



**RAGNAR NYMOEN**  
Professor ved Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo

**EIVIND TVETER**  
Førstekonsulent i Statistisk sentralbyrå

# Er Norges Banks pengepolitiske modell en god nok modell for norsk økonomi?\*

Flere økonomer har lenge etterlyst gode alternativer til eksisterende økonometriske modeller for analyser og prognoser på kort- og mellomlang sikt. Anbefalingen fra Norges Bank Watch 2002 om at Norges Bank burde utvikle en moderne makromodell basert på rasjonelle forventninger ble raskt adoptert i Norges Bank, som startet et modellutviklingsprosjekt i 2003. To år senere fikk en pilotversjon av modellen, et system med fire atferdslikninger, status som Norges Banks operative modell for makroøkonomiske analyser. Nylig ble den første fullskala versjonen av modellen lansert under akronymet NEMO (Norwegian Economy Model).<sup>1</sup> NEMO er imidlertid ennå ikke operativ i forbindelse med skrivingen av inflasjonsrapportene. I denne kommentaren setter vi derfor søkelys på pilotversjonen, som har representert den modellmessige rammen for pengepolitiske beslutninger i et par år allerede<sup>2</sup>.

## 1 INNLEDNING

Etter omleggingen av pengepolitikken til inflasjonsstyring våren 2001 har det skjedd en fundamental endring i Norges Banks makroøkonomiske modellapparat. Norges Banks nye modell er en eklektisk anvendelse av ny teori for åpne økonomier, og kan ses som en iverksetting av det modellutviklingsprogrammet som ble anbefalt i Norges Bank Watch 2002, se Svensson mfl. (2002).

Første versjon av Norges Banks nye makromodell har vært brukt som en «skyggemodell» i flere prognoserunder i tilknytning til Norges Banks inflasjonsrapporter (rapporten har nå endret navn til Pengepolitisk rapport), i den forstand at en systematisk har sjekket om modellen kan reproducere de skjønnsbaserte framskrivningene for inflasjon, BNP og rente. Inflasjonsrapport nr. 3 i 2005 (IR 3/05), innebar imidlertid en viktig oppjustering av model-

\* Takk til Egil Matsen og Økonomisk forums konsulent: Vi retter også en takk til Norges Bank for å ha gitt oss tilgang til deres database. Vi har tidligere fått nyttige kommentarer fra Pål Boug, Ådne Cappelen, Torbjørn Eika og Eilev S. Jansen. Artikkelen er tidligere presentert på: Workshop in Economic Policy Modelling, Voksenåsen, 23. Januar 2007.

<sup>1</sup> Som forklart nedenfor er referansen til den operative versjonen av Norges Banks modell Husebø mfl. (2004). NEMO er dokumentert i Brubakk mfl. (2006).

<sup>2</sup> Det kan antas at en empirisk karakteristikk av tilbudssiden i pilotversjonen i stor grad kan gjelde også for NEMO, siden Norges Bank understreker at NEMO har de samme fundamentalegenskapene som pilotmodellen, se [http://www.norges-bank.no/publikasjoner/arsberetning/2006/kap1\\_2006.pdf](http://www.norges-bank.no/publikasjoner/arsberetning/2006/kap1_2006.pdf).

lens status fordi prognosene for første gang siden omleggingen i utgangspunktet var modellgenererte. Denne praksisen er videreført i IR 1/06, slik at en nå kan fastlå at den nye modellen har fått fotfeste som det sentrale framskrivningsverktøyet i Norges Banks pengepolitiske analyser.

Det er ofte blitt konstatert at de norske makroøkonomiske modellene fungerer som premissleverandør for politiske beslutninger.<sup>3</sup> Et primært formål med makroøkonomisk modellering er å påvirke den oppfatningen som andre har om økonomiens virkemåte, Granger (1990). Dette er spesielt tydelig i forbindelse med den modellutviklingen som skjer i tilknytning til inflasjonsstyringen, siden transmisjonsmekanismen, som pengepolitikken virker igjennom, ikke er direkte observerbar, men kun kan beskrives i «des-tillert», forenklet og modellmessig form. Det finnes mange mulig pengepolitiske modeller, som alle er tilnærminger til den sanne transmisjonsmekanismen.<sup>4</sup> Selv om en kan stille krav til modellen i generelle ordelag, som for eksempel konsistens med økonomiske teori, og en viss grad av overensstemmelse med den faktiske økonomiske utviklingen, så er slike generelle krav ikke nok til at det store antallet mulige modeller blir redusert særlig mye. Det er nemlig mange teorier å velge blant, og det er forholdsvist lett å få modeller til å føye data godt.

Nettopp fordi det er mange mulige modeller med forskjellige egenskaper, og fordi et formål med modellutviklingen er påvirkning av politikere, markedsaktører, studenter og fagfeller, bør den empiriske statusen til modellens bærende hypoteser om atferd og mekanismer i økonomien vurderes på et faglig grunnlag og diskuteres i åpenhet. En slik evaluering legitimerer langt på vei modellutvikling hvor påvirkning av folks virkelighetsoppfatning er et klart siktepunkt.

Norges Bank bruker sine internettsider samt foredrag til å spre kunnskap om egenskapene til sin nye modell. Imidlertid har ikke Norges Bank selv gjort kjent resultatene av en modellevaluering - det være seg vurdering av modellens likninger ved hjelp av standard økonomie-

triske tester, eller sammenlikninger med alternative modeller og hypoteser. Dette kan skyldes en oppfatning om at slike tester ikke er relevante, enten fordi modellen er basert på en type teori som ikke kan testes mot data, eller fordi historiske data ikke er informative siden vi bare har noen få år med observasjoner fra det nye pengepolitiske regimet.

Det er riktig at det er visse trekk ved det teoretiske innholdet i den nye modellen, som kompliserer en økonometrisk evaluering. Dette har å gjøre med at visse sentrale parametere i modellen er svakt identifisert i økonometrisk forstand. I artikkelen belyser vi dette fenomenet ved å se spesielt nøye på tilbudssiden av modellen, som består av en såkalt ny-keynesiansk Phillipskurve. Men, som den økonometriske litteraturen viser, er det likevel mulig å teste Phillipskurven ved en veloverveid vurdering av instrumenter, og ved en økonometrisk sammenlikning med alternative (eksisterende) modeller. Eksempler på dette er Bårdsen mfl. (2004) og Mavroeidis (2005). Det andre argumentet, om at perioden med data fra det pengepolitiske regimet er for kort til å muliggjøre presis estimering, er selvsagt viktig. Dersom det ikke har skjedd et skift i inflasjonsprosessen kan dette imidlertid løses ved å benytte data fra før omleggingen. Tester av denne hypotesen tyder på at data både fra årene før og etter 2001 kan antas å være gyldige for en evaluering av Norges Banks nye modell.<sup>5</sup>

I denne artikkelen foretar vi derfor en direkte testing av modellen slik den er beskrevet i tilgjengelig dokumentasjon. Siden modellen brukes som et hjelpemiddel i utøvelsen av pengepolitikken, virker det rimelig å forutsette at modellens parametere lar seg estimere med data fra norsk økonomi (med forbeholdene som vi har nevnt), og at modellens løsning bør samsvare forholdsvist godt med utviklingen i norsk økonomi de siste årene.

Resten av artikkelen beskriver først Norges Banks modell og kommenter kort den kalibreringsmetoden som er benyttet til å tallfeste modellen. Dernest foretar vi en direkte estimering av tilbudssiden av modellen, før vi til

<sup>3</sup> Se Norge Banks årsberetning, for eksempel boksen *Kriterier for en god rentebane* på side 37 og boksen *Arbeidet med makroøkonomiske modeller* på side 39. [http://www.norges-bank.no/publikasjoner/arsberetning/2005/del3\\_2005.pdf](http://www.norges-bank.no/publikasjoner/arsberetning/2005/del3_2005.pdf).

<sup>4</sup> Eller, mer generelt: En sann datagenererende prosess, som har en så høy grad av kompleksitet og detaljrikdom at alle tenkelige modeller vil være en forenkling av den. Hvorvidt en slik datagenererende prosess «virkelig eksisterer» er et filosofisk spørsmål som kanskje ikke lar seg besvare— uten at det noen stor praktisk betydning. Poenget med begrepet er at vi ved å gjøre antakelser om den datagenererende prosessen i prinsippet (og ofte i praksis) kan foreta en evaluering av hvor gode forenklinger de enkelte modellene er.

<sup>5</sup> Norges Bank bruker også observasjoner fra både før og etter innføringen av inflasjonsstyring når de sammenligner sin modell med en SVAR-modell estimert på kvartalsvise data fra 1993 til 2003.

slutt ser på hvordan modellen som helhet føyer utviklingen i norsk økonomi de siste årene.

2 NORGES BANKS MAKROØKONOMISKE MODELL  
Makromodellen som er brukt i IR 3/05 og i IR 1/06 er dokumentert i Husebø mfl. (2004).<sup>6</sup> Det økonomiske innholdet i modellen består av 4 atferdsrelasjoner: En makro etterspørselsfunksjon, tilbudssiden er ivaretatt med en Phillipskurve og en tredje likning som representerer rentefastsettelsen. Den fjerde atferdsrelasjonen er en betingelse om perfekt kapitalmobilitet, slik at betingelsen om udekket renteparitet beskriver utviklingen i valutamarke-

Tilbudssidelikningen i Norges Banks modell er spesifisert på følgende måte:

$$(1) \quad \pi_t = \alpha_0 \pi_{t-1} + \alpha_1 \pi^* + (1 - \alpha_0 - \alpha_1) E_t \pi_{t+4} + \alpha_2 ygap_{t-1} + \alpha_3 \Delta ygap_{t-1} + \alpha_4 \sum_{i=2}^5 \beta_i \Delta q_{t-i} + \varepsilon_t,$$

hvor  $\alpha$ -ene og  $\beta$ -ene representerer faste koeffisienter, mens  $\pi_t$ ,  $\pi^*$ ,  $ygap_t$  og  $q_t$  er henholdsvis symboler for inflasjonsraten, inflasjonsmålet, BNP-gapet (målt som prosentvist avvik fra trendvekst) og logaritmen til realvalutakurs i kvartal  $t$ ,  $E_t \pi_{t+4}$  er den matematiske forventningen for inflasjonen fire perioder frem, basert på informasjon frem til periode  $t$ ,  $\Delta$  er endringen i en variabel mellom to perioder.  $\varepsilon_t$  er et stokastisk restledd. Likning (1) er en noe modifisert versjon av den ny-keynesianske Phillipskurven (NPK).<sup>7</sup> Sentrale forutsetninger bak NPK er: i) Optimal prissetting for innenlandske bedrifter, som står overfor restriksjoner om hvor ofte prisene kan endres, ii) monopolistisk konkurranse i produktmarkedet, og iii) rasjonelle forventninger.

Inkluderingen av realvalutakursen i (1) utvider NPK, som i utgangspunktet er en relasjon for en lukket økonomi, til å gjelde den åpne økonomi. I følge modelldokumentasjonen skal alle koeffisientene være positive. Spesielt skal økt forventet inflasjon øke inflasjonen i dag, ettersom bedriftene tar hensyn til at det er en sannsynlighet for at de ikke kan justere prisene neste periode. Tidligere inflasjon er ment å fange opp effekten av at det tar tid før prisstigningstakten tilpasser seg. Dette kan begrunnes ved at en andel av bedriftene bruker en bakoverskuende tommelfingerregel når de setter prisene.

I Norges Banks operative modell er det også pålagt en homogenitetsrestriksjon for inflasjonen, slik at koeffisientene for de tre inflasjonsleddene summerer seg til én. Dette tilsvarer betingelsen for en vertikal langsiktig Phillipskurve, siden inflasjonen ikke påvirkes av produksjonsgapet og realvalutakursen på lang sikt. Videre antas inflasjonen å øke når produksjonsgapet er positivt, mens endringen i produksjonsgapet kontrollerer for hvor raskt produksjonsgapet endrer seg. Positive endringer i realvalutakursen (depresiering) øker inflasjonen, men først etter 2 kvartaler, og effekten er forutsatt å vare i 5 kvartaler. Denne effekten kommer fra økt importert inflasjon. Alle koeffisientene i lagfordelingen til realvalutakursen er positive, noe som betyr at en realdepresiering skal medføre en jevn økning i inflasjonen.

Det ligger utenfor denne kommentaren å gi en framstilling eller vurdering av det teoretiske grunnlaget for likning (1), utover det som vi refererte til innledningsvis nemlig at modellen er en anvendelse av moderne keynesiansk teori og i tråd med anbefalingene i Norges Bank Watch 2002. Det kan likevel bemerkes at som en strukturell likning for inflasjonsdynamikken i norsk økonomi er (1) et markant brudd med konsensusmodellen i norsk empirisk inflasjonsmodellering. Således inneholder (1) ingen direkte effekter av utviklingen i lønnskostnader, produktivitet, nominell importpriser, eller pengemengde. Det er heller ingen eksplisitte likevektskorrigeringsmekanismer i Norges Banks tilbudssidemodell, slik at tilpasning i systemet som helhet derfor må bli indirekte, på en måte som er parallell med den indirekte likevektsjusteringen i Phillipskurven uten det framoverskuende inflasjonsleddet, se Bårdsen og Nymoen (2006). Koeffisientene  $\alpha_2$  og  $\alpha_3$  blir dermed spesielt viktig for de dynamiske egenskapene til modellen. Vi ser på en evaluering av (1) på norske data som viktig både på grunn av det markante brudd med tidligere modeller for inflasjonsdynamikken og de resultatene som allerede foreligger (se Boug mfl., 2006, Bårdsen mfl., 2005 og Tveter, 2006), hvor resultatene ikke gir støtte for NPK som en god beskrivelse av inflasjonen i Norge.

<sup>6</sup> Modellen blir ofte referert til som «Modell 1a».

<sup>7</sup> (1) skiller seg fra standard versjonen av NPC ved at endringen i produksjonsgapet og realvalutakursen er inkludert. Det er uklart for oss om denne modellen kan utledes fra eksisterende teori på samme måte som standard modellen.

### 3 KALIBRERING KONTRA ESTIMERING

Norges Bank har valgt å tallfeste koeffisientene i sin modell ved å bruke kalibrering. Parametrene er fastlagt ved å basere seg på økonomisk teori, skjønn og tilgjengelige empiriske resultater. I kalibreringen har det vært lagt vekt på å få fram egenskaper ved det dynamiske systemet, og da spesielt transmisjonsmekanismene til pengepolitikken, som reflekterer «bankens syn» (se Husebø mfl., 2004, s. 11).<sup>8</sup> Dette skiller seg klart fra klassisk økonometrisk metode, der prinsippet er å forklare mest mulig av variasjonen i data ved hjelp av et sett med forklaringsvariable. Utvalget av forklaringsvariable er hentet fra et valgt teoretisk rammeverk, etter en vurdering av relevansen av alternative teorier (det er alltid mer enn bare én). En standard økonometrisk tilnærming innebærer at systematiske variasjonen i den avhengige (endogene) variabelen forklares med observert variasjon og samvariasjon mellom forklaringsfaktorene.

I løpet av de siste tiårene har økonometriske modeller i økende grad blitt gjenstand for testing. Ikke bare gjelder dette signifikansen til forklaringsvariablene, men også testing av modellens økonometriske forutsetninger og alle andre sider ved modellspesifikasjonen. Tilnærmingen med kalibrering fokuserer imidlertid i liten grad på slike tester, siden det forutsettes i utgangspunktet at modellen er riktig. Det kan derfor virke irrelevant å evaluere en kalibrert modell ved hjelp av klassisk økonometri, når den kalibrerte modellen ikke i like stor grad er designet for å bestå de nevnte testene. Men på den annen side brukes den kalibrerte modellen av Norges Bank på samme måte som en økonometrisk modell, det vil si som et hjelpemiddel til å vurdere situasjonen i norsk makroøkonomi, og i prognosearbeidet. I Husebø mfl.(2004) blir modellen evaluert på en indirekte måte, ved å undersøke hvor godt modellens respons på sjokk i de ulike ligningene samsvarer med tilsvarende respons i en VAR modell. Forfatterne konkluderer at modellen gir impulsresponsfunksjoner, som i hovedsak tilsvarende det den strukturelle VAR modellen gir. En alternativ fremgangsmåte for å evaluere modellen mer direkte, er som nevnt å bruke standard økonometri. Vi oppfatter altså (1) som en positiv teori for prisveksten i Norge. Hypoteser kan og bør testes mot data, og det er nettopp det vi gjør i denne artikkelen.

### 4 EVALUERING AV TILBUDSSIDEN I NORGES BANKS MODELL

Husebø mfl. (2004) framholder at Norges Banks modell bør sees på som en minimal modell for å forstå transmisjonsmekanismene i norsk økonomi, gi kortsiktige prediksjoner, foreta politikk- og risikoanalyser, samt et hjelpemiddel i kommunikasjonen med omverdenen. Vårt syn er ganske enkelt at dersom modellen skal leve opp til dette, burde økonometrisk estimering av tilbudsdelen i modellen foretatt av økonomer utenfor Norges Bank gi parametere som grovt sett samsvarer med den likningen som oppgis i modelldokumentasjonen.

Vi har valgt å estimere den ny-keynesianske Phillipskurven ved hