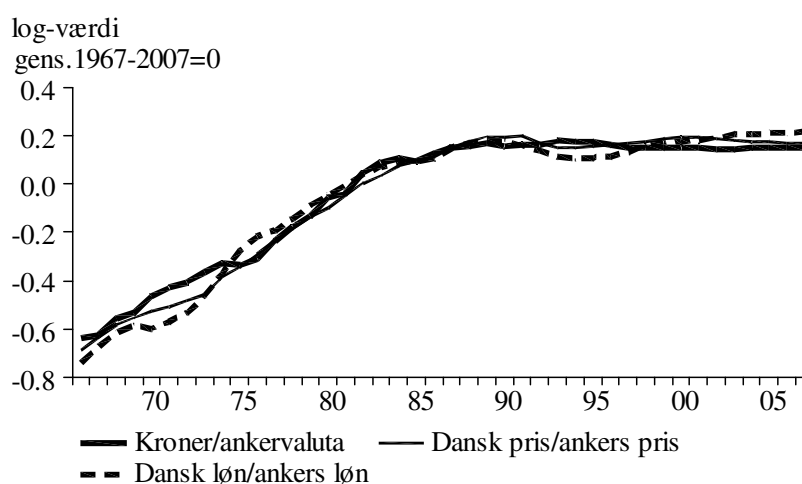
Dette er en høj koefficient, som givetvis afspejler, at kompensationsgraden er den eneste arbejdsmarkedsvariabel i lønrelationen. Vi må derfor antage, at den samlede koefficient på 0,766 er for høj til at repræsentere effekten af en isoleret ændring af kompensationsgraden. Meningen med at indføre variabelen *btyde* og tildele den størstedelen af den samlede estimerede koefficient er, at hvis kompensationsgraden ændres i et modeleksperiment vil det ikke påvirke *btyde*, da *btyde* er eksogen. Det medfører, at ændringen i kompensationsgraden kun påvirker lønnen med en koefficient på 0,1. Koefficienten er sat til 0,1, under indtryk af boks 3,3, [Effektstudier af dagpengeperiodens længde og

ydelsesniveau] i "Arbejdscommissionens rapport, Velfærd kræver arbejde, aug. 2009"

4. Estimation af lønrelationen

Når lønrelationen estimeres, gøres dette over et reduceret sample, som starter i 1983, da vi mener der ligger et såkaldt regimeskifte i forbindelse med at Danmark for det første overgik til fastkurspolitik i efteråret 1982, og for det andet afskaffede dyrtidsreguleringen. Konsekvenserne af regimeskiftet for prisudviklingen er illustreret i figur 1. Grafens forløb afspejler, hvordan vi i Danmark i løbet af 1970'erne deprecierede kronen i forhold til D-Marken, hvorefter vi fra midten af 80'erne har et konstant prisforhold til først Tyskland og siden 1999 euroområdet.

Figur 1 Valutakurs, relativ løn og relativ pris ift. valutaankeret



Ankerets valuta, løn og pris er tysk til 98 forlænget med euroområdets.
Kilde til udenlandsk løn: OECD's timefortjeneste i industrien.

Forekomsten af et strukturelt brud kan også testes ved et Chow-test. Et sådan test for strukturelt brud i 1983 giver:

$$\begin{aligned} \text{Teststørrelse}_{\text{CHOW}} &= \frac{(\text{SSR0}-\text{SSR1}-\text{SSR2})\cdot\text{DF2}}{(\text{DF1}\cdot(\text{SSR1}+\text{SSR2}))} \\ &= \frac{(0.00644594-0.00242267-0.000514374)\cdot 26}{(0.00242267+0.000514374)\cdot 7} \\ &= 4,4375 \end{aligned}$$

hvor

DF1: antal parametre i model.

DF2: Sampellængde ÷ 2*DF1

SSR0: Residualkvadratsum for hele samplet (1967-2006)

SSR1: Residualkvadratsum for periode før brud (1967-1982)

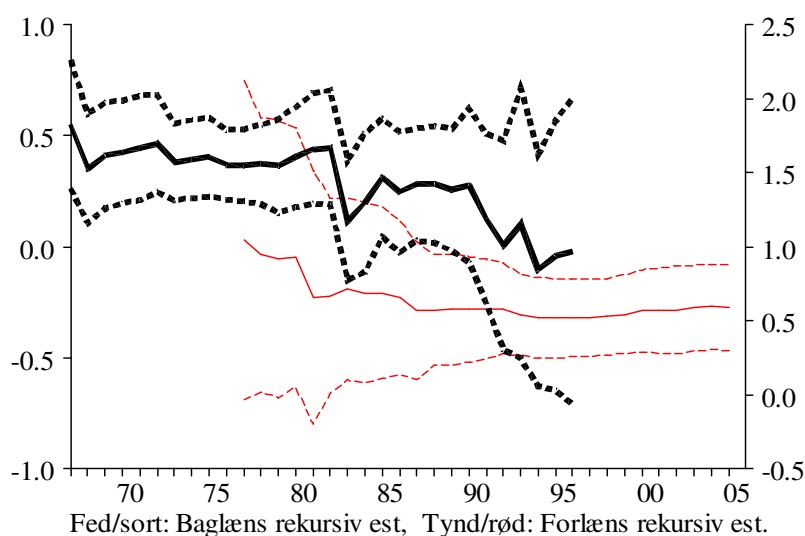
SSR2: Residualkvadratsum for periode efter brud (1983-2006)

Teststørrelsen er F(7,26) – fordelt, således at den kritiske værdi på 5 % niveau er 2,39. Dvs. vi godt kan forkaste, at parametrene er ens i de to perioder, svarende til at der er et strukturelt brud i 1983. På den anden side, hvis man

laver chow-tests for årene omkring 1983, kan man også acceptere brud i disse år. Dvs. chowtestet peger ikke på, at der er brud i netop 1983.

En anden måde at undersøge, om der er sket noget specielt i 1982-83 er ved at lave en forlæns hhv. baglæns rekursiv estimation over et sample, der indeholder 1982-83. Der laves derfor en estimation over 1967 til 2006, hvor de første hhv. sidste 10 år benyttes som grundperiode. Forløbet af koefficienten til prisstigningen (*aa2*) under den rekursive estimation kan ses på figur 2. Her fremgår det af den baglæns' estimation, at der er et hop/brud i 82-83, hvorimod den forlæns' estimation hopper et par år før, så grafen peger ikke på et bestemt brudår.

Figur 2 For- og baglæns rekursiv estimation af *aa2*



For at se hvordan en sampleafkorting påvirker koefficienterne, estimerer vi modellen tre gange. Den første estimation løber over hele samplet (1967 til 2006), den næsten fra 1967 til 1982 (gammelt regime), og den sidste går fra 1983 til 2006 (nuværende regime). Resultaterne fra disse estimationer ses i tabel 1.

Tabel 1: Estimationsresultater fra en fri estimation i lønrelationen

Forklaret variabel	(a)		(b)		(c)	
	Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
Løn: $Dlog(\ln a_1)$						
1. <i>a1</i> <i>btyde</i>	0.402187	0.095906	0.133610	0.157844	0.847385	0.074472
2. <i>a2</i> Konstant	-0.090498	0.049328	0.061303	0.071232	-0.318583	0.036588
3. <i>aa1</i> $Diff(Dlog(\ln a_{1,t}))$	0.258410	0.125044	0.110043	0.241143	0.262649	0.102771
4. <i>aa2</i> $Dlog(pcpn^{1/2} + pyfbx^{1/2})$	0.551997	0.144614	0.668989	0.330206	0.118070	0.134461
5. <i>aa3</i> $Diff(bul_1)$	-0.070163	0.246151	-0.174884	0.478935	-0.208572	0.129247
6. <i>aa4</i> <i>d87</i>	0.016148	0.011588	-	-	0.022324	0.00472
7. <i>aa5</i> $bul_{1,t} - bul_{w,t-1}$	-0.600320	0.079624	-0.669320	0.166715	-0.532177	0.131973
loglikelihood	117.906		47.6608		94.9528	
$R^2 \setminus$ Std.afv	0.919069/0.045191		0.837532/ 0.031530		0.837532/0.031530	
Periode	1967 - 2006		1967 - 1982		1983 - 2006	

Fra tabel 1 bemærkes det, at koefficienten til prisstigningen, $aa2$, i det tidlige sample, 1967-1982. ikke kan afvises, at være lig 1 (ud fra parameterestimatet og $2 \cdot \text{std.fejlen}$). Dette svarer til, at phillipskurven var lodret før Danmark gik over til fastkurspolitik. Efter overgangen til fast valutakurs kan vi klart afvise en lodret Phillipskurve.

Det er ikke et nyt synspunkt at overgangen til et pengepolitisk regime, med en klar fast forventning til inflationen kan reducere den estimerede koefficient til prisstigning. Helt formelt svarer det til, at inflationsforventningen bliver rent fremadrettet og ikke mere repræsenteres af den aktuelle eller den seneste prisstigning, jf. *"Investigating inflation persistence across monetary regimes, af Luca Benati, The Quarterly Journal of Economics, August 2008"*

Problemstillingen svarer til, at man ikke kan observere en forklarende variabel, nemlig inflationsforventningen, som formentlig minder om en konstant under det nuværende fastkursregime. Hvis man bryder ud af fastkursregimet, må man forvente, at løndannelsen ændrer sig i retning af en lodret phillipskurve, hvor inflationsforventningerne afspejler den seneste inflation. Dvs. det vil ikke være muligt at reducere arbejdsløsheden permanent ved at øge inflationen.

I estimationen af lønrelationen til ADAM-dec09 benyttes samplet 1983 til 2006, da dette stammer fra det nuværende regime. Af modelmæssige årsager ønsker vi derudover at binde $aa2$ til 0,30 og $aa5$ til -0,55. Dette er numerisk højere end de simple estimater og medfører at modellen finder en ligevægt hurtigere. Begge parameterbindinger kan accepteres hver for sig med Likelihood Ratio teststørrelseværdier på $LR_{aa2} = 2(94,9528 - 93,7255) = 2,4546$ og $LR_{aa5} = 2(94,9528 - 94,9400) = 0,0128$. Disse størrelser er begge χ^2 -fordelt med 1 DF, med en kritisk værdi på 3,84146 på 5 % niveau.

Samlet giver de to restriktioner en Likelihood Ratio teststørrelse på:

$$LR_{\text{samlet}} = 2(94,9528 - 92,2115) = 5,4826$$

som er χ^2 -fordelt med 2 DF. Den kritiske værdi på 5 % niveau er 5,99146 og vi kan derfor også acceptere de to parameterbindinger samlet. Resultatet på estimationen med de to parameterbindinger ses i tabel 2 (a). Det er denne relation som indgår i ADAM-dec09. Dog er konstantledet i ADAM-dec09 relationen delt op i en kortsigtsdel og en langsigtsdel. Meningen med denne opsplitning er blandt andet forklaret i kapitel 7 i den nye ADAM-dokumentation.

Tabel 2: Estimationsresultater fra den restrikerede estimation i lønrelationen

		(a)		(b)	
Forklaret variabel		Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
Løn Dlog(lna1)					
1. a1	btyde	0.765733	0.058669	-0.088304	0.084642
2. a2	Konstant	-0.283974	0.033158	0.098127	0.058674
3. aa1	Diff(Dlog(lna1 _t))	0.320410	0.090016	-0.039596	0.189432
4. aa2	Dlog(pcpn ^{1/2} +pyfbx ^{1/2})	0.300000	-	1.000000	-
5. aa3	Diff(bul1)	-0.259233	0.133145	-0.462097	0.383874
6. aa4	d87	0.020749	0.004939	-	-
7. aa5	bul1 _t -bulw _{t-1}	-0.550000	-	-0.714625	0.160511
loglikelihood		92.2115		46.8140	
R ² \ Std.afv		0.857074/0.013427		0.822624 / 0.031530	
Periode		1983 – 2006		1967 - 1982	

For illustrationens skyld har vi også estimeret modellen på samplet før det strukturelle brud og med restriktionen $aa2 = 1$, dvs. en lodret philipskurve. Resultatet fra denne estimation ses i tabel 2 (b). Dette kunne være et bud på hvordan ADAMs lønrelation ser ud før 1982.

5. Estimation af lønrelationen uden dummy

Et spørgsmål, der naturligt kommer op, når man ser på den estimerede lønrelation er, hvordan dummyen påvirker koefficienterne på ligningens andre variable. Det ønskværdige scenarie ville være, at inkluderingen af dummyen ikke påvirkede koefficienterne på de andre variable.

For at teste effekten af dummyen estimeres ligningen nu uden $d87$. Resultatet af denne estimation ses i tabel 3 søjle (b), hvor den tidligere estimation med dummyen er gentaget i søjle (a).

Tabel 3: Estimationsresultater fra estimation uden dummy

		(a)		(b)	
Forklaret variabel		Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
Løn Dlog(lna1)					
1. a1	btyde	0.765733	0.058669	0.752902	0.079311
2. a2	Konstant	-0.283974	0.033158	-0.275874	0.044809
3. aa1	Diff(Dlog(lna1 _t))	0.320410	0.090016	0.369165	0.120836
4. aa2	Dlog(pcpn ^{1/2} +pyfbx ^{1/2})	0.300000	-	0.300000	-
5. aa3	Diff(bul1)	-0.259233	0.133145	-0.130993	0.175435
6. aa4	d87	0.020749	0.004939	-	-
7. aa5	bul1 _t -bulw _{t-1}	-0.550000	-	-0.550000	-
loglikelihood		92.2115		84.3281	
R ² \ Std.afv		0.857074/0.013427		0.707332/0.013427	
Periode		1983 – 2006		1983 - 2006	

Det interessante er nu, om nogle af koefficienterne er signifikant forskellige i de to estimationer. Fra tabel 3 fremgår det, at koefficienterne i langsigtsdynamikken, *btyde* og *konstanten*, stort set ikke ændre sig. Hvad angår kortsigtsvariablene ændrer koefficienterne sig lidt, men ingen af ændringerne er større end én standardafvigelse.

Da dummyen er klart signifikant i estimationen hvor den medtages og da den ikke ændrer koefficienterne på de andre variable betydeligt må det konkluderes, at dummyen bør medtages i ligningen.