

Overvejelser omkring ADAMs lønrelation

Resumé:

Vi kigger på data, som omhandler ADAMs løndannelse og arbejdsløshedsbegreber, og reestimerer lønrelationen på forskellige måder. Arbejdsløshedsgabet i ADAMs nuværende lønrelation korrelerer med men afviger også fra andre tilsvarende gab, herunder et gab lavet med et HP-filter, et gab taget fra OECDs databank og et gab baseret på ADAMs nettoledighed. Fx bemærkes det, at ADAMs gab kun er svagt negativt i en kort periode op til finanskrisen, så det ser ud som om, at der var ledige hænder på arbejdsmarkedet i en lang periode op til krisen. OECDs arbejdsløshedsgab er mere negativt op til krisen. Samtidig er ADAMs arbejdsløshedsgab negativt i begyndelsen af samplet, der starter i 1983, hvor OECDs gab er positivt, men gabene udviser klare fællestræk, når man sammenligner konjunkturtoppe, -bunde og -længder.

Reestimeres ADAMs lønrelation med OECDs survey-baserede ledighed, færre variable og en dummy, som er 1 i '87 og -1 i '89, fås koefficienter til prisstigning og ledighed på niveau med eller numerisk over, hvad vi normalt restringerer dem til. Desuden estimeres en signifikant lavere koefficient til kompensationsgraden.

Ved rekursiv estimation af lønrelationen med forskellige ledigheder og med og uden dummyvariable, finder vi to tegn på brud i koefficienterne til prisstigning og ledighed. Det ene er det velkendte omkring '87, og det andet ligger mellem omkring '08 ved finanskrisens start.

Vi vurderer effekterne af to af de estimerede relationer ved at indsætte dem i ADAM og finder med forbehold, at vi kan skære 3 år af tilpasningstiden ved at bruge de centrale koefficienter fra en reestimation med OECDs ledighed, færre variable og en alternativ dummy, men modellen bliver også mindre stabil.

Fastkurspolitikken blev annonceret i efteråret 1982, og den nuværende lønrelations sample starter derfor i 1983. Det tager nok nogle år, før fastkursregimet er indarbejdet i løndannelsen, og det kan forklare, at der er brug for dummier i de første år af samplet. Fx laves et indkomstpølitisk indgreb, som påvirker lønstigningen i 1985, -86 og især -87. Det bemærkes også, at det først er fra en gang i slutningen af 1980'erne, at fastkurspolitikken fører til, at den danske lønstigning er mindre end den tyske, når den danske arbejdsløshed er større end den tyske. Før fastkurspolitikken, var de to lande i forskellige inflationsregimer, så den danske lønstigning var større end den tyske, selvom den danske ledighed var større end den tyske.

PAG

Nøgleord: Lønrelation, dataanalyse

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	3
2. Lidt om data og stylized facts.....	3
3. Lønrelation.....	10
4. Estimationsresultater	11
5. Residualanalyse.....	16
6. Dummyvariable i lønrelationen.....	18
7. Parameterstabilitet	18
8. Simulationer med 3 estimerede relationer	22
9. Konklusion.....	25
Litteraturliste.....	26
Appendiks.....	27

1. Introduktion

I papiret kigges der på data for løn og arbejdsløshed, og ADAMs lønrelation reestimeres på forskellige måder. I afsnit 2, *Lidt om data og stylized facts*, omtales serier, som vedrører ADAMs lønrelation, herunder forskellige arbejdsløshedsbegreber og sammenhængen mellem udviklingen i løn og arbejdsløshed i Danmark og Tyskland.

ADAMs arbejdsløshedsgab afviger fra OECDs gab og fra et HP—filtreret gab både i begyndelsen af samplet samt op til finanskrisen, men generelt ligner ADAMs arbejdsløshedsgab og andre opgørelser af arbejdsløshedsgabet hinanden. Afsnit 3, *Lønrelation*, beskriver kort, hvordan lønrelationen estimeres. I afsnit 4, *Estimationsresultater*, præsenteres reestimationer og respecifikationer af lønrelationen. I afsnit 5, 6 og 7 undersøges hhv. residualerne brugen af dummyvariable og parameterstabiliteten for tre af de estimerede lønmodeller. I afsnit 8, *Simulationer med 2 estimerede relationer*, afprøver vi to re-specificerede relationer i modelversion Jun14 og finder, at én af relationerne med OECDs arbejdsløshed kan afkorte tilpasningstiden for et offentligt beskæftigelseseksperiment med knap 3 år, hvis man antager, at OECDs ledighed reagerer proportionalt med den registrerede ledighed. Afsnit 9 konkluderer.

2. Lidt om data og stylized facts

Som beskrevet i omtalen af ADAMs lønrelation i Danmarks Statistik (2012) er der en strukturel arbejdsløshed i ADAM, og dens niveau bestemmes af kompensationsgraden, dvs. forholdet mellem understøttelse og løn. Koefficienten til kompensationsgraden er formentlig estimeret med positiv bias, da vi ikke kan kvantificere alle variable, som er med til at fastlægge den strukturelle arbejdsløshed.¹ Det er nærliggende at sammenligne ADAMs strukturelle arbejdsløshed med alternative beregningsmetoder; fx en HP-beregning eller estimatet for *NAIRU* i OECDs-databank.

Et HP-filter producerer en ikke-lineær trendkurve, der kan tolkes som den underliggende udvikling i fx arbejdsløsheden. Fordelen ved at bruge et HP-filter er, at man ikke skal bruge andre forklarende variable end den, som beskrives. Vores HP-beregning er baseret på en filtreringsparameter på 100, som ofte anvendes ved årlige observationer. En beskrivelse af HP-filteret kan findes i Sørensen og Whitta-Jacobsen (2005). Den eksakte beregningsmetode bag OECD's *NAIRU* kendes ikke, men de benytter en kombination af et Kalman-filter og en lodret Phillipskurve, jf. Gianella mfl. (2008).

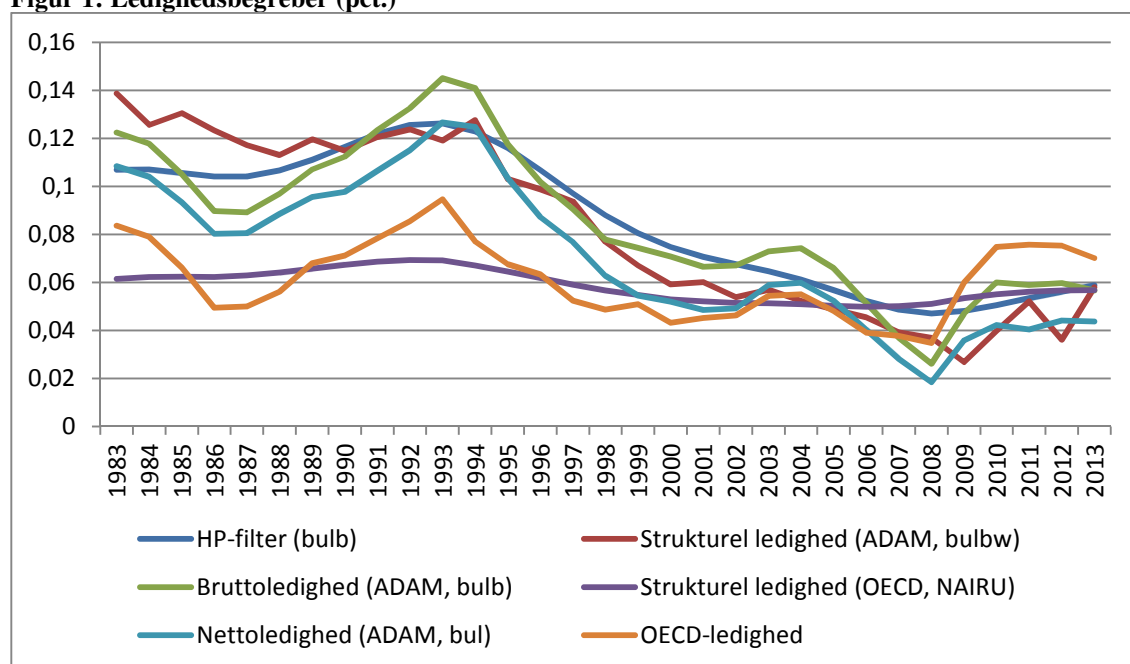
I figur 1 ses niveauet for brutto- og nettoledigheden, den HP-filtrede serie af ADAMs bruttoledighed og strukturniveauerne fra ADAMs og OECDs databank. Vi bemærker, at OECD's survey-baserede ledighed har mindre negativ trend end den registrerede brutto- og nettoledighed. Nærmere bestemt kommer OECD-ledigheden ligesom Eurostats ledighed fra Arbejdskraftundersøgelsen (AKU), der følger den internationale arbejdsmarkedsorganisation ILO's retningslinjer, jf. kvalitetsdeklaration for AKU. Forskellen mellem AKU- og OECD-ledigheden er meget lille i perioden

¹ Se evt. *CKN140512* for en alternativ modellering.

siden '00, både mht. niveau og ændring, jf. figur 23 i Appendiks A.2. Forskellen vedrører afrundingsprincipper, og at AKU-ledigheden inkluderer værnepligtige som beskæftigede, hvorimod OECD (og Eurostat) ekskluderer dem og bruger en civil arbejdsstyrke.

Forskellen til den registrerede ledighed afspejler, at de arbejdsløses egen angivelse af, om de er ledige, er mere stationær end det registrerede antal arbejdsløse ydelsesmodtagere. Derved er der fx mindre brug for den faldende kompensationsgrad til at afbalancere ledighedsvariablen, når lønrelationen estimeres. Alle serierne i figur 1 på nær OECDs strukturvariabel, *NAIRU*, har en større eller mindre negativ trend i perioden fra '83 til '13, og trenden skyldes angiveligt diverse strukturreformer på arbejdsmarkedet herunder afkortningen af dagpengeperioden til fire år, som blev indført fra starten af '90'erne og frem, jf. FM (2014). ADAMs netto- og bruttoledighed toppede omkring '93 på et niveau, som er væsentlig højere end niveauet omkring finanskrisens start i '07; så i et perspektiv med den registrerede ledighedshistoriske forløb ser arbejdsløshedsproblemerne efter '07 ikke store ud. Vurderet ud fra OECDs-ledighed er forskellen mellem nullernes og '80'ernes arbejdsløshed mindre, og den nuværende OECD-ledighed fremstår som høj.

Figur 1: Ledighedsbegreber (pct.)



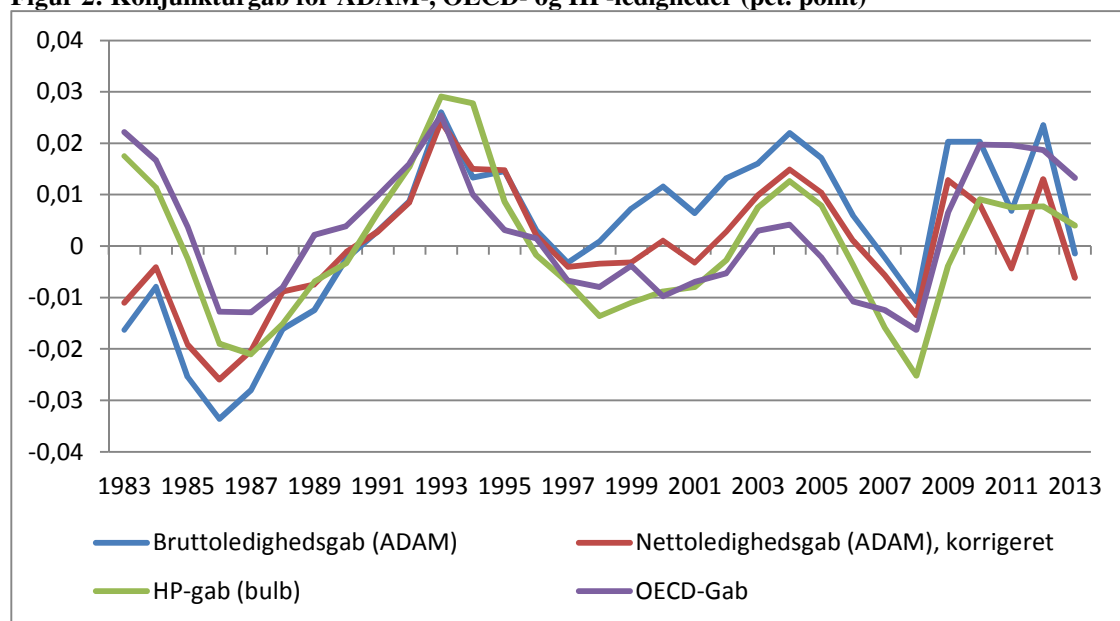
I figur 2 sammenlignes et arbejdsløshedsgab lavet med HP-filteret, et gab, der er forskellen på OECDs ledighed og NAIRU samt ADAMs brutto- og nettoledighedsgab.² Alle fire gab ser ud til at samvariare, og de topper og bunder omtrent samtidig; så de giver samme billede af, hvornår den danske

² Begge ADAM-gab er lavet med strukturvariablen til bruttoledigheden, bulbw, der dog korrigeres ved beregning af nettoledighedsgabet, jf. note til figur 2. Dvs. nettoledighedsgab = bul-k·bulbw, hvor bul er nettoledighed, og bruttoledighedsgab = bulb-bulbw, hvor bulb er bruttoledighed.

konjunkturcykel vender. Samvariationen er dog kraftigst mellem HP-filter gabet og OECD-gabet.

Det bemærkes, at ADAMs nuværende arbejdsløshedsgab, som refererer til bruttoledigheden, er positivt med få afvigelser efter '90; dvs. at selv i perioden op til finanskrisen, var arbejdsløsheden kun i en kort periode under sit strukturelle niveau. Det er naturligvis forbundet med usikkerhed at opgøre den strukturelle arbejdsløshed, og det kan være svært at sige, om den ene opgørelse er mere korrekt end det andet. Man skal også overveje formålet.

Figur 2: Konjunkturgab for ADAM-, OECD- og HP-ledigheder (pct. point)

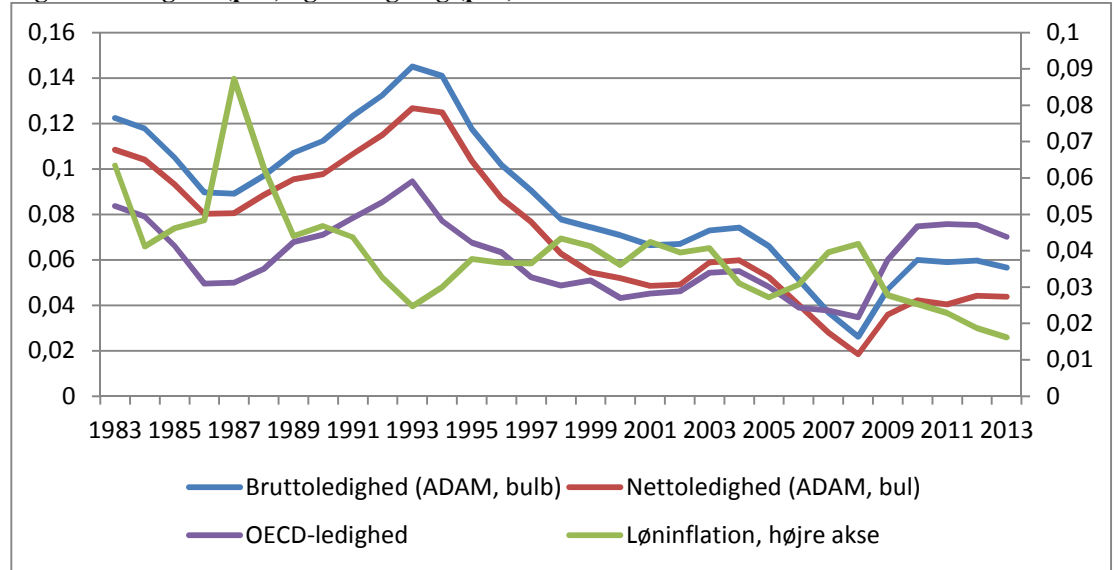
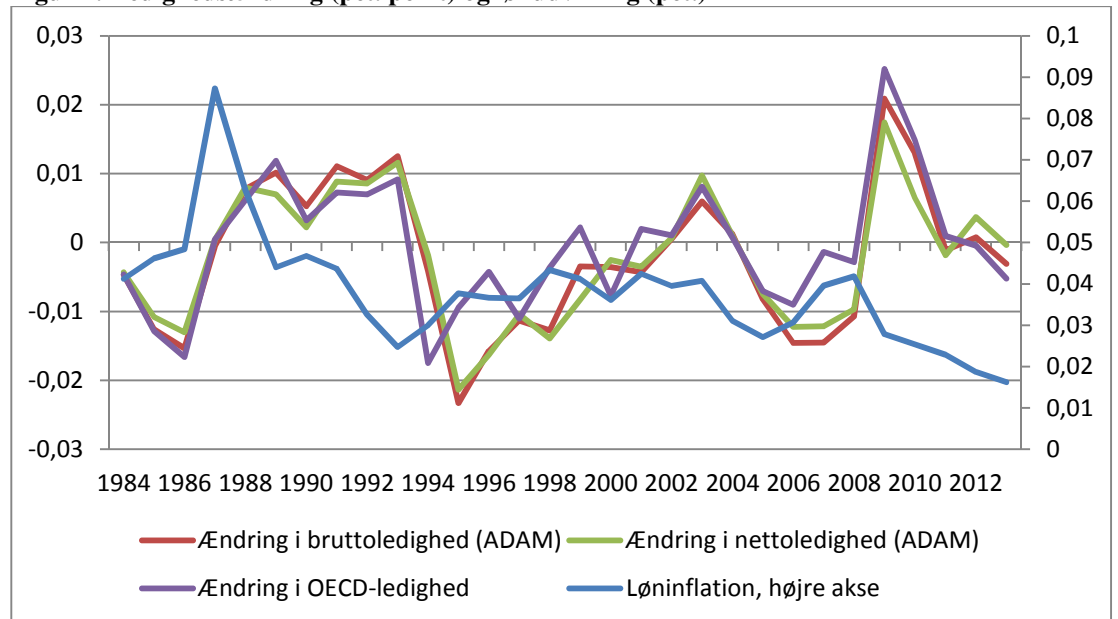


Note: Korrektion af nettoledighedsgabet er lavet som $bul_t - k * bulw_t$, hvor $k =$

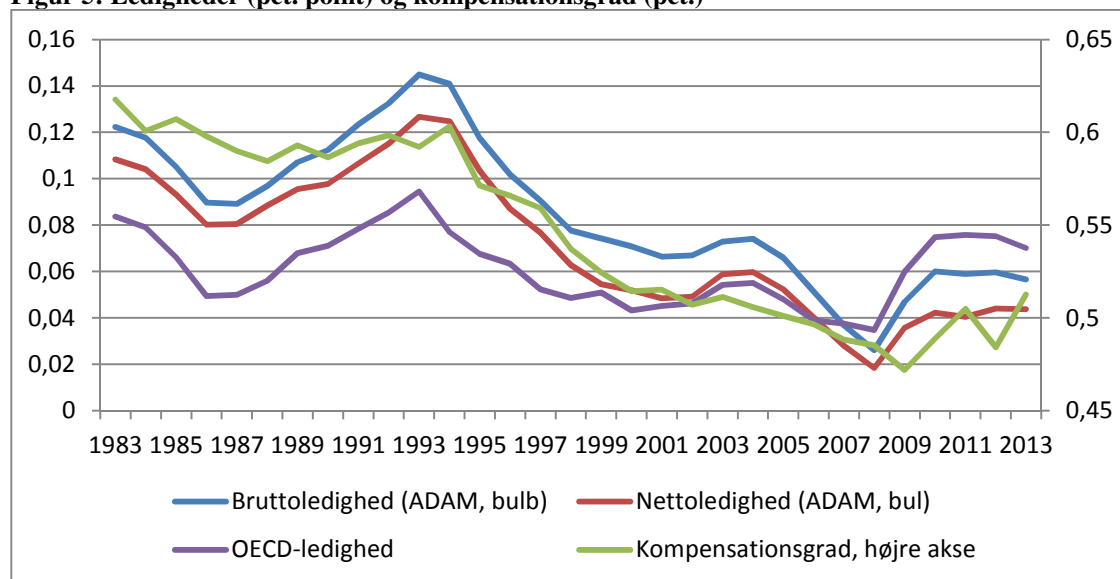
$\frac{\sum_{1983}^{2013} bulw_t}{\sum_{1983}^{2013} bulb_t}$. Korrektionen sikrer, at nettoarbejdsløshedsgabet summer til ca. 0 fra '83 til '13.

Figur 3 og 4 viser ADAMs netto- og bruttoledighed, samt OECDs ledighed i hhv. niveau og ændringer og ADAMs lønstigning på højre akse fra '83 til '13. Fra '83 til '04 er der kraftig samvariation mellem de tre ledigheder, og bruttoledigheden er højere end nettoledigheden, der er højere end OECD-ledigheden, jf. figur 3. Efter '06 er der stadig samvariation, men nu er OECD-ledigheden højere end de to andre. Bruttoledigheden er højere end nettoledigheden, fordi bruttoledighedens definition er bredere. Fx indgår en andel af personer på kontanthjælp og dagpenge i bruttoledigheden, men ikke i nettoledigheden.

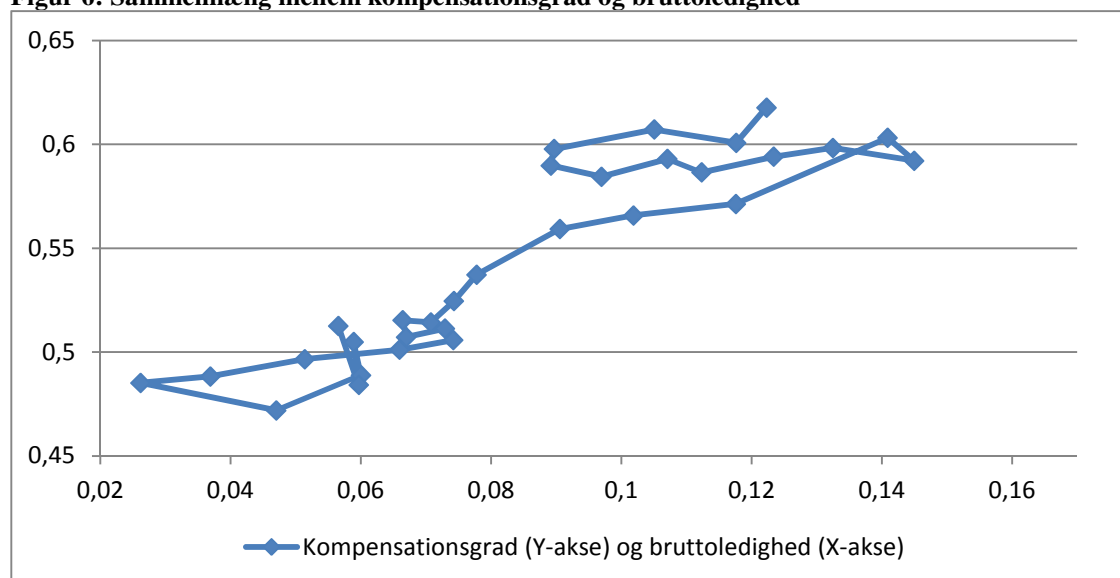
Det ser ud til, at ledighedsvariablene og lønstigningen er negativt korreleret med en svag tendens til, at arbejdsløsheden leder lønudviklingen, jf. figur 4, hvilket minder om Phillips-kurve tankegangen bag ADAMs lønrelation. Vi bemærker, at lønstigningen ikke ser ud til at være stationær; så lønnen er formentlig integreret af anden orden, jf. figur 4, hvilket betyder, at der kan være brug for en lønaccelerationsmodel. Samtidig ser arbejdsløsheden stationær ud i differenser.

Figur 3: Ledighed (pct.) og lønstigning (pct.)**Figur 4: Ledighedsændring (pct. point) og lønudvikling (pct.)**

Figur 5 sammenholder serierne for de tre ledigheder med dagpengenes kompensationsgrad. I ADAMs lønrelation antages, at der er en langsigsrelation mellem ledigheden og dagpengenes kompensationsgrad. Indtil videre er der ikke fundet kointegration mellem variablene, men figuren antyder, at der er en sammenhæng, fordi alle tre ledighedsbegreber ser ud til at samvariere med kompensationsgraden. Så en høj kompensationsgrad forekommer samtidig med en høj ledighed og omvendt.

Figur 5: Ledigheder (pct. point) og kompensationsgrad (pct.)

Et scatterplot med kompensationsgraden og bruttoledigheden antyder, at der kan være en langsigtssammenhæng, fordi observationerne bevæger sig omkring en ret linje, jf. figur 6. At der ikke estimeres kointegration skyldes formentlig, at sammenhængen brydes af konjunkturbevægelser i den faktiske arbejdsløshed, og at bevægelserne varer for længe, til at man kan påvise kointegration i estimationsperioden fra '83 til '10. Det er i hvert fald svært at se en påvirkning fra kompensationsgraden på arbejdsløsheden udover den faldende trend over hele perioden.

Figur 6: Sammenhæng mellem kompensationsgrad og bruttoledighed

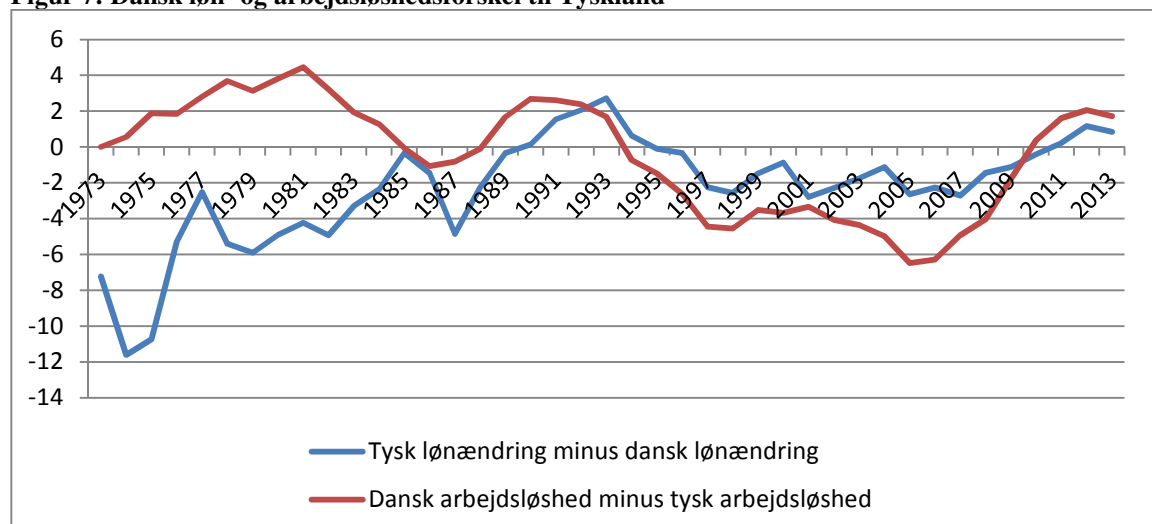
I resten af nærværende afsnit om data og stylized facts undersøges sammenhængen mellem lønstigning og arbejdsløshed i Tyskland og Danmark. Figur 7 viser forskellen mellem den danske og tyske lønændring samt forskellen i arbejdsløshedsraterne i perioden fra '73 til '13.³ Før '88 er der ikke nogen særlig sammenhæng mellem de to serier, og fx i '80 var den danske arbejdsløshed højest, samtidig med at den tyske lønstigning var mindst. Dengang havde vi et regime med justerbar kronekurs overfor tysk valuta, mens tyskerne var i et regime med lav inflation. Efter '88 optræder en positiv samvariation, med tendens til at arbejdsløshedsforskellen leder forskellen på lønstigningen, så når arbejdsløsheden i Tyskland er højere end i Danmark, er lønstigningen i Danmark højere end i Tyskland og omvendt. Dermed afspejles forskellen på konjunktursituationen i Tyskland og Danmark i lønændringerne efter '88.

