

# Prognoser for internasjonal økonomi

## Står vi foran en amerikansk konjunkturavmatning?

**Andreas Benedictow og  
Per Richard Johansen\***

SSBs prognosenter for internasjonal økonomi har det siste året avveket fra gjengs oppfatning. De fleste prognosemiljøer forventer fortsatt høy vekst internasjonalt de nærmeste årene fremover, om enn ikke like kraftig som i 2004. SSB har imidlertid siden slutten av 2003 lagt til grunn at den amerikanske økonomien vil passere konjunkturtoppen i løpet av første halvår 2005, og at euroøkonomien vil følge etter om lag et halvt år senere. Formålet med denne artikkelen er å belyse bakgrunnen for SSBs prognosenter for internasjonal økonomi, og årsaker til avviket fra konsensus.

### Hvordan måle konjunktursyklar?

Det er flere måter å definere en konjunktursykel. I USA er det vanlig å ta utgangspunkt i en vurdering gjort av forskningsinstituttet National Bureau of Economic Research (NBER), basert på ulike indikatorer for amerikansk økonomi. Det viktigste kjennetegnet på en NBER-lavkonjunktur er i praksis to eller flere påfølgende kvartaler med fallende BNP-nivå. I etterkrigstiden opplevde Europa og Japan en lang periode med sammenhengende vekst. Man observerte likevel at utviklingen svingte. Det var perioder med sterkere og svakere vekst, arbeidsledigheten steg og sank osv. Etter hvert ble det derfor vanlig å definere konjunktursituasjonen etter hvor sterkt BNP-veksten var i forhold til trendveksten. Det gir som definisjon på en konjunkturbunn tidspunktet der BNP går fra å vokse langsommere til å vokse raskere enn trendveksten. Dette er belyst i figur (1).

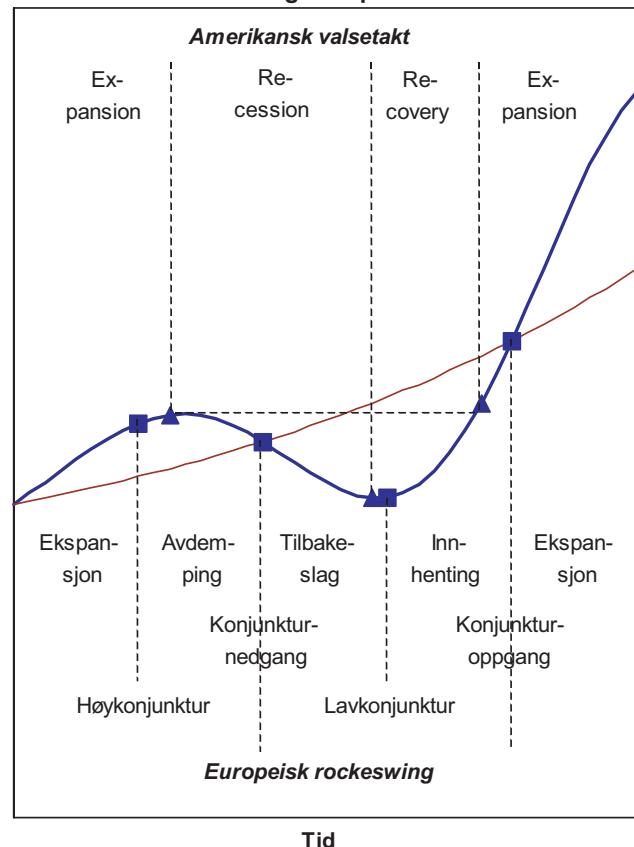
Konjunkturbevegelsene framkommer som svingninger i faktisk serie rundt en beregnet trend. Med utgangspunkt i det stiliserte eksemplet i figuren kan vi definere de ulike konjunkturfasene:

- *Lavkonjunktur* er periodene der faktisk serie ligger under trenden, dvs. der avviket er negativt, mens *høykonjunktur* er det motsatte.
- *Konjunkturbunnene og -toppene* nås der tallverdien av avviket mellom faktisk serie og trend er størst. I disse punktene er den faktiske veksten lik den trendmessige veksten.
- *Konjunktur nedgang* er periodene regnet fra konjunkturtopp til konjunkturbunn. Tilsvarende regnes *konjunkturoppgang* som periodene fra konjunkturbunn til konjunkturtopp.

**Andreas Benedictow** er forsker i Gruppe for makroøkonomi, Statistisk sentralbyrå (andreas.benedictow@ssb.no)

**Per Richard Johansen** er sjeføkonom i KS (prj@ks.no)

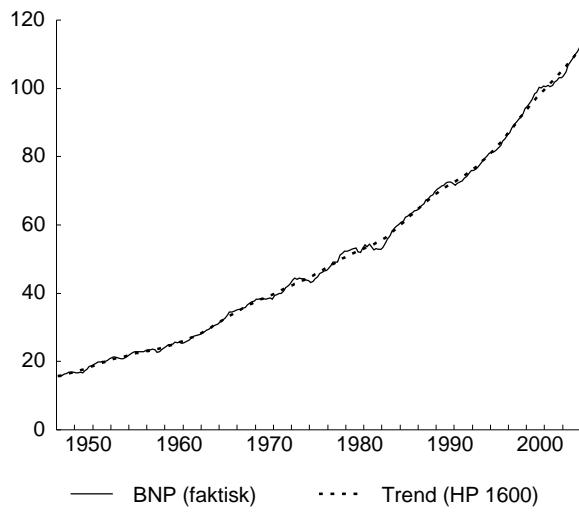
**Figur 1. Konjunkturfaser – amerikansk og europeisk "standard"**



Figur 2 viser hvordan en tidsserie for amerikansk BNP svinger rundt en trendlinje generert ved et HP-filter, der glattingsparametren  $\lambda$  er satt lik 1600 (se egen boks om HP-filteret). Det er brukt prognosenter for å begrense endepunktproblemet.<sup>2</sup>

Figur 3 viser prosentvis vekst fra foregående kvartal for BNP (årlig rate), og for to trender med glattingsparameter på hhv.  $\lambda = 1600$  og  $\lambda = 40000$ . Figuren viser at en høyere verdi for  $\lambda$ , som betyr sterkere vekt-

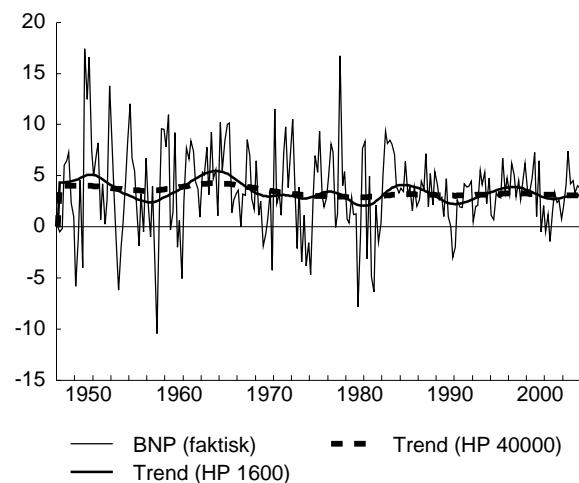
\* Takk til Ådne Cappelen og Torbjørn Eika for nyttige kommentarer.

**Figur 2. BNP, USA**

Kilder: BEA, Fair og SSB.

**Figur 3. BNP, USA**

Vekst fra kvartalet før i prosent, årlig rate

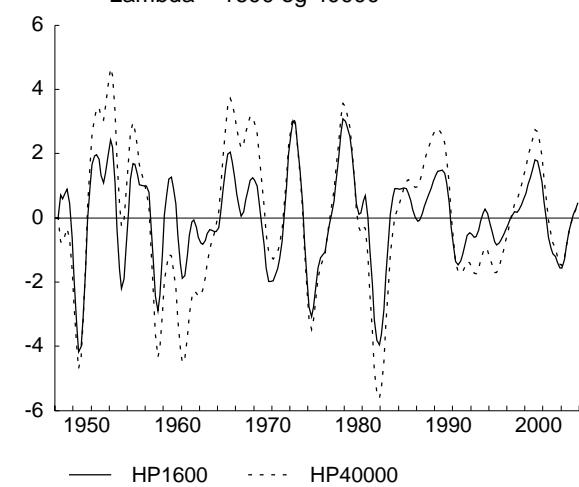


Kilder: BEA, Fair og SSB.

**Figur 4. BNP, USA**

Glattet avvik fra trend i prosent

Lambda = 1600 og 40000



Kilder: BEA, Fair og SSB.

legging på å minimere variasjon i trendveksten, gir et flatere forløp for trendveksten. Vi ser også at den økonomiske veksten (og volatilitetten) generelt var høyere de første par tiårene etter 2. verdenskrig enn den har vært de seneste par tiårene.

Om vi beregner prosentvis avvik fra trend får vi et uttrykk for produksjonsgapet, som vist i figur 4.<sup>3</sup> Vi ser at høy  $\lambda$ , som gir relativt liten variasjon i trendveksten (figur 3), samtidig gir større variasjon i produksjonsgapet.

Produksjonsgapet blir gjennomgående større med høy verdi på  $\lambda$  fordi avviket mellom faktisk og potensiell produksjon blir større når potensiell produksjon ikke tillates å variere så mye. Generelt kan vi si at de to verdiene kvalitativt danner noenlunde det samme bildet av konjunkturforløpet, men flere unntak peker seg ut: For eksempel ser andre halvdel av 1980-tallet ut som en sammenhengende opptur med høy  $\lambda$ , mens produksjonsgapet lukkes i 1987 når en benytter lav  $\lambda$ . På begynnelsen av 1990-tallet ser det ut som lavkonjunkturen var kortvarig med lav  $\lambda$  (selv om produksjonsgapet faller igjen i 1995), mens høy  $\lambda$  indikerer sammenhengende lavkonjunktur til 1997. I det følgende benyttes kun  $\lambda=1600$ .<sup>4</sup>

De ulike konjunkturbegrepene vi introduserte innledningsvis, kan nå knyttes til figur 4, der tidspunktet der BNP går fra å vokse langsommere til å vokse raskere enn trendveksten nå representeres ved bunnpunktene i kurvene. Tilsvarende defineres en konjunkturtopp, dvs tidspunktet der BNP går fra å vokse raskere til å vokse langsommere enn trendveksten, ved toppunktene i figuren. Økonomien er i høykonjunktur når kurven er over 0 (produksjonsgapet er positivt) og i lavkonjunktur når kurven er under 0 (produksjonsgapet er negativt). Tilsvarende sier vi at økonomien er i oppgangskonjunktur når kurven er stigende, og i nedgangskonjunktur når kurven faller.

### Hvor lang er en konjunktursykel?

En kan utlede et mål på konjunktursykkelens lengde ved å beregne korrelasjonen av produksjonsgapet med seg selv med ulik tidsforskyvning. Når serien sammenliknes med seg selv uten tidsforskyvning er korrelasjonen åpenbart lik 1. Når serien forskyves med tilsvarende en halv sykel får en den sterkeste negative korrelasjonen; da sammenliknes konjunkturtopper med bunner. Når serien forskyves med en quart sykel er korrelasjonen lik 0. Multipliseres det så med 4 for å få en full sykel har en et mål på lengden på en sykel. Figur 5 viser sykkelens korrelasjon med seg selv med ulik tidsforskyvning. Vi ser at korrelasjonen er lik 0 ved om lag 5 kvartaler tidsforskyvning. Det indikerer en lengde på konjunktursykelen på rundt 20 kvartaler, eller 5 år.

I figur 6 kan konjunkturtoppene tidfestes til 1953:1, 1955:3, 1959:4, 1966:2, 1973:2, 1978:4, 1984:3,

### HP-filter

Hodrick Prescott-filteret (heretter omtalt som HP-filteret) kan benyttes til å estimere den langsiktige trendkomponenten i en tidsserie (Hodrick and Prescott (1997)). Det finnes en rekke andre metoder, se f.eks. Canova (1998) for en oversikt. I denne artikkelen benyttes utelukkende HP-filteret, som er blitt standard i litteraturen. Produksjonsgapet, det vil si avviket mellom faktisk og potensiell produksjon, tallfestes ved å definere potensiell produksjon som en glatting av den faktiske produksjonen. Potensiell produksjon  $y^*$  identifiseres som den verdien som minimerer avstanden mellom faktisk produksjon  $y$  og  $y^*$ , og variasjonene i veksten i  $y^*$ . Hvor stor vekt en skal legge på disse to momentene bestemmes gjennom størrelsen på parameteren  $\lambda$ . Uttrykket som minimeres er:

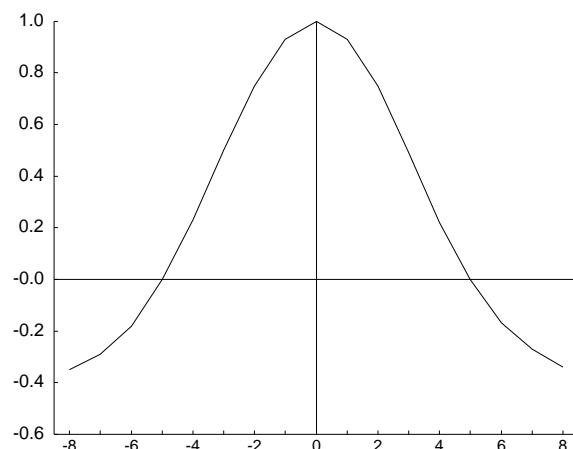
$$(1) \quad \Sigma(y - y^*)^2 + \lambda \Sigma[(y^*_{t+1} - y^*_t) - (y^*_{t-1} - y^*_{t-2})]^2$$

Det første ledet er kvadratet av differansen mellom faktisk og potensiell produksjon. Det andre ledet er kvadratet av endringen i veksten i potensiell produksjon. Parameteren  $\lambda$  bestemmes av økonomen, og kan anta verdier mellom 0 og uendelig. Den avgjør i hvilken grad variasjon i veksten i potensiell produksjon vektlegges. Når  $\lambda = 0$  faller det andre ledet bort, og kun avviket mellom faktisk og potensiell produksjon minimeres. Det gir  $y^* = y$ , og produksjonsgapet blir 0 til en hver tid. I motsatt tilfelle, når  $\lambda$  nærmer seg uendelig, vil kun variasjonen i veksten i potensiell produksjon minimeres. Det gir konstant trendvekst, dvs. trenden er en rett linje. Dersom en først tar logaritmen av serien, vil en rett linje innebære en konstant vekstrate. Kydland og Prescott (1990) foreslo å bruke  $\lambda = 1600$  på kvartalsdata<sup>1</sup> for USA. Det gav en trend for BNP som virket rimelig holdt opp mot andre observasjoner, og har etter hvert blitt standardverdien i litteraturen. Marcell og Ravn (2004) undersøker data for en rekke OECD-land – deriblant USA – og finner støtte for  $\lambda = 1600$  for de fleste, med unntak av Spania, Italia og Japan. For Norge har SSB kommet til at et filter med høy  $\lambda$ -verdi (40 000) gir den beste beskrivelsen av konjunkturforløpet de siste 30 årene (Johansen og Eika (2000)).

En fordel med HP-filteret er at det er enkelt å anvende. Det kan betraktes som en svakhet at  $\lambda$  settes skjønnsmessig. En annen svakhet er at nivået på potensiell produksjon blir mer påvirket av nivået på faktisk produksjon på begynnelsen og slutten av perioden enn ellers. Det skyldes at filteret på et hvert tidspunkt benytter verdier både fremover og bakover i tid til å estimere potensiell produksjon. I begynnelsen av perioden finnes bare verdier for produksjonen fremover i tid, og i slutten av perioden finnes bare verdier bakover i tid. Filteret går dermed gradvis over fra å være tosiktig til å bli ensidig når en nærmer seg endepunktene. Jo større  $\lambda$ , desto større er problemet. En vanlig måte å redusere dette problemet er å forlenge serien inn i fremtiden med prognosenter, og eventuelt å starte analyseperioden senere enn starttidspunktet for serien.

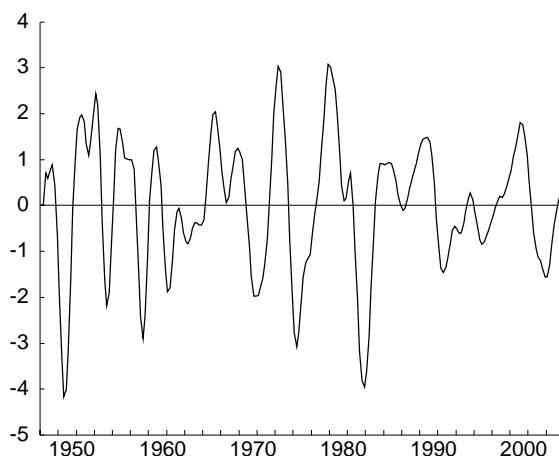
<sup>1</sup> Se Ravn og Uhlig (2001) om justering av  $\lambda$  ved ulik frekvens på data.

**Figur 5. BNP-avvik for USA**  
Autokorrelasjon ved ulik tidsforskyvning  
Kvartalstall



Kilder: BEA, Fair og SSB.

**Figur 6. BNP, USA**  
Glattet avvik fra trend i prosent



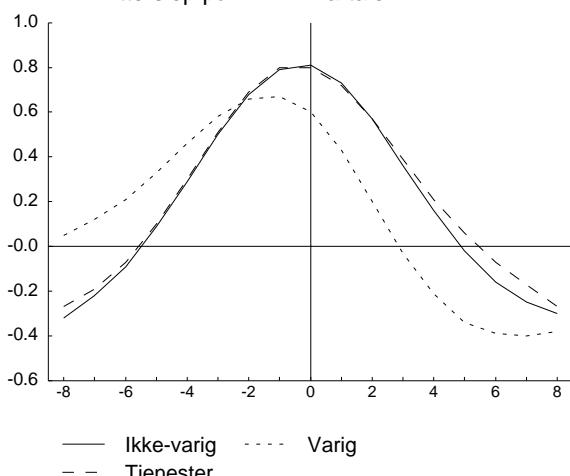
Kilder: BEA, Fair og SSB.

1989:4, 1994:3, 2000:1 og 2005:3. Sluttidspunktet på den siste sykelen er basert på Fairs prognosene<sup>5</sup>. I følge disse prognosene passerer altså konjunkturtoppen i USA i 3. kvartal 2005, om lag på linje med SSBs forutsætning i siste konjunkturrapport (SSB 2005) om at toppen passerer i 2. kvartal. Videre ser vi at 8 av 10 syklene varer mellom 17 og 26 kvartaler, og at de 6 siste syklene (siden 1973:2) varer mellom 19 og 23 kvartaler. Spesielt de siste 30 årene har det altså vært små variasjoner i lengden på syklene.

### Hva driver sykelen?

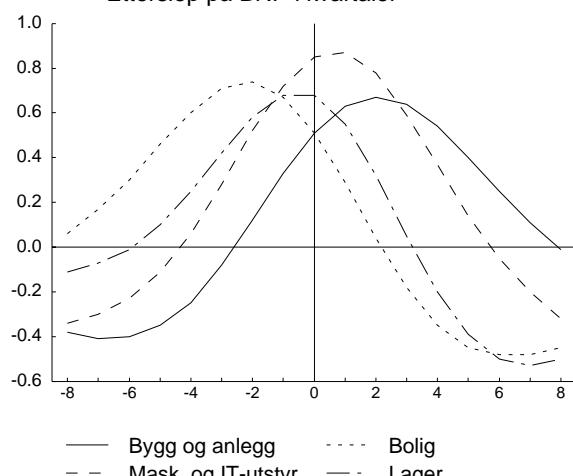
Når en skal analysere økonomiens konjunkturforløp, er det interessant å se på korrelasjonen mellom konjunkturforløpet i BNP og konjunkturforløpet i andre sentrale makrovariable. Den tidsforskyvningen av en serie som gir størst korrelasjon med BNP antyder hvor mye serien gjennomgående leder på eller sleper etter BNP. Ledende indikatorer kan gi en pekepinn på øko-

**Figur 7. Husholdningenes konsum  
Korrelasjon med BNP-avvik**  
Etterslep på BNP i kvarteraler



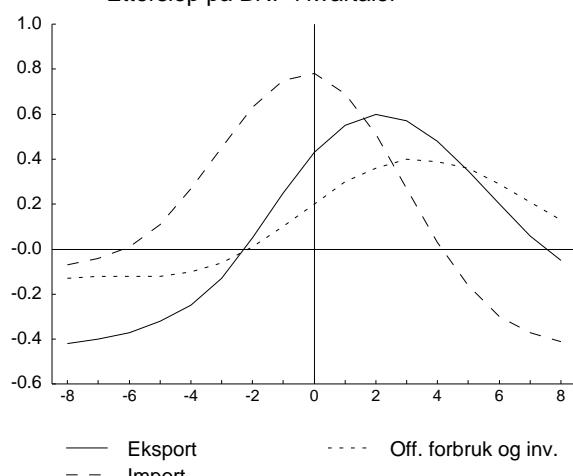
Kilder: BEA, Fair og SSB.

**Figur 8. Investeringer  
Korrelasjon med BNP-avvik**  
Etterslep på BNP i kvarteraler



Kilder: BEA, Fair og SSB.

**Figur 9. Andre indikatorer  
Korrelasjon med BNP-avvik**  
Etterslep på BNP i kvarteraler



Kilder: BEA, Fair og SSB.

nomiens retning fremover, og kan gi verdifull informasjon når en skal lage prognosør. Tabell 1 og Figur 7-9 viser korrelasjonen mellom BNP og dets underkomponenter for ulik tidsforskyvning av disse (eller mer presist, korrelasjonen mellom produksjonsgapet og investeringsgapet, produksjonsgapet og eksportgapet osv.).

For eksempel ser vi at husholdningenes konsum av hhv. varige og ikke-varige forbruksvarer har høyest korrelasjon med BNP for et tidsetterslep på hhv. -1 og 0 kvarteraler. Det antyder at konsumet av varige forbruksvarer leder på BNP med om lag ett kvarthal, mens ikke-varige forbruksvarer er omtrent sammenfallende med BNP. Korrelasjonen er generelt høy for husholdningenes konsum. Det er ikke overraskende, siden konsumet utgjør 2/3 av BNP. Konsum av varige forbruksvarer skiller seg imidlertid ut med lavere korrelasjon enn de to andre konsumvariablene. Det skyldes at denne serien er relativt volatil, det vil si har store tilfeldige variasjoner. Forskjellen i korrelasjon for en tidsforskyvning på for eksempel -1 og -2 kvarteraler er ikke stor. Det illustrerer at usikkerheten er betydelig når det gjelder hvor mange kvarter den leder.

Hvordan kan den sterke tendensen til regelmessighet i amerikansk økonomi forklares? En forklaring er at pengepolitikken er sentral i denne dynamikken. Den amerikanske sentralbanken fører en mer aktivistisk pengepolitikk enn hva som har vært vanlig de fleste andre steder i verden. Etter at veksten avtok gjennom 2000, fulgte for eksempel Fed opp med aggressive rentekutt. Det tar imidlertid en stund fra et konjunkturskifte finner sted til det kan avleses i statistikken. Derfor vil det som regel også gå en stund før rentenedgangen kommer. Det var således først gjennom 2001 at amerikanske renter ble satt ned, til tross for at økonomien passerte konjunkturtoppen allerede i 1. kvarthal 2000. Da var det altså gått ett år. Deretter tar det tid før rentenedsettelsen begynner å virke. Det er vanlig å regne med et etterslep på minst ett år. Etter siste rentenedsettelse tok det lengre tid, blant annet fordi den foregående oppgangen hadde ført til spesielt høye investeringer som måtte tilpasses før den nye oppgangen kunne ta til. Først i 4. kvartal 2002 passerte amerikansk økonomi konjunkturbunnen. Etter en stund med oppgang utløses et behov for en reversering av pengepolitikken. Denne gangen tok det halvannet år før Fed tok til å heve rentene igjen, dvs. fra og med 2. kvartal 2004. Deretter tar det minst et nytt år før renteøkningen slår gjennom i økonomien, og veksten bremser opp. Dermed er vi kommet frem til dagens situasjon, og det er gått om lag fem år siden forrige konjunkturtopp.

Pengepolitikken virker først og fremst gjennom husholdningenes etterspørsel (se feks. Blinder (1997)): Tabell 1 og figur 7-9 viser at det normalt er boliginvesteringene som leder an i konjunkturforløpet i USA, med høyest korrelasjon for en ledelse på BNP på to

**Tabell 1. Korrelasjon med BNP-avvik ved ulike etterslep i kvartaler.**

Tidsforskyvningen som gir høyest korrelasjon er utehevet

		-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Hush. konsum	Varig	0,05	0,12	0,21	0,33	0,46	0,58	0,66	0,67	0,60	0,43	0,20	-0,03	-0,21	-0,34	-0,39	-0,40	-0,38
	Ikke-varig	-0,32	-0,22	-0,09	0,09	0,29	0,50	0,68	0,79	0,81	0,73	0,57	0,36	0,16	-0,02	-0,16	-0,25	-0,30
	Tjenester	-0,27	-0,19	-0,07	0,10	0,30	0,51	0,69	0,80	0,80	0,72	0,57	0,39	0,21	0,06	-0,07	-0,17	-0,27
Investeringer	bygg og anlegg	-0,38	-0,41	-0,40	-0,35	-0,25	-0,08	0,12	0,33	0,51	0,63	0,67	0,64	0,54	0,40	0,25	0,11	-0,01
	maskiner og IT-utstyr	-0,34	-0,30	-0,23	-0,11	0,06	0,28	0,52	0,72	0,85	0,87	0,78	0,59	0,37	0,14	-0,05	-0,20	-0,32
	bolig	0,06	0,17	0,30	0,46	0,60	0,71	0,74	0,67	0,51	0,29	0,04	-0,18	-0,35	-0,45	-0,48	-0,48	-0,45
	lager	-0,11	-0,07	-0,01	0,10	0,25	0,42	0,58	0,68	0,68	0,55	0,32	0,05	-0,20	-0,39	-0,50	-0,53	-0,50
Annet	Eksport	-0,42	-0,40	-0,37	-0,32	-0,25	-0,13	0,05	0,25	0,43	0,55	0,60	0,57	0,48	0,35	0,20	0,06	-0,05
	Import	-0,07	-0,04	0,01	0,11	0,27	0,45	0,63	0,75	0,78	0,69	0,51	0,27	0,03	-0,16	-0,30	-0,37	-0,41
	Off forbruk og inv	-0,13	-0,12	-0,12	-0,12	-0,10	-0,06	0,01	0,10	0,20	0,30	0,36	0,40	0,39	0,36	0,29	0,21	0,13

kvartaler. Legg merke til at korrelasjonen er høyere for større ledelse enn for mindre. Med en tidsforskyvning på +1 og +2 kvartaler er korrelasjonen lav. Det viser at boliginvesteringene i liten grad følger etter BNP. Figur 10 antyder at boliginvesteringene kan ha snudd i 4. kvartal i fjor. Det er en indikasjon på at amerikansk økonomi vil passere toppen i 2. kvartal i år. Sterke igangsettingstall for boligbygg i januar og februar i år kan imidlertid tilsi at toppen i boliginvesteringene skyves ut i tid.

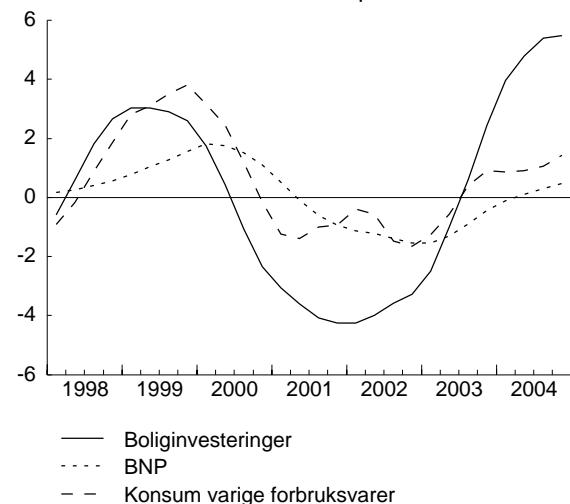
Etter boliginvesteringene følger oftest konsum av varige forbruksvarer. Figur 10 viser at det ikke var klare tegn til avmatning i denne indikatoren per 4. kvartal 2004. Også importen følger relativt tidlig i konjunkturforløpet, drevet av konsumet. Næringslivets investeringer er mindre rentefølsomme, og reagerer først etter at etterspørselen i økonomien har tatt seg opp. Investeringer i maskiner og IT-utstyr kommer først. Her kreves relativt kort tid til planlegging og levering. Investeringer i bygg og anlegg, som har lengre planleggings- og ferdigstillingstid, kommer senere.

Offentlig forbruk og investeringer har størst etterslep, men her er også korrelasjonen svært lav. Det skyldes store forskjeller i innretningen av finanspolitikken i ulike opp- og nedganger. En undersøkelse av OECD (1992) viste at doseringen av finanspolitikken var den viktigste forskjellen på sterke og svake konjunkturoppganger, der moderate konjunkturoppganger gikk sammen med stram finanspolitikk og vise versa. Eksporten sleper etter med et par kvartaler. Det er konsistent med at amerikansk økonomi leder på utviklingen internasjonalt - noe vi ser nærmere på under - slik at det tar tid før internasjonal etterspørsel rettet mot amerikanske varer øker.

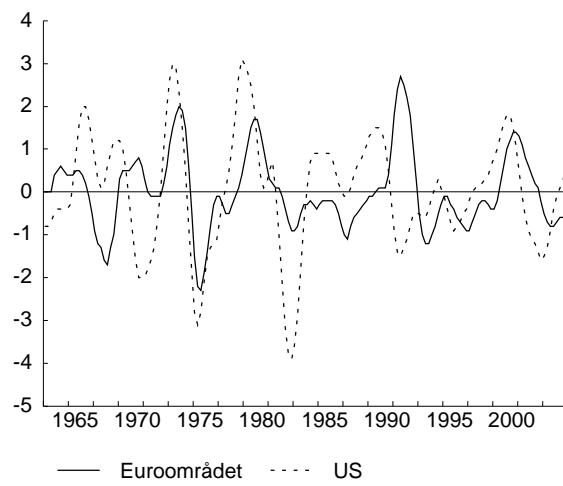
### Europa sleper etter

Den amerikanske økonomien er en viktig drivkraft i internasjonal økonomi. Vi er opptatt av hvordan konjunkturutviklingen i USA påvirker euroområdet, som utgjør en betydelig del av de norske eksportmarkedene. Det finnes en rekke studier av sammenhenger mellom konjunktursyklene i ulike land, se feks. Backus, Kehoe and Kydland (1992), Ambler, Cardia and

**Figur 10. Konjunkturavvik for USA**  
Glattet avvik fra trend i prosent



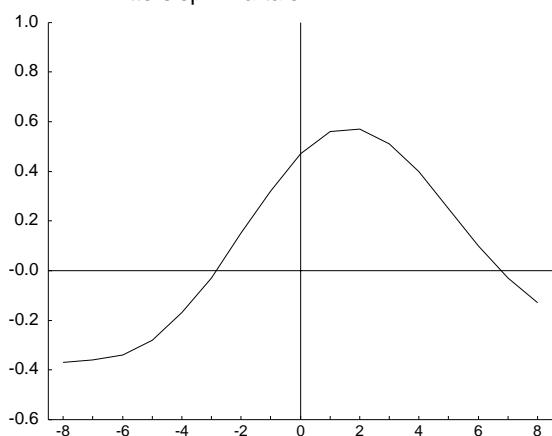
Kilder: BEA, Fair og SSB.

**Figur 11. BNP-avvik, USA og euroområdet**

Kilder: BEA, Fair, OECD og SSB.

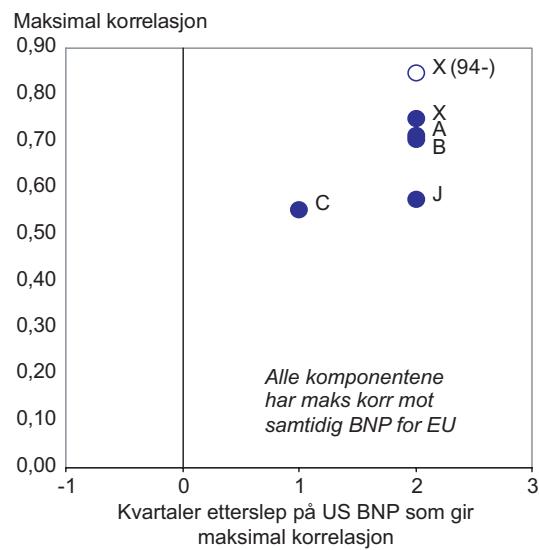
Zimmermann (1999) og Marcat and Ravn (2004). Figur 11 viser produksjonsgapet for USA og euroområdet. Figuren antyder at konjunkturutviklingen i euroområdet sleper etter USA: Toppene har en tendens til å komme noe senere i Europa, det samme gjelder for bunnene. Unntaket er begynnelsen på 1990-tallet,

**Figur 12. BNP euroområdet  
Korrelasjon med BNP-avvik for USA  
Etterslep i kvartaler**

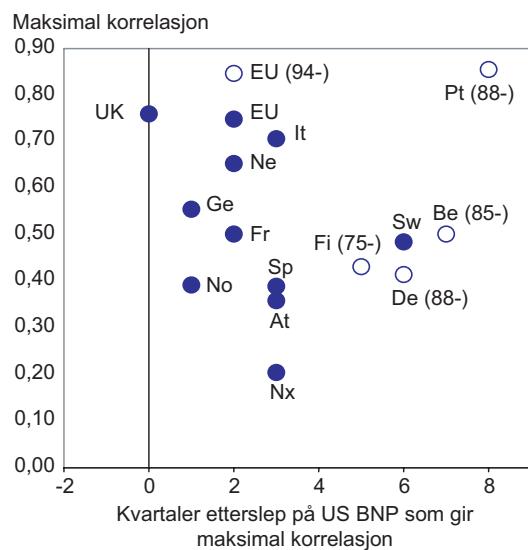


Kilder: BEA, Fair, OECD og SSB.

**Figur 13. EU - Syklisk samvariasjon med US BNP (1971-)**



**Figur 14. Europa - Syklisk samvariasjon med US (1971-)**



som kan forklares av de økonomiske virkningene av Tysklands gjenforening. Vi benytter samme metode som over for å få klargjort sammenhengen. Perioden fra murens fall i 1989 til 1993 fjernes fra datasettet, slik at denne atypiske perioden ikke skal ødelegge resultatene. Figur 12 viser at det er høyest korrelasjon når tidsserien for euroområdet forskyves to perioder tilbake. Det viser at euroområdet i gjennomsnitt sleper etter USA med om lag to kvartaler. Dette er i samsvar med konjunkturforløpet som legges til grunn i SSBs prognosør for internasjonal økonomi.

Om vi kaster et raskt blikk på underkomponentene av BNP for euroområdet figur 13, så ser vi at det også her er en tendens til at konsumet reagerer tidligere enn andre variable. Vi ser dessuten at samvariasjonen har vært spesielt sterkt for BNP siden 1994.

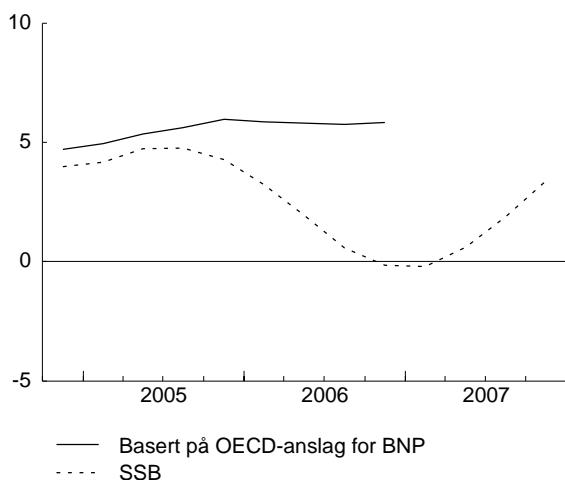
Figur 14 viser utvalgte europeiske lands samvariasjon med USA, og demonstrerer hvordan konjunkturspredningen strekker seg ut i tid. Storbritannia følger USA tett, både med høy korrelasjon og sammenfall i tid. Deretter følger Kontinentaleuropa, først Tyskland, Nederland og Frankrike, deretter Søreuropeiske land. Vi ser dessuten at Norge følger raskt. Samvariasjonen er imidlertid lav, noe som skyldes en særnorsk konjunkturutvikling, knyttet til investeringer i oljesektoren. Dereguleringen av kredittmarkedene midt på 1980-tallet bidro dessuten til en særnorsk konjunkturutvikling det påfølgende tiåret.

### Historie og prognosør

Når en skal lage prognosør må en forholde seg til historien. Sterkt forenklet kan en skissere to ytterpunkter for hvordan historien kan nyttiggjøres til prognoseformål: 1) Historien oppsummeres ved økonomiens trendvekst. Det antas at økonomien skal tilbake mot/til trendvekst, der en selvagt tar høyde for ev. informasjon som tilsier noe annet på helt kort sikt. Mange prognosemakere har relativt kort tidshorisont, gjerne 1-2 år, som feks. OECD. Da kan det være beleilig å anta at når økonomien er tilbake på trend, så blir den der ut prognoseperioden. En slik tilnærming ser ut til å prege mange prognosemiljøer. 2) Den andre måten er å forutsette at økonomien svinger relativt regelmessig, ta utgangspunkt i et gjennomsnittlig konjunkturforløp og ev. justere for faktorer som er spesielle for den gjeldende situasjonen. Dette likner mer på fremgangsmåten som benyttes av SSB når det lages anslag for internasjonal økonomi.

Figur 15 viser (eksport)markedsindikatoren (se egen boks) som følger av OECDs anslag fra desember 2004 og fra SSBs anslag fra mars 2005.<sup>6</sup> Markedsindikatoren skal fange opp utviklingen i etterspørselen etter importvarer i Norges viktigste eksportmarkeder. Denne etterspørselen vil i stor grad styres av aktivitetsnivået i de respektive landene. OECDs anslag tegner et bilde der den moderate konjunkturoppgangen i

**Figur 15. Markedsindikatoren**  
Vekst fra kvartalet før, årlig rate



Kilder: OECD og SSB.

USA og Vest-Europa fortsetter de neste to årene. Det er selvsagt godt mulig at dette slår til. Det vil imidlertid representere et unntak, og ikke regelen. Normalt vil noen år med sterkere vekst enn trenden følges av år med svakere vekst, ofte med vekstrater på 1 prosent eller lavere, som lagt til grunn i SSBs anslag.<sup>7</sup> Dersom denne utviklingen skulle slå til, vil det også måtte få betydning for rentesettingen til Norges Bank, jf at SSB la til grunn en vesentlig lavere rentebane framover enn den de fleste prognosegivere så langt har operert med.

## Referanser

Ambler, S., E. Cardia, and C. Zimmerman (1999): «International Business Cycles: What are the Facts?», mimeo, University of Montreal.

Blinder A. S. (1997): «Is There a Core of Practical Macroeconomics That We Should All Believe?», American Economic Review, Vol. 87, No 2, 240-243.

Backus, D. K., P. J. Kehoe and F. E. Kydland (1992): «International Real Business Cycle», Journal of Political Economy.

Canova, F. (1998) «Detrending and Business Cycle Facts», Journal of Monetary Economics, vol.41 (3), pp.475-512.

Fair, R. C. (2004): «Estimating How the Macroeconomy Works», Harvard University Press.

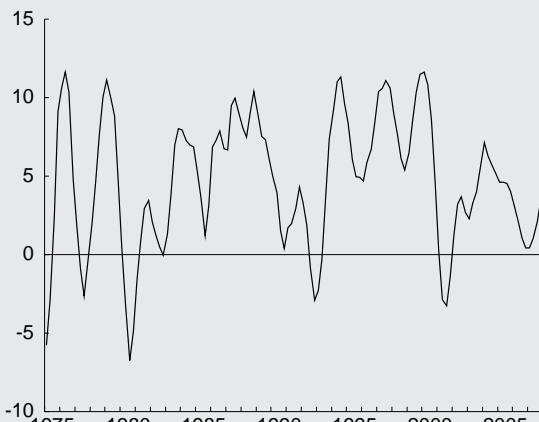
Hodrick, R.J. and E.C. Prescott (1997) "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", Journal of Money, Credit, and Banking, Vol 29, 1-16. Tidligere utgitt som arbeidsnotat, men med ulike referanser i litteraturen (Working Paper eller Discussion Paper nr. 451 fra Carnegie-Mellon University eller Northwestern University, publisert i 1980 eller 1981).

## Markedsindikatoren

Markedsindikatoren skal indikere etterspørselen på verdensmarkedet etter norske varer, og inngår i forklaringen av eksportutviklingen i våre makroøkonomiske modeller. Frem til nylig var markedsindikatoren beregnet på grunnlag av vareimporten i om lag 20 OECD-land. Vektene avspeiler de ulike landenes betydning for norsk eksport. Importen var delt i tre undergrupper; 1) Matvarer og jordbruksprodukter, 2) Råvarer og 3) Industrivarer. De disaggregerte volumdataene fra OECD produseres ikke lenger, og en omlegging har derfor tvunget seg frem. Vi har derfor laget en enklere modell, med fem land (USA, euroområdet, Japan, Sverige og Storbritannia) og én vare (nærmere bestemt samlet import av varer og tjenester). Markedsindikatoren beregnes nå ved at disse landenes import av varer og tjenester veies sammen. I tillegg er sammenhengen mellom BNP og import for de fem landene modellert økonometrisk. Dermed er det tilstrekkelig å anslå utviklingen i disse 5 landenes BNP - og ikke importen i 20 land - for å lage et anslag på utviklingen i markedsindikatoren. Figuren viser forløpet til (den nye) markedsindikatoren, inkludert anslag per mars 2005 (som i figur 15). Den viser at det i SSBs prognosører er lagt til grunn et moderat konjunkturforløp for internasjonal økonomi fremover, sett i et historisk perspektiv.

## Markedsindikatoren

Glattet vekst fra kvartalet før, årlig rate



Kilder: OECD og SSB.

Johansen, P.R. og T. Eika (2000): Drivkrefter bak konjunkturforløpet på 1990-tallet. Vedlegg 11 i "En strategi for sysselsetting og verdiskapning", NOU 2000:21.

Kydland, F. E. og E. C. Prescott (1990): «Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth», Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review (Spring)

Marcet, A. and M. O. Ravn (2004): «The HP-filter in Cross country Comparisons», CEPR Discussion Papers 4244.

OECD (2004): Economic Outlook, Volume 2004/2 No. 76, December.

Ravn, M. O. and H. Uhlig (2001): «On Adjusting the HP-filter for the Frequency of Observations», C.E.P.R. Discussion Papers 2858.

Statistisk sentralbyrå (2005): Økonomiske analyser 1/2005.

## **Noter**

<sup>1</sup> Se Ravn og Uhlig (2001) om justering av  $\lambda$  ved ulik frekvens på data.

<sup>2</sup> Prognosene er fra FAIR model, en makromodell for amerikansk og internasjonal økonomi. Prognoseperioden strekker seg fra 1. kvartal 2005 til 4. kvartal 2008, og omfatter de fleste sentrale underkomponentene til BNP. Se Fair (2004) og <http://www.fairmodel.econ.yale.edu>

<sup>3</sup> Seriene er glattet ved å veie sammen hver observasjon med de to forutgående og de to etterfølgende observasjonene.

<sup>4</sup> Hodrick and Prescott (1997) undersøker følsomheten for ulike valg av  $\lambda$ , og konkluderer med at resultatene er rimelig robuste. Canova (1998) er imidlertid mindre positiv.

<sup>5</sup> Prognosene er fra FAIR model, en makromodell for amerikansk og internasjonal økonomi. Prognoseperioden strekker seg fra 1. kvartal 2005 til 4. kvartal 2008, og omfatter de fleste sentrale underkomponentene til BNP. Se Fair (2004) og <http://www.fairmodel.econ.yale.edu>

<sup>6</sup> Se hhv. OECD (2004) og SSB (2005).

<sup>7</sup> Se SSB (2005) for en nærmere drøfting av SSBs siste anslag for internasjonal økonomi.