

Konjunkturkomponenter, tilpasningsmekanisme og Phillipskurver

Resumé:

Papiret analyserer samvariationen mellem konjunkturkomponenterne i danske makrovariable, og fokus rettes særligt mod samspillet mellem arbejdsløshed, løn- og prisudvikling, eksport og dansk konkurrenceevne.

I korrelationsanalysen kan størstedelen af mønstrene forklares med en intuitiv makroøkonomisk tilgang eller analysemetodens mangler. Vi finder en særlig kraftig og negativ sammenhæng mellem konjunkturgabet i dansk konkurrenceevne - målt ved den reale valutakurs baseret på lønninger - og konjunkturgabene i dansk industrieksport og dansk industrieksports markedssandel. Det stemmer overens med fortolkningen af ADAMs crowding out mekanisme, som primært går gennem dansk konkurrenceevne.

Desuden lader sammenhængen mellem lønninger og arbejdsløshed til at være bestemt af konjunkturgabet frem for ændringen i arbejdsløsheden. Konjunkturgabet kan tolkes som faktisk minus strukturel arbejdsløshed, så resultatet understreger, at ADAMs lønrelation bør inkludere en eller flere variable, som forklarer den strukturelle ledighed.

I øvrigt har samvariationen mellem arbejdsløshed på den ene side og udviklingen i løn, real-løn samt priser på den anden side varieret kraftigt over tid, om end sammenhængen mellem lønstigning og arbejdsløshed har været den mest konstante og mest negative. Resultatet peger på, at vi er på rette spor med en skrå Phillipskurve, der forklarer lønstigningen.

PAG050914

Nøgleord: Korrelationsanalyse, Konjunkturkomponent, Konkurrenceevne, Phillipskurve

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

Formålet med papiret er at analysere, hvordan makrovariables konjunkturkomponenter samvarierer over tid, og især sammenhængen mellem arbejdsløshed og løn, realløn, priser, eksport og konkurrenceevne undersøge. Papiret kan overordnet opdeles i 3: I del 1 laves en traditionel korrelationsanalyse, hvor det analyseres, hvordan centrale makrovariable samvarierer med konjunktoren i (netto) arbejdsløsheden og den reale valutakurs. I del 2 undersøges, hvor stabil korrelationen er mellem forskellige mål for arbejdsløshed og løn og priser. I del 3 estimeres dynamiske Phillip-skurver med forskellige filtrede og ufilterede tidsserier for løn og arbejdsløshed.

2 Korrelationsanalyse

Vi laver en korrelationsanalyse på et udvalg af makrovariable hovedsageligt fra Monas databank; se appendiks A for en databeskrivelse. Korrelationsanalyser bliver ofte anvendt til at vurdere, hvordan variables konjunkturcykler varierer sammen over tid. En af fordelene ved at bruge korrelationer er, at de er forholdsvis simple at beregne og fortolke. Omvendt har de den ulempe, at man let kan overfortolke en stærk korrelation mellem to variable som en kausal sammenhæng, og at det ikke er muligt at kontrollere for udeladte variable, som det fx er i en multipel regressionsmodel. Korrelationerne mellem konjunkturkomponenterne er beregnet som følger: Først er alle variablene filtreret med et Hodrick-Prescott (HP) filter, hvor den filtrede serie er et estimat for variabelens potentielle niveau, dvs. det niveau, som variabelen vil have, når økonomien er i ligevægt. Filtreringsparameteren i HP-filteret er sat til 25.600 ligesom i Hansen (2005). Relaterede studier har benyttet en kvartalsvis filtreringsparameter med størrelsen 1.600, og konsekvensen af at benytte en højere parameter er, at den filterede serie bliver mindre fleksibel, hvilket gør, at den resulterende konjunkturkomponent bliver større og længere. Dernæst er konjunkturcyklen (herefter; konjunkturgab) for en variabel beregnet som forskellen mellem variabelen og dens HP-filtrerede serie. For alle variable er korrelationen beregnet som samvariation mellem arbejdsløshedsgabet i periode t og den respektive variabels gab i periode $t-12$, $t-8$, $t-4$, $t-2$, $t-1$, t , $t+1$, $t+2$, $t+4$, $t+8$ og $t+12$. Dvs. at der ses på samvariation i op til 3 år frem og bagud i tid, da vi bruger kvartalsdata. Ved at beregne korrelationer på tværs

af tid kan man vurdere, om en variabel lagger, leader eller er a-cyklisk med arbejdsløshedsgabet. Arbejdsløshedsgabet er brugt som økonomisk hovedmål for konjunktursituationen. Andre analyser har brugt BNP (se fx Hansen og Knudsen (2004) eller Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010)), men her benyttes arbejdsløshedsgabet, da det minder om, at ADAMs afstand til ligevægt er beskrevet ved arbejdsløshedens afstand til den langsigtede arbejdsløshed. Til hver af korrelationerne er der beregnet et signifikansniveau, som er en t-test taget fra en OLS estimation af en variabel i en af de førnævnte tidsperioder på arbejdsløshedsgabet i periode t som i Abildgren (2010). Vi bemærker, at vi har ekskluderet de 3 første og de 3 sidste år, når vi beregner korrelationerne, fordi HP-filteret kan være trukket skævt af start- og slutperiodens værdier. I øvrigt kan man økonometrisket argumentere for, at man skal bruge et etsidet og ikke et normalt HP-filter; vi benytter et normalt tosidet.

2.1 Resultater af korrelationsanalysen

Tabel 1 viser samvariationen mellem arbejdsløshedsgabet og 23 variable. Den første række viser, at arbejdsløshedsgabet er meget trægt og autokorreleret indenfor det første år. Gabet for BNP og det private forbrug leader arbejdsløshedsgabet med negativt fortegn, hvilket viser, at arbejdsløshedsgabet er kontracyklisk og ser ud til at drives af gabet i BNP samt det private forbrug.

Udenrigshandel: Eksportgabet er svagt negativt korreleret med arbejdsløshedsgabet, og eksportcyklen er a-cyklisk. Den svage korrelation er interessant, eftersom Danmark er en lille åben økonomi, hvor over halvdelen af BNP stammer fra udenlandsk efterspørgsel efter år 2005, jf. ADAMs databank. Hvis man benytter tankegangen i ADAM, burde eksportgabet lagge og korrelere positivt med arbejdsløshedsgabet, da en højere arbejdsløshed formodes at skabe et lavere løn- og prisniveau, hvilket forbedrer dansk konkurrenceevne og styrker eksporten. Hansen og Knudsen (2004) finder et lignende resultat og forklarer den svage korrelation med en systematisk skævhed, der kan skyldes en eller flere udeladte variable. Den udeladte variabel kan fx være forholdet mellem lønnen i Danmark og udlandet, dansk lønkonkurrenceevne. Skævheden vil være positiv, hvis den relative løn lagger arbejdsløshedsgabet negativt, og eksporten lagger den relative løn negativt, jf. Wooldridge (2006), kapitel 3.

Den først nævnte mekanisme følger en simpel løn-Phillipskurve, og den sidstnævnte mekanisme afspejler dansk lønkonkurrenceevnes indflydelse på eksporten.

Konjunkturcyklen i importen er negativt og signifikant korreleret med arbejdsløshedsgabet og har en svag tendens til at lede arbejdsløshedsgabet ligesom det private forbrug og BNP. Det kan afspejle, at importen er en buffer for dansk produktion, således at den stiger og falder med den indenlandske efterspørgsel.

Gabet i forholdet mellem eksport og import, som måler udviklingen i nettoeksportgabet, leder arbejdsløshedsgabet positivt indenfor det første år.

Konjunkturcyklen i industrieksportens markedsandel er positivt korreleret, og har en klar tendens til at lagge arbejdsløshedsgabet. Dvs. at en stigning i arbejdsløsheden bliver efterfulgt af en fremgang i dansk industris verdensmarkedsandel, hvilket kan ske gennem en lavere pris- og lønudvikling.

Offentlige serier: Gabene i det offentlige forbrug og de offentlige investeringer er procykliske og falder, når arbejdsløsheden stiger. Det offentlige forbrug og de offentlige investeringer kan ses som diskrete finanspolitiske redskaber, som modsat de automatiske stabilisatorer ikke arbejder modsat konjunkturcyklen per konstruktion. Den procykliske tendens er stærkest for de offentlige investeringer, som leder arbejdsløsheden svagt. Det offentlige forbrug reagerer a-cyklisk på arbejdsløsheden. Korrelationerne antyder, at den offentlige diskrete forbrugskomponent var destabiliserende i perioden.

Gabet i det offentlige overskud ift. nominelt BNP er negativt korreleret med arbejdsløshedsgabet, som det leder, så det offentlige budget ser ud til at reagere lidt hurtigere end arbejdsløsheden.

Summen af de nominelle direkte og indirekte skattebetalinger er negativt korreleret med arbejdsløshedsgabet, og korrelationen er omtrent a-cyklisk. Dvs. at statens indtægt fra de automatiske stabilisatorer er procyklisk som forventet. Den skattekomponent, som reagerer mest negativt på arbejdsløshedsgabet, er de indirekte skatter. De indirekte skatter er summen af bla. punkt- og registreringsafgift samt moms- og toldprovenu, jf. Knudsen (2003), som er afledt af ændringer i især det private forbrug. Gabet i A- og B-skattebetalingerne er kun svagt negativt korreleret med arbejdsløshedsgabet, og konjunkturkomponenten har kun i enkelte tilfælde en signifikant samvari-

ation med arbejdsløshedsgabet. Der er åbenbart mest konjunktur i de indirekte skatter.

Reale valutakurs, priser og løn: Udviklingen i løn-, realløn- og prising lagges arbejdsløshedsgabet negativt. Det nominelle løngab reagerer mest af de 3, og den kraftigste korrelation forekommer efter 3 år, dvs. at det nominelle løngab lagges arbejdsløshedsgabet med knap 3 år. At prising lagges mindre med arbejdsløshedsgabet end løngabet kan afspejle, at priserne modsat lønningerne er påvirket af prisen på importerede varer, som ikke afhænger direkte af udviklingen i den danske konjunkturcykel. De årlige inflationsgab for den nominelle løn, den reale løn og priser har samme korrelation som prisingene, men inflationsgabene lagges i mindre grad arbejdsløshedsgabet. For både pris- og løngabene i såvel niveau som ændring gælder, at de intuitivt minder om en Phillips-kurve beskrivelse, hvor løn- og prisspiralen lagges og korrelerer negativt med bevægelser i arbejdsløshedsgabet. Gabet i den reale valutakurs baseret på lønninger er negativt korreleret med arbejdsløshedsgabet, således at den reale valutakurs deprecierer efter, at arbejdsløsheden er steget. Det afspejler enten, at en konjunkturedgang reducerer forholdet mellem det danske og det udenlandske lønniveau, eller, at en konjunktur nedgang i eurozonen og Danmark deprecierer den nominelle kronekurs overfor dollaren, pundet eller yennen.

USA og euroområdet BNP: Konjunkturkomponenterne i USA og euroområdets BNP, leader og er negativt korreleret med det danske arbejdsløshedsgab. Korrelationskoefficienten til amerikansk økonomi er stærkere end den til euroområdet, så USAs indflydelse på dansk økonomi virker stærkere end euroområdets, på trods af at kronen er bundet til euroen med det formål at importere euroområdets inflationsniveau. Igen kan man mistænke korrelationen for at være drejet af en udeladt variabel.

| Kor(GUR(t), Gab af x(t+i)) | i=-12 | i=-8 | i=-4 | i=-2 | i=-1 | i=0 | i=1 | i=2 | i=4 | i=8 | i=12 |
|------------------------------------|-----------------|-----------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Arbejdsløshed | -0,21 (2,07) | 0,2 (3,30) | 0,72 (12,33) | 0,91 (25,37) | 0,97 (47,73) | 1 (-) | 0,97 (45,02) | 0,90 (23,06) | 0,70 (10,25) | 0,20 (1,84) | -0,25 (2,71) |
| BNP | -0,14 (2,12) | -0,55 (8,01) | -0,80 (13,98) | -0,81 (13,49) | -0,77 (11,82) | -0,69 (9,25) | -0,56 (6,77) | -0,42 (4,66) | -0,14 (1,29) | 0,24 (2,75) | 0,45 (5,02) |
| Det private forbrug | -0,28 (4,04) | -0,58 (8,37) | -0,73 (10,3) | -0,69 (8,92) | -0,62 (7,34) | -0,51 (5,54) | -0,39 (3,82) | -0,25 (2,12) | 0,01 (0,77) | 0,42 (6,03) | 0,69 (10,47) |
| Eksport | 0,45 (6,41) | 0,26 (2,71) | -0,02 (0,66) | -0,14 (1,83) | -0,18 (2,14) | -0,18 (2,20) | -0,15 (2,11) | -0,14 (1,83) | -0,13 (1,46) | -0,13 (1,35) | -0,22 (2,40) |
| Import | 0,25 (2,38) | -0,21 (3,01) | -0,61 (8,31) | -0,70 (9,30) | -0,69 (9,34) | -0,64 (8,30) | -0,53 (6,63) | -0,42 (4,96) | -0,24 (2,27) | 0,04 (0,97) | 0,23 (2,22) |
| Industriens markedsandel | -0,29 (3,16) | 0,01 (0,14) | 0,33 (2,98) | 0,42 (4,40) | 0,44 (4,95) | 0,45 (5,41) | 0,44 (5,75) | 0,43 (5,84) | 0,37 (5,49) | 0,22 (3,11) | 0,00 (0,25) |
| Offentligt forbrug | -0,09 (2,09) | -0,13 (3,19) | -0,19 (3,38) | -0,20 (3,55) | -0,22 (3,94) | -0,24 (4,29) | -0,24 (4,42) | -0,23 (4,45) | -0,21 (3,83) | -0,02 (0,04) | 0,25 (3,41) |
| Offentlige investeringer | 0,10 (0,41) | -0,24 (3,52) | -0,46 (5,71) | -0,54 (6,10) | -0,53 (5,69) | -0,50 (5,20) | -0,47 (4,65) | -0,43 (3,97) | -0,29 (2,39) | -0,06 (0,54) | 0,21 (3,13) |
| Offentlig overskud over (nom.) BNP | 0,04 (0,18) | -0,38 (4,55) | -0,64 (8,49) | -0,69 (9,24) | -0,68 (8,99) | -0,64 (8,29) | -0,58 (6,96) | -0,49 (5,37) | -0,29 (2,47) | 0,07 (1,27) | 0,29 (2,98) |
| Skatter (Nom.) | 0,09 (1,23) | -0,20 (1,97) | -0,43 (4,47) | -0,51 (5,53) | -0,54 (5,93) | -0,52 (6) | -0,47 (5,77) | -0,44 (5,15) | -0,34 (3,83) | -0,09 (0,83) | 0,13 (1,62) |
| Indirekte skatter (Nom.) | -0,15 (2,28) | -0,56 (7,88) | -0,78 (13,27) | -0,80 (13,56) | -0,77 (11,79) | -0,69 (9,53) | -0,58 (7,41) | -0,47 (5,37) | -0,27 (2,57) | 0,13 (1,47) | 0,42 (4,59) |
| B-skat (Nom.) | 0,35 (3,62) | 0,13 (1,05) | -0,08 (0,91) | -0,20 (1,88) | -0,25 (2,29) | -0,27 (2,56) | -0,28 (2,60) | -0,28 (2,46) | -0,24 (2,09) | 0,03 (0,50) | 0,6 (0,71) |
| A-skat (Nom.) | 0,22 (3,57) | -0,24 (3,46) | -0,16 (2,69) | 0,08 (1,64) | 0,01 (0,80) | -0,04 (0,02) | -0,09 (0,72) | -0,13 (1,39) | -0,19 (2,35) | -0,23 (2,49) | -0,21 (1,76) |
| Løn | 0,26 (4,64) | 0,48 (7,2) | 0,50 (5,93) | 0,36 (3,56) | 0,24 (2,23) | 0,14 (0,79) | 0,04 (0,64) | -0,07 (2,08) | -0,27 (5,04) | -0,56 (9,11) | -0,61 (7,27) |
| Realløn | 0,47 (4,86) | 0,47 (5,09) | -0,26 (2,87) | 0,1 (1,06) | -0,03 (0,05) | -0,13 (0,99) | -0,23 (1,99) | -0,31 (2,94) | -0,41 (4,28) | -0,38 (3,88) | -0,23 (0,91) |
| Priser | -0,24 (1,32) | -0,09 (0,23) | 0,09 (1,4) | 0,15 (1,65) | 0,19 (1,68) | 0,22 (1,60) | 0,24 (1,47) | 0,24 (1,3) | 0,18 (0,46) | -0,09 (3,30) | -0,26 (8,40) |
| Løninflation | 0,22 (2,43) | 0,23 (1,77) | 0,00 (0,78) | -0,21 (2,83) | -0,32 (3,99) | -0,38 (5,36) | -0,43 (6,41) | -0,45 (6,86) | -0,43 (6,37) | -0,30 (2,52) | -0,01 (1,21) |
| Reallønsinflation | 0,11 (0,60) | 0,00 (0,26) | -0,21 (1,74) | -0,31 (2,95) | -0,37 (3,47) | -0,40 (4,08) | -0,42 (4,36) | -0,40 (4,3) | -0,25 (3,16) | 0,02 (0,98) | 0,16 (2,91) |
| Prisinflation | 0,07 (1,25) | 0,18 (1,63) | -0,23 (1,23) | -0,16 (0,77) | -0,13 (0,43) | 0,12 (0,12) | 0,11 (0,18) | 0,08 (0,48) | -0,06 (1,26) | -0,28 (3,25) | -0,19 (2,09) |
| Reale valutakurs | 0,21 (1,30) | 0,17 (1,29) | 0,04 (1,09) | -0,09 (0,23) | -0,14 (0,19) | -0,17 (0,81) | -0,21 (1,40) | -0,23 (1,74) | -0,20 (1,79) | -0,09 (0,24) | 0,00 (1,82) |
| BNP i Euroområdet | 0,83 (16,62) | 0,51 (5,79) | 0,01 (0,10) | -0,19 (1,99) | -0,26 (2,59) | -0,30 (0,82) | -0,30 (2,77) | -0,29 (2,59) | -0,27 (2,32) | -0,28 (2,46) | -0,26 (2,56) |
| BNP i USA | 0,23 (1,55) | -0,28 (3,94) | -0,59 (7,81) | -0,63 (8,05) | -0,61 (7,60) | -0,56 (6,69) | -0,50 (5,60) | -0,44 (4,47) | -0,35 (2,84) | -0,13 (1,52) | 0,05 (0,31) |

Noter: Se hovedteksten for en nærmere beskrivelse.

Tabel 1: Korrelationsanalyse af konjunkturkomponenter

Korrelationer vedr. konkurrenceevne

I dette afsnit laver vi korrelationer mellem et udvalg af variable, som forekommer særlig vigtige for den del af ADAMs crowding out mekanisme, som går gennem dansk konkurrenceevne. Tilpasningen i ADAM går - i store træk - gennem følgende endogene mekanisme; fra arbejdsløshed til løn og priser, fra løn og priser til den reale valutakurs, fra den reale valutakurs til udenrigshandel og fra udenrigshandel tilbage til arbejdsløshed.

Vi har korreleret gabet i den reale valutakurs baseret på lønninger - vores mål for danske konkurrenceevne - med gabet i arbejdsløsheden, eksporten, industrieksporten og den danske industrieksports verdensmarkedsandel. Korrelationerne er konstrueret på samme måde som i sidste afsnit, og resultaterne ses i tabel 2.

I række 2 ses, at den reale valutakurs er ganske træg de første par år, hvilket tyder på, at ændringer i dansk konkurrenceevne sker over længere perioder og tager tid. Korrelationen mellem gabet i den reale valutakurs og arbejdsløsheden viser, at konjunktoren i arbejdsløsheden lagges konjunktoren i den reale valutakurs signifikant og med positivt fortegn. Det betyder, at når den reale valutakurs apprecierer (stiger), er der en tendens til, at arbejdsløsheden stiger efter 1 til 2 år. Vi forventer, at sammenhængen går gennem et fald i dansk konkurrenceevne.

Gabet i eksporten lagges konjunktoren i den reale valutakurs negativt med omtrent 1 til 2 kvartaler, hvilket vi tolker som, at en depreciering af den reale valutakurs fremmer eksporten. Hvis eksporten erstattes af industrieksporten, bliver sammenhængen kraftigere og mere signifikant. Det tyder på, at særligt industrieksporten er en konkurrenceevnefølsom komponent i dansk eksport. Det er lidt overraskende, at udviklingen i eksportmålene ikke er mere konjunkturforskudt ift. den reale valutakurs, da pristrægheder pga. handelsaftaler eller -kontrakter gør det sværere, for eksporten at reagere indenfor 1 eller 2 kvartaler.

Konjunkturgabene i markedsandelen og den reale valutakurs samvarierer, men de to gab stiger og falder omtrent samtidig. Den negative og signifikante relation er forventet, om end lagstrukturen virker lav.

Ud fra korrelationerne kan ovenfor beskrevne ADAM-mekanisme ses i data, eftersom gabet i den reale valutakurs først driver eksportkomponenterne og dernæst driver arbejdsløsheden.

| Kor(GREV(t),Gab af x(t+i)) | i=-12 | i=-8 | i=-4 | i=-2 | i=-1 | i=0 | i=1 | i=2 | i=4 | i=8 | i=12 |
|---------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Reale valutakurs | -0,06 (0,99) | 0,05 (1,73) | 0,43 (4,88) | 0,73 (11,43) | 0,89 (21,75) | 1 (-) | 0,89 (22,28) | 0,75 (12,22) | 0,45 (5,12) | 0,13 (0,37) | 0,07 (1,37) |
| Arbejdsløshed | -0,00 (0,11) | -0,03 (1,06) | -0,16 (1,59) | -0,23 (1,69) | -0,22 (1,48) | -0,18 (0,98) | -0,12 (0,29) | 0,05 (0,45) | 0,09 (1,98) | 0,17 (2,76) | 0,14 (1,62) |
| Eksport | 0,05 (0,48) | 0,02 (0,67) | -0,11 (0,64) | -0,17 (1,63) | -0,22 (2,2) | -0,25 (2,59) | -0,27 (2,61) | -0,21 (2,09) | -0,11 (1,21) | 0,06 (0,60) | 0,07 (0,89) |
| Industrieksport | 0,10 (0,14) | -0,07 (0,12) | -0,23 (1,32) | -0,29 (2,75) | -0,39 (4,04) | -0,44 (5,22) | -0,49 (5,83) | -0,46 (5,47) | -0,33 (4,05) | -0,16 (1,21) | -0,17 (1,07) |
| Industrieksportens markedsandel | 0,00 (1,94) | -0,10 (1,57) | -0,39 (3,58) | -0,49 (4,93) | -0,53 (5,23) | -0,51 (5,19) | -0,50 (5,02) | -0,46 (4,73) | -0,37 (4,02) | -0,29 (2,43) | -0,05 (0,15) |

Noter: Se hovedteksten for en nærmere beskrivelse.

Tabel 2: Korrelationsanalyse vedr. konkurrenceevne

3 Rullende korrelationer; løn og arbejdsløshed

I ADAM er tilpasningstiden i høj grad bestemt af samspillet mellem arbejdsløshed, løn, priser og udenrigshandel. I dette afsnit ses der nærmere på stabiliteten af den første relation; samspillet mellem arbejdsløshed og løn/priser. Det lønmål, som vi bruger, er timelønnen i industrien, som er antaget at være repræsentativ for lønudviklingen i Danmark, hvilket er i overensstemmelse med ADAMs, Monas og SMECs lønvariabel. Til at vurdere hvor stabil sammenhængen mellem arbejdsløshed, løn- og prisudvikling er over tid, laves rullende korrelationer fra 1. kvartal 1989 til 1. kvartal 2009. Korrelationerne er beregnet over 6 år.

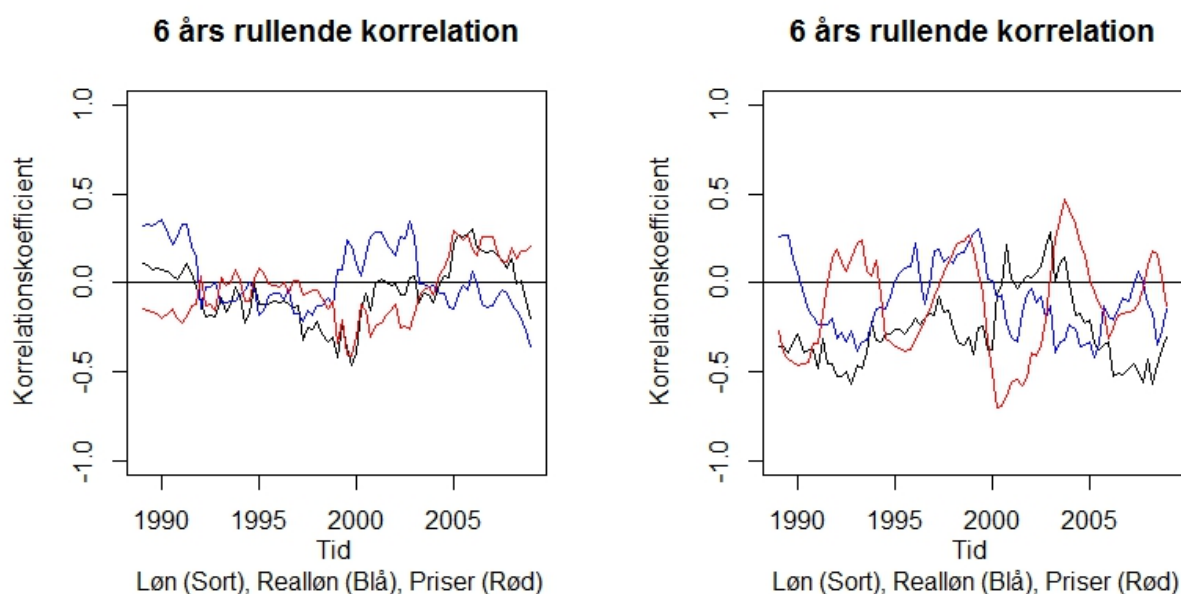
Figur 1 viser den rullende korrelation mellem den procentvise ændring i løn, realløn og priser overfor ændringen i arbejdsløsheden og arbejdsløshedsgabet.

For alle korrelationerne gælder, at de svinger kraftigt over tid, og at de i nogle perioder er positive og i andre negative. Alle korrelationer, som er beregnet med lønnen overfor et af målene for arbejdsløsheden, er mere stabile og negative end korrelationerne beregnet med realløn eller priser. Angående lønnes korrelation ser vi den svageste negative samvariation mellem lønændringen og ændringen arbejdsløsheden, og den stærkeste negative korrelation mellem lønændringen og arbejdsløsgabet.

Figur 2 viser korrelationen mellem den årlige procentvise ændring i løn, realløn og priser overfor 5 kvartalers lagget arbejdsløsgab og arbejdsløshedsgabets årsgennem-

$$(A) \text{Kor}(\Delta \log(x_t), \Delta \log(UR_{t-1}))$$

$$(B) \text{Kor}(\Delta \log(x_t), \text{Gab}(UR_{t-1}))$$



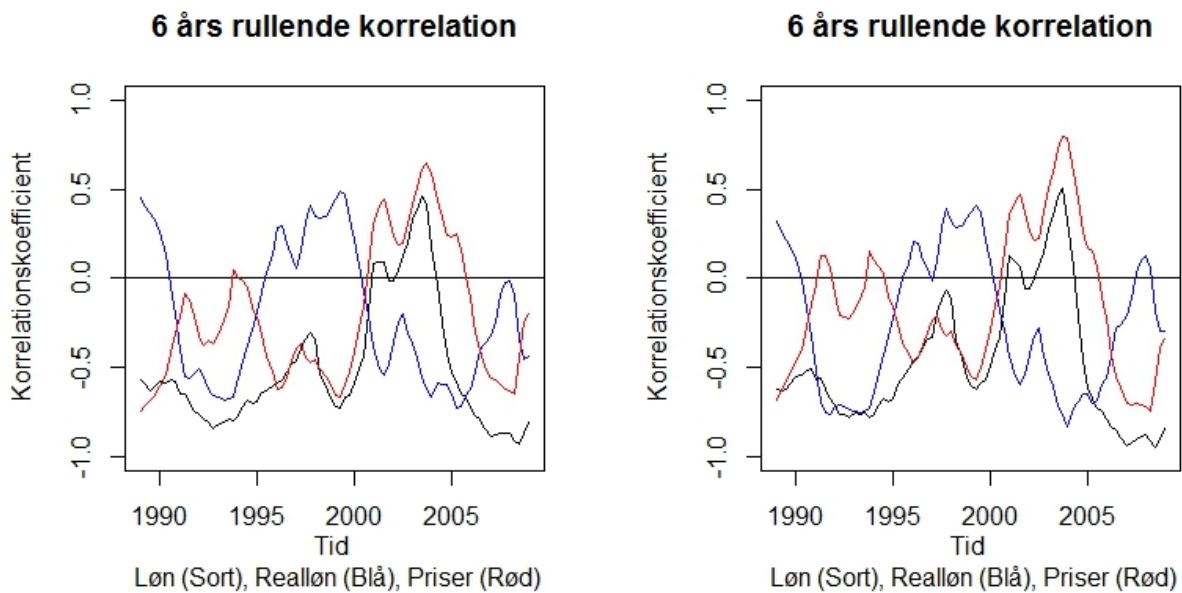
Figur 1: Rullende korrelationer

snit lagget 5 kvartaler. Sidstnævnte korrelation benytter data, som er konstrueret til at minde om ADAMs årsvariable. Det ses igen, at der opnås en klart stærkere negativ korrelation ved at bruge ændringen i den rene lønserie frem for realløn og priser. Desuden er korrelationskoefficienterne igen både negative og positive, om end mere negative end korrelationerne i figur 1. Om man korrelerer den årlige løninflation med arbejdsløshedsgabet lagget 5 kvartaler eller med arbejdsløshedsgabets årsgennemsnit lagget 5 kvartaler, ser ikke ud til at have stor betydning, hverken for stabiliteten eller styrken af korrelationen.

Vi forsøgte, at udvide korrelationsvinduerne så de blev 8 år; figurerne kan ses i appendiks B. Det ændrede ikke ved de overordnede konklusioner, men korrelationerne blev en anelse mere negative for både løn, realløn og priser.

(D) $Kor(\Delta^4 \log(x_t), GUR_{t-5})$

(E) $Kor(\Delta^4 \log(x_t), GUR_{t-5}^{\text{Årsgeom.}})$



Figur 2: Rullende korrelationer

4 Phillipskurve regressioner

I dette afsnit estimeres Phillipkurver, hvor vi bruger løn, $\ln a$, og ikke priser som forklaret variabel. Lønnen er givet ved timelønnen i industrien. Formålet er at undersøge, hvilken indflydelse det har på estimationsresultatet af en Phillipskurve, hvis trenden i lønstigningen og arbejdsløsheden fjernes. Trenden er fittet med et HP-filter som beskrevet i afsnit 2. Følgende dynamiske model estimeres:

$$Inflation_t = \beta_0 + \sum_i \beta_i Inflation_{t-i} + \sum_j \beta_j Arbejdsloshed_{t-j} + \epsilon_t \quad (1)$$

I (1) er $Inflation$ og $Arbejdsloshed$ serier af hhv. løninflation og arbejdsløshed, og ϵ_t er et fejllid. De laggede inflationsvariable kan fortolkes som et forventningsudtryk, hvor forventningen er baseret på forrige perioders inflation, dvs. den er adaptiv.

I estimationerne er der benyttet følgende inflationsmål; den procentvise løninflation over et kvartal, løngabet, og løninflationsgabet, jf. formelangivelserne i række

1, tabel 4. Som mål for arbejdsløsheden bruges differensen i arbejdsløsheden eller arbejdsløshedsgabet. Som det fremgår af tabel 3 nedenfor, er den faktiske arbejdsløshed, UR , tydeligvis ikke stationær og lader til at være integreret af første orden. Generelt er alle serierne gjort stationære inden estimation, på nær den procentvise ændring i trenden af lønnen, som i en af estimationerne bruges som proxy for den forventede ligevægtsinflation, jf. Dickey-Fuller (DF) testene i tabel 3. Vi bemærker, at resultaterne af DF-testene kan være følsomme overfor strukturelle brud, som vi ikke har taget højde for.

| Variabel | Deterministiske led | Lags | Testværdi | Kritisk værdi (5-procent) |
|---|---------------------|------|-----------|---------------------------|
| $\log(LNA)$ | Trend, Konstant | 2 | -3.1 | -3.43 |
| $\Delta \log(LNA)$ | Konstant | 2 | -3.68 | -2.88 |
| $\log HP(LNA)$ | Trend, konstant | 8 | -1.77 | -3.43 |
| $\Delta \log HP(LNA)$ | Konstant | 8 | -2.44 | -2.88 |
| $\log(\frac{LNA}{HP(LNA)})$ | Konstant | 3 | -3.72 | -3.43 |
| $\log(\frac{LNA_t/LNA_{t-4}}{HP(LNA_t)/HP(LNA_{t-4})})$ | Konstant | 11 | -5.39 | -3.43 |
| UR | Konstant | 1 | -1.28 | -2.88 |
| ΔUR | Konstant | 1 | -3.71 | -2.88 |
| GUR | Konstant | 1 | -3.71 | -2.88 |

Notes: Kritiske værdier er fra Hamilton (1994) og Dickey and Fuller (1981).

Antal lags er bestemt af Bayes informations kriterie.

Dickey-Fuller testen tester: H_0 : Serien er ikke stationær.

Tabel 3: Stationaritetstests

Tabel 4 viser estimationsresultaterne for Phillipskurverne og de dertilhørende specifikations tests. Alle estimationer er lavet med data fra 1. kvartal 1983 til 1. kvartal 2009, og estimationsmetoden er OLS. I estimationerne er der inkluderet lags af den afhængige og de uafhængige variable, således at vi så vidt muligt undgår autokorrelation i fejlløbet. Der er testet for autokorrelation på 1. og 4. lag med en Breusch-Godfrey (BG-AR) test, og fejlløbet i de fleste af modellerne forekommer ikke korreleret gennem tid. Det bemærkes, at vi i estimationen i kolonne 6 må afvise hypotesen om ingen autokorrelation på 4. lag. Modellerne er også testet for heteroskedasticitet med en Breusch-Pagan (BG) test, og hypotesen om homoskedasticitet forkastes ikke på et 5 procents signifikansniveau i nogle tilfælde. I øvrigt er der inkluderet dummy-variable, som er lig 1, i perioder med særlig store residualer, indtil Jarque-Bera testen ikke afviser, at fejlløbet er normalfordelte. Det er derfor sandsynligt, at normalitetshypotesen blev afvist pga. outliers.

Resultater: Når løninflationen regresseres på ændringen i arbejdsløsheden, bliver koefficientestimatet positivt og ikke statistisk signifikant, jf. kolonne 2. Dvs. at vi ikke kan estimere noget, som minder om en simpel løn Phillipskurve ved at bruge en ren ændringsrelation.

Hvis man derimod estimerer med arbejdsløshedsgabet på højre side i ligning (1), får man en signifikant negativ sammenhæng, men udtrykket for forventet prisstigning er stadig ikke signifikant, jf. resultaterne i kolonne 3. Resultatet tyder på, at løninflationen ikke påvirkes af ændringen i arbejdsløsheden, men af konjunktoren i arbejdsløsheden. Desuden kan man forklare omtrent 8 procentpoint mere af en samlede variation i den kvartalsvise løninflation ved at bruge arbejdsløshedsgabet i stedet for arbejdsløshedsændringen, jf. differensen mellem fittene, R^2 , i kolonne 3 og 2.

Som et mål for forventningen til løninflationen er den laggede ændring i den HP-filerede lønserie inkluderet i regressionen fra kolonne 3; resultatet af estimationen ses i kolonne 4. Det fremgår, at koefficienten til arbejdsløshedsgabet også her er negativ og signifikant. Desuden indgår både den laggede løninflation og den filtrerede løninflation signifikant og den samlede koefficient er positiv og mindre end én, hvilket stemmer overens med hypotese om, at Phillipskurven er skrå i en økonomi med fastkursregime. T-testene ved estimationen med forventningsvariablen skal tolkes forsigtigt, pga. den potentielle nonstationaritet i forventningsvariablen som nævnt ovenfor.

Kolonne 5 og 6 viser estimationer, hvor lønserierne er filtrerede; i kolonne 5 er der estimeret på løngabet og i kolonne 6 på det årlige løninflationsgab. I ingen af regressionerne findes en signifikant sammenhæng med arbejdsløshedsgabet. Anvendelsen af løngabet som forklaret variabel passer ikke med en Phillipskurve tilgang. Sammenfattende peger estimationsresultaterne i tabel 4 på, at en simpel skrå Phillipskurve er at foretrække, og at konjunktoren i arbejdsløshedsgabet forklarer løninflationen bedst. I ADAM sammenhæng kan det tolkes som, at variable, som forklarer den strukturelle udvikling i arbejdsløsheden, er vigtige at medtage i lønrelationen, som pt. kun bruger dagpengenes kompensationsgrad til at beskrive den strukturelle udvikling i arbejdsløsheden, jf. ADAM (2012). Vi bemærker, at estimationsresultaterne præsenteret i kolonne 4 og 5 ikke afhænger af, om logaritmen til en serie blev taget før eller efter HP-filtreringen af en variabel.

| | Løninflation $\Delta\pi_t$ | Løninflation $\Delta\pi_t$ | Løninflation $\Delta\pi_t$ | Løngab $\Delta\pi_t$ | Løninflationsgab $\Delta\pi_t$ |
|--|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|---|
| | $\log(LNA_t/LNA_{t-1})$ | $\log(LNA_t/LNA_{t-1})$ | $\log(LNA_t/LNA_{t-1})$ | $\log(\frac{LNA_t}{HP(LNA_t)})$ | $\log(\frac{(LNA_t/LNA_{t-4})}{(HP(LNA_t)/HP(LNA_{t-4}))})$ |
| $\beta_0, \text{Konstant}$ | 0,01 (7,33) | 0,01 (11,33) | 0,01 (3,1) | 0,00 (1,40) | 0,00 (0,279) |
| $\beta_i, \Delta\pi_{t-1}$ | -0,06 (-0,71) | -0,08 (-0,97) | -0,29 (-3,42) | | |
| $\beta_i, \Delta\pi_{t-2}$ | 0,15 (1,9) | | | | |
| $\beta_j, \Delta UR_{t-1}$ | 0,13 (0,88) | | | | |
| $\beta_j, GUR_{t-1, (t-5)}$ forkolonne6. | | -0,09 (-2,59) | -0,13 (-3,64) | 0,09 (0,53) | -0,27 (-1,04) |
| $\beta_j, GUR_{t-2, (t-6)}$ forkolonne6. | | | | 0,04 (0,24) | 0,34 (1,35) |
| $\beta_i, \Delta HPLNA_{t-1}$ | | | 0,72 (4,25) | | |
| $\beta_i, \log(\frac{X_t}{HP(X_t)})_{t-1}$ | | | | 0,75 (8,39) | |
| $\beta_i, \log(\frac{X_t}{HP(X_t)})_{t-2}$ | | | | 0,16 (1,82) | |
| $\beta_i, \log(\frac{(X_t/X_{t-4})}{(HP(X_t)/HP(X_{t-4}))})_{t-1}$ | | | | | 0,69 (7,92) |
| $\beta_i, \log(\frac{(X_t/X_{t-4})}{(HP(X_t)/HP(X_{t-4}))})_{t-2}$ | | | | | 0,10 (1,1) |
| Dummier | 87:1, 87:2, 91:2 | 87:1,87:2,87:3,91:2 | 87:1, 87:2 | 86:4, 87:1,87:4 | 86:4, 87:1,87:4 |
| R^2 / Std. fejl | 0,42/0,004 | 0,50/0,004 | 0,48/0,004 | 0,89/0,004 | 0,75/0,006 |
| BG-AR(1)/BG-AR(4) (Autokorr.) | 0,76/0,32 | 0,50/0,64 | 0,60/0,87 | 0,63/0,76 | 0,87/0,02 |
| BP-test (Heteroske.) | 0,55 | 0,78 | 0,27 | 0,14 | 0,05 |
| JB-test (Normalitet) | 0,09 | 0,17 | 0,07 | 0,15 | 0,11 |
| Regressionsperiode | 1983:1-2009:1 | 1983:1-2009:1 | 1983:1-2009:1 | 1983:1-2009:1 | 1983:1-2009:1 |

Noter: Alle estimationer er lavet med OLS. Tallene i parenteser er t-værdier. For Breusch-Godfrey (BG-AR), Breusch-Pagan (BP) og Jarque-Bera (JB) testen er der angivet p-værdier.

Tabel 4: Regressionsresultater

5 Konklusion

I papiret blev det undersøgt, hvordan forskellige konjunkturkomponenter har samvarieret med konjunktoren målt ved arbejdsløsheden, og opmærksomheden blev særligt rettet mod stabiliteten og styrken i sammenhængen mellem arbejdsløshedsgabet og forskellige mål for udviklingen i løn, realløn og priser. Følgende konklusioner kan drages: (1) Sammenhængen mellem arbejdsløshed og løn, realløn og priser har varieret kraftigt over tid, men sammenhængen mellem lønstigning og arbejdsløshedsgabet har været mest konstant og negativ svarende til, at den grundlæggende Phillip-skurve bestemmer lønstigningen ud fra konjunkturgabet i arbejdsløsheden. (2) Sammenhængen fra arbejdsløshed til løn lader til at være bestemt af konjunkturgabet i arbejdsløsheden snarere end den faktiske arbejdsløshed. Den simple hypotese er, at den filtrerede arbejdsløshed repræsenterer den strukturelle arbejdsløshed, så gabet er et konjunkturgab, som lukkes i ligevægt.

Desuden kunne størstedelen af mønstrene i korrelationsanalysen forklares med en intuitiv makroøkonomisk tilgang eller gennem analysemetodens mangler.

I øvrigt finder vi en særlig kraftig og negativ sammenhæng mellem konjunktur-

gabet i danske konkurrenceevne og konjunkturgabene i dansk industrieksport og danske industrieksports markedsandel, hvilket stemmer overens med, at ADAMs crowding out mekanisme går gennem dansk konkurrenceevne.

6 Literaturliste

Abildgren, K., 2010, "Business cycles, monetary transmission and shocks to financial stability: empirical evidence from a new set of Danish quarterly national accounts 1948-2010", Danmarks Nationalbank, Working Paper nr. 71.

Danmarks Statistik, 2012. ADAM – en model af dansk økonomi. Temapublikation 2012:1, (ADAM-bogen).

Dickey, D. A. og Fuller, W. A., 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Journal of the American Statistical Association 74 (366): 427–431.

Hansen, F. Ø., 2005, "Samvariation i danske konjunkturcykler", Danmarks Nationalbank, Working Paper nr. 25.

Hamilton, J., 1994, "Times Series Analysis".

Hansen, F. og D. Knudsen, 2004, "Korrelationsmønstre i danske konjunkturcykler", Nationaløkonomisk Tidsskrift 142, 257-273.

Knudsen, D., 2003, "MONA - en kvartalsmodel af dansk økonomi", Danmarks Nationalbank.

Sørensen, P. B. og Whitta-Jacobsen, H. J., 2010, "Introducing Advanced Macroeconomics", McGraw Hill.

Wooldridge, J., 2006, "Introductory Econometrics - A modern approach", SOUTH-WESTERN CENGAGE Learning.

7 Appendiks A: Data

Tidsperiode: 1. kvartal 1978 til 4. kvartal 2011. Tidsperioden afhænger af metoden benyttet i afsnittene.

Monas Databank: Arbejdsløshed ($UL/(qp+qs+qo+UL)$), BNP (fY), det private forbrug (fCp), eksport (fE), import (fI), offentligt forbrug (fCO), offentlige investeringer (fIO), nom. BNP (Y), industrieksport ($feind$), marked fo industrieksport (feu).

offentlig overskud (Nom.) (tfo), indirekte skatter (Nom.) ($siaf$), B-skat (Nom.) ($ddsk$), A-skat (Nom.) ($askat$), priser (pcp), løn (lna).

Se evt. Mona (2003) for mere information.

Nationalbanken: Reale valutakurs baseret på lønninger.

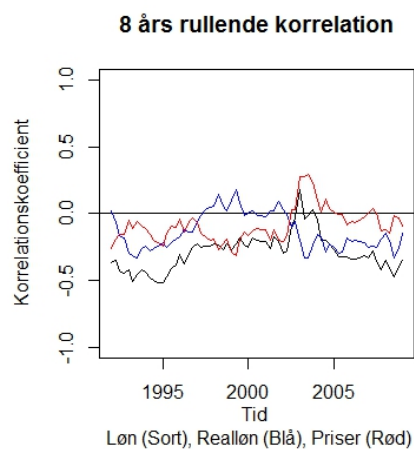
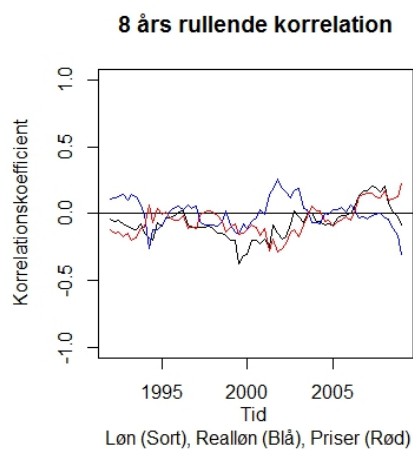
Area Wide Model database: BNP for euroarealet.

Federal Reserve bank of St. Louis: BNP for USA.

8 Appendiks B: Figurer

(E) $Kor(\Delta \log(x_t), \Delta \log(UR_{t-1}))$

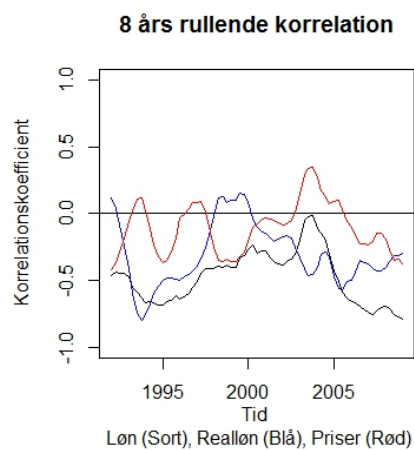
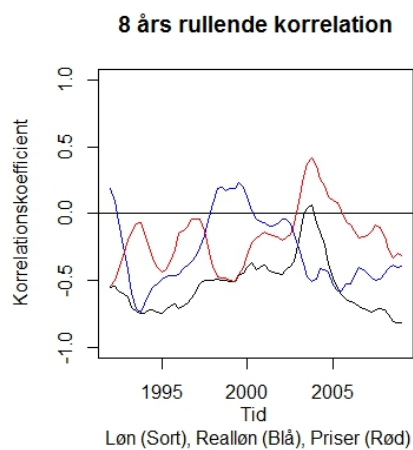
(F) $Kor(\Delta \log(x_t), Gab(UR_{t-1}))$



Figur B1: Rullende korrelasjoner

(G) $Kor(\Delta^4 \log(x_t), GUR_{t-5})$

(H) $Kor(\Delta^4 \log(x_t), GUR_{t-5}^{\text{Årsgnem.}})$



Figur B1: Rullende korrelasjoner