Man kan tolke sammenhængen ud fra en ligevægtsbetragtning i en valutaunion, hvor forskellen på landenes arbejdsløshed systematisk får landenes relative løn og konkurrenceevne til at bevæge sig mod ligevægt. Hvis den danske lønstigning er højere end den tyske over en længere periode, vil det mindske den danske markedsandel og øge den danske arbejdsløshed og lægge et nedadgående pres på den danske løn. Det forholdsvis hurtige omslag i fortegnet på arbejdsløshedsforskellen efter '07 synes dog primært bestemt af, at finanskrisen ramte dansk økonomi herunder boligmarkedet hårdere end den ramte tysk økonomi.

Det kan tilføjes, at volatiliteten i forskellen på dansk og tysk lønstigning er blevet mindre efter '88, hvilket både kan skyldes den almindelige tendens, "den store moderation", og at den danske løndannelse er kommet til at ligne den tyske, efterhånden som fastkursregimet er blevet troværdigt og indarbejdet på arbejdsmarkedet.

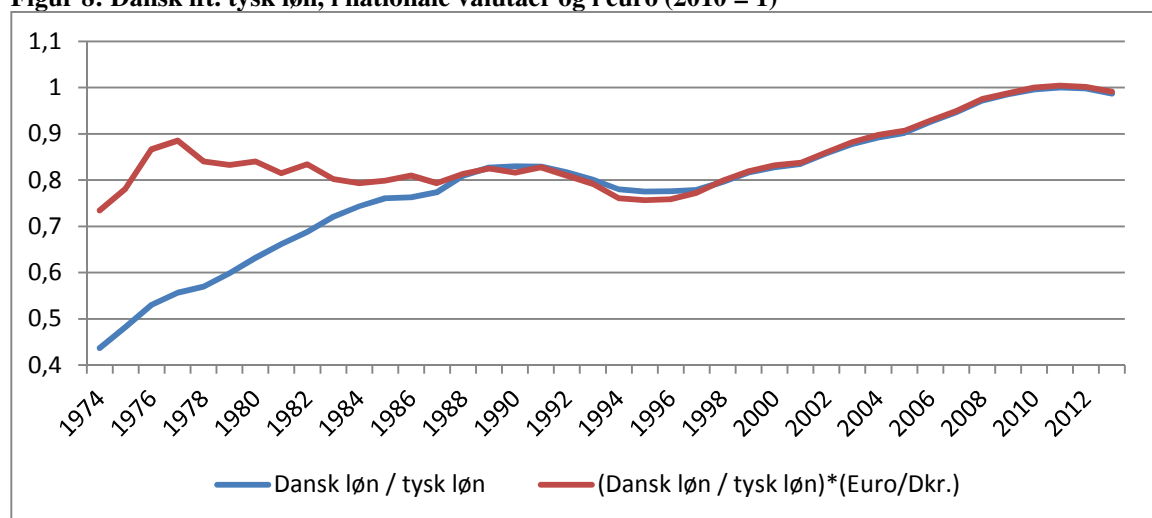
Sammenfattende er der argumenter for at inddrage den tyske løndannelse i ADAMs lønrelation.

³ Sammenhængen mellem løninflation og arbejdsløshed på tværs af lande kan stilles op vha. to simple løn-Phillipskurver; se appendiks A.5.

Figur 7: Dansk løn- og arbejdsløshedsforskel til Tyskland

Netto: Dansk lønforskel til Tyskland er i pct. p.a. og dansk og tysk arbejdsløshed er i pct. af landenes arbejdsstyrker. Data er fra OECDs databank.

Den reale dansk-tyske valutakurs baseret på forholdet mellem dansk og tysk løn i fælles valuta har været næsten konstant fra midt '70'erne frem til '96; så i den periode var den lønmæssige konkurrenceevne overfor Tyskland stort set konstant, jf. figur 8 (rød linje). Derimod steg de danske lønninger i kroner ift. de tyske i D-mark frem til slutningen af 80'erne, hvor fastkurspolitikken begynder at bide i løndannelsen (blå linje). Fra ca. '83 (og især fra '87) falder den reale valutakurs og lønforholdet stort set sammen på grund af den faste valutakurs, der kun holdt pause i forbindelse med EMS-krisen i '93. Fra '96 og frem til finanskrisen forværres den danske lønkonkurrenceevne støt ift. Tyskland.

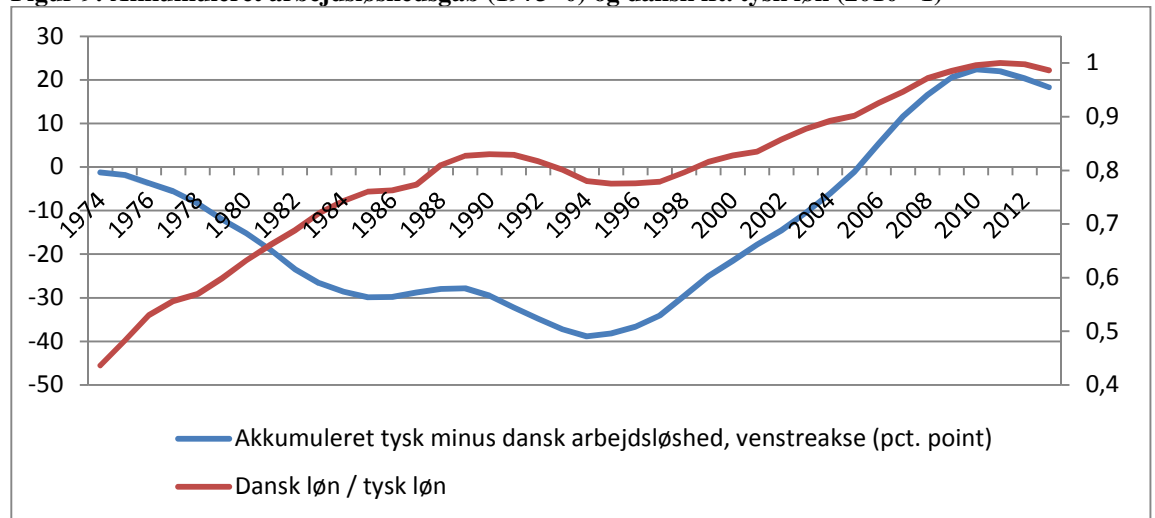
Figur 8: Dansk ift. tysk løn, i nationale valutaer og i euro (2010 = 1)

Figur 9 sammenholder udviklingen i de akkumulerede arbejdsløshedsdifferencer - tysk minus dansk arbejdsløshed - og forholdet mellem dansk og tysk løn. Fra midt '70'erne til midt '80'erne er den danske arbejdsløshed større end den tyske hvert år, samtidig med at den danske løn stiger ift. den tyske. Derefter opstår der en mere naturlig konjunkturmæssig sammenhæng, hvor år med større dansk arbejdsløshed har en tendens til at

reducere den danske løn i forhold til den tyske. Fra midt '90'erne, efter det tyske genforeningsboom er overstået, er den danske arbejdsløshed mindre end den tyske i en 15-årig periode frem til '10, og det driver den danske løn op i forhold til den tyske.

Finanskrisen i '08 rammer som nævnt dansk økonomi hårdere, så den danske arbejdsløshed bliver størst, hvorefter den akkumulerede arbejdsløshedsforskel begynder at falde, og det får tilsyneladende den danske løn til at falde lidt i forhold til den tyske. For en ordens skyld tilføjes, at hvis den tyske lønstigning var systematisk forskellig fra den danske for samme ledighed, ville det skabe en trendmæssig forskel mellem de to kurver i figur 9. I så fald kunne man ikke uden videre sammenholde kurvernes ekstrema, som vi gør.

Figur 9: Akkumuleret arbejdsløshedsgab (1973=0) og dansk ift. tysk løn (2010 =1)



3. Lønrelation

ADAMs lønrelation er givet ved:

$$(1) \quad \begin{aligned} d\log(\ln a_t) = & a_0 + a_1 d\log(\text{pcpn}_t^{0,5} * \text{pyf}bx_t^{0,5}) \\ & + a_2 d8587_t + a_3 dif(d\log(\ln a_{t-1})) \\ & + a_4 dif(\text{bul}b_t) + \gamma(\text{bul}b_{t-1} - \text{bul}bw_{t-1}) + e_t \end{aligned}$$

I (1) er $\ln a$ timeløn i industrien ekskl. ATP-bidrag, pcpn er forbrugerpriser ekskl. afgifter, og $\text{pyf}bx$ er værditilvækstdeflatoren i byerhverv. $d8587$ er en dummyvariabel lig -0,5 i '85 og '86, 1 i '87 og 0 i de øvrige år. $\text{bul}b$ og $\text{bul}bw$ er hhv. faktisk og strukturel bruttoarbejdsløshed, og e_t er et uobserverbart fejllid.

Ligningen for ADAMs strukturelle arbejdsløshedsrate er:

$$(2) \quad \text{bul}bw_t = c_0 + c_1 \text{b}tyd_t$$

I (2) er $\text{b}tyd$ dagpengenes kompensationsgrad, og c_0 er langsigtskonstanten. Den estimerede ligning er (2) indsat i (1):

$$(3) \quad \begin{aligned} d\log(\ln a_t) = & a_{est.} + a_1 d\log(pcpn_t^{0,5} * pyfbx_t^{0,5}) \\ & + a_2 d8587_t + a_3 dif(d\log(\ln a_{t-1})) \\ & + a_4 dif(bulb_t) + \gamma bulb_{t-1} + a_5 btyd_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

Hvor den estimerede konstant $a_{est.} = a_0 - c_0\gamma$ og $a_5 = -\gamma c_1$.

Givet at (3) er estimeret og givet periodegennemsnittene for bruttoledigheden og kompensationsgraden, kan følgende beregnes:

$$c_1 = -a_5/\gamma$$

$$c_0 = \frac{\sum_{i=1983}^{2010} bulb_t}{28} + c_1 * \frac{\sum_{i=1983}^{2010} btyd_t}{28}$$

$$a_0 = a_{est.} + c_0\gamma$$

I næste afsnit indsættes på skift følgende fire variable i den estimerede ligning:

Ændring i priskilen	Et udvidet prisbegreb	Alternativt arbejdsløshedsgab	Ændring i tysk løn
$d\log(pcpn_t/pxn_t)$	$pcpn_t^{0,25} * pyfbx_t^{0,25} * pcp_t^{0,25} * pm_t^{0,25}$	$HPgab_t$	$d\log(tyskløn_t)$

$d\log(pcpn/pxn)$ er ændringen i en kile, som repræsenterer forskellen mellem prisen på at forbruge og producere et forbrugsgode. $pcpn^{0,25} * pyfbx^{0,25} * pcp^{0,25} * pm^{0,25}$ er et prisstigningsled, som inddrager import prisen, pm , og forbrugerprisen, pcp . $HPgab$ er beregnet som forskellen mellem bruttoledigheden og dens HP-filtrede serie. HP-gabet erstatter både faktisk arbejdsløshed og kompensationsgrad. $d\log(tyskløn)$ er den tyske lønændring. HP-gab og tysk lønændring indgår med et lag.

4. Estimationsresultater

Tabel 1 viser resultatet af 8 estimationer. For alle estimationer, undtagen den med HP-gabet, gælder, at fejlleddet virker normalfordelt uden seriekorrelation. Den smule seriekorrelation, som ses i estimationen med HP-gabet, gør resultaterne lidt usikre. Vi finder ingen kointegrerende sammenhæng mellem arbejdsløsheden og dagpengenes kompensationsgrad, og standard t-tests er ikke valide for de nonstationære variable.

Kolonne (2) og (3) estimerer lønrelationen fra Jul13 hhv. frit og med restriktioner på koefficienten til prisstigningen og på fejlkorrektionsparameteren. I estimationen i kolonne (4) og (5), hvor vi har inkluderet kileændringen, ligger koefficientestimerne tæt på estimerne for lønrelationen i Jul13. Standardfejlen falder, og forklaringsgraden, Adj.-R², stiger en smule, når kilen inkluderes, og estimatet til kileændringen er som forventet positivt men insignifikant. De nævnte restriktioner forkastes på et 5 pct. signifikansniveau ifølge F-testet, hvis kritiske værdi er 3,35, jf. Wooldridge (2006), Appendix G, Statistical Tables.

I kolonne (6) og (7) udvides prisændringen til at inkludere forbruger- og importprisindekset, og det ændrer fejlkorrektionsparameteren til $-0,5273$ fra $-0,439$ i den frit estimerede Jul13-relation, mens koefficienten til prisændringen falder mod nul. Desuden stiger usikkerheden omkring begge restringerede parametre, men restriktionerne afvises alligevel, jf. F-testet i kolonne 7 tabel 1.

I kolonne (8), hvor HP-gabet er inkluderet i stedet for arbejdsløshed og kompensationsgrad, er fittet væsentligt lavere end ved Jul13-versionens estimation. Derudover estimeres parameteren til HP-gabet numerisk lavere end koefficienten til bruttoledigheden i Jul13-estimationen, og koefficienten til HP-gabet er insignifikant. Til gengæld er koefficienten til prisændringen højere end de 0,3, som den er bundet til i Jul13.

I kolonne (9) ses resultaterne fra estimationen, hvor den laggede tyske lønændring er inkluderet. Forklaringsgraden forbedres en smule ift. estimationen i kolonne (2), men den tyske lønændring er insignifikant og koefficienten til kompensationsgraden vokser markant. A priori kunne man tro, at den danske lønstigning reagerede direkte på lønstigningen hos vores største valutapartner, men det er plausibelt, at påvirkningen går via konkurrenceevnens effekt på arbejdsløsheden, jf. beskrivelsen i afsnit 2 af forløbet i forskellen på dansk og tysk arbejdsløshed og forholdet mellem dansk og tysk løn i det foregående afsnit.

Estimationsresultaterne i tabel 1 bidrager vist ikke så meget med ideer til, hvordan en ny lønrelation kan formuleres, men mere til hvordan den ikke skal formuleres.

Table 1: Estimation af lønrelation – OLS

Kolonne:	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Model:	Løn: Jul13 (fri)	Løn: Jul13 (restringeret)	Løn: Kile (fri)	Løn: Kile (restringeret)	Løn: Ny prisstigning (fri)	Løn: Ny prisstigning (restringeret)	Løn: HP-bulb (fri)	Løn: Tyskløn (fri)
Konstant i (1), a_0 :	0.017 (0.0033)	0.0114 (0.0141)	0.1913 (0.0471)	0.2221 (0.0152)	0.2224 (0.0241)	0.0126 (0.0142)	0,027 (0.0032)	-0.0564 (0.0318)
Lønacceleration, a_3 :	0.204 (0.0984)	0.2063 (0.093)	0.2168 (0.1)	0.1781 (0.0968)	0.1737 (0.096)	0.2457 (0.0878)	0.31 (0.15)	0.171 (0.0975)
Prisstigning, a_1 :	0.163 (0.1091)	0.3 (-)	0.2502 (0.1518)	0.3 (-)	- (-)	- (-)	0.54 (0.1272)	0.2136 (0.1105)
Alternativ prisstigning, a_1 :	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	0.0755 (0.0697)	0.25 (-)	- (-)	- (-)
Dummy i 1985-87, a_2 :	0.021 (0.0047)	0.0196 (0.0052)	0.0216 (0.0048)	0.0199 (0.0052)	0.0212 (0.0049)	0.0188 (0.005)	0.02 (0.0066)	0.0233 (0.0047)
Ændring Arbejdsløshed, a_4 :	-0.24 (0.1049)	-0.2916 (0.1109)	-0.2835 (0.1181)	-0.3544 (0.1261)	-0.2553 (0.1063)	-0.2581 (0.1046)	- 0.213 (0.1636)	- 0.0915 (0.1393)
Arbejdsløshed, γ :	-0.439 (0.1138)	-0.55 (-)	-0.3651 (0.1444)	-0.55 (-)	-0.5273 (0.0883)	-0.55 (-)	- (-)	- 0.3667 (0.1192)
Kompensationsgrad i ligning (2), c_1 :	0.821 (0.0798)	0.7301 (0.2531)	0.8007 (0.1143)	0.7073 (0.028)	0.8132 (0.0568)	0.7754 (0.0256)	- (-)	0.993 (0.0773)
Konstant i ligning (2), c_0 :	-0.321 (0.0033)	-0.2755 (0.0141)	-0.3107 (0.0471)	-0.2635 (0.0152)	-0.2641 (0.0242)	-0.298 (0.0142)	- (-)	-0.4065 (0.0318)
Kileændring:	- (-)	- (-)	0.0779 (0.0837)	0.0772 (0.0743)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
Tysk lønændring:	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- 0.2054 (0.1321)
HP-gab:	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- 0.249 (0.2035)	- (-)
Autokorrelation LM (p-værdi):	.910	.910	.829	.829	.711	.711	.008	.605
Adj. - R ² :	0.8186	0.7718	0.816	0.816	0.8101	0.7663	0.6291	0.8301
Std. Err.:	0.0056	0.0062	0.0056	0.0056	0.0057	0.0063	0.0076	0.0054
Normalitet JB (p-værdi):	.805	.805	.982	.982	.863	.863	.587	.975
F-test restriktioner:	-	3.971	-	3.598	-	3.652	-	-
DF-test (Koint.):	- 2.322	-2.001	- 2.322	- 2.320	- 2.322	- 2.32	-	-
Tidsperiode:	1983-2010	1983-2010	1983-2010	1983-2010	1983-2010	1983-2010	1983-2010	1983-2010

Note: Standard fejl er angivet i parentes.

Tabel 2: Estimation af lønrelation; forskellige typer af arbejdsløshed - OLS

Kolonne:	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Model:	Løn: Jul13 Bulb	Løn: Nettoledighed	Løn: OECD ledighed	Løn: OECD ledighed	Løn: OECD ledighed (PCP, d8789)	Løn: OECD ledighed (PCP, d87)
Konstant i (1), a_0 :	0.017 (0.0033)	0.0066 (0,0391)	0.0069 (0,0197)	0.0074 (0.0198)	0.0893 (0.0133)	0.0919 (0.0156)
Lønacceleration, a_3 :	0.204 (0.0984)	0.2012 (0,0976)	0.1824 (0,1078)	0.1907 (0.1088)	- (-)	- (-)
Prisstigning, a_1 :	0.163 (0.1091)	0.1714 (0,1056)	0.2941 (0,0943)	0.29 (0.095)	0.2918 (0.0666)	0.2008 (0.0744)
D8587, Dummy i 1985-87, a_2 :	0.021 (0.0047)	0.0212 (0,0047)	0.0179 (0,0051)	0.0167 (0.005)	- (-)	- (-)
D8789, Dummy i 1987-89, a_2 :	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	0.0188 (0.0033)	- (-)
D87, Dummy i 1987, a_2 :	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	0.027 (0.0059)
Ændring Arbejdsløshed, a_4 :	- 0.24 (0.1049)	- 0.2514 (0,1174)	- 0.1507 (0,1242)	- (-)	- (-)	- (-)
Arbejdsløshed, γ :	- 0.439 (0.1138)	- 0.5359 (0,1345)	- 0.5184 (0,1459)	- 0.4992 (0.1466)	- 0.7329 (0.0874)	- 0.6192 (0.1052)
Kompensationsgrad i (2), c_1 :	0.821 (0.0798)	0.7812 (0,0916)	0.4078 (0,0501)	0.4313 (0.0505)	0.3709 (0.0316)	0.3881 (0.0156)
Konstant i (2), c_0 :	-0.321 (0.0033)	-0.3009 (0,0391)	-0.1147 (0,0197)	-0.1264 (0.0198)	-0.0963 (0.0133)	-0.1049 (0.0156)
Autokorrelation LM (p-værdi):	.910	.507	.594	.765	.102	.012
Adj.-R ² :	0.8186	0.822	0.8038	0.7996	0.8762	0.8447
Std. Err.:	0.0056	0.0055	0.0058	0.0058	0.0046	0.0051
Normalitet JB (p-værdi):	.805	.800	.262	.467	.330	.584
Tidsperiode:	1983-2010	1983-2010	1983-2010	1983-2010	1983-2010	1983-2010

Note: Standard fejl er angivet i parentes.

Estimationer med forskellige typer ledighed

I dette afsnit estimeres lønrelationen med tre typer ledighed indsat; ADAMs brutto- og nettoledighed samt OECDs ledighed. Tabel 2 viser estimationsresultaterne (kolonne 2 tabel 2 er magen til kolonne 2 i tabel 1). For alle estimationer gælder, at det ikke kan afvises, at fejlleddet er normalfordelt og ukorreleret over tid.

Ved at anvende ADAMs netto- i stedet for bruttoledighed, fås en numerisk højere koefficient til ledighedsgraden, på højde med det, som vi normalt restringerer ledighedens koefficient til. Det hænger sammen med, at nettoledighedens variation er mindre end bruttoledighedens.

Estimerer man med OECDs ledighed, bliver koefficienten til arbejdsløsheden stort set som med nettoledigheden, jf. kolonne 4, tabel 2, og koefficienten til prisstigningen estimeres stort set til Jul13's restringerede niveau på 0,30. Det er også værd at bemærke, at når OECDs ledighed anvendes i lønrelationen, estimeres koefficienten til kompensationsgraden i langsigtsrelationen til 0,43 og ikke 0,81, som når der estimeres med bruttoledigheden. Et estimat på 0,43 er tættere på den koefficient til kompensationsgraden på 0,10, som vi bruger i ADAMs ligning for strukturel arbejdsløshed, når vi løser modellen.

I estimationen i kolonne 5 har vi fjernet ændringen i arbejdsløsheden fra estimationen, da den er insignifikant i estimationen med OECDs ledighed, jf. kolonne 4, tabel 2. Det har ingen nævneværdig indflydelse på estimationsresultaterne.

I estimationen i kolonne 6 er dummyvariablen d8587 erstattet af d8789. Estimationen er lavet med OECDs ledighed, og i prisvariablen er *pyfbx* skiftet ud med *pcp*. Bemærk, at sidstnævnte udskiftning vil svække løn-pris-spiralen i ADAM, da der er mere dødvægt fra import og stykafgifter i forbrugerprisindekset. Desuden er både arbejdsløshedsændringen og lønaccelerationen udeladt, da de ikke bidrager signifikant til estimationen.

Fittet for estimationen i kolonne 6 er mellem 5 og 8 pct. point højere end de øvrige, jf. forskellen i $Adj.R^2$ mellem estimationerne i kolonne 6 og 2-5.

Nærmere bestemt bliver koefficienten til prisændringen og arbejdsløsheden estimeret til 0.29 og -0,73 i kolonne 6, hvilket er hhv. ca. lig med og numerisk over det niveau, som vi pt. restringerer koefficienterne til i modellen.

Samtidig estimeres koefficienten til kompensationsgraden i langsigtsrelationen som nævnt lavere end i Jul13, hvilket mindsker kompensationsgradens rolle. Man får generelt et lavere koefficientestimat til kompensationsgraden med OECD-ledigheden, der som omtalt har svagere faldende trend over samplet end den registrerede ledighed.

Den nye dummyvariabel, d8789, er 1 i '87 og -1 i '89 for at fange hhv. et stort positivt og et stort negativt residual. Residualet i '87 fanger lønkomensationen for en afkortning af arbejdstiden, og den høje lønstigning i '87 ses tydeligt i figur 4. Vi har ikke en tilsvarende simpel forklaring på estimationsfejlen i '89, fx udvikler OECD-ledigheden og ADAMs ledighed sig omtrent ens omkring '89. Ved at konstruere dummyvariablen som, d8789, stiger dummyens t-værdi fra 3,33 til 5,69 ift. estimationen med dummykonstruktionen d8587 i kolonne 5. Dummykonstruktionen har betydning for både regressionens statistiske egenskaber og estimerede koefficienter. Fx er der med en dummy, som kun er én i '87 og ellers nul, d87, autokorrelation i fejlleddet, og med d87 falder både koefficienten til prisstigningen og den numeriske koefficient til

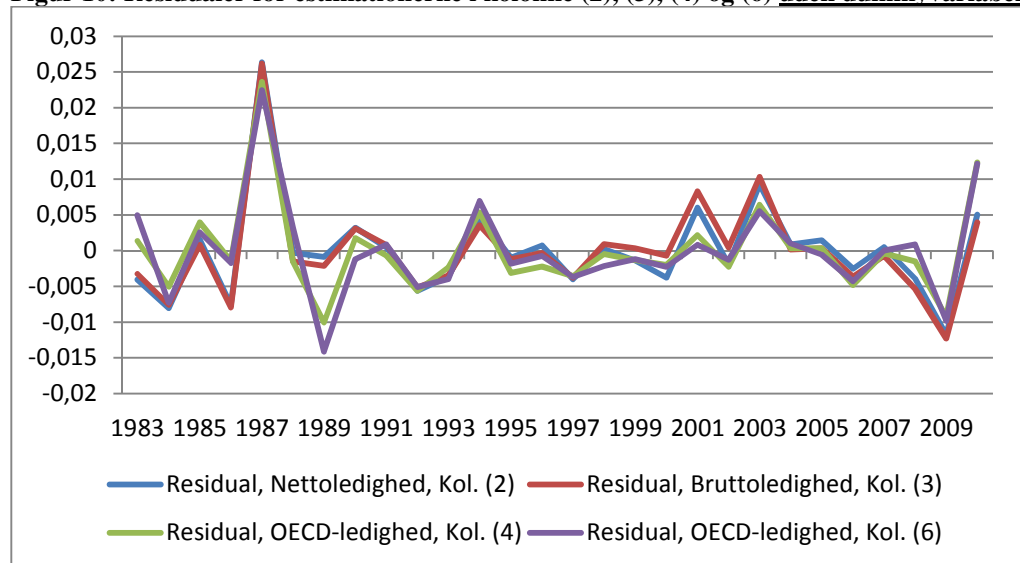
arbejdsløsheden ift. estimationen med d8789 i kolonne (6). Derudover er dummyen d87 mindre signifikant end d8789, jf. kolonne (6) og (7) i tabel 2.

5. Residualanalyse

Nu gentages estimationerne fra kolonne (2), (3), (4) og (6) i tabel 2 uden dummyvariable for at se på problemet med residualer, som blev rejst i foregående afsnit. Residualerne er vist i figur 10. Det ses tydeligt, at der er et særlig stort positivt residual i '87 i alle estimationerne, og i estimationen med OECD-ledigheden har vi også et stort negativt residual i '89, hvis lønstigning åbenbart overvurderes i relationer med OECD-ledigheden. '89-residualet er lidt mindre i "OECD-estimationen" med lønnens accelerationsled og prisstigningsvariablen inkluderet; så de to variable har lidt betydning. Desuden ser det ud til, at alle modellerne overvurderer lønudviklingen i '09.

Af de fire estimationer er det den med færrest forklarende variable i kolonne (6), som forklarer lønudviklingen bedst med en justeret forklaringsgrad på 71,5 pct., hvilket er marginalt bedre end kolonne (4) estimationen, hvis forklaringsgrad er 70,3 pct., og væsentlig bedre end kolonne (2) og (3) estimationerne, som har forklaringsgrader på hhv. 65,1 og 66.⁴

Figur 10: Residualer for estimationerne i kolonne (2), (3), (4) og (6) uden dummyvariabel



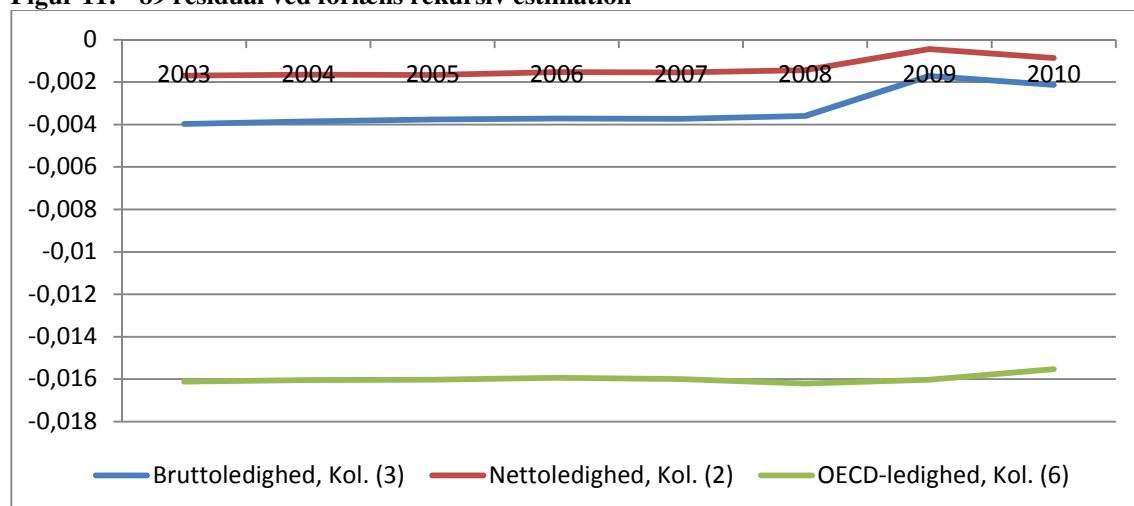
For at se lidt nærmere på hvad der skaber residualet i '89, når OECD-ledigheden bruges, laver vi rekursive estimationer fremad og bagud i tid; jf. figur 11 og 12. Figurene viser størrelsen på '89 residualet i kolonne (2), (3) og (6) estimationerne fra tabel 2. Det fremgår tydeligt, at '89 residualet er ret upåvirket, når samplets slutår ruller fra '03 til '10; så det er ikke for at modere residualerne efter '03, at residualet i '89 bliver stort. Residualet i '89 opstår, fordi den parameterkombination, der skaber residualet, moderer residualerne i de første år af estimationssamplet. Ved bagudrettet rekursiv estimation af modellerne, jf. figur 12, er det tydeligt, at det negative residual i '89 bliver større i alle modeller, når årene før '88 begynder at komme med i samplet.

⁴ Bemærk at de nævnte forklaringsgrader er fra estimation uden dummyvariable. I tabel 2 er estimationerne inkl. dummyvariable.

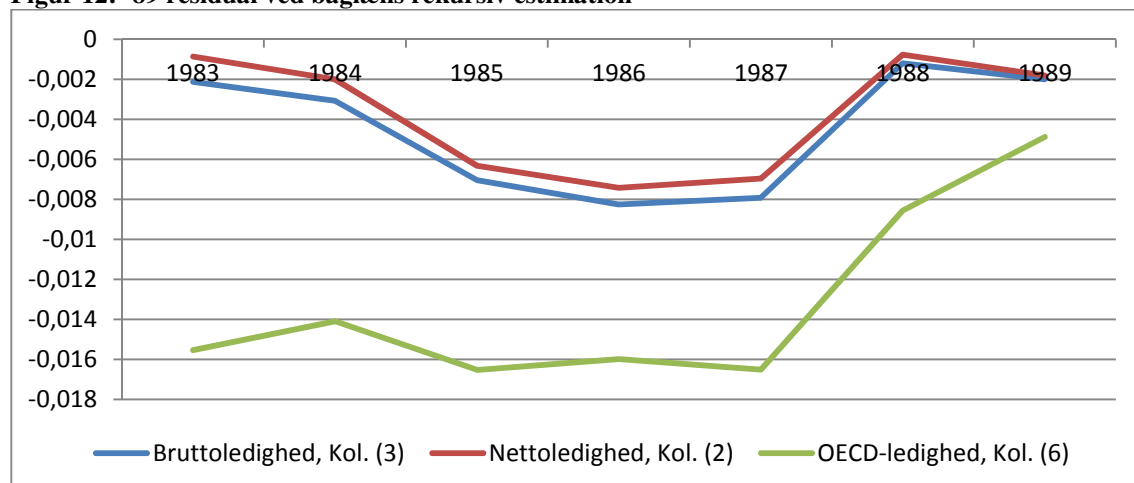
Modellerne producerer dog ikke et lige stort residual i '89, og især har de ikke samme '89-residual, når der estimeres over hele samplet. Ved modellen med OECD-ledigheden er der et stort residual i '89, uanset om samplet starter i '83 eller i '87, hvorimod '89-residualet er forsvundet fra modellerne med netto- og bruttoledigheden, når samplet starter i '83.

Overordnet kan vi sige, at der er brug for dummier i begyndelsen af perioden, hvor fastkurspolitikken ikke er helt indarbejdet i økonomien. Hvis vi ser bort fra 2009, kan lønrelationer på registreret ledighed forklare alt undtagen 1987. En relation på OECD's ledighed kan forklare alt undtagen 1987 og 1989.

Figur 11: '89 residual ved forlæns rekursiv estimation



Figur 12: '89 residual ved baglæns rekursiv estimation



6. Dummyvariable i lønrelationen

Dummyvariable tjener til at gøre estimationernes fejlede normalfordelte uden autokorrelation, men man kan "overfytte" sin model med dummier og give et misvisende billede af den underliggende model. I praksis er det derfor en god ide at kunne forklare dummyvariable med noget særligt, som de almindelige forklarende variable ikke opfanger; det kan fx være et politisk indgreb. Som beskrevet kan lønestimationens residual i '87 forklares med lønkompensationen for afkortning af arbejdernes arbejdstid i forbindelse med et regeringsindgreb i løndannelsen, men vi har ingen god forklaring på '89-residualet.

Estimationen i kolonne 7 i tabel 2 er som nævnt magen til den i kolonne 6 med undtagelse af, at dummyvariabel d87 har erstattet d8789. Dummy d87 er en såkaldt blipdummy, som er 1 i '87 og 0 i alle andre år. En blipdummy $(0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)$ i en ændringsrelation, giver et niveauskift i den forklarede variabels niveau $(0, \dots, 0, 1, 1, \dots, 1)$, jf. Juselius (2006), kapitel 6. Modsat giver en transitorisk blipdummy $(0, \dots, 0, 1, -1, \dots, 0)$ kun et blip i niveauet $(0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)$, svarende til at dummyvariablen effekt "neutraliseres efter stødet", og det bemærkes, at d8789 og i øvrigt også d8587 er af den transitoriske bliptype. Vi ønsker ikke at modellere et spring i lønniveauet, og det taler for en transitorisk blipdummy, men det er ikke noget afgørende argument. Betragtningen i Juselius (2006) vedrører nemlig en lille dynamisk model, men den samlede ADAM model skaber en tovejsammenhæng mellem venstre- og højreside i lønrelationen. Man kunne derfor roligt bruge en blipdummy som d87, fordi et permanent stød til lønnen ikke forbliver i lønnen, når lønrelationen indgår i ADAM, hvor den medfølgende forværring af konkurrenceevne og arbejdsløsheden vil nedbringe lønnen. Forskellen vil være, at stødet i 1987 hurtigt forsvinder fra lønniveauet med en transitorisk blipdummy, mens det antages at blive gradvist fortrængt med en simpel ikke-transitorisk blipdummy. Når vi ikke bruger den simple blipdummy d87, er det, fordi det er lettere at tolke d8587, og med OECD's ledighed er det d8789, der gør residualerne normalfordelte. Det gør d87 ikke. Tolkningen af d8789 er, at lønhoppet i 1987 ryger ud af niveauet i 1989. Med d8587 afbalancerer lønhoppet i 1987 de indkomstpolitiske lønstigningsgrænser i 1985 og 1986.

7. Parameterstabilitet

I figur 13 til 18 undersøger vi stabiliteten af tre centrale koefficientestimer. Det drejer sig om koefficienterne til ledigheden, prisstigningen og kompensationsgraden. De rekursive estimationer er som i afsnit 5 lavet med udgangspunkt i de to perioder '83 - '03 og '90 - '10,⁵ som er udvidet hhv. forlæns og baglæns. Modellerne, som er estimeret, er kolonne (2), (3) og (6) i tabel 2 med og uden dummyvariable. I estimationen uden dummier ses bort fra statistisk signifikans, fordi residualerne ikke er hvid støj.

For alle rekursive estimationer gælder, at de estimerede koefficienter virker ustabile, især i slutningen af '80'erne og omkring '07 - '08. Så tendensen til

⁵ Dvs. at vi bruger en startstikprøve på 20 observationer, og derefter inkluderes én observation mere i estimationen, indtil vi estimerer på den fulde stikprøve fra '83 til '10.

brud falder sammen med de største af residualerne, vi fandt i foregående afsnit, jf. figur 8. Ud fra figur 13 og 14 ser det ud til, at ledighedens numeriske koefficient falder omkring '07 - '08, og at koefficienten er højest med OECD-ledigheden og lavest med bruttoledigheden. Det ser som ventet ud til, at estimationerne med dummyvariable har mindre skarpe brud end estimationerne uden, jf. fx figur 14.

Prisstigningskoefficienten er med OECD-ledigheden i relationen forholdsvis konstant ved forlæns estimation, hvorimod koefficienten har brudtendenser, når brutto- eller nettoledigheden indgår, jf. figur 15. Ved baglæns estimation virker alle prisstigningskoefficienter ustabile også i modeller med dummyvariable, jf. figur 16.

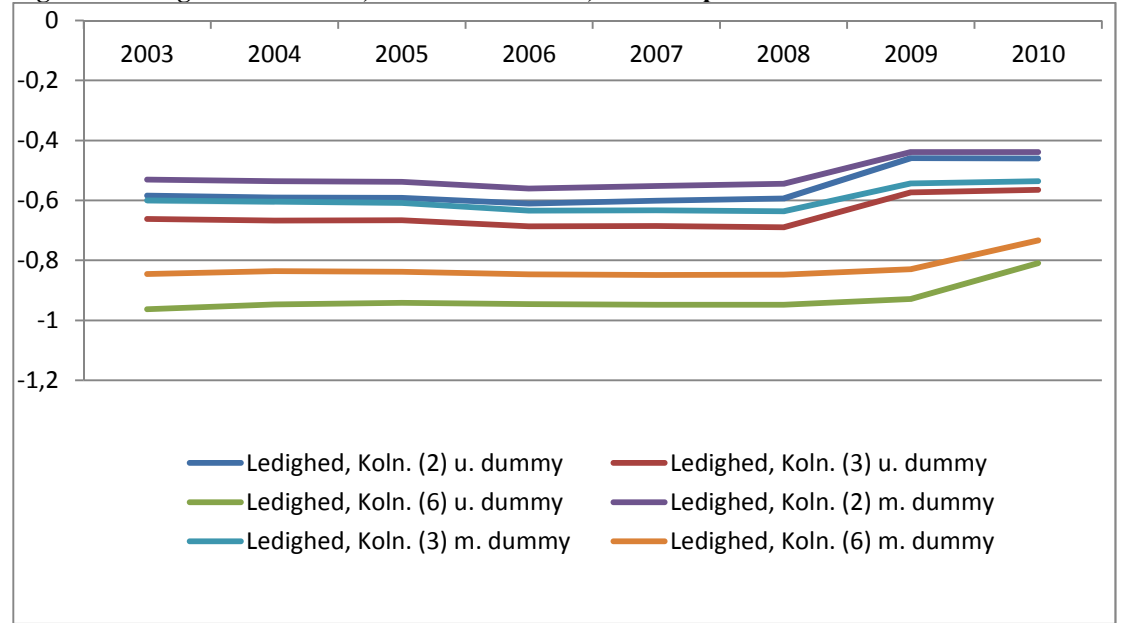
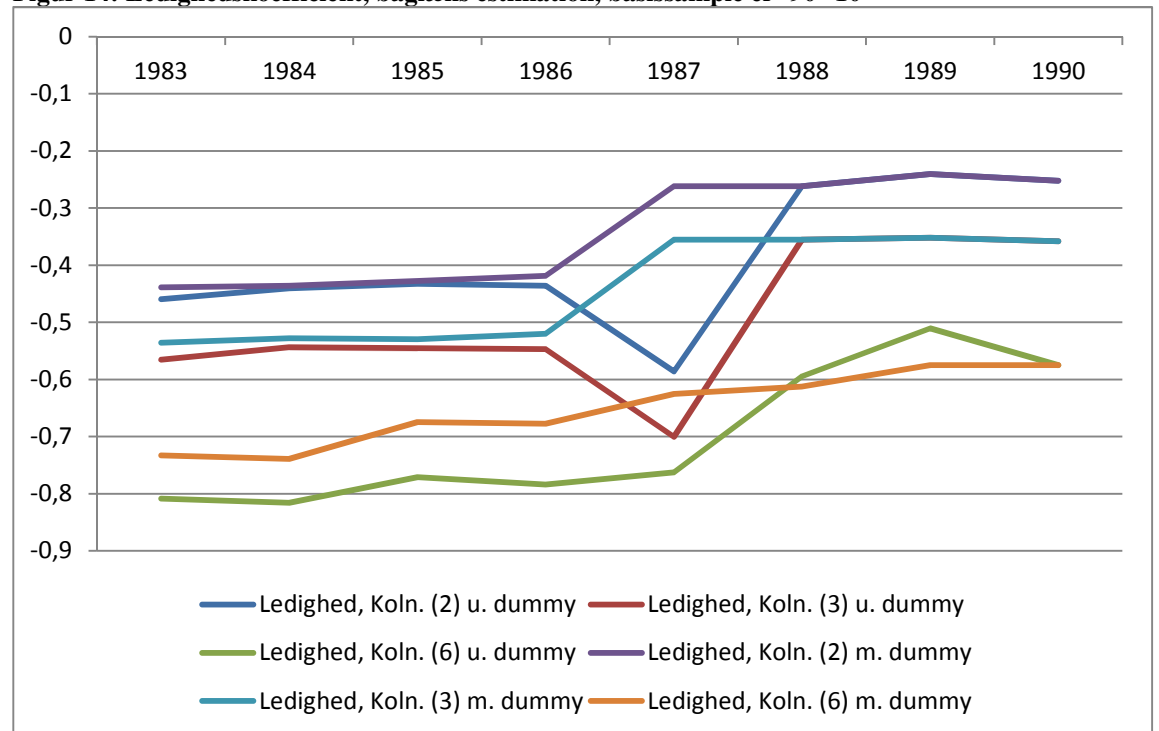
Koefficienten til kompensationsgraden i langsigsrelationen er den mest stabile af de undersøgte koefficienter.⁶ I relationen med OECD-ledigheden er kompensationsgradens koefficienter næsten konstant 0,38, og i relationerne med brutto- og nettoledigheden er den for samplet '83-'03 mellem 0,65 og 0,7, og når samplet øges, stiger den til omkring 0,8, især når årene efter '07 inddrages.

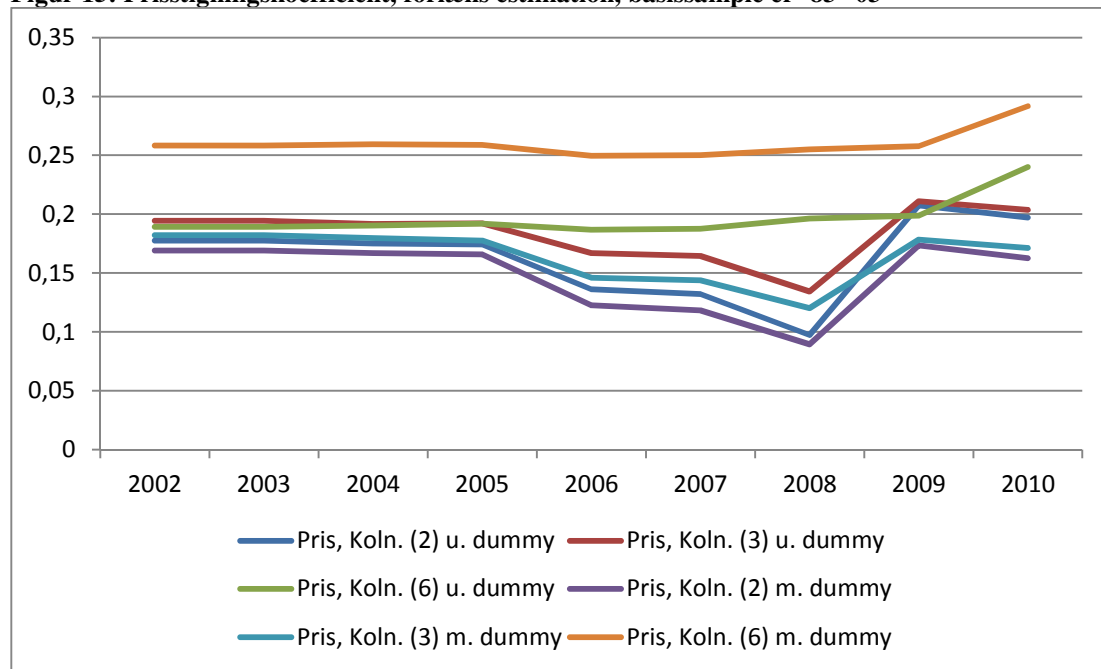
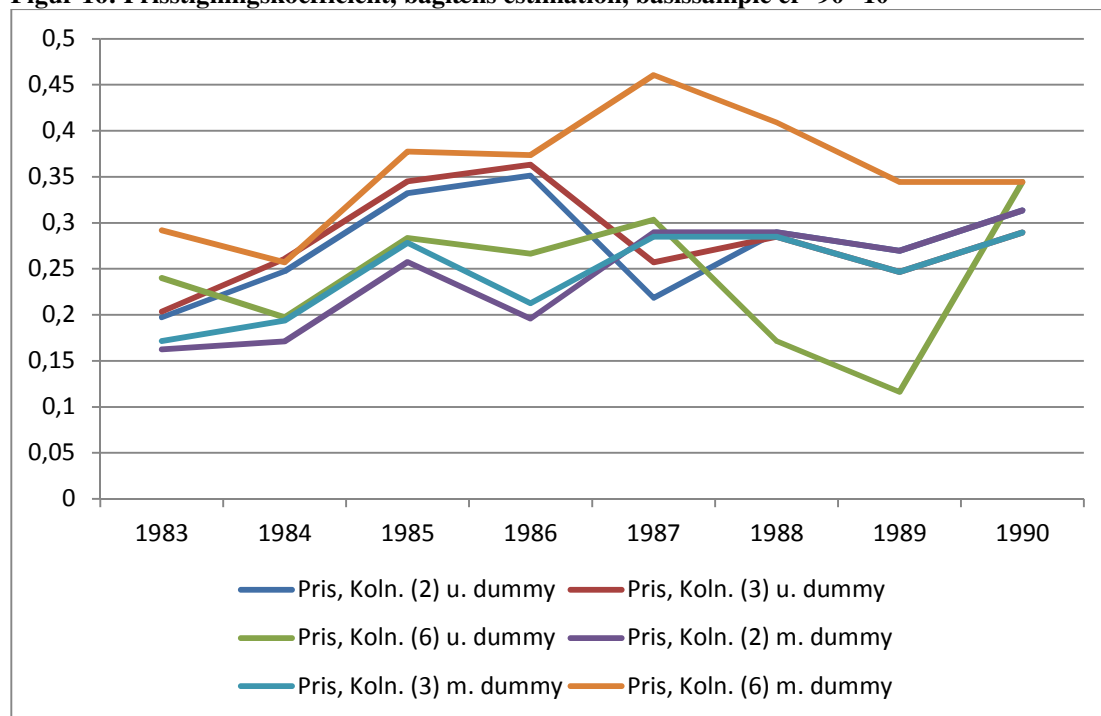
Afslutningsvist undersøger vi, om der er signifikant forskel på de rekursive estimationer, jf. figurerne med 95% signifikansgrænser i appendiks A.3. Disse figurer er baseret på estimationer med dummyvariable.⁷ Der er signifikant forskel på estimerne, hvis konfidensintervallerne ikke overlapper hinanden. Kun ved koefficienten til kompensationsgraden finder vi en signifikant forskel, og det er som allerede nævnt koefficienten i kolonne (6) estimationen, som er lavest, jf. figur 26 og 29.

Samlet set kan man sige, at dummyvariablene ikke sikrer fuld parameterstabilitet, men residualerne kommer nærmere hvid støj, når man fjerner outliers, og især dummien i 1987 er vigtig og kan begrundes.

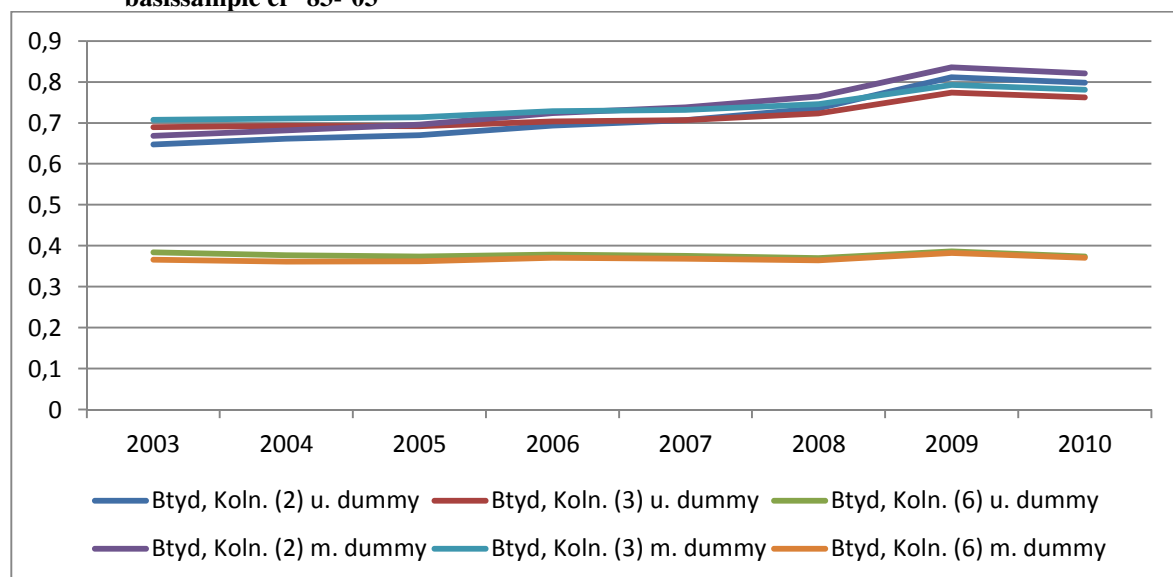
⁶ Kompensationsgradskoefficient i langsigsrelation = Kompensationsgradskoefficient i fejlkorrigeringsmodel / ledighedskoefficient i fejlkorrigeringsmodel, jf. afsnit 3.

⁷ Vi bemærker, at man for de nonstationære variable ikke kender testdistributionen, hvorfor fortolkningen af statistisk signifikans skal tages lidt afslappet. Teststatistikens fordeling er formentlig forskudt mod venstre i stil med en Dickey-Fuller fordeling, så de kritiske værdier bliver højere og gør det sværere at forkaste nulhypotesen.

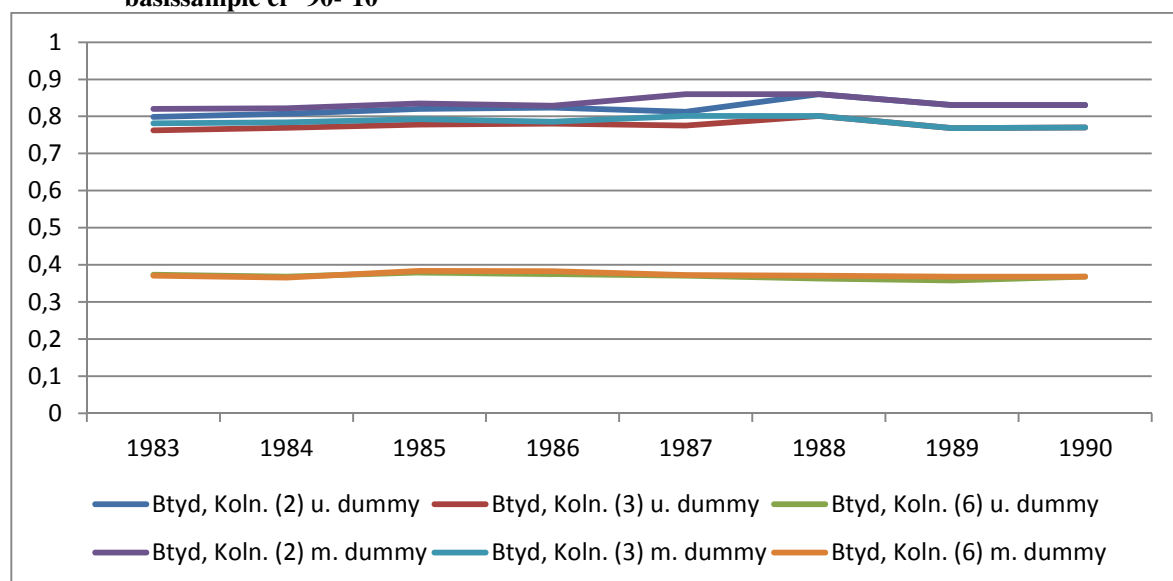
Figur 13: Ledighedskoefficient, forlæns estimation, basissample er '83-'03**Figur 14: Ledighedskoefficient, baglæns estimation, basissample er '90-'10**

Figur 15: Prisstigningskoefficient, forlæns estimation, basissample er '83-'03**Figur 16: Prisstigningskoefficient, baglæns estimation, basissample er '90-'10**

Figur 17: Kompensationsgradskoefficient, langsigtsligning, forlæns estimation, basissample er '83-'03



Figur 18: Kompensationsgradskoefficient, langsigtsligning, baglæns estimation, basissample er '90-'10



8. Simulationer med 3 estimerede relationer

I dette afsnit undersøger vi egenskaberne ved 2 af relationerne estimeret i sidste afsnit ved at indsætte dem i ADAM og sammenligne med Jun14.⁸ De to relationer er kolonne (3) og (6) i tabel 2 estimeret med hhv. netto- og OECD-ledigheden, og modelversionerne, hvori de implementeres, kaldes hhv. Løn (Netto) og Løn (OECD). Vi bemærker, at vi kun har ændret parametrene og

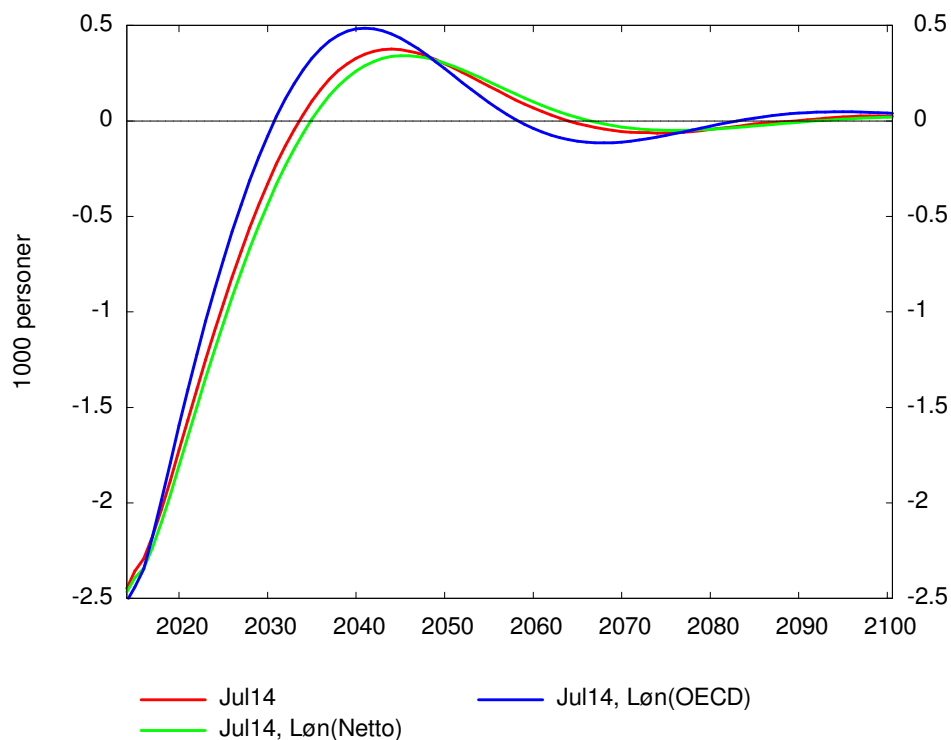
⁸ Vi har også undersøgt effekten af at indlægge kilen estimeret i tabel 1, kolonne (5), i ADAMs lønrelation, men multiplikatorerne blev ikke nævneværdigt påvirket, så disse multiplikatorer er ikke rapporteret.

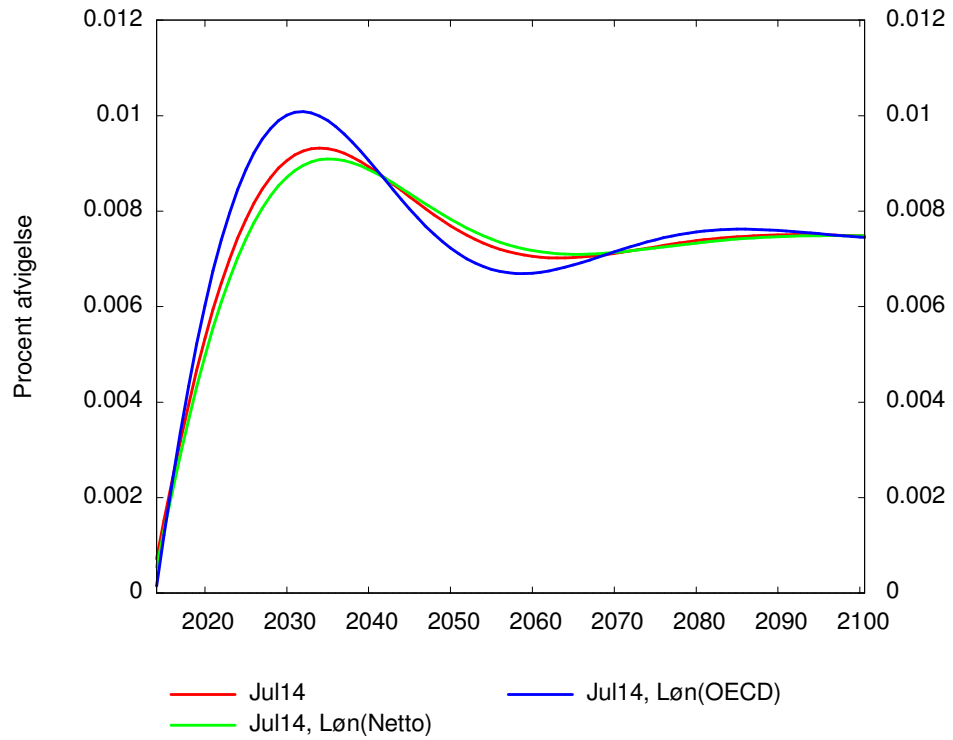
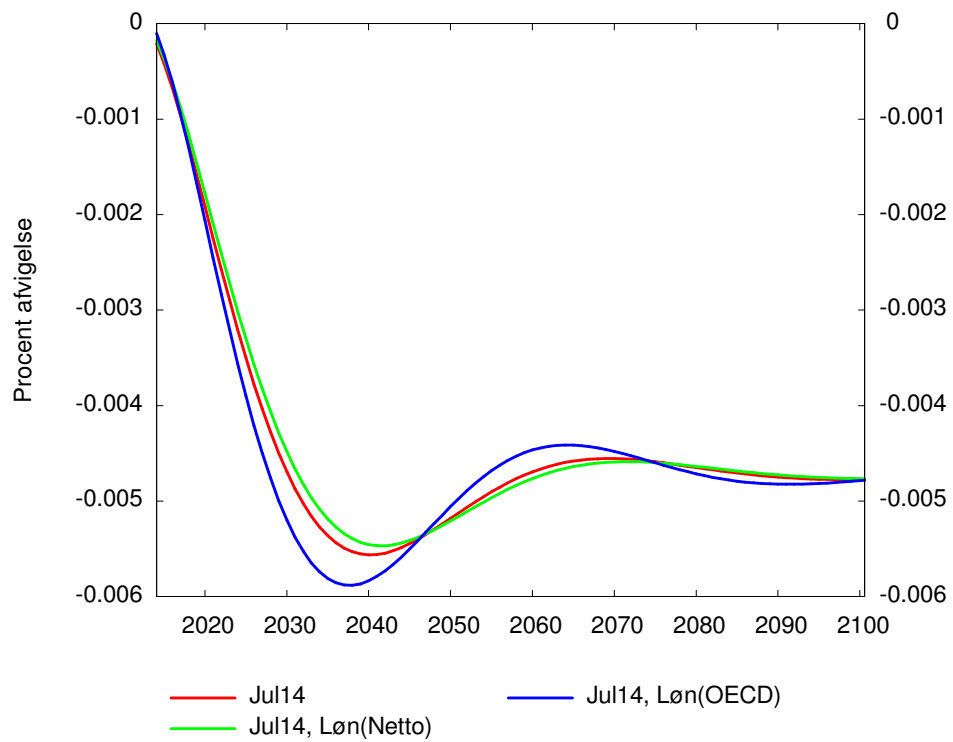
ikke de variable, som indgår i ADAMs lønrelation, hvilket kan give et skævt billede af betydningen for multiplikatorerne.

Multiplikatoreffekterne på arbejdsløshed, løn og eksport ved et permanent offentligt beskæftigelsesstød er vist i figur 19, 20 og 21. Det ses i figur 19, at den langsigtede effekt på arbejdsløsheden er nul i alle modellerne. De helt kortsigtede effekter på arbejdsløsheden er nogenlunde ens, men fortrængningstiden er kortest i Løn (OECD)-modellen og længst i Løn (Netto)-modellen; forskellen på fortrængningstiden er hhv. minus 3 og plus 1 år ift. Jun14. Samtidig er overshooting-effekten størst i Løn (OECD). Tilpasningstiden falder i Løn (OECD)-modellen, fordi gennemslaget fra arbejdsløsheden på lønnen er blevet kraftigere, jf. figur 20, og det øger de første års eksporteffekt, jf. figur 21. Forskellen vedrører som sagt fortrængningstiden. På langt sigt rammer vi samme steady state både mht. arbejdsløshed, løn og eksport.

Hvis det vælges at benytte OECD-ledigheden fremfor den registerbaserede, er der flere ting, som skal overvejes. Fx skal der laves en overgang fra ADAMs registerbaserede ledighed til OECD-ledigheden. Det kan man gøre ved at udnytte ADAMs detaljerede arbejdsmarkedsserier, men der bliver også brug for en korrektionsfaktor. Korrektionsfaktoren kan måske antages eksogen i modellerne, men faktoren vil givetvis være påvirket af en adfærd, som principielt bør modelleres. Hvis overgangen fra register- til OECD-ledighed modelleres, kan det mindske betydningen for fortrængningstiden.

Figur 19: Arbejdsløshedsmultiplikator



Figur 20: Lønmultiplikator**Figur 21: Eksportmultiplikator**

9. Konklusion

I papiret ses der på data, som omhandler lønudviklingen og arbejdsmarkedet i Danmark, og der estimeres et antal lønrelationer. Man kan estimere numeriske højere koefficienter til både prisstignings- og ledighedsvariablen samt en lavere koefficient til kompensationsgraden, hvis relationen baseres på OECDs arbejdsløshed, og desuden mindskes lønrelationens standardafvigelse. Samtidig skærer de høje koefficienter til prisstigningskoefficienten og arbejdsløsheden alt andet lige 3 år af tilpasningstiden i ADAM. Til gengæld øges overshootingeffekten, så løn, arbejdsløshed og eksport svinger mere.

Litteraturliste

AKU kvalitetsdeklaration:

<http://www.dst.dk/da/Statistik/dokumentation/kvalitetsdeklarationer/arbejdskraftundersoegelsen.aspx>

Finansministeriet, 2014, *Finansredegørelse* Januar 2014.

Gianella, C., I. Koske, E. Rusticelli, and O. Chatal, (2008), "What Drives the NAIRU? Evidence from a Panel of OECD Countries," *OECD Economics Department Working Papers*, No.649.

Juselius, K., 2006, *The Cointegrated VAR Model*, OXFORD UNIVERSITY PRESS.

Knudsen, C., 08.05.12, *Ny relation for den strukturelle ledighed og analyse af en reduceret dagpengeperiode i ADAM*.

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

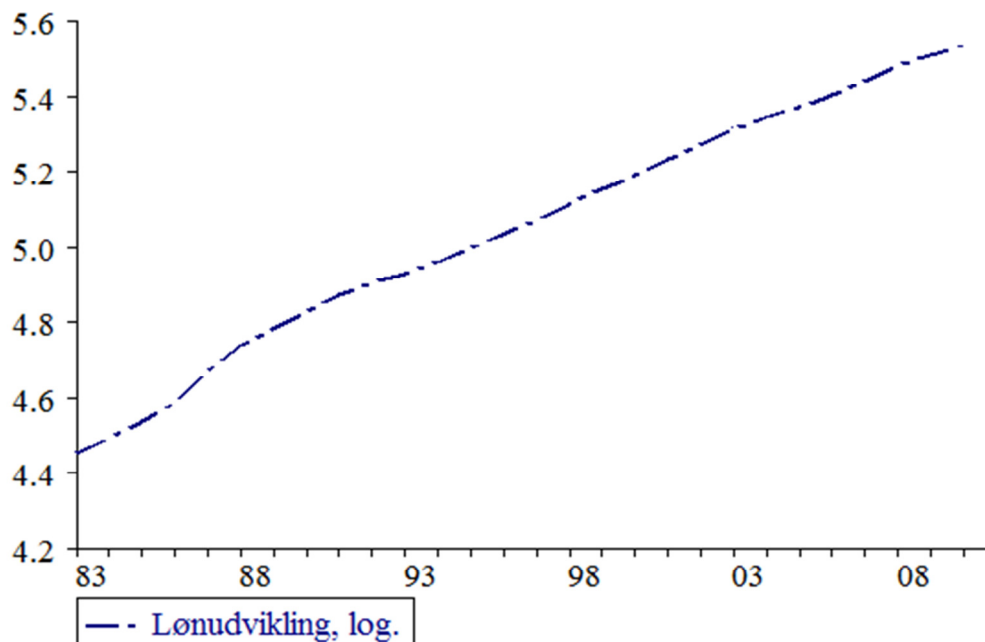
Sørensen, P. S. og H. J. Whitta-Jacobsen, 2005, "Introducing Advanced Macroeconomics: Growth and Business Cycles", The McGraw-Hill Companies.

Wooldridge, J. M., 2006, *Introductory Econometrics – A Modern Approach*, 3. Edition, THOMSON SOUTH-WESTERN.

Appendiks

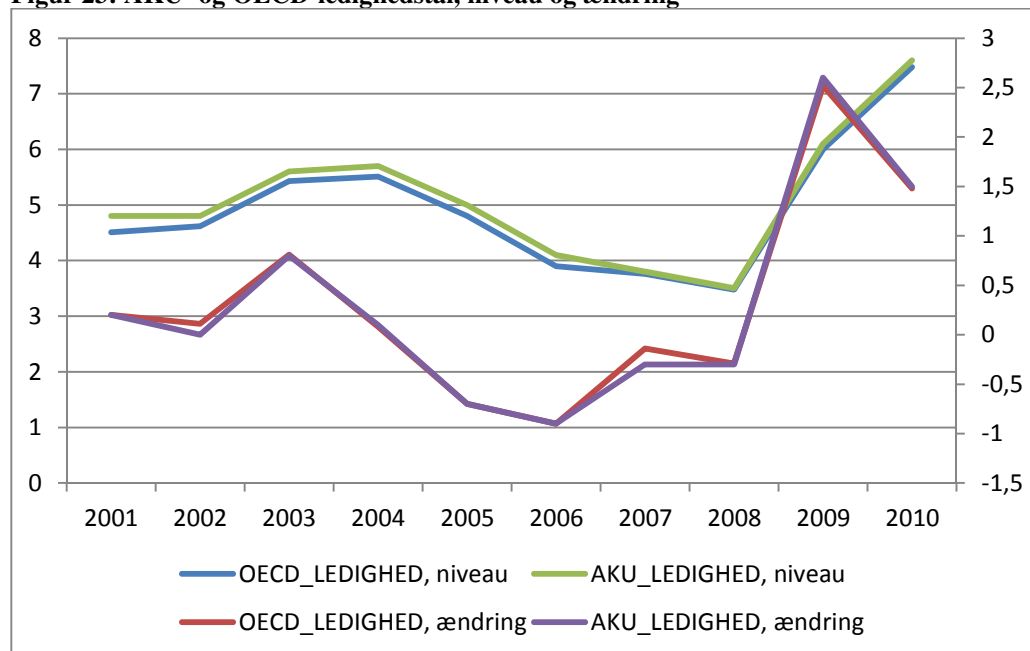
A.1:

Figur 22: Lønudvikling, log(lna)



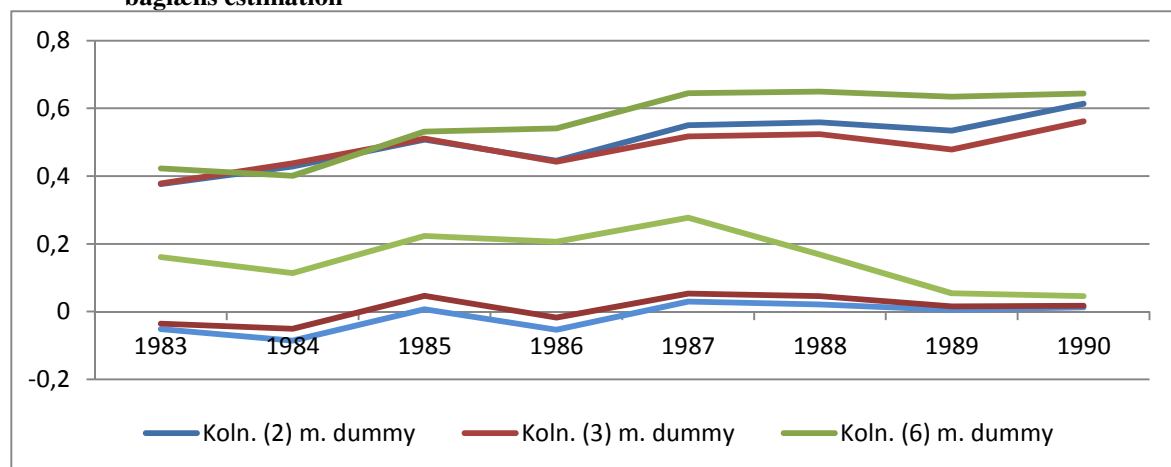
A.2:

Figur 23: AKU- og OECD-ledighedstal, niveau og ændring

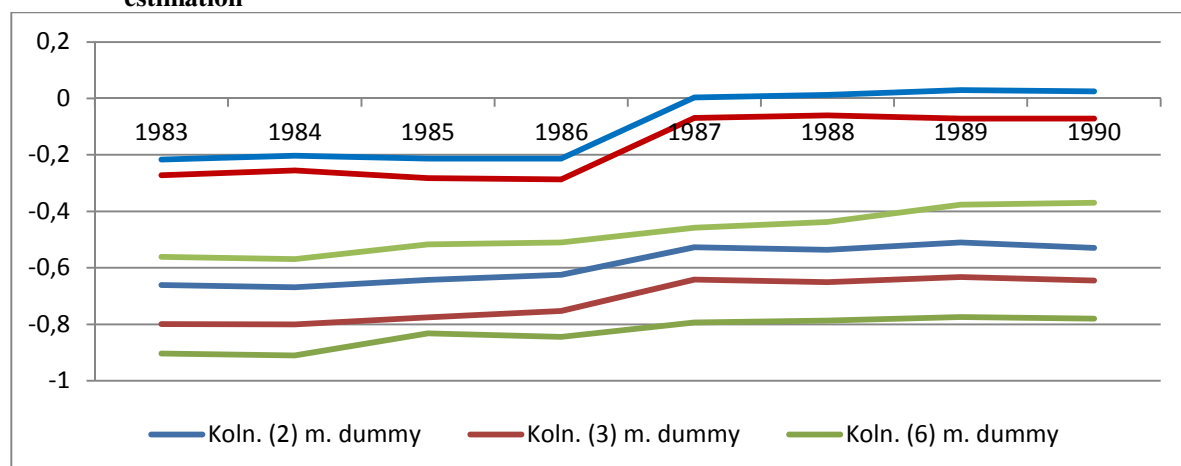


A. 3:

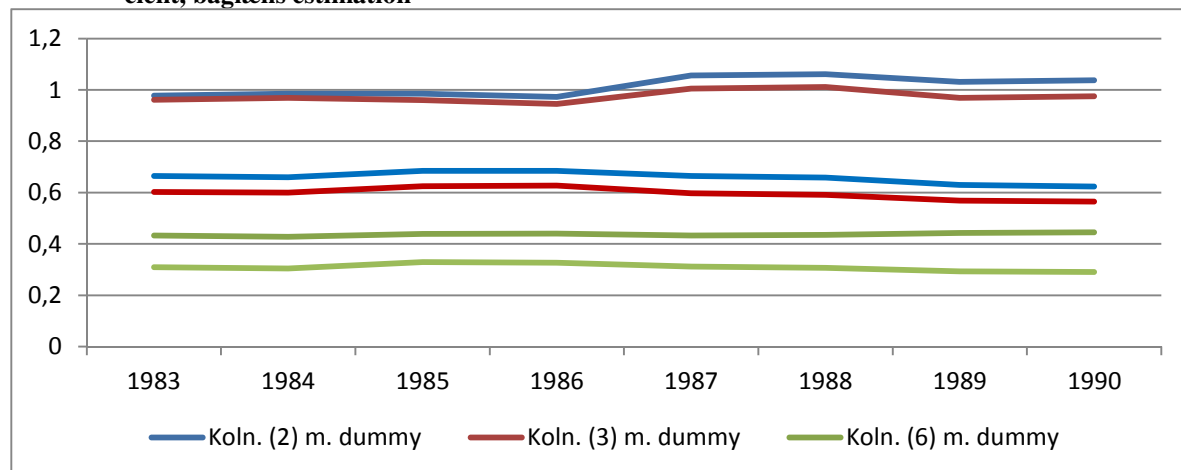
Figur 24: Øvre og nedre 95 pct. konfidensinterval (KI) for prisstigningskoefficient, baglæns estimation



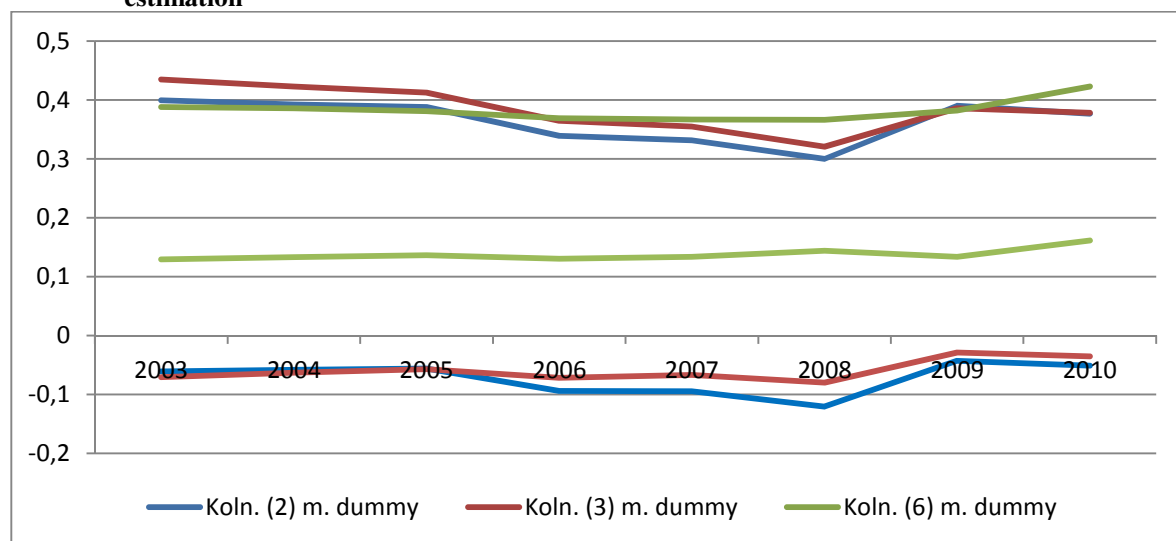
Figur 25: Øvre og nedre 95 pct. konfidensinterval (KI) for ledighedskoefficient, baglæns estimation



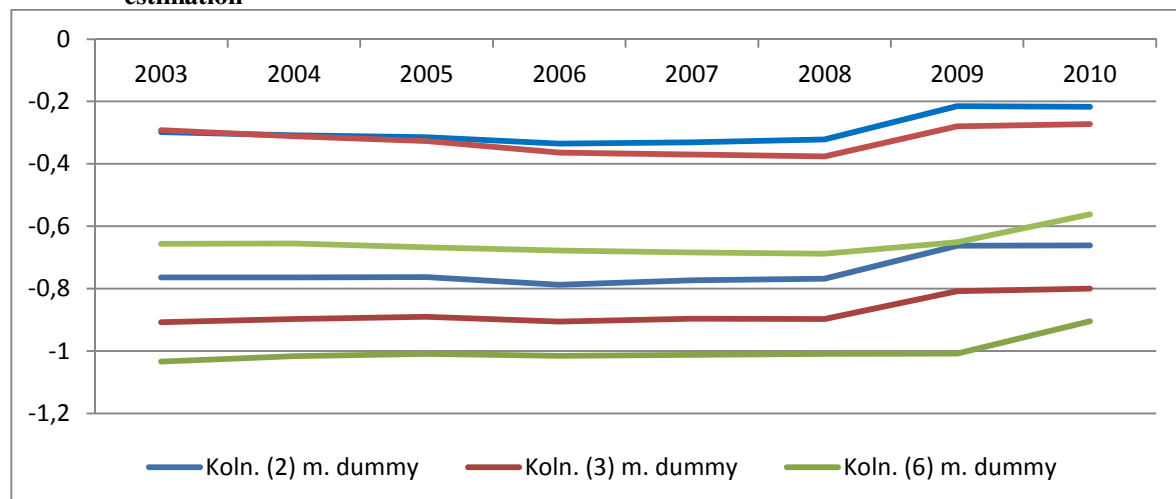
Figur 26: Øvre og nedre 95 pct. konfidensinterval (KI) for kompensationsgradskoefficient, baglæns estimation



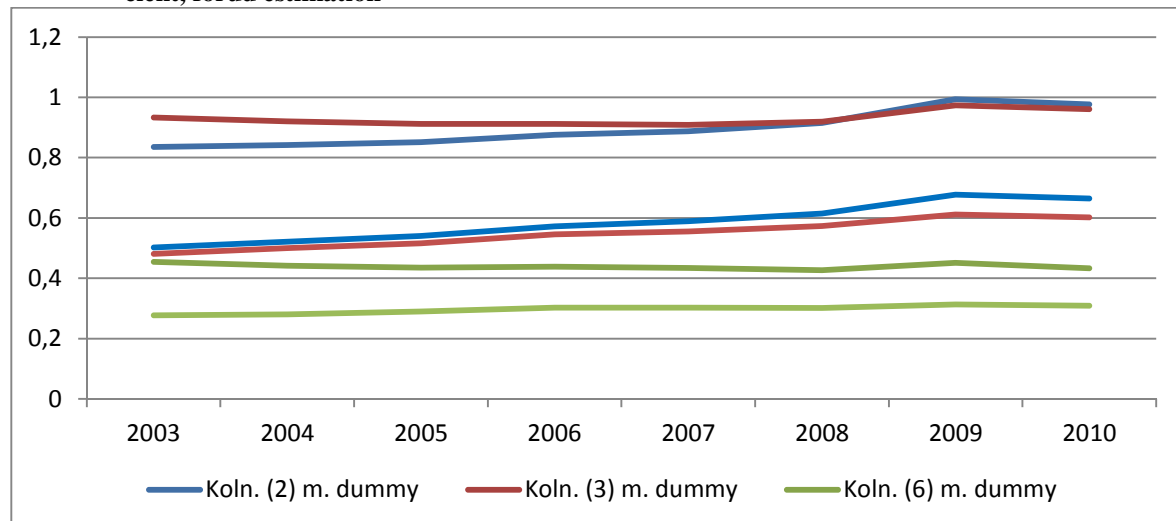
Figur 27: Øvre og nedre 95 pct. konfidensinterval (KI) for prisstigningskoefficient, forud estimation



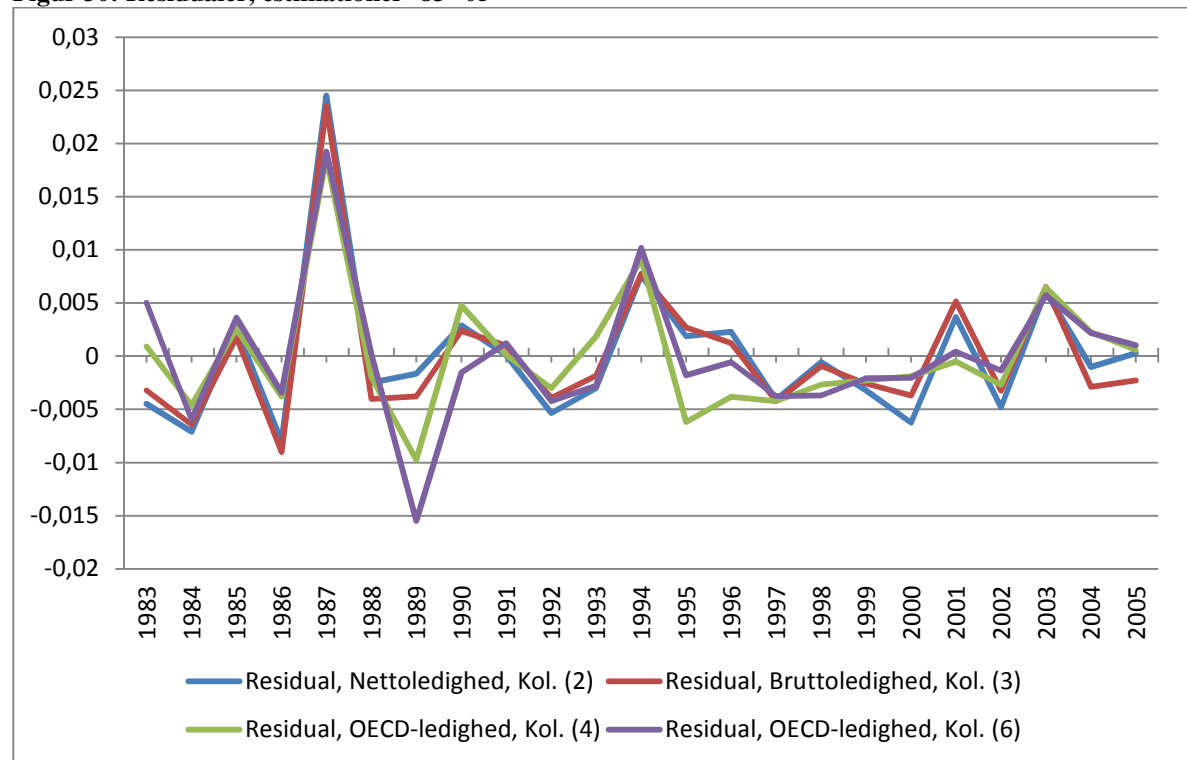
Figur 28: Øvre og nedre 95 pct. konfidensinterval (KI) for ledigheds-koefficient, forud estimation



Figur 29: Øvre og nedre 95 pct. konfidensinterval (KI) for kompensationsgradskoefficient, forud estimation



A.4.

Figur 30: Residualer, estimasjoner '83-'05

A.5.:

Antag at lønudviklingen i Danmark (Dk) og Tyskland (Deu) kan beskrives ved følgende løn-Phillipskurver:

$$\begin{aligned}\Delta w_{Dk,t} &= -\gamma_{DK} * UL_{DK,t-1} + fejl_{Dk,t} \\ \Delta w_{Deu,t} &= -\gamma_{Deu} * UL_{Deu,t-1} + fejl_{Deu,t}\end{aligned}$$

Δw er lønstigning i fremstilling jf. OECD, UL er OECDs arbejdsløshed, γ er en parameter, fejl er den del af lønnen, som ikke forklares af arbejdsløsheden, og omfatter Phillipskurvens konstant.

Vi trækker lønændringerne fra hinanden, antager at fejlkomponent og parametre er ens i de to lande og får:

$$\Delta w_{Dk,t} - \Delta w_{Deu,t} = -\gamma * (UL_{DK,t-1} - UL_{Deu,t-1})$$

Jf. kurvernes forløb fra 1989 til 2010 i figur 9 ser det ud til, at γ er en anelse mindre end en halv;

$$\frac{\sum_{1989}^{2010} \Delta w_{Dk,t} - \Delta w_{Deu,t}}{\sum_{1989}^{2010} UL_{DK,t-1} - UL_{Deu,t-1}} = \frac{\log(\frac{1}{0.8})}{0,20 - (-0,3)} \approx 0,45$$

En parameter på under én til arbejdsløsheden passer også med figur 7, der viser, at forskellen på de to landes lønstigningstakt holder sig tættere på nul-aksen, end forskellen på de to landes arbejdsløshed gør.