



DANMARKS
NATIONALBANK

DANMARKS NATIONALBANK
WORKING PAPERS
2005 • 25

Frank Øland Hansen

Danmarks Nationalbank, København

**Samvariation i danske
konjunkturcykler**

April 2005

The Working Papers of Danmarks Nationalbank describe research and development, often still ongoing, as a contribution to the professional debate.

The viewpoints and conclusions stated are the responsibility of the individual contributors, and do not necessarily reflect the views of Danmarks Nationalbank.

As a general rule, Working Papers are not translated, but are available in the original language used by the contributor.

Danmarks Nationalbank's Working Papers are published in PDF format at www.nationalbanken.dk. A free electronic subscription is also available at this Web site.

The subscriber receives an e-mail notification whenever a new Working Paper is published.

Please direct any enquiries to
Danmarks Nationalbank, Information Desk, Havnegade 5, DK-1093 Copenhagen K
Denmark
Tel.: +45 33 63 70 00 (direct) or +45 33 63 63 63
Fax : +45 33 63 71 03
E-mail: info@nationalbanken.dk

Nationalbankens Working Papers beskriver forsknings- og udviklingsarbejde, ofte af foreløbig karakter, med henblik på at bidrage til en faglig debat.

Synspunkter og konklusioner står for forfatterens regning og er derfor ikke nødvendigvis udtryk for Nationalbankens holdninger.

Working Papers vil som regel ikke blive oversat, men vil kun foreligge på det sprog, forfatterne har brugt.

Danmarks Nationalbanks Working Papers er tilgængelige på Internettet www.nationalbanken.dk i pdf-format. På webstedet er det muligt at oprette et gratis elektronisk abonnement, der leverer en e-mail notifikation ved enhver udgivelse af et Working Paper.

Henvendelser kan rettes til :
Danmarks Nationalbank, Informationssektionen, Havnegade 5, 1093 København K.
Telefon: 33 63 70 00 (direkte) eller 33 63 63 63
E-mail: info@nationalbanken.dk

Det er tilladt at kopiere fra Nationalbankens Working Papers - såvel elektronisk som i papirform - forudsat, at Danmarks Nationalbank udtrykkeligt anføres som kilde. Det er ikke tilladt at ændre eller forvanske indholdet.

ISSN (trykt/print) 1602-1185

ISSN (online) 1602-1193

Samvariation i danske konjunkturcykler*

Frank Øland Hansen**

Danmarks Nationalbank

April 2005

Abstract

Danish business cycles from 1974 to 2000 are studied. The HP-filter and the Baxter-king filter are applied and several empirical regularities are identified: Consumption tends to lead the business cycle while investment, especially construction, follows with a lag. Export does not covariate systematically with activity, but high activity is followed by a low market share, indicating a domestic capacity effect. Prices are in general found to be counter cyclical, reflecting i.a. a long lag in the price impact of demand shocks. Demand shocks seem to impact prices mainly via the labour market rather than pulling prices directly. It is also established that real interest rates based on realised inflation have little co-variation with activity and it is suggested to use a real interest rate based on filtered inflation instead. Rolling 10-year sample periods are used to check all results for robustness over time.

Resume

Danske konjunkturcykler studeres for perioden 1974-2000. HP-filteret og Baxter-King filteret anvendes, og der findes en række empiriske sammenhænge. Forbruget har tendens til at bevæge sig tidligt i konjunkturcyklen, mens investeringerne, især byggeriet, følger senere. Eksporten samvarierer ikke systematisk med aktivitetsudviklingen, men høj aktivitet efterfølges af forholdsvis lav markedsandel, hvilket udlægges som tegn på en indenlandsk kapacitetseffekt. Priserne er generelt modcykliske, hvilket bl.a. afspejler en tydelig træghed i prisreaktionen på efterspørgselsstød. Desuden findes, at realrenten baseret på faktisk inflation kun samvarierer lidt med aktiviteten, og det foreslås at anvende en realrente baseret på filtreret inflation. Resultaternes robusthed over tid undersøges ved at se på rullende 10-årsperioder. Fremstillingen supplerer en artikel i Nationaløkonomisk Tidsskrift 2004 om korrelationsmønstre i danske konjunkturcykler.

* Tak til kollegaer i Økonomisk Afdeling, Danmarks Nationalbank for nyttige kommentarer og assistance. Vurderinger og eventuelle fejl er alene forfatterens ansvar.

** E-mail: frank.hansen@cec.eu.int

1 Indledning

Interessen for såkaldte "stylized business cycle facts" fik en genopblomstring med Kydland og Prescotts (1990) artikel om amerikanske konjunkturcykler. De argumenterede for, at den økonometriske metode, som Koopmans (1947) havde knæsat, var blevet en spændetrøje. Kravet om at have en estimerbar relation medførte, efter Kydland og Prescotts mening, at man så for lidt på data. De foreslog at anvende HP-fileret til at udskille et glat trendmæssigt forløb fra dataserierne, og derefter studere korrelationsmønstret for de tilbageværende cykliske komponenter. Dermed koncentrerer analysen om de konjunkturmæssige sammenhænge i data. Denne analysemetode er efterfølgende anvendt af mange, fx Backus og Kehoe (1992), der udvidede Kydland og Prescotts analyse ved at se på konjunkturcykler på tværs af lande, og Stock og Watson (1999), i en oversigtsartikel i "Handbook of Macroeconomics". Kydland og Prescotts metode er også blevet anvendt til at se på danske konjunkturcykler, senest i en lærebog af Sørensen og Whitta-Jacobsen (2005).

Målet med dette arbejdsrapport er ikke at argumentere for den ene eller anden tilgang, men at præsentere nogle resultater af filtrering på et dansk datasæt, nærmere bestemt Mona-modellens databank. Arbejdsrapporten knytter sig til en artikel i Nationaløkonomisk Tidsskrift (NØT) af Hansen og Knudsen (2004).

I nærværende papir belyses artiklens hovedkonklusioner ved at fremlægge en række supplerende resultater. Valget af filtreringsmåde, herunder længden af de danske konjunkturcykler, diskuteres, og resultaterne af andre filtreringsmåder end artiklens fremlægges. Dels anvendes et HP-filter med større dæmpningsfaktor, da data tyder på relativt lange konjunkturcykler siden starten af 1980'erne. Dels anvendes Baxter-King filtrering, hvor man ikke alene filtrerer trenden væk men også fjerner helt korte sving. Dermed bliver de cykliske komponenter glattere, og nogle korrelationer bliver nemmere at anskueliggøre i en figur. Desuden belyses robustheden af de fundne korrelationer. Det gøres dels ved at beregne korrelationerne for den mere homogene periode med start i 1982, hvor fastkurspolitikken blev indført, og dels ved at opstille rullende 10-års perioder.

De omtalte supplerende og uddybende beregninger laves principielt for samme variable som i NØT-artiklen, idet dog prisstigninger år/år, herunder den indenlandske markedsbestemte inflation, inddrages, mens artiklen fokuserer på prisniveauer.¹ Den indenlandske markedsbestemte inflation, IMI, findes opgjort i Nationalbankens Kvartalsoversigt. IMI angiver år/år stigningen i nettoprisindekset ekskl. pris-komponenter, der ikke bestemmes markeds-mæssigt i Danmark herunder energi- og import pris.

¹ Alle beregninger er foretaget i Aremos v. 2.3. De anvendte procedurer kan rekvireres fra forfatteren.

Endelig behandler nærværende papir spørgsmålet om filtrering af prisstigning til brug for opgørelse af realrenten. Emnet hører naturligt med ved en vurdering af det konjunkturmæssige samspil mellem aktivitet og prisdannelse, men det blev især af pladshensyn ikke taget op i artiklen i NØT.

Det ser ud til, at realrenten baseret på faktisk inflation kun samvarierer lidt med aktiviteten, og det foreslås, at der i stedet anvendes en realrente baseret på filtreret inflation til at udtrykke inflationsforventninger, hvorved der opnås en tydelig negativ korrelation med efterfølgende aktivitet.

Artiklen er struktureret således: I afsnit 2 diskuteres valg af filtre til anvendelse på danske data. I afsnit 3 præsenteres resultater for samvariationen mellem BNP og komponenter i forsyningsbalancen, og der fortsættes i afsnit 4 med priser, løn og profitkvote. Afsnit 5 undersøger samspillet mellem ledighed, løn og priser, mens der i afsnit 6 anvendes et udtryk for inflationsforventninger til at vurdere realrentens betydning for aktiviteten. Afsnit 7 er en kort afrunding, hvor centrale resultater opsummeres.

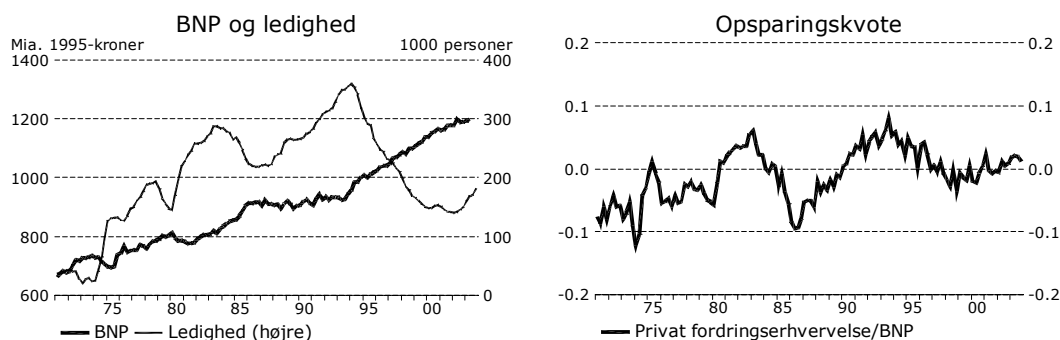
2 Filtrering på danske data

Konjunkturbevægelser har fælles træk omkring forløbet i output og ledighed, men der er også forskelle. Alle konjunkturbevægelser er fx ikke lige omfattende eller lige langvarige, jf. fx den omhyggelige diskussion af amerikanske cykler i Burns og Mitchell (1946). Forskellene er med til at introducere usikkerhed i målingen af konjunkturcykler, herunder opgørelsen af cyklernes længde.

I Danmark synes den økonomiske udvikling de seneste 30 år karakteriseret ved forholdsvis lange konjunkturcykler.² BNP-væksten synes at have haft et forløb med bund i midten af 1970erne, starten af 1980erne og starten af 1990erne. Man kan også se på ledighed og privat opsparingssaldo, der er stationære, så det er lettere at læse konjunkturcyklerne i de rå serier, jf. figur 1. Både ledighed og privat opsparingssaldo peger på en bund omkring 1982 og dernæst i 1993, samt en top omkring 1985 og igen tidligst i slutningen af 1990erne. Billedet af disse vendepunkter virker klart. Vi kan derfor vælge at opfatte perioden som præget af relativt lange konjunkturcykler, hvis længde eventuelt kan relateres til en langvarig tilpasning af økonomien oven på omlægninger i den økonomiske politik.

² Amerikanske konjunkturcykler har haft en gennemsnitlig længde på 6,2 år siden 1970, og siden den første datering i 1854 har gennemsnitslængden været på blot 4,7 år ifølge NBER, jf. nber.org/cycles.

Figur 1: Danske konjunkturcykler



De lange cykler i fx arbejdsløsheden taler for, at opdeling i trend og cyklisk komponent bør ske ved at benytte et filter, der placerer nogle tilsvarende lange bevægelser i den cykliske komponent. Her anvendes HP-filteret, jf. Hodrick og Prescott (1980, 1997), der minimerer udtrykket:

$$\sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2,$$

$$\text{s.t. } y_t = c_t + g_t$$

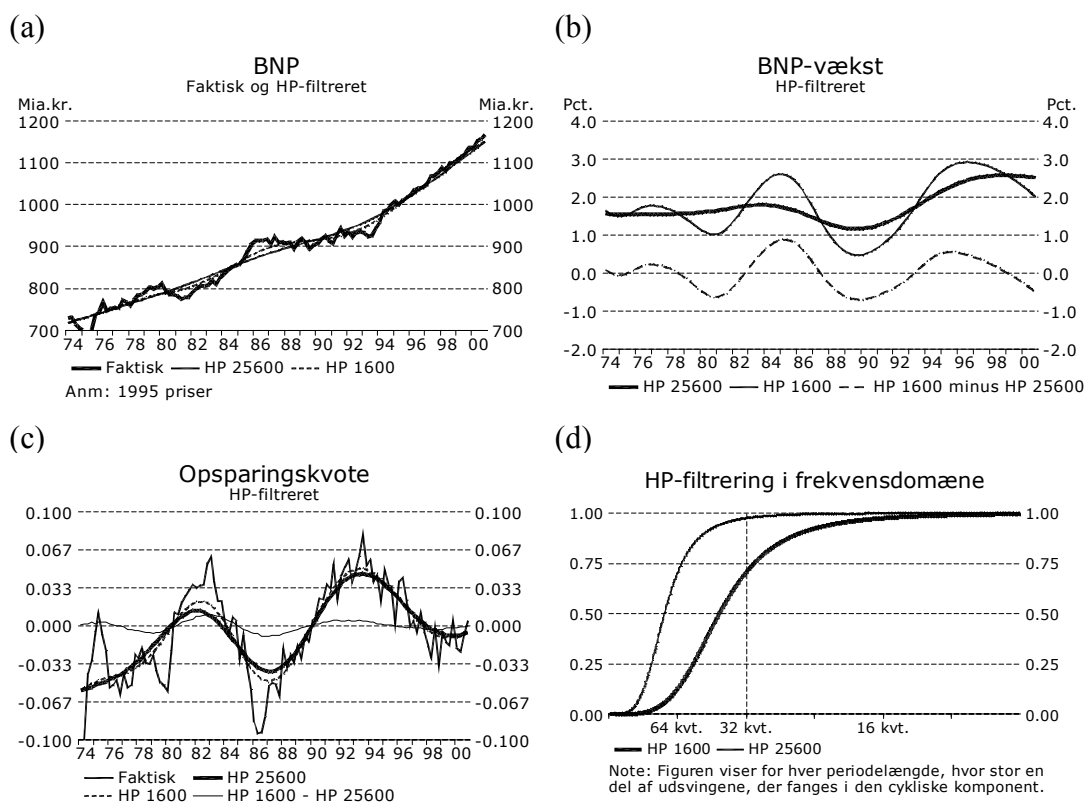
hvor y_t angiver værdien for den ufiltrerede serie til tid $t=1, 2, \dots, T$, c_t er den cykliske komponent, og g_t er trenden, så $(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})$ er skift i trendens vækstrate. En højere værdi for parameteren λ betyder, at skift i trendens vækstrate straffes hårdere, så færre højfrekvente svingninger kommer med i trenden, og flere lavfrekvente svingninger kommer med i den cykliske komponent. Det får trenden til at svinge mindre.³ Hvilket λ der skal anvendes, bør principielt afgøres af data og formål. Når konjunkturcykler undersøges, har det været standard at benytte $\lambda = 1600$ for kvartalsdata, mens der ofte anvendes $\lambda = 100$ for årlige data. Ravn og Uhlig (2002) har imidlertid vist, at ved frekvensskifte skal λ ændres med frekvensskiftet i fjerde potens. $\lambda = 100$ for årlige data svarer altså til $\lambda = 100 \cdot 4^4 = 25600$ for kvartalsdata.

For dansk BNP i faste priser giver det et lidt andet forløb, hvis den træge filtrering med $\lambda = 25600$ anvendes i stedet for ovennævnte standardfiltrering for kvartalsdata, jf. figur 2a. Den træge filtrering fanger et skift i trenden i løbet af 1990'erne, men har ellers en forholdsvis jævn stigningstakt. Den normale filtrering lægger derudover udsving med en frekvens på 6 til 10 år i trenden, jf. figur 2b. Disse sving ligner

³ For $\lambda \rightarrow \infty$ svarer den filtrerede series trend til en OLS estimeret lineær trend, mens trenden følger den oprindelige serie hvis $\lambda = 0$.

konjunkturudsving, som netop ikke burde fjernes fra den cykliske komponent. Vi kan supplere med at se på opsparingskvoten, der er stationær, så der ikke er en voksende trend at filtrere bort. Det kan give et mere rent billede af hvilke udsving, der fjernes fra den cykliske komponent. Med begge λ bortfiltreres en stor del af udsvingene fra den cykliske komponent, og mest bortfiltreres med $\lambda = 1600$, jf. figur 2c. Forskellen mellem $\lambda = 1600$ og $\lambda = 25600$ kan også ses i frekvensdomænet, jf. figur 2d, hvor det ses, at $\lambda = 25600$ sikrer, at konjunkturcykler med en længde op til 8 år medtages helt i den cykliske komponent, mens en del fjernes fra den cykliske komponent og fanges i trenden ved anvendelse af $\lambda = 1600$.

Figur 2: HP-Filtrering med $\lambda = 1600$ og $\lambda = 25600$



I det følgende vises de cykliske komponenters samvariation baseret på HP-filtrering med $\lambda = 25600$. Samvariationer baseret på filtrering med $\lambda = 1600$ på samme datamateriale kan ses i Hansen og Knudsen (2004). I de fleste tilfælde giver de to valg af λ samme type korrelationsmønstre, men med lidt større korrelationskoefficienter her end i NØT-artiklen. Resultaterne er altså rimelig robuste over for valg af λ .

Når λ er sat til 25600 i stedet for 1600, bliver de cykliske komponenter større, idet en større del af seriernes bevægelser kommer med i de cykliske komponenter. Når korrelationskoefficienterne samtidig bliver større, men i øvrigt bevarer deres mønster, synes det at bekræfte, at de længere sving, der kommer med i de cykliske komponenter, når λ er høj, fungerer på samme måde som de kortere sving, der normalt opfattes som konjunkturbestemte. Det skal understreges, at en series opdeling i cykel og trend kræver nogle antagelser. Man kan ikke frit estimere, hvad opdelingen bør være.

Filtrering kan påvirke stylized facts. Det er netop ideen med at anvende et filter, at man kan få et andet og måske klarere billede af data. Filtrering er imidlertid kritiseret for at give en ikke-teoribaseret bestemmelse af den cykliske komponent og for at give stiliserede facts, der afhænger af valget af filtreringsmetode. Canova (1998) viser, hvordan forskellige filtreringsmetoder giver forskellige stiliserede facts.⁴ Det gør ikke filtrering uanvendeligt, men det understreger, at det er vigtigt at forholde sig til, hvilke komponenter et givet filter udvælger. King og Rebelo (1993) viser, at HP-filtrering fjerner væsentlige elementer, der traditionelt har været betragtet som konjunkturcykliske, fra den cykliske komponent. De evaluerer HP-filtrering baseret på $\lambda = 1600$, så hvis problemet er, at der fjernes for meget fra den cykliske komponent, kan filtrering med $\lambda = 25600$ være at foretrække. Harvey og Jaeger (1993), Cogley og Nason (1995) samt Benati (2001) kritiserer HP-filteret for at kunne generere falske cykler i ikke stationære serier med forholdsvis få observationer.⁵ Christiano og Fitzgerald (2003) foreslår et random-walk filter, men konstaterer samtidig, at deres resultater peger på, at HP-filteret kan anvendes til at udskille konjunkturcykler og højfrekvente komponenter fra kvartalsdata. Ved vurdering af aktuelle data har HP-filteret et endepunktsproblem, idet trenden nær endepunktet i høj grad bestemmes af den faktiske værdi i endepunktet.⁶ Her er omdrejningspunktet ikke den aktuelle konjunktursituation, og endepunktsproblemet afhjælpes derfor ved efter filtrering at fjerne de første og sidste 12 observationer.

HP-filteret kan ses som et high-pass filter, der lader svingninger over en given frekvens indgå i den cykliske komponent. Givet at fokus her er på konjunkturrelle udsving, kan det imidlertid være en ide også at rense for højfrekvent støj. Hertil kan anvendes et band-pass filter som Baxter-King filteret, der tilstræber

⁴ Canova finder, at både HP-filteret og et frekvensdomæne-filter mfl. resulterer i cykler, der tilnærmelsesvist reproducerer NBERs datering af konjunkturcykler for USA. Frekvensdomæne-filteret har stor set samme egenskaber som Baxter-King filteret. En række andre filtreringsmetoder resulterer i lange eller meget korte cykler, der ikke stemmer overens med NBERs datering.

⁵ Se Bouthevillain et al (2001) side 21.

⁶ Orphanides og Norden (2002) finder, at de fleste detrending-metoder giver upålidelige end-of-sample estimater af trend og cyklisk komponent.

at lade et bånd af frekvenser medgå i den cykliske komponent. Det er umuligt at isolere det ønskede bånd af frekvenser fuldstændigt, medmindre serien er uendelig lang, men Baxter og King (1999) finder, at de ved anvendelse af et endeligt symmetrisk glidende gennemsnit og 12 observationer på hver side kan opnå gode resultater. For kvartalsdata kræver det 3 års data på hver side, svarende til de observationer der smides væk i start og slut for at undgå endepunktsproblemer med HP-filtreret. Korrelationsberegningerne med de to filtre kan således baseres på samme historiske periode. Baxter-King filteret kan i øvrigt approksimeres ved at anvende HP-filtreret to gange med forskellige værdier for λ , så man først fjerner trenden og dernæst den højfrekvente støj. Resultatet af Baxter-King filtreringen er en mere glat cyklisk komponent, som kan være lettere at vurdere. Normalt anvendes et Baxter-King filter, der afspejler, at NBER karakteriserer konjunkturcykler ved en varighed på 6 til 32 kvartaler. En øvre grænse på 32 kvartaler minder om HP-filtrering med $\lambda=1600$. Skulle Baxter-King filtreringen minde om HP-filtrering med $\lambda=25600$, måtte der anvendes en højere øvre grænse. Vi holder os her til standardvalget, BP(6, 32), der svarer til NBERs afgrænsning.

3 Samvariation mellem BNP og komponenter i forsyningsbalancen

Vi ser på, hvordan de økonomiske variable bevæger sig igennem konjunkturcyklen i forhold til hinanden. Det kan gøres ved at se på korrelationer mellem de forskellige variables cykliske komponenter leaded og lagget. Korrelationer mellem filtreret BNP og forskellige variable leaded og lagget med 1, 2, 4 og 8 kvartaler er vist i tabel 1.⁷ Tabellens øverste linjer vedrører forsyningsbalancen og behandles i dette afsnit, mens resten af tabellen, der vedrører løn og priser mm., behandles i næste afsnit. For hver variabel er øverst angivet korrelationer baseret på HP-filtrering og derunder tilsvarende resultater baseret på Baxter-King filtrering. Tal i parentes angiver standardafvigelse. Opstillingen i tabellen følger Kydland og Prescott (1990).

Tabellens to første linjer viser blot, at konjunkturcykler er træge, så den cykliske komponent i BNP er klart korreleret med sig selv over et par kvartaler. Autokorrelationen er lidt større end i den tilsvarende tabel 1 i artiklen i NØT, svarende til at den cykliske komponent for BNP er lidt større og trægere ved filtrering med $\lambda=25600$ end med $\lambda=1600$. Desuden fremgår det, at autokorrelationen med kvartalet før og efter er højest for Baxter-King filtreret BNP, hvilket er naturligt, da dette filter fjerner de helt korte udsving fra den cykliske komponent.

⁷ BNP og efterspørgselskomponenter er i faste priser og logaritmetransformeret.

Tabel 1: Samvariation mellem BNP og andre økonomiske variable for 1974-2000

Korrelation mellem BNP-cykel og variable X med datering		Lag8	Lag4	Lag2	Lag1	0	Led1	Led2	Led4	Led8
X er cyklisk komponent i:		Korrelationskoefficient								
BNP:	<i>HP</i>	0,01 (0,10)	0,37 (0,09)	0,68 (0,07)	0,83 (0,05)	1,00 (0,00)	0,83 (0,05)	0,68 (0,07)	0,37 (0,09)	0,01 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,14 (0,10)	0,05 (0,10)	0,62 (0,08)	0,90 (0,04)	1,00 (0,00)	0,90 (0,04)	0,62 (0,08)	0,05 (0,10)	-0,14 (0,10)
Privat forbrug	<i>HP</i>	0,17 (0,10)	0,48 (0,09)	0,72 (0,07)	0,81 (0,06)	0,80 (0,06)	0,61 (0,08)	0,48 (0,09)	0,23 (0,10)	-0,09 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,02 (0,10)	0,23 (0,10)	0,73 (0,07)	0,86 (0,05)	0,82 (0,06)	0,61 (0,08)	0,33 (0,09)	-0,08 (0,10)	-0,15 (0,10)
Erhvervsinv.:	<i>HP</i>	0,03 (0,10)	0,22 (0,10)	0,54 (0,08)	0,68 (0,07)	0,78 (0,06)	0,73 (0,07)	0,65 (0,07)	0,37 (0,09)	0,07 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,04 (0,10)	-0,07 (0,10)	0,45 (0,09)	0,71 (0,07)	0,84 (0,05)	0,79 (0,06)	0,57 (0,08)	0,06 (0,10)	-0,20 (0,10)
- Byggeri:	<i>HP</i>	-0,10 (0,10)	0,17 (0,10)	0,34 (0,09)	0,46 (0,09)	0,61 (0,08)	0,71 (0,07)	0,74 (0,07)	0,65 (0,08)	0,28 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,05 (0,10)	-0,10 (0,10)	0,07 (0,10)	0,25 (0,09)	0,45 (0,09)	0,60 (0,08)	0,66 (0,07)	0,48 (0,09)	0,00 (0,10)
- Maskiner:	<i>HP</i>	0,09 (0,10)	0,21 (0,10)	0,53 (0,08)	0,65 (0,07)	0,70 (0,07)	0,59 (0,08)	0,48 (0,09)	0,16 (0,10)	-0,06 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,02 (0,10)	-0,03 (0,10)	0,50 (0,08)	0,74 (0,07)	0,81 (0,06)	0,67 (0,07)	0,39 (0,09)	-0,14 (0,10)	-0,24 (0,10)
Eksport:	<i>HP</i>	-0,36 (0,09)	-0,45 (0,09)	-0,32 (0,09)	-0,26 (0,09)	-0,12 (0,10)	-0,16 (0,10)	-0,12 (0,10)	-0,13 (0,10)	0,09 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,28 (0,10)	-0,35 (0,09)	-0,11 (0,10)	0,04 (0,10)	0,13 (0,10)	0,12 (0,10)	0,07 (0,10)	-0,08 (0,10)	-0,09 (0,10)
Import:	<i>HP</i>	-0,11 (0,10)	0,14 (0,10)	0,56 (0,08)	0,68 (0,07)	0,73 (0,07)	0,61 (0,08)	0,45 (0,09)	0,21 (0,10)	0,13 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,13 (0,10)	-0,03 (0,10)	0,59 (0,08)	0,79 (0,06)	0,80 (0,06)	0,61 (0,08)	0,30 (0,09)	-0,20 (0,10)	-0,13 (0,10)
Nettoeksport:	<i>HP</i>	-0,12 (0,10)	-0,37 (0,09)	-0,63 (0,08)	-0,72 (0,07)	-0,68 (0,07)	-0,62 (0,08)	-0,46 (0,09)	-0,28 (0,09)	-0,07 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,05 (0,10)	-0,14 (0,10)	-0,57 (0,08)	-0,68 (0,07)	-0,64 (0,07)	-0,48 (0,09)	-0,24 (0,10)	0,12 (0,10)	0,04 (0,10)
Ledighed, pers.:	<i>HP</i>	0,23 (0,10)	0,21 (0,10)	-0,20 (0,10)	-0,42 (0,09)	-0,56 (0,08)	-0,66 (0,07)	-0,65 (0,07)	-0,56 (0,08)	-0,45 (0,09)
	<i>Baxter-King</i>	0,20 (0,10)	0,39 (0,09)	-0,16 (0,10)	-0,48 (0,09)	-0,69 (0,07)	-0,75 (0,06)	-0,65 (0,07)	-0,32 (0,09)	-0,15 (0,10)
Prisstigning, forbrugsdeflator:	<i>HP</i>	-0,20 (0,10)	-0,37 (0,09)	-0,51 (0,08)	-0,50 (0,08)	-0,41 (0,09)	-0,25 (0,09)	-0,09 (0,10)	0,04 (0,10)	0,28 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,14 (0,10)	-0,18 (0,10)	-0,39 (0,09)	-0,44 (0,09)	-0,37 (0,09)	-0,21 (0,10)	-0,04 (0,10)	0,11 (0,10)	0,22 (0,10)
IMI:	<i>HP</i>	0,28 (0,10)	0,20 (0,10)	0,02 (0,08)	-0,05 (0,07)	-0,08 (0,06)	-0,05 (0,07)	0,00 (0,07)	0,08 (0,09)	0,21 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	0,15 (0,11)	0,02 (0,11)	-0,25 (0,10)	-0,32 (0,10)	-0,31 (0,10)	-0,24 (0,09)	-0,14 (0,10)	0,07 (0,10)	0,29 (0,10)
Lønstigning:	<i>HP</i>	-0,27 (0,10)	-0,38 (0,09)	-0,32 (0,09)	-0,21 (0,10)	-0,13 (0,10)	-0,06 (0,10)	0,05 (0,10)	0,30 (0,09)	0,43 (0,09)
	<i>Baxter-King</i>	-0,49 (0,09)	-0,26 (0,10)	-0,21 (0,10)	-0,22 (0,10)	-0,22 (0,10)	-0,17 (0,10)	-0,05 (0,10)	0,29 (0,09)	0,37 (0,09)
Profitkvote:	<i>HP</i>	0,28 (0,10)	0,37 (0,09)	0,12 (0,10)	0,05 (0,10)	0,08 (0,10)	-0,22 (0,10)	-0,39 (0,09)	-0,54 (0,08)	-0,54 (0,08)
	<i>Baxter-King</i>	0,20 (0,10)	0,50 (0,09)	0,48 (0,09)	0,36 (0,09)	0,15 (0,10)	-0,09 (0,10)	-0,34 (0,09)	-0,60 (0,08)	-0,37 (0,09)

Anm: Pris- og lønstigninger er år/år. Dataperioden er 1971q1-2003q4, dog 1975q1- 2003q4 for IMI, der er Nationalbankens mål for Indenlandsk Markedsbestemt Inflation. For at undgå endepunktsproblemer for de HP-filtrerede serier vedrører korrelationskoefficienterne 1974q1-2000q4. Ved Baxter-King filtreringen anvendes 12 observationer til hver side til beregning af cykliske komponenter. Profitkvoten er målt som restindkomst over bruttofaktorindkomst. De anvendte filtre er HP(25600) og BP(6,32). Tal i parentes angiver standardafvigelse.

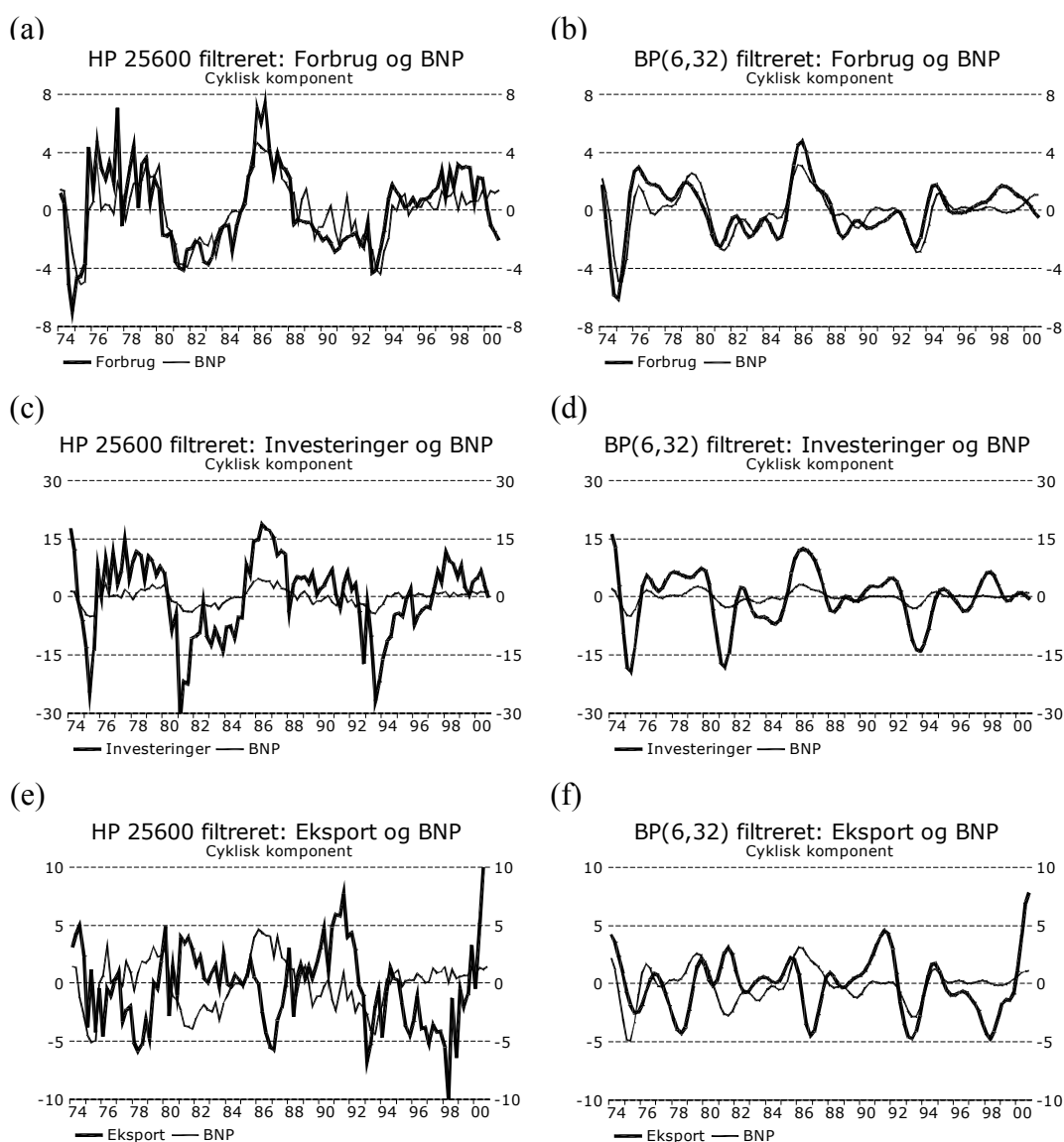
De positive korrelationskoefficienter for privatforbrug i tredje og fjerde række viser, at de cykliske komponenter i BNP og privatforbrug samvarierer positivt. Koefficienterne til venstre viser korrelationen mellem lagget forbrug og kvartalets BNP, mens koefficienterne til højre viser korrelationen mellem ledet forbrug og kvartalets BNP. De første fire kolonner angiver således, om BNP har tendens til at følge forbruget, mens de sidste fire kolonner viser, om forbruget har tendens til at følge BNP. Det er naturligt med positiv korrelation både bagud og fremad, når træge variable samvarierer. Korrelationen mellem lagget privatforbrug og BNP er imidlertid noget højere end mellem BNP og ledet privatforbrug, hvilket indikerer, at privatforbruget har tendens til at bevæge sig lidt tidligere end aktiviteten, jf. også figur 3, der viser de cykliske komponenter (pct. afvigelse fra trend) af BNP og centrale efterspørgselskomponenter, med HP-filtrerede serier til venstre og Baxter-King filtrerede serier til højre. Specielt figuren med de Baxter-King-baserede cykliske komponenter viser tydeligt, at forbruget ofte bevæger sig før BNP. Det tyder på, at en del af periodens konjunkturrelle udsving i BNP har været startet af husholdningerne. Andre forhold ved periodens konjunkturopgange, som fx at opsparingsbalancen forværres hurtigere for husholdningerne end for selskaber, peger i samme retning, jf. Andersen mfl. (1999). I forhold til tabel 1 i NØT-artiklen har HP-filtrering med $\lambda=25600$ øget den positive korrelation mellem BNP og forbrug i alle de undersøgte kvartaler. Baxter-King filtreringen øger korrelationen mellem BNP og forbrug i samme kvartal og med op til 2 kvartalers afstand, mens den mindre støj ikke har samme betydning for korrelation over 4 og 8 kvartaler.

Den underliggende kausalitet behøver ikke at være enkel. Fx kan forbruget reagere på forventede ændringer i BNP. Det kan man ikke uden videre se af tabel 1. Det skal ikke forfølges her, men det kan nævnes, at korrelationsanalyse i Mona-dokumentationen, jf. Danmarks Nationalbank (2003), angiver, at forbruget både tenderer at reagere før BNP og at reagere efter den private disponible indkomst, så formentlig er der mest tale om en simpel sammenhæng, hvor diverse forbrugsbestemmende forhold påvirker forbruget, som derefter påvirker BNP. Det kan tilføjes, at amerikanske data udviser et tilsvarende korrelationsmønster efter 1960, hvor forbruget leder BNP med et kvartal, jf. Benhabib og Wen (2004).

Erhvervsinvesteringerne samvarierer kraftigt med BNP og synes at bevæge sig samtidig med BNP eller lidt efter, uanset valg af filter. Virksomhederne kommer altså senere ind og ud af cyklen end forbrugerne. Opsplittes erhvervsinvesteringerne på bygge- og anlægsinvestering og på materielinvestering ses, at byggeriet bevæger sig sent i konjunkturcyklen, mens materielinvesteringerne har en svag tendens til at komme før BNP. Igen får man et generelt løft i korrelationerne ved at HP-filtrere med et højere λ end i NØT-artiklen.

Investeringerne svinger i modsætning til forbruget meget kraftigere end BNP, og standardafvigelsen for erhvervsinvesteringernes cykliske komponent er således næsten fem gange så stor som for BNP's cykliske komponent. Det høje støjniveau i investeringerne gør, at korrelationen mellem samme kvartals BNP- og investeringscykel tydeligt øges af Baxter-King filtrering. Med Baxter-King er korrelationen mellem BNP og erhvervsinvesteringerne størst, mens det er BNP og forbruget, der har den højeste korrelation med HP-filtrering.

Figur 3: Cykliske komponenter af BNP og centrale efterspørgselskomponenter



For både forbrug og investeringer er korrelationskoefficienterne højere, når λ ved HP-filtrering er valgt til 25600 i stedet for 1600. Korrelationsmønsteret er samtidig bevaret, hvilket som tidligere nævnt taler for, at de lange sving, der kommer med i de cykliske komponenter, når λ er høj, virker på samme måde som de kortere mere traditionelle konjunktursving.

I Nationaløkonomisk Tidsskrift fremstod den HP-filtrerede eksport som overvejende ukorreleret med BNP-cyklen. Med en trægere HP-filtrering øges den negative korrelation, så eksporten i højere grad fremstår som kontracyklisk. Den negative korrelation kan afspejle en indenlandsk kapacitetseffekt. Den dominerende tendens er imidlertid, at lagget eksport korrelerer negativt med BNP, så høj eksport efterfølges af lavt BNP, mens en simpel kapacitetseffekt må betyde, at høj aktivitet efterfølges af lav eksport. Anvendes Baxter-King filteret er den negative effekt fra eksport til BNP mindre, og eksporten bliver delvis procyklisk, dog ikke signifikant, jf. også figur 3e og 3f.

I NØT-artiklen inddrages regressionsanalyse af eksporten for at kunne kontrollere for andre variable end BNP, fx det udenlandske eksportmarked. Her inddrages i stedet markedsandelen givet ved industrieksporten i forhold til aftagerlandenes industriimport.⁸ For markedsandelen over for BNP giver de to filtreringsmetoder samme billede. Markedsandelens cykliske komponent er negativt korreleret med BNP-cyklen, og nu er den dominerende tendens, at forholdsvis højt BNP efterfølges af forholdsvis lav markedsandel, jf. tabel 2. Det samme billede fås med markedsandelen for den samlede vare- og tjenesteeksport. Den negative effekt fra BNP til eksportens markedsandel kan udlægges som en kapacitetseffekt.⁹

Importen er klart procyklisk, jf. tabel 1, og har større udsving over konjunkturforløbet end BNP, jf. appendiks. Det afspejler formentlig importens bufferrolle, som består i at forsinke den umiddelbare BNP-reaktion, jf. også at importen korrelerer mere med det efterfølgende end med det foregående kvartals BNP. Billedet er helt som i Nationaløkonomisk Tidsskrift, og det bemærkes, at den positive korrelation mellem samme kvartals BNP og import kun er øget fra 0,71 til 0,73 af den trægere HP-filtrering. At for-

⁸ Markedsandelen beregnes på grundlag af OECD's indeks for aftagerlandenes industriimport, som er opgjort for 1975 og frem. Korrelationerne er baseret på denne kortere periode.

⁹ Den negative korrelation kan også afspejle, at det udenlandske markedsindeks, som er nævnt i markedsandelen, korrelerer positivt med dansk BNP. Specielt befordres denne falske korrelation, hvis dansk eksport pga. en anden varesammensætning korrelerer forholdsvis lidt med markedsindekset. Dette målefænomen synes dog ikke at kunne forklare, at BNP-cyklen topper før markedsandelen bunder.

Tabel 2: Markedsandele

Korrelation mellem BNP-cykel og variable X med datering	Lag8	Lag4	Lag2	Lag1	0	Led1	Led2	Led4	Led8
X er cyklisk komponent i:	Korrelationskoefficient								
Markedsandel, industrieksport: <i>HP</i>	0,29 (0,10)	-0,18 (0,10)	-0,42 (0,09)	-0,52 (0,08)	-0,54 (0,08)	-0,59 (0,08)	-0,60 (0,08)	-0,60 (0,08)	-0,53 (0,09)
<i>Baxter-King</i>	0,32 (0,10)	-0,13 (0,11)	-0,42 (0,10)	-0,51 (0,09)	-0,53 (0,09)	-0,49 (0,09)	-0,42 (0,10)	-0,26 (0,10)	-0,16 (0,11)
Markedsandel, vare- og tjenesteeksport: <i>HP</i>	-0,02 (0,10)	-0,31 (0,10)	-0,42 (0,09)	-0,47 (0,08)	-0,47 (0,08)	-0,56 (0,08)	-0,55 (0,09)	-0,54 (0,09)	-0,33 (0,10)
<i>Baxter-King</i>	-0,17 (0,11)	-0,21 (0,11)	-0,23 (0,10)	-0,25 (0,10)	-0,27 (0,10)	-0,30 (0,10)	-0,33 (0,10)	-0,31 (0,10)	-0,14 (0,11)

Dataperioden er 1975q1-2003q4, så korrelationskoefficienterne vedrører 1978q1-2000q4.

De anvendte filtre er HP(25600) og BP(6,32). Tal i parentes angiver standardafvigelse.

øgelsen er lille, kan afspejle, at buffer-sammenhængen udspilles over forholdsvis kort tid, så det ikke tilfører noget, at øge de cykliske komponenter med længere frekvenser.

Den samlede udenrigshandel har en konjunkturdæmpende rolle, der mest er drevet af importens tilpasning til den indenlandske efterspørgsel. Nettoeksporten i faste priser er således tydelig kontracyklisk, så man alt andet lige må forvente en forværring af betalingsbalancen i konjunkturopgange.

I tabel 1 er anvendt data for perioden fra 1971 og frem. Denne afgrænsning er bestemt af datatilgængelighed i MONAs databank, jf. Danmarks Nationalbank (2003), men der kan argumenteres for at se på en kortere periode. Omlægningen af den økonomiske politik i starten af 1980'erne er måske det væsentligste strukturelle skift i perioden, og da der er ført fastkurspolitik siden, synes 1982 at være et naturligt startpunkt. Herved udelades olieprisstødene i 1970'erne, hvilket kan bidrage til at gøre den undersøgte periode mere ensartet og nutidig. Der synes kun at være to tydelige konjunkturcykler i danske data siden 1982, så denne periode foretrækkes frem for en endnu kortere periode.¹⁰ For helt at undgå at trenden er drevet af hændelser før 1982, medgår de første tre år efter 1982 ikke i korrelationsberegningerne.

Korrelationerne for perioden 1985-2000 bekræfter generelt de observerede sammenhænge for hele perioden, jf. at korrelationsmønstrene i tabel 3 minder om tabel 1. Der er dog forskelle. Det er fx blevet lidt tydeligere, at erhvervsinvesteringer, især byggeri men nu også materielinvesteringer, reagerer med for-

¹⁰ Det synes umuligt, at afgrænse en lang periode uden skift af strukturel karakter. Den valgte periode indeholder således også mulige strukturelle skift eller brud, fx den finanspolitiske lempelse, populært kaldet Kickstarten, i 1993.

Tabel 3: Samvariation mellem BNP og andre økonomiske variable for 1985-2000.

Korrelation mellem BNP-cykel og variable X med datering		Lag8	Lag4	Lag2	Lag1	0	Led1	Led2	Led4	Led8
X er cyklisk komponent i:		Korrelationskoefficient								
BNP:	<i>HP</i>	0,18 (0,13)	0,56 (0,11)	0,73 (0,09)	0,84 (0,07)	1,00 (0,00)	0,84 (0,07)	0,73 (0,09)	0,56 (0,11)	0,18 (0,13)
	<i>Baxter-King</i>	-0,18 (0,13)	0,27 (0,13)	0,73 (0,09)	0,93 (0,05)	1,00 (0,00)	0,93 (0,05)	0,73 (0,09)	0,27 (0,13)	-0,18 (0,13)
Privat forbrug:	<i>HP</i>	0,40 (0,12)	0,62 (0,10)	0,72 (0,09)	0,80 (0,08)	0,80 (0,08)	0,72 (0,09)	0,63 (0,10)	0,38 (0,12)	0,07 (0,14)
	<i>Baxter-King</i>	0,00 (0,14)	0,33 (0,12)	0,66 (0,10)	0,78 (0,08)	0,80 (0,08)	0,73 (0,09)	0,55 (0,11)	0,16 (0,13)	-0,12 (0,14)
Erhvervsinv.:	<i>HP</i>	0,00 (0,14)	0,25 (0,13)	0,50 (0,11)	0,58 (0,10)	0,71 (0,09)	0,79 (0,08)	0,76 (0,08)	0,62 (0,10)	0,35 (0,13)
	<i>Baxter-King</i>	-0,17 (0,13)	0,02 (0,13)	0,42 (0,12)	0,64 (0,10)	0,78 (0,08)	0,82 (0,07)	0,76 (0,08)	0,43 (0,12)	-0,22 (0,13)
- Byggeri:	<i>HP</i>	0,00 (0,14)	0,25 (0,13)	0,34 (0,12)	0,40 (0,12)	0,56 (0,11)	0,65 (0,10)	0,69 (0,09)	0,78 (0,08)	0,60 (0,11)
	<i>Baxter-King</i>	-0,05 (0,14)	-0,01 (0,13)	0,04 (0,13)	0,13 (0,13)	0,25 (0,12)	0,38 (0,12)	0,50 (0,11)	0,69 (0,10)	0,50 (0,12)
- Maskiner:	<i>HP</i>	0,01 (0,14)	0,21 (0,13)	0,47 (0,11)	0,54 (0,11)	0,63 (0,10)	0,68 (0,09)	0,63 (0,10)	0,40 (0,12)	0,12 (0,14)
	<i>Baxter-King</i>	-0,15 (0,13)	0,04 (0,13)	0,44 (0,12)	0,64 (0,10)	0,75 (0,08)	0,74 (0,09)	0,62 (0,10)	0,18 (0,13)	-0,44 (0,12)
Eksport:	<i>HP</i>	-0,61 (0,11)	-0,32 (0,12)	-0,15 (0,13)	-0,10 (0,13)	-0,07 (0,13)	-0,15 (0,13)	-0,15 (0,13)	-0,17 (0,13)	0,15 (0,13)
	<i>Baxter-King</i>	-0,54 (0,11)	-0,01 (0,13)	0,26 (0,12)	0,30 (0,12)	0,25 (0,12)	0,13 (0,13)	-0,02 (0,13)	-0,24 (0,13)	-0,13 (0,13)
Import:	<i>HP</i>	-0,19 (0,13)	0,21 (0,13)	0,49 (0,11)	0,58 (0,10)	0,64 (0,10)	0,63 (0,10)	0,59 (0,12)	0,42 (0,12)	0,45 (0,13)
	<i>Baxter-King</i>	-0,25 (0,13)	0,12 (0,13)	0,56 (0,11)	0,70 (0,09)	0,73 (0,09)	0,64 (0,10)	0,44 (0,12)	0,00 (0,13)	-0,15 (0,13)
Nettoeksport:	<i>HP</i>	-0,33 (0,13)	-0,41 (0,13)	-0,48 (0,13)	-0,53 (0,12)	-0,55 (0,11)	-0,64 (0,10)	-0,60 (0,10)	-0,50 (0,11)	-0,25 (0,13)
	<i>Baxter-King</i>	-0,27 (0,13)	-0,09 (0,13)	-0,23 (0,13)	-0,32 (0,12)	-0,37 (0,12)	-0,40 (0,12)	-0,39 (0,12)	-0,22 (0,13)	-0,03 (0,14)
Ledighed, pers.:	<i>HP</i>	0,08 (0,14)	-0,27 (0,13)	-0,47 (0,11)	-0,56 (0,11)	-0,65 (0,10)	-0,72 (0,09)	-0,76 (0,08)	-0,78 (0,08)	-0,65 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	0,26 (0,13)	-0,09 (0,13)	-0,34 (0,12)	-0,49 (0,11)	-0,62 (0,10)	-0,71 (0,09)	-0,74 (0,09)	-0,64 (0,10)	-0,22 (0,13)
Prisstigning, forbrugsdeflator:	<i>HP</i>	-0,28 (0,13)	-0,30 (0,13)	-0,33 (0,12)	-0,33 (0,12)	-0,33 (0,12)	-0,27 (0,12)	-0,19 (0,13)	-0,02 (0,13)	0,34 (0,13)
	<i>Baxter-King</i>	-0,10 (0,14)	-0,11 (0,14)	-0,10 (0,13)	-0,16 (0,13)	-0,22 (0,13)	-0,25 (0,12)	-0,22 (0,13)	-0,04 (0,13)	0,31 (0,13)
IMI:	<i>HP</i>	0,10 (0,14)	0,24 (0,13)	0,20 (0,13)	0,24 (0,12)	0,31 (0,12)	0,40 (0,12)	0,50 (0,11)	0,53 (0,11)	0,22 (0,13)
	<i>Baxter-King</i>	-0,01 (0,14)	0,07 (0,14)	0,01 (0,13)	0,02 (0,13)	0,08 (0,13)	0,23 (0,13)	0,39 (0,12)	0,56 (0,11)	0,17 (0,13)
Lønstigning:	<i>HP</i>	-0,29 (0,13)	-0,11 (0,13)	-0,03 (0,13)	0,07 (0,13)	0,17 (0,13)	0,21 (0,13)	0,31 (0,12)	0,59 (0,11)	0,40 (0,12)
	<i>Baxter-King</i>	-0,33 (0,13)	-0,10 (0,14)	-0,09 (0,13)	-0,07 (0,13)	-0,03 (0,13)	0,06 (0,13)	0,21 (0,13)	0,55 (0,11)	0,31 (0,13)
Profitkvote:	<i>HP</i>	0,19 (0,13)	0,26 (0,13)	0,06 (0,13)	0,06 (0,13)	0,10 (0,13)	-0,20 (0,13)	-0,34 (0,12)	-0,52 (0,11)	-0,68 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	0,13 (0,13)	0,32 (0,12)	0,40 (0,12)	0,38 (0,12)	0,27 (0,12)	0,08 (0,13)	-0,17 (0,13)	-0,66 (0,10)	-0,69 (0,10)

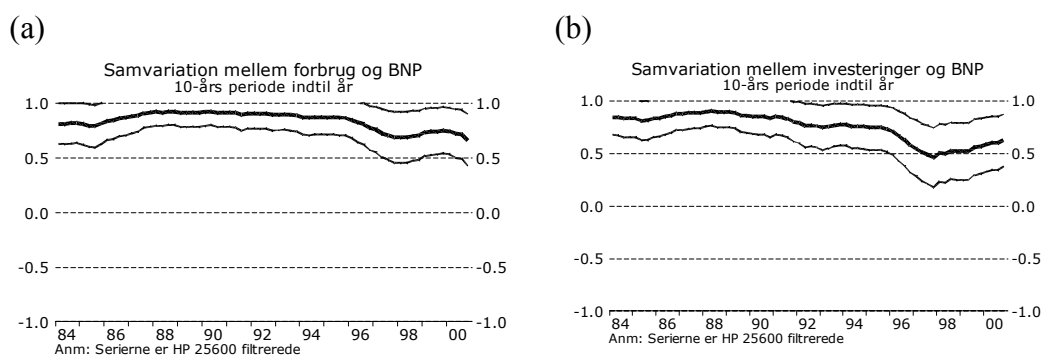
Anm: Pris- og lønstigninger er år/år. Dataperioden er 1982q1-2003q4, men for at undgå de filtrerede seriers udvikling nær endepunkterne vedrører korrelationskoefficienterne 1985q1-2000q4. Ved Baxter-King filtreringen anvendes 12 observationer i hver ende til beregning af cykliske komponenter. De anvendte filtre er HP(25600) og BP(6,32). Tal i parentes angiver standardafvigelses.

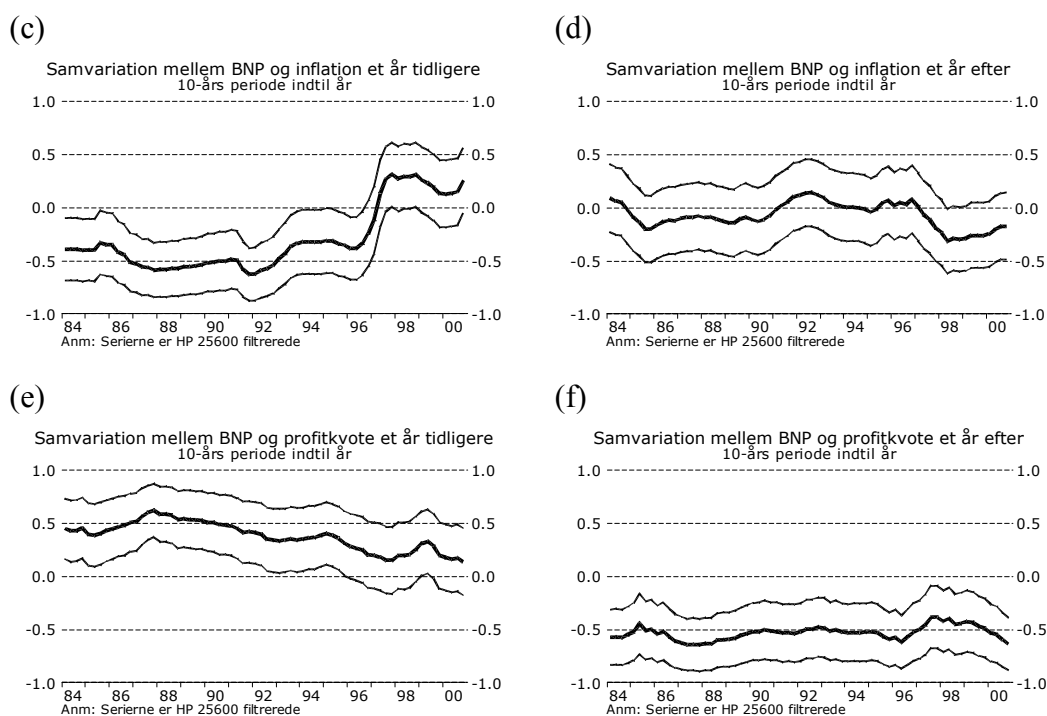
sinkelse. Nærmere bestemt fremgår, at investeringerne korrelerer mere med BNP i foregående kvartaler end med BNP i efterfølgende kvartaler. Det kan skyldes, at starten af 1980'erne med store autonome energiinvesteringer, ikke mindst i olierørledning, nu er ekskluderet fra samplet.

Graden af stabilitet i de fundne korrelationsmønstre kan også undersøges ved at se på fx glidende 10-årsperioder. Der er beregnet korrelationer for hver 10-årsperiode fra 1975-1984 til 1991-2000, i alt 64 perioder. Når konjunkturcyklerne er lange, er 10 år en relativt kort periode og ofte for kort til, at den igangværende konjunkturcykel afsluttes. Alligevel fås et indtryk af, om de fundne sammenhænge er robuste, eller om der er tendens til skift i korrelationsmønsteret over tid. Korrelationsmønstrene med 95 pct. konfidensinterval er vist for nogle centrale variable i figur 4, hvor x-aksen angiver det sidste kvartal i hver 10-årsperiode. Der vises kun korrelationer for HP-filtrerede serier, da de to filtreringsmetoder generelt giver det samme billede. Flere figurer med korrelationsmønstre for glidende 10-årsperioder findes i appendiks.

De første figurer, 4a og 4b, viser, at privatforbruget og investeringerne er højt korreleret med BNP over hele perioden. Der er et mindre fald i korrelationerne i 1990'erne, hvilket indirekte kan hænge sammen med, at eksporten skifter fra at være signifikant kontracyklisk til at være acyklisk eller svagt procyklisk (vist i appendiks). Manglen på stabilitet over samplet for korrelationen mellem eksport og BNP er forståelig. Produktion til eksport indgår i BNP, samtidig med at kapacitetspres kan dæmpe eksporten, så begge fortegn kan forklares. Negativ samvariation mellem fx investeringer og BNP er til gengæld sjældne tilfælde, der ikke dominerer korrelationsmønsteret over 10 år.

Figur 4: Korrelationsmønstre for glidende 10-årsperioder





4 Konjunkturcyklisk udvikling i priser, løn og profitkvote

Den cykliske udvikling i priserne er et af de mere kontroversielle emner i studiet af konjunkturcykler. Traditionelt har det været opfattelsen, at priserne var procykliske, hvilket kunne indikere, at økonomien var drevet af efterspørgselsstød, der ofte forbindes med Keynesianske modeller. Modcykliske priser kunne derimod pege på, at økonomien drives af udbudsstød. Kydland og Prescott (1990) fandt, at det amerikanske prisniveau var procyklisk før 2. verdenskrig, men blev modcyklisk i perioden 1954-1989. De tolkede modcykliske priser som støtte til reale konjunkturmodeller, hvor konjunkturopgange typisk drives af produktivitetsløft, der dæmper prisudviklingen.

Andre har med samme metode bekræftet et skift til modcykliske priser eller periodevis forekomst af modcykliske priser også for andre lande end USA, jf. Backus og Kahoe (1992), der finder et generelt skifte til modcykliske priser for et sample med 10 lande, mens Andersen og Hansen (1996) finder, at de fleste lande har oplevet skiftende perioder med procykliske og modcykliske priser. Det har været omdiskuteret, hvordan man skulle udlægge disse resultater, og der har langt fra været almindelig tilslutning til Kydland og Prescotts tolkning. Man kan godt generere modcykliske priser uden at have en real konjunktur-

turmodel, så man skal undgå overfortolkning og fx overveje, om modcykliske priser er tegn på træg og forsinket reaktion i pris og løn .

Også for nominelle variable som pris og løn minder resultatet i nærværende papir om resultaterne i NØT-artiklen. I NØT fokuseres på prisniveau af hensyn til den dér anvendte fortolkningsramme. Her ser vi på år/år stigning i pris og løn og herunder også på indenlandsk markedsbestemt inflation. Af tabel 1 fremgår, at lav inflation, målt ved den årlige stigningstakt i forbrugsdeflatoren, tenderer at blive efterfulgt af højt BNP. Tendensen til at højt BNP efterfølges af høj inflation er svagere og 1-2 år forsinket. Korrelationsmønsteret synes dermed at indikere en negativ udbudseffekt fra prisstigning på aktivitet, mens det er sværere at få øje på en positiv aktivitetsvirkning på prisstigningen. Når den positive korrelation kommer med forsinkelse, kan det afspejle, at prisdannelsen er træg.

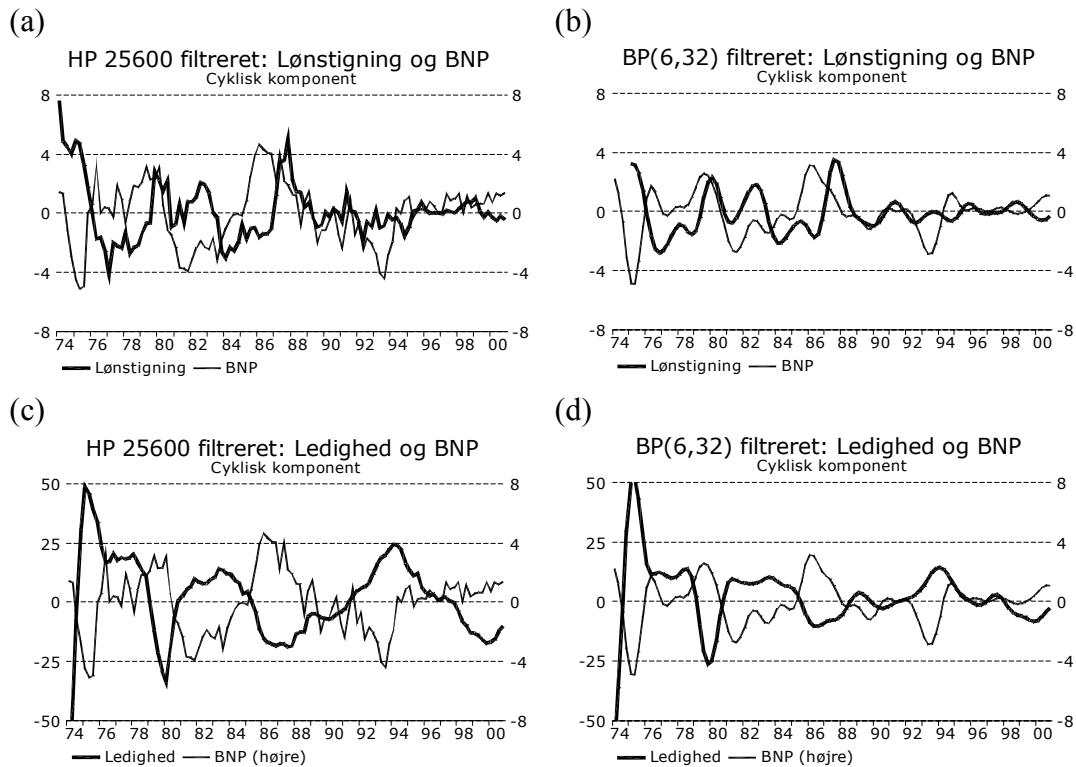
Den negative korrelation mellem prisstigning og efterfølgende kvartalers aktivitet fremstår svagere, når perioden begrænses til årene efter 1985, jf. tabel 3. Stabiliteten i korrelationen mellem aktivitet og prisstigning er også belyst ved glidende 10-årsperioder for samvariationen dels mellem prisstigning 1 år lagget og ulagget aktivitet, dels mellem ulagget aktivitet og prisstigning 1 år senere, jf. figur 4c og 4d. Frem til midten af 1990'erne synes priserne modcykliske, svarende til at høj inflation blev fulgt af lavere aktivitet. Under det nuværende fastkursregime med lav inflation er prisstigning 1 år lagget (og ulagget) derimod svagt procyklisk. Skiftet fra modcykliske til procykliske priser kan indikere, at udbudsstød havde særlig betydning for prisdannelsen først i perioden, hvor de store energiprisomvæltninger fandt sted.

I stedet for at se på den samlede forbrugerpris kan konjunktorelementet i priserne vurderes med et mål for indenlandsk markedsbestemt inflation (IMI). IMI beregnes ud fra nettoprisindekset eksklusiv udenlandsk bestemte priser, oliepriser og offentligt bestemte priser, jf. Christensen (1994). Udbudsstød fra "eksogene" priser, som fx energipriser, er således ekskluderet fra IMI. Den positive korrelation mellem aktivitetspres og efterfølgende kvartalers inflation ses lidt hurtigere for IMI end for forbrugerprisstigningen, og er især tydelig og mere samtidig for perioden 1985-2000, jf. tabel 3. Det er også mindre klart, at høj inflation følges af lavere aktivitet, når inflationen måles med IMI.

Korrelationerne mellem aktivitet og løn minder om korrelationerne mellem aktivitet og priser. En høj lønstigning efterfølges som en høj prisstigning overvejende af lav aktivitet, men tendensen er lidt svagere og mere forsinket end for samlet forbrugerprisstigning. Det gælder også, at høj aktivitet efterfølges af høj lønstigning svarende til et efterspørgselstræk i lønnen, og denne tendens er lidt hurtigere og stærkere end for både samlet forbrugerprisstigning og IMI. Det bemærkes, at for perioden efter 1985 styrkes korrelationen mellem lønstigning og aktivitetsniveau et år tidligere, jf. tabel 3, og for alle 10-årsperioder siden

1978-1987 er samvariationen mellem lønstigning og aktivitet et år tidligere signifikant. Samtidig er udsvingene i lønstigningstakten dog blevet mindre efter midten af 1980'erne, jf. figur 5a og 5b.

Figur 5: Cykliske komponenter af BNP, ledighed og løn



Profitkvoten, målt som restindkomst over bruttofaktorindkomst, er stort set ukorreleret med samtidig BNP, men svinger alligevel i løbet af konjunkturcyklen. Tendensen er, at en høj profitkvote efterfølges af høj aktivitet, mens høj aktivitet følges af lav profitkvote på et til to års sigt. Sammenhængen virker meget robust. For næsten alle 10-årsperioder er der en signifikant positiv korrelation mellem profitkvote og aktivitet et år efter, og for samtlige 10-årsperioder er der en signifikant negativ korrelation mellem profitkvote og aktivitet et år før, jf. figur 4e og 4f. Aktivitetens pres på efterfølgende profitkvote tyder på, at omkostningsskub fra lønsiden er vigtigere for prisdannelsen end efterspørgselstræk. Ved efterspørgsels trukket inflation skulle høj aktivitet i stedet trække profitkvoten op.

Især løndannelsen knyttes normalt til beskæftigelsen frem for BNP, og for yderligere at belyse pris- og løndannelsen undersøges deres sammenhæng med ledigheden nærmere i næste afsnit. Her skal blot kon-

stateres, at BNP og ledighed som i NØT-artiklen er stærkt negativt korreleret, samt at beskæftigelse og ledighed reagerer på aktiviteten med en mindre forsinkelse på ca. et halvt år, jf. også figur 5c og 5d.

5 Ledighed, løn og priser

Ledighedens samvariation med løn- og prisdannelse er belyst i tabel 4. Korrelationskoefficienterne i linjen med lønstigning synes at bekræfte, at høj ledighed svækker lønstigningstakten i de efterfølgende kvartaler. Samtidig ser det ud til, at høj lønstigning varsler høj ledighed et eller to år senere. Sidstnævnte korrelation minder om den i afsnit 3 omtalte negative effekt af udbudsstød fra prisstigning på aktivitet. Det kan bl.a. afspejle, at olieprishoppet i 1970erne også smittede af på lønstigningen.

Tabel 4: Samvariation mellem ledighed, løn og profitkvote for 1974-2000

Korrelation mellem ledigheds-cykel og variable X med datering	Lag8	Lag4	Lag2	Lag1	0	Led1	Led2	Led4	Led8
X er cyklisk komponent i:	Korrelationskoefficient								
Ledighed, pers. <i>HP</i>	0,08 (0,10)	0,26 (0,10)	0,67 (0,07)	0,90 (0,04)	1,00 (0,00)	0,90 (0,04)	0,67 (0,07)	0,26 (0,10)	0,08 (0,10)
<i>Baxter-King</i>	-0,05 (0,10)	-0,03 (0,10)	0,56 (0,08)	0,88 (0,05)	1,00 (0,00)	0,88 (0,05)	0,56 (0,08)	-0,03 (0,10)	-0,05 (0,10)
Lønstigning: <i>HP</i>	0,39 (0,09)	0,33 (0,09)	0,11 (0,10)	-0,09 (0,10)	-0,31 (0,09)	-0,34 (0,09)	-0,42 (0,09)	-0,55 (0,08)	-0,32 (0,10)
<i>Baxter-King</i>	0,33 (0,10)	0,19 (0,10)	0,06 (0,10)	0,03 (0,10)	0,00 (0,10)	-0,06 (0,09)	-0,18 (0,09)	-0,47 (0,09)	-0,26 (0,10)
Ændring i lønstigning: <i>HP</i>	-0,03 (0,10)	-0,03 (0,10)	-0,28 (0,09)	-0,45 (0,09)	-0,57 (0,08)	-0,43 (0,09)	-0,31 (0,09)	-0,13 (0,10)	0,22 (0,10)
<i>Baxter-King</i>	-0,11 (0,10)	-0,18 (0,10)	-0,34 (0,10)	-0,41 (0,09)	-0,44 (0,09)	-0,42 (0,10)	-0,35 (0,10)	-0,25 (0,10)	0,18 (0,10)
Prisstigning, forbrugsdeflator: <i>HP</i>	0,30 (0,10)	0,35 (0,09)	0,28 (0,09)	0,16 (0,10)	-0,01 (0,10)	-0,14 (0,10)	-0,31 (0,09)	-0,36 (0,09)	-0,21 (0,10)
<i>Baxter-King</i>	0,15 (0,10)	0,25 (0,10)	0,23 (0,10)	0,18 (0,10)	0,09 (0,10)	-0,04 (0,09)	-0,19 (0,09)	-0,32 (0,09)	-0,15 (0,10)
IMI <i>HP</i>	-0,27 (0,10)	-0,07 (0,10)	0,09 (0,09)	0,12 (0,09)	0,11 (0,09)	0,01 (0,09)	-0,08 (0,10)	-0,20 (0,09)	-0,14 (0,10)
<i>Baxter-King</i>	-0,10 (0,11)	0,13 (0,11)	0,34 (0,10)	0,34 (0,10)	0,28 (0,10)	0,18 (0,09)	0,07 (0,09)	-0,13 (0,09)	-0,26 (0,10)
Profitkvote: <i>HP</i>	-0,17 (0,10)	-0,02 (0,10)	0,23 (0,10)	0,37 (0,09)	0,46 (0,09)	0,46 (0,09)	0,47 (0,09)	0,47 (0,09)	0,10 (0,10)
<i>Baxter-King</i>	-0,28 (0,10)	-0,33 (0,09)	-0,08 (0,10)	0,13 (0,10)	0,34 (0,09)	0,47 (0,09)	0,56 (0,08)	0,47 (0,09)	0,01 (0,10)

Anm: Pris- og lønstigninger er år/år. Dataperioden er 1971q1-2003q4, så korrelationskoefficienterne vedrører 1974q1-2000q4, dog 1978q1-2000q4 for IMI. De anvendte filtre er HP(25600) og BP(6,32). Tal i parentes angiver standardafvigelse.

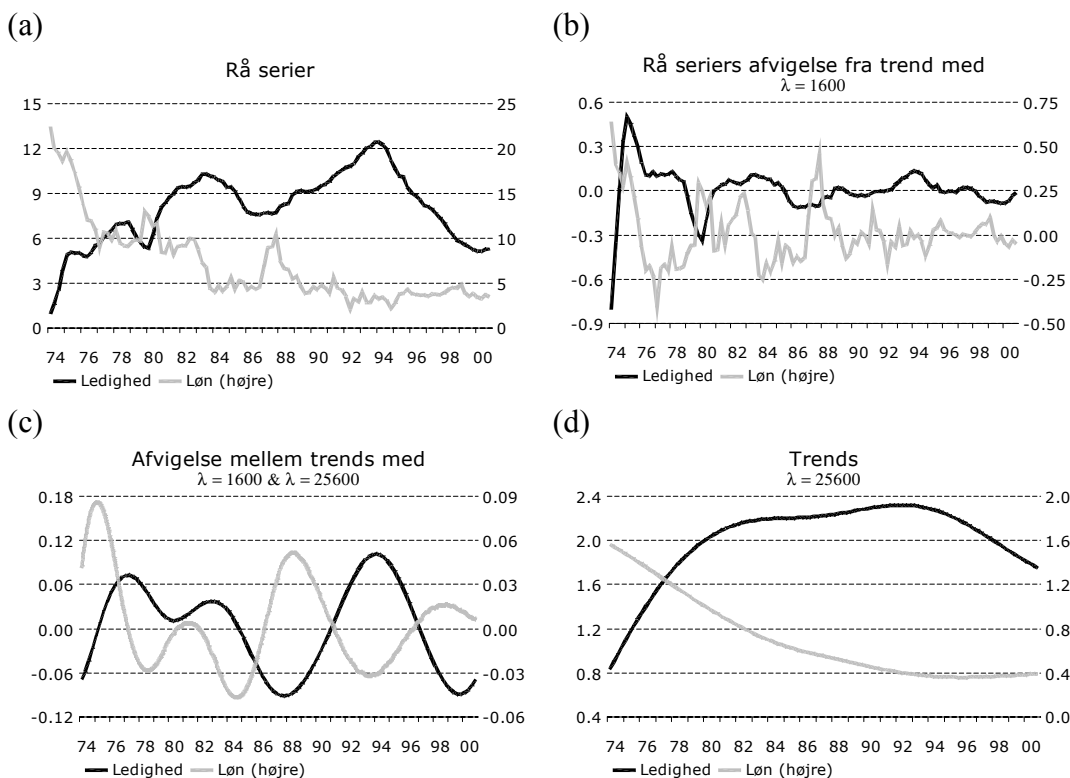
Den positive korrelation mellem lønstigning og efterfølgende ledighed behøver imidlertid ikke at repræsentere udbudsstød. Hvis en negativ effekt fra arbejdsløshed på lønstigning er et vigtigt element i løndannelsen, kan det skabe en positiv korrelation mellem lønstigning og efterfølgende ledighed. Når høj ledighed medfører faldende lønstigningstakt, vil lønstigningstakten normalt have et maksimum kort før en periode med høj ledighed. Det var fx tilfældet i starten af 1990erne hvor lønstigningen var høj et par år

før ledigheden toppede i 1993. Ændringen i lønstigningen er netop negativt korreleret med samtidig ledighed, jf. tabel 4. Det vil sige, at den væsentlige sammenhæng muligvis blot er den forholdsvis simple effekt fra ledighed på lønstigning.

Hvis lønstigning og ledighed HP-filtreres med $\lambda = 1600$, bliver den positive korrelation mellem lønstigning og efterfølgende ledighed lidt stærkere, mens den negative korrelation mellem ledighed og efterfølgende lønstigning bliver lidt svagere. Det kunne tolkes, som at førstnævnte positive korrelation er en forholdsvis umiddelbar konsekvens af dynamikken i lønstigningens tilpasning, mens den Phillippskurveagtige negative korrelation holder over lidt længere cykler.

Korrelationen mellem ledighed og lønstigning relaterer til Phillippskurvesammenhængen. Netop for denne sammenhæng er det standard at se på, om der har været et strukturelt brud. Vi kan illustrere, hvad filtreringen betyder i den forbindelse. Det gøres med fire diagrammer i figur 6.

Figur 6: Ledighed og lønstigning år/år, rå serier, trendafvigelser og trend



Note: Figur 6a er i pct., mens de øvrige figurer viser logaritmisk afvigelse.

I figur 6a vises faktisk ledighed og faktisk årsvis lønstigning. Der ses en tendens til negativ korrelation, fx midt i firserne, men også et brud i form af, at lønstigningen ikke rigtigt går op i 1990erne, hvor ledigheden falder mod niveauet fra 1970erne. I figur 6b illustreres de cykliske komponenter ved HP-filtrering med $\lambda = 1600$. Også her ses tendensen til negativ korrelation mellem ledighed og lønstigning over cyklerne, samtidig med at det klare brud mellem 1970erne og 1990erne er væk.

Lad nu trendene for HP-filtrering med $\lambda = 25600$ og $\lambda = 1600$ benævnes x_{25600} og x_{1600} for variabel x , der så kan skrives

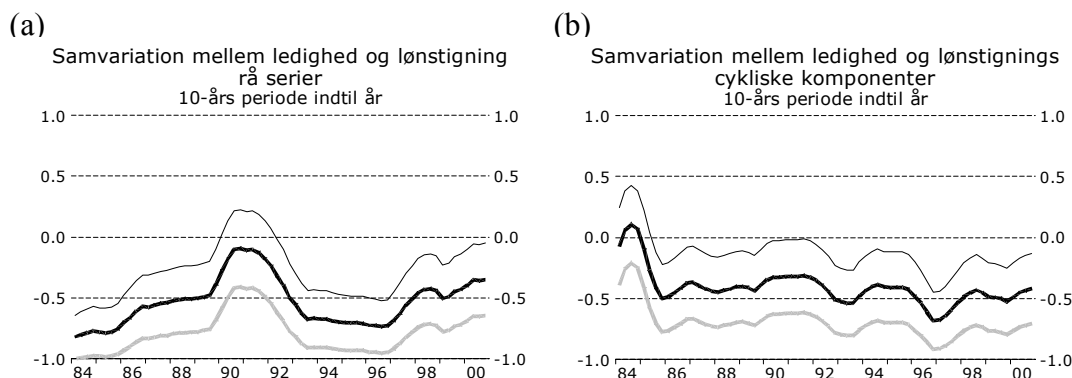
$$x = (x - x_{1600}) + (x_{1600} - x_{25600}) + x_{25600}$$

Første parentes er den cykliske komponent med $\lambda = 1600$, og summen af de to parenteser er den cykliske komponent med $\lambda = 25600$.

I figur 6c illustreres de bølger $(x_{1600} - x_{25600})$, der lægges ind i de to variables cykliske komponenter, hvis λ øges fra 1600 til 25600. Der ses en meget tydelig negativ korrelation. Det bekræfter, at der også er en Phillippskurvelignende sammenhæng i disse lidt længere frekvenser. I den fjerde figur illustreres trendene i ledighed og lønstigning med $\lambda = 25600$. De to trendvariable korrelerer for så vidt også negativt, men denne korrelation adskiller sig fra de cykliske komponenters korrelation ved at bryde tydeligt over samplet. Ledighedens trend går først op og så ned i 1990erne. Lønstigningens trend går ned og bliver nede i 1990erne. Det kan tolkes som, at bruddet i løndannelsen i høj grad vedrører langsigtede forhold, og ved at filtrere med $\lambda = 25600$ får man konjunkturserier med mere stabil korrelation.

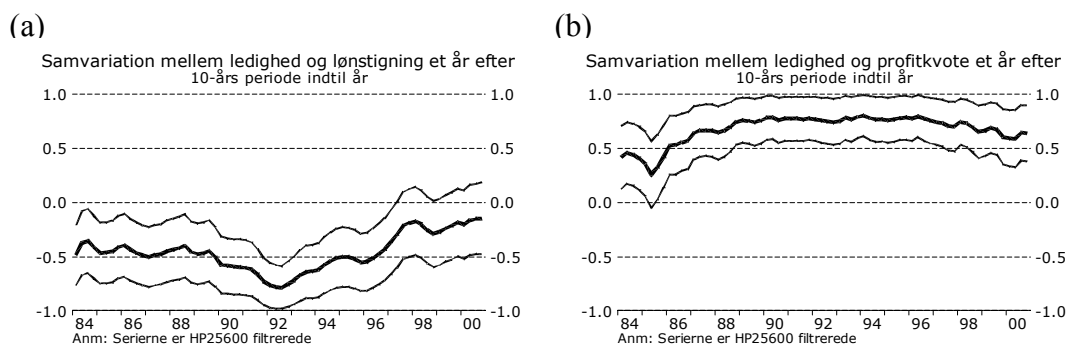
Den større stabilitet i den kortsigtede sammenhæng kan illustreres af rullende regression på korrelationen mellem samme kvartals ledighed og lønstigning. Korrelationen mellem de rå serier er tydeligt mere ustabil over samplet end korrelationen mellem de cykliske komponenter, jf. figur 7.

Figur 7: Stabilitet i kortsigtssammenhæng mellem ledighed og lønstigning



Man fjerner ikke alle spor af strukturelt brud i løndannelsen ved at filtrere. Korrelationen mellem de cykliske komponenter i ledighed og lønstigningen fire kvartaler senere er blevet mindre udtalt gennem 1990'erne, hvor fortsat faldende ledighed ikke medførte et stigende lønpres, jf. figur 8a. Det kan afspejle, at nogle umiddelbare kapacitetseffekter, fx overtidsbetaling, er uændrede, men at den samlede konjunkturmæssige reaktion i lønnen er aftaget i 1990'erne. Det kan måske indikere, at det omtalte brud i Phillipskurven ikke kun vedrører konstantleddet men i et vist omfang også hældningen.

Figur 8: Korrelation med ledighed for glidende 10-årsperioder



Samvariationen mellem ledighed og prisstigning kan minde om samvariationen mellem ledighed og lønstigning, jf. tabel 4. Den negative påvirkning fra ledigheden er dog svagere og langsommere specielt for den indenlandske markedsbestemte inflation, og der er også kun svage tegn på, at høj indenlandsk markedsbestemt inflation følges af høj ledighed.

Profitkvoten samvarierer tydeligt med ledigheden. Tendensen til at høj ledighed følges af høj profitkvote kan afspejle en kombination af, at lønningerne reagerer på ledigheden og giver efter, mens de indenlandske markedspriser som omtalt reagerer tydeligt svagere. Det fundne korrelationsmønster omkring ledighed og profitkvote understøtter, at aktivitetens pres på profitkvoten kan tilskrives skub fra lønomkostningerne. For rullende 10-årsperioder har profitkvotens samvariation med ledigheden et år tidligere været stort set konstant siden 1981-90, jf. figur 8b, hvorimod ledighedens effekt på lønstigningstakten som nævnt synes reduceret i løbet af 1990'erne. Det kan indikere, at lav ledighed også presser profitkvoten via andre kanaler, fx ved at begrænse adgangen til kvalificeret arbejdskraft eller reducere arbejdstagernes incitament til høj produktivitet.

Det kan tilføjes, at med ufiltrerede data (ikke vist) synes den tætte sammenhæng mellem arbejdsløshed og profitkvote at bryde sammen i løbet af 1990'erne, mens der altså kan fastholdes en mere stabil relation ved at filtrere det trendmæssige forløb fra.

6 Realrentens aktivitetspåvirkning

Aktivitetsniveauet påvirkes af renten via dennes betydning for forbrugs- og investeringsbeslutninger. Som grundlag for disse beslutninger bør der anvendes en realrente frem for en nominel rente og a priori må derfor ventes, at realrenten har den højeste forklaringsgrad for efterfølgende BNP. Mest simpelt beregnes realrenten ofte ex post som nominel rente minus faktisk prisstigning. Bestemmes realrenten som den 10-årige obligationsrente minus den faktiske inflation fås en svag negativ samvariation mellem realrente og efterfølgende BNP, jf. tabel 5. Der kan alternativt anvendes en gennemsnitlig realrente, hvor kortere løbetider også indgår. Det giver samme svage korrelationsmønster. Tilsvarende finder Stock og Watson (1999), at den amerikanske realrente kun er svagt modcyklisk. Til sammenligning har både den nominelle 10-årige obligationsrente og den nominelle gennemsnitlige rente en pæn forklaringsgrad for aktiviteten et år senere. Det kan skyldes, at det simple ex post udtryk for realrenten ikke er det rigtige med hensyn til forbrugs- og investeringsbeslutninger.

Tabel 5: Nominel rente og realrente for 1974-2000

Korrelation mellem BNP-cykel og variable X med datering		Lag8	Lag4	Lag2	Lag1	0	Led1	Led2	Led4	Led8
X er cyklisk komponent i:		Korrelationskoefficient								
Nominel 10-årig obligationsrente	<i>HP</i>	-0,25 (0,10)	-0,62 (0,08)	-0,57 (0,08)	-0,48 (0,09)	-0,34 (0,09)	-0,25 (0,09)	-0,24 (0,09)	-0,23 (0,10)	0,10 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,09 (0,10)	-0,53 (0,08)	-0,45 (0,09)	-0,25 (0,09)	-0,05 (0,10)	0,06 (0,10)	0,06 (0,10)	-0,12 (0,10)	0,16 (0,10)
Nominel gennemsnitlig rente	<i>HP</i>	-0,31 (0,10)	-0,65 (0,08)	-0,58 (0,08)	-0,47 (0,09)	-0,30 (0,09)	-0,18 (0,09)	-0,15 (0,10)	-0,13 (0,10)	0,17 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,07 (0,10)	-0,54 (0,08)	-0,48 (0,09)	-0,26 (0,09)	-0,02 (0,10)	0,13 (0,10)	0,17 (0,10)	0,00 (0,10)	0,19 (0,10)
Realrente 10-årig obligationsrente	<i>HP</i>	-0,09 (0,10)	-0,26 (0,10)	-0,06 (0,10)	0,02 (0,10)	0,06 (0,10)	-0,01 (0,10)	-0,15 (0,10)	-0,25 (0,10)	-0,14 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,01 (0,10)	-0,22 (0,10)	0,04 (0,10)	0,22 (0,10)	0,28 (0,09)	0,21 (0,10)	0,05 (0,10)	-0,21 (0,10)	-0,05 (0,10)
Realrente Gennemsnitlig rente	<i>HP</i>	-0,13 (0,10)	-0,24 (0,10)	-0,02 (0,10)	0,08 (0,10)	0,13 (0,10)	0,09 (0,10)	-0,04 (0,10)	-0,13 (0,10)	-0,09 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	0,00 (0,10)	-0,18 (0,10)	0,05 (0,10)	0,24 (0,10)	0,32 (0,09)	0,28 (0,10)	0,14 (0,10)	-0,12 (0,10)	-0,05 (0,10)
"Glattet" realrente 10-årig obligationsrente	<i>HP</i>	-0,29 (0,10)	-0,65 (0,08)	-0,59 (0,08)	-0,49 (0,08)	-0,35 (0,09)	-0,25 (0,09)	-0,24 (0,09)	-0,22 (0,10)	0,14 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,10 (0,11)	-0,32 (0,10)	-0,33 (0,10)	-0,26 (0,10)	-0,17 (0,10)	-0,11 (0,10)	-0,10 (0,10)	-0,17 (0,10)	0,13 (0,10)
"Glattet" realrente Gennemsnitlig rente	<i>HP</i>	-0,35 (0,09)	-0,67 (0,07)	-0,59 (0,08)	-0,47 (0,09)	-0,30 (0,09)	-0,16 (0,09)	-0,13 (0,10)	-0,10 (0,10)	0,21 (0,10)
	<i>Baxter-King</i>	-0,13 (0,11)	-0,29 (0,10)	-0,33 (0,10)	-0,26 (0,10)	-0,17 (0,10)	-0,10 (0,10)	-0,08 (0,10)	-0,11 (0,10)	0,24 (0,10)

Dataperioden er 1971q1-2003q4. For at undgå endepunktsproblemer for de HP-filtrerede serier vedrører korrelationskoefficienterne 1974q1-2000q4. Ved Baxter-King filtreringen anvendes 12 observationer i hver ende til beregning af cykliske komponenter. De anvendte filtre er HP(25600) og BP(6,32), samt BP(2,32) til glatning af prisserien. Tal i parentes angiver standardafvigelse.

Forbrugs- og investeringsbeslutninger må træffes på grundlag af en ex ante realrente, der afspejler forventet inflation snarere end seneste års prisstigning. Inflationsforventninger er mere rigide end faktisk inflation, da agenterne i deres forventningsdannelse givetvis lægger vægt på mere end seneste måneds inflationsopgørelse. En metode til at udlede den forventede inflation er som foreslået i Knudsen (2002) at glatte prisserien. Både HP-filteret og Baxter-King filteret kan anvendes. Sidstnævnte skal til formålet formuleres som et high-pass filter, der laver en inflationstrend af priscykler over 32 kvartalers længde, BP(2, 32).¹¹

Der anvendes samme filter til først at glatte inflationen og efterfølgende bestemme den cykliske komponent i realrenten. I den forbindelse bemærkes, at Baxter-King filteret principielt er idempotent.¹² Anvendes et additivt idempotent filter til først at glatte inflationen og efterfølgende bestemme den cykliske komponent i realrenten, vil resultatet eksakt svare til den cykliske komponent i den nominelle rente.¹³

Dobbeltfiltreringen, hvor prisserien glattes, før dens stigningstakt anvendes ved bestemmelsen af den cykliske komponent i realrenten, giver en tydeligere negativ samvariation mellem realrente og efterfølgende BNP. Uanset valg af filter ligner realrentens samvariation med aktiviteten den nominelle rentes. Anvendes HP-filtrering, har realrenten en lidt højere forklaringsgrad for aktiviteten et år senere end den nominelle rente, mens realrenten baseret på Baxter-King filteret har en lavere forklaringsgrad. At sidstnævnte realrentes forklaringsgrad overhovedet afviger fra den nominelle rentes afspejler, at Baxter-King filteret kun er asymptotisk idempotent.

Det er især forbruget, der er negativt korreleret med realrenten baseret på glattet prisserie, mens effekten på investeringerne synes svagere.

¹¹ BP(2, 32) medtager cykler med længde fra 2 til 32 kvartaler i den cykliske komponent. Da den korteste meningsfulde cykel er på to perioder: op, ned, svarer det til, at den ikke-cykliske komponent kun indeholder cykler over 32 kvartaler.

¹² For et idempotent filter har gentagen filtrering på samme serie ikke yderligere effekt.

¹³ Den cykliske komponent i realrenten baseret på glattet inflation kan skrives:

$$\begin{aligned}
 C &= r - B_{(2,32)}(\dot{p}) - B_{(6,32)}(r - B_{(2,32)}(\dot{p})) = r - B_{(2,32)}(\dot{p}) - B_{(6,32)}(r) + B_{(6,32)}(B_{(2,32)}(\dot{p})) \\
 &= r - B_{(2,32)}(\dot{p}) - B_{(6,32)}(r) + B_{(2,32)}(\dot{p}) = r - B_{(6,32)}(r), \text{ hvor } r \text{ er den nominelle rente, } \dot{p} \text{ er prisstigning og } \\
 &B_{(2,32)}(\cdot) \text{ er den ikke-cykliske komponent efter Baxter-King filtrering.}
 \end{aligned}$$

7 Afrunding

Der er fundet en række karakteristika ved danske konjunkturcykler og undersøgt, om de er robuste for en periode siden midten af 1970'erne. Flere af resultaterne er så klare, at modeller af dansk økonomi bør forholde sig til disse. Både forbrug og investeringer er stærkt procykliske, og forbruget har tendens til at være ledende, mens investeringerne, specielt byggeriet, bevæger sig senere i konjunkturcyklen. Eksporten samvarierer ikke umiddelbart med indenlandsk aktivitet, men der er tegn på en kapacitetseffekt i eksportmarkedsandelen. Importen er klart procyklisk, så nettoeksporten i faste priser bliver kontracyklisk.

Priserne er generelt modcykliske, men det behøver ikke afspejle, at udbudsstød dominerer. Det modcykliske element i prisudviklingen kan også afspejle trægheden i prisdannelsen. I øvrigt kan betydningen af udbuds- og efterspørgselsstød have skiftet over tid, og udbudsstød i forbindelse med energiprisændringer må have været mest fremtrædende først i perioden. Et særlig robust resultat er, at en høj profitkvote efterfølges af høj aktivitet, hvilket igen presser profitkvoten nedad på et til to års sigt. Presset på profitkvoten kan henføres til arbejdsmarkedet og peger på, at omkostningsskub fra lønningerne er vigtigere for prisdannelsen end efterspørgselstræk.

Endelig findes, at investerings- og forbrugsfunktioner i modeller af dansk økonomi ikke bør anvende en simpel realrente, men derimod en realrente baseret på glattet inflation, der formentlig bedre repræsenterer forventet inflation.

Som nævnt i indledningen supplerer dette arbejdsrapport en artikel om samme emne i Nationaløkonomisk Tidsskrift. Her er argumenteret for, at de senere tiårs danske konjunkturcykler har været forholdsvis lange, hvilket tyder på, at forholdsvis lange sving bør tages med i de cykliske komponenter, fx ved at bruge en højere dæmpningsfaktor i HP-filteret end de sædvanlige 1600 ved filtrering på kvartalsdata. Sammenligning med resultater i nævnte artikel bekræfter, at det konjunkturmæssige korrelationsmønster ofte styrkes ved at bruge en høj dæmpningsfaktor.

Litteratur

- Andersen, J. V., H. Lyngesen og E. H. Pedersen (1999), Kreditgivning under to højkonjunkturer , Danmarks Nationalbank, Kvartalsoversigt 2. kvartal 1999.
- Andersen, T. M., og N. L. Hansen (1996), Cyclical properties of wages and prices in open economies, *Applied Economics Letters* vol. 3, s. 379-383.
- Baxter M. og R. G. King (1999), Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, *The Review of Economics and Statistics*, 81(4).
- Backus, D. K. og P. J. Kahoe (1992), International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles, *American Economic Review*, vol. 82(4), 864-88.
- Benati L. (2001), Band-pass filtering, cointegration, and business cycle analysis, Bank of England Working Paper Series nr. 142.
- Benhabib J. og Wen Y. (2004), Indeterminacy, aggregate demand, and the real business cycle, *Journal of Monetary Economics* 51, s. 503-530.
- Bouthevillain C., P. Cour-Thimann, G. van de Dool, P. Hernandez de Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliano and M. Tujula (2001), Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach, ECB working paper series no. 77.
- Burns A. F. og W. C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, NBER.
- Canova F. (1998), Detrending and Business cycle facts, *Journal of Monetary Economics* 41, s. 475-512.
- Christensen A. M. (1994), Prisstigninger og inflation, Danmarks Nationalbank, Kvartalsoversigt, Februar 1994.
- Christiano L. J. og T. J. Fitzgerald (2003), The band pass filter, *International Economic Review*, 44(2).
- Cogley, T. og Nason, J. M. (1995), Effects of the Hodric-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycles Research, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, s. 253-78.
- Danmarks Nationalbank (2003), MONA – en kvartalsmodel af dansk økonomi.
- Hansen, F. Ø. og D. Knudsen (2004), Korrelationsmønstre i danske konjunkturcykler, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 142(3).

- Harvey A.C. og A. Jaeger (1993), Detrending, Stylised Facts and the Business Cycle, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, s. 231-247.
- Hodrick, R. J. og E. C. Prescott (1980), Postwar U.S. Business Cycles: An empirical Investigation, Carnegie Mellon University discussion paper no. 451.
- Hodrick, R. J. og E. C. Prescott (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An empirical Investigation, *Journal of money, credit and banking*, 29(1).
- King, R. G. og S. T. Rebelo (1993), Low frequency filtering and real business cycles, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 17.
- Knudsen, D. (2002), Vurdering af forventet inflation og realrente, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 140(1).
- Koopmans, T. C. (1947), Measurement without Theory, *Review of Economic Statistics* vol. 29, s. 161 – 72.
- Kydland, F. E. og E. C. Prescott (1990), Business Cycles, Real Facts and a Monetary Myth, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* vol. 14, 3-18.
- Orphanides A. og S. van Norden (2002), The unreliability of output-gap estimates in real time, *The Review of Economics and Statistics* vol. 84 nr. 4.
- Ravn, M. O. og H. Uhlig (2002), On adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations, *The Review of Economics and Statistics*, 84(2).
- Stock J. H. og M. W. Watson (1999), Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series, i M. Woodford og J. B. Taylor: *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1.a.
- Sørensen, P. B. og H. J. Whitta-Jacobsen (2005), *Growth and Business Cycles*, McGraw-Hill, forthcoming.

Appendiks

Tabel: Standardafvigelser for cykliske komponenter

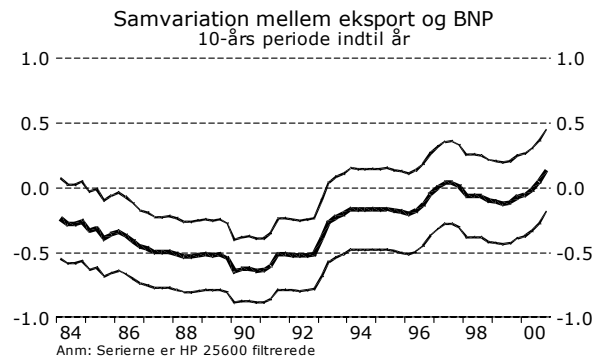
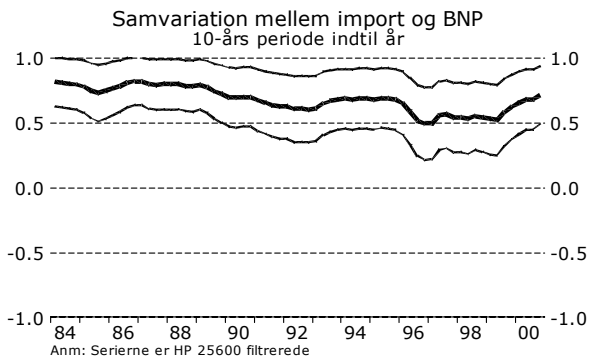
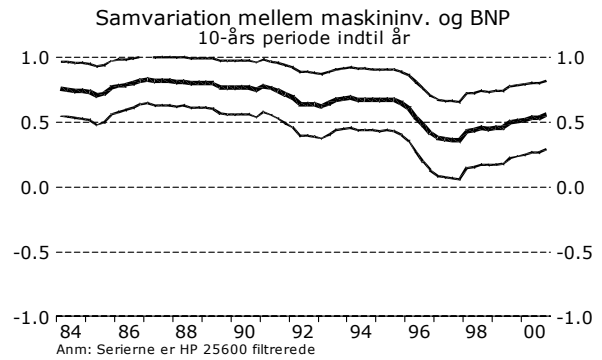
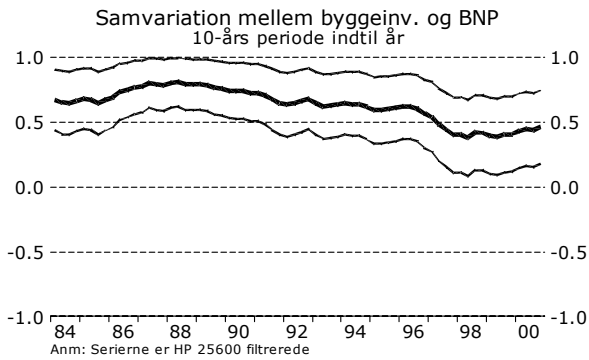
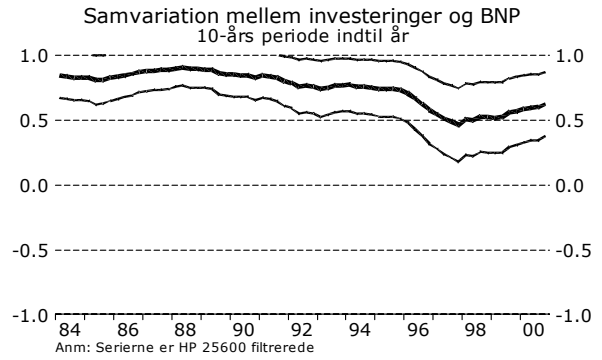
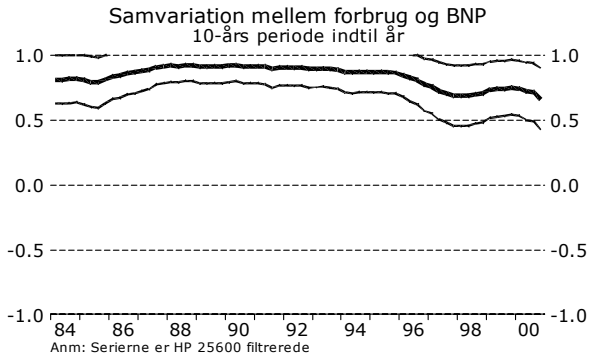
		Absolut standard- afvigelse (pct.)	Relativ standardafvigelse	Absolut standard- afvigelse (pct.)	Relativ standardafvigelse
		1974-2000		1985-2000	
BNP:	<i>HP</i>	2,12	1,00	1,90	1,00
	<i>Baxter-King</i>	1,45	1,00	1,17	1,00
Privat forbrug	<i>HP</i>	2,83	1,33	2,51	1,32
	<i>Baxter-King</i>	1,72	1,19	1,53	1,31
Erhvervsinv.:	<i>HP</i>	10,24	4,83	8,91	4,69
	<i>Baxter-King</i>	6,69	4,61	5,54	4,74
- Byggeri:	<i>HP</i>	11,07	5,22	10,01	5,27
	<i>Baxter-King</i>	7,45	5,14	5,73	4,90
- Maskiner:	<i>HP</i>	12,18	5,75	10,56	5,56
	<i>Baxter-King</i>	8,44	5,82	7,71	6,59
Eksport:	<i>HP</i>	3,64	1,72	4,09	2,15
	<i>Baxter-King</i>	2,41	1,66	2,76	2,36
Import:	<i>HP</i>	5,37	2,53	4,23	2,23
	<i>Baxter-King</i>	3,93	2,71	3,05	2,61
Nettoeksport:	<i>HP</i>	11,39	5,37	10,31	5,43
	<i>Baxter-King</i>	7,49	5,17	6,76	5,78
Ledighed, pers.:	<i>HP</i>	18,24	8,60	12,21	6,43
	<i>Baxter-King</i>	11,75	8,10	6,09	5,21
Prisstigning, forbrugsdeflator:	<i>HP</i>	1,47	0,69	1,06	0,56
	<i>Baxter-King</i>	1,09	0,75	0,86	0,74
IMI:	<i>HP</i>	1,21	0,57	0,92	0,48
	<i>Baxter-King</i>	1,00	0,69	0,79	0,68
Lønstigning:	<i>HP</i>	1,94	0,92	1,22	0,64
	<i>Baxter-King</i>	1,30	0,90	0,98	0,84
Profitkvote:	<i>HP</i>	4,75	2,24	4,70	2,47
	<i>Baxter-King</i>	2,54	1,75	2,39	2,04
Markedsandel, industrieksport:	<i>HP</i>	4,68	2,21	4,67	2,46
	<i>Baxter-King</i>	2,36	1,63	2,29	1,96
Markedsandel, vare - og tjenesteeksport:	<i>HP</i>	4,07	1,92	3,96	2,08
	<i>Baxter-King</i>	2,40	1,66	2,35	2,01

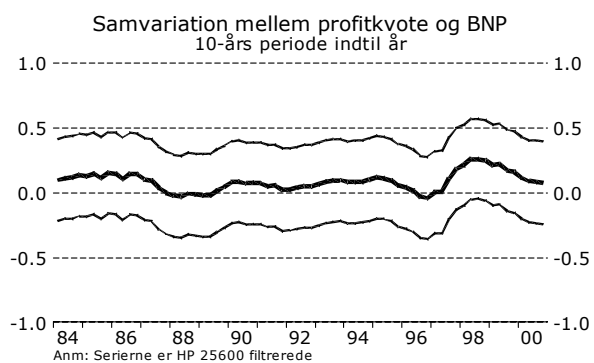
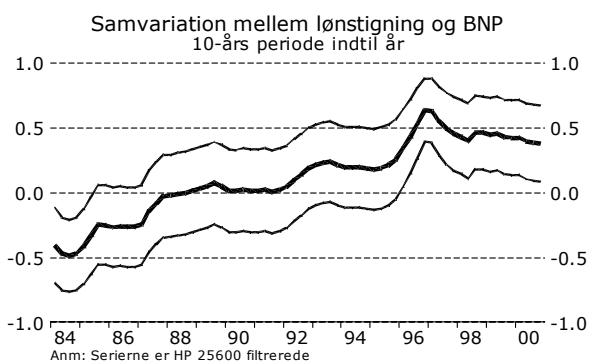
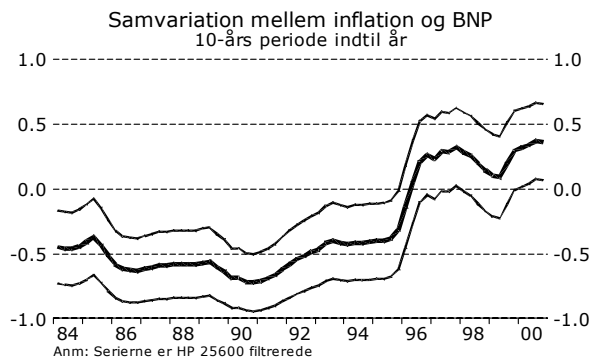
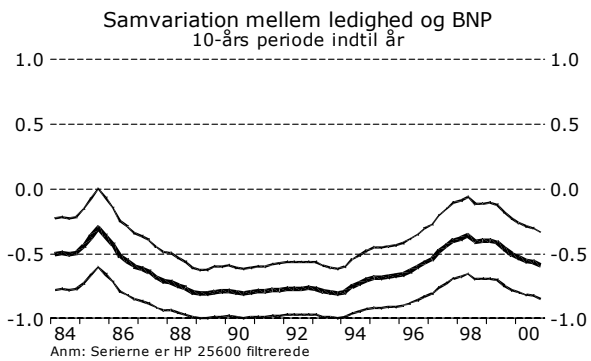
Anm: Standardafvigelser beregnet for cykliske komponenter efter filtrering med HP(25600) og BK(6,32).

Perioderne er 1974q1-2000q4 (for IMI 1978q1-2000q4) og 1985q1-200q4.

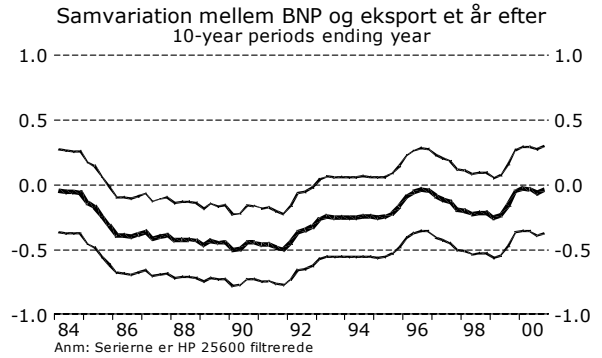
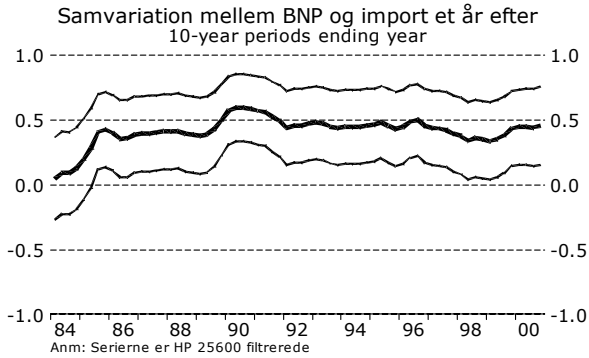
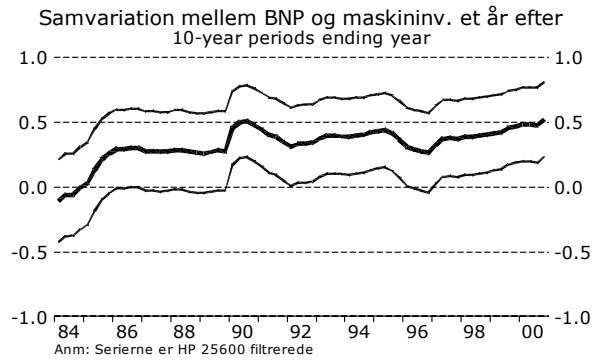
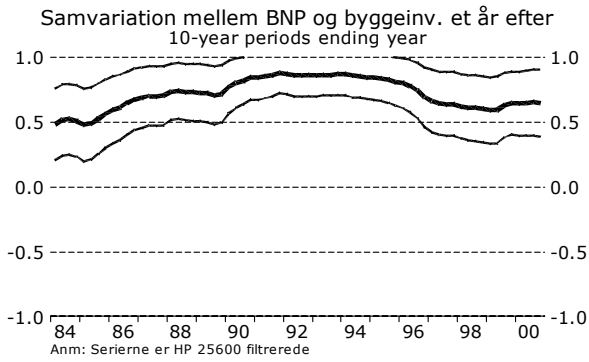
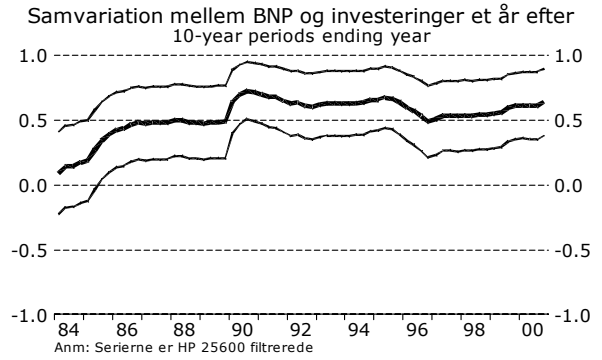
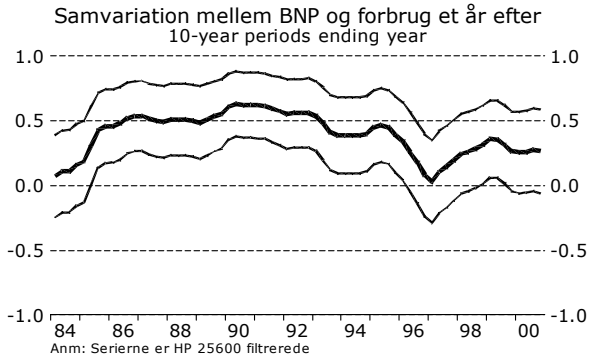
2. og 4. kolonne angiver standardafvigelser relativt til standardafvigelsen for BNP.

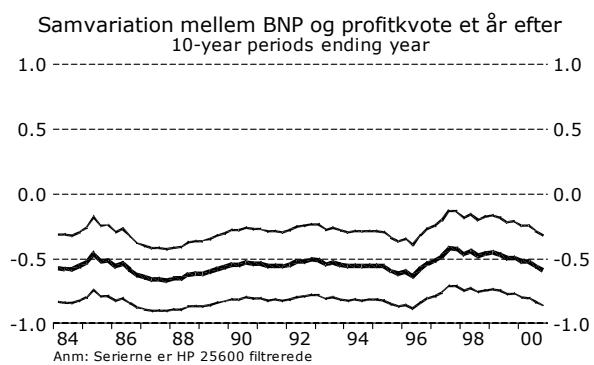
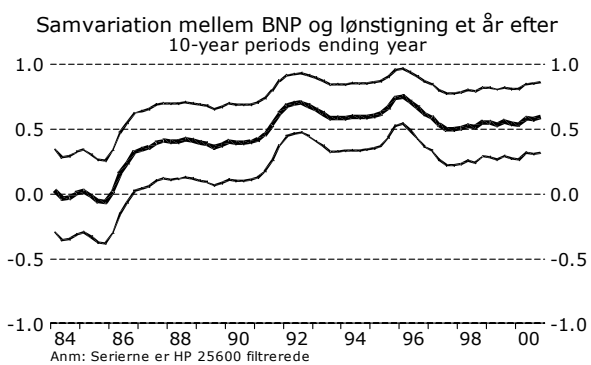
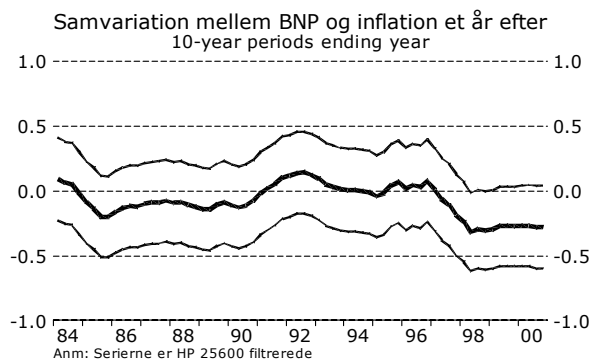
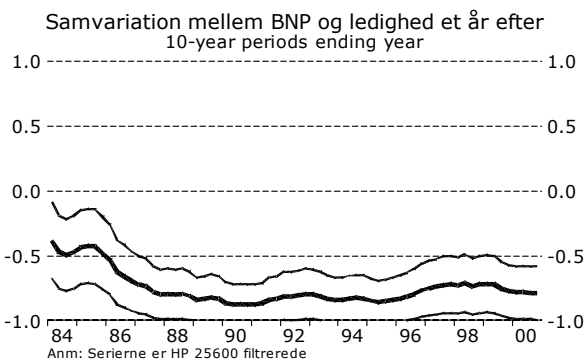
Korrelation mellem variable og BNP for glidende 10-årsperioder



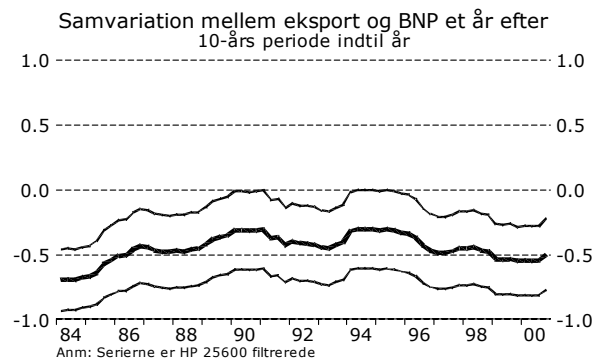
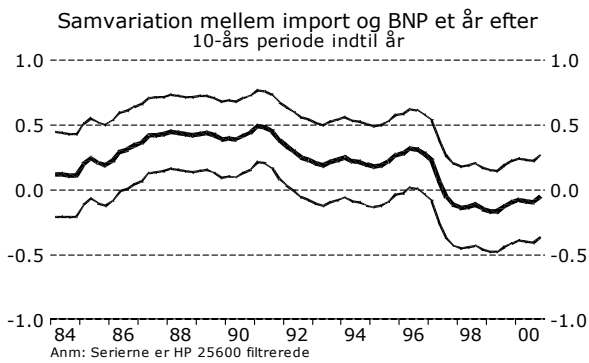
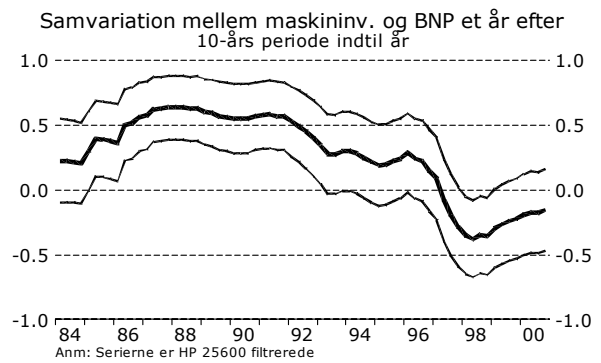
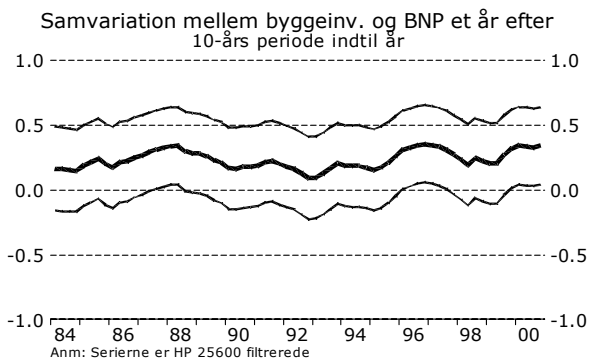
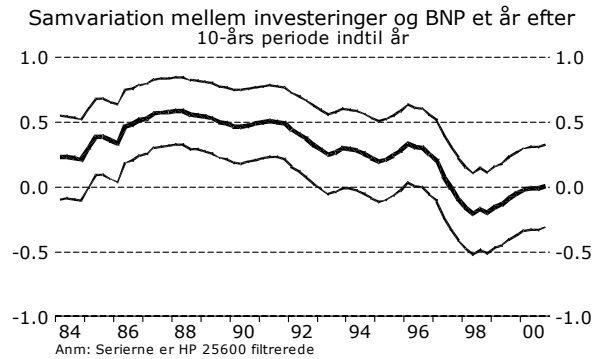
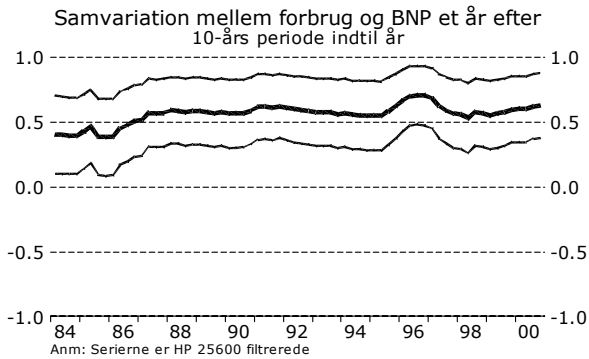


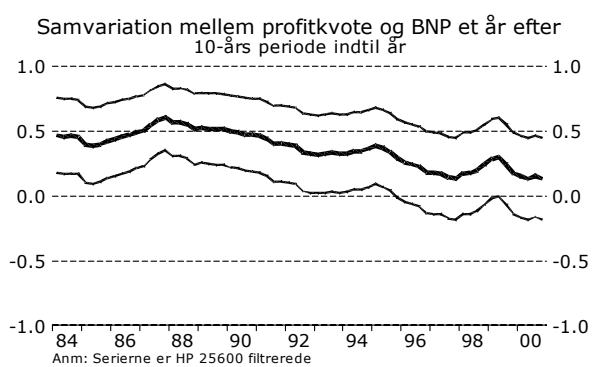
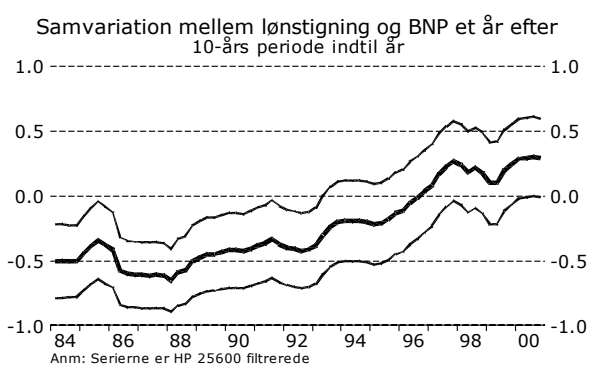
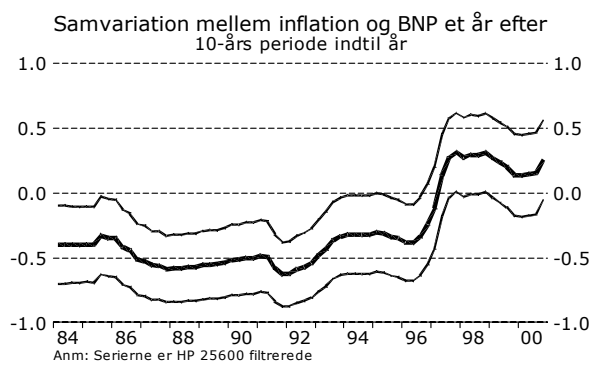
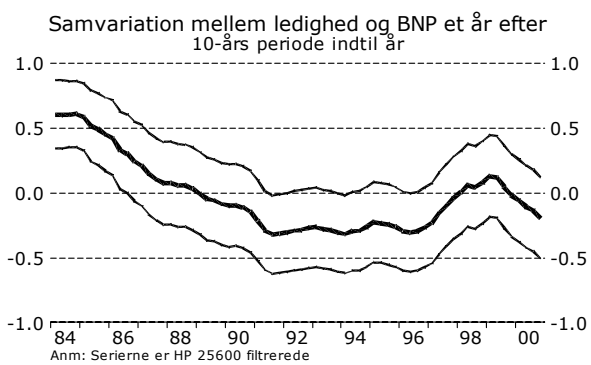
Korrelation mellem BNP og variable et år efter for glidende 10-årsperioder





Korrelation mellem variable og BNP et år efter for glidende 10-årsperioder





Korrelation mellem variable og ledighed for glidende 10-årsperioder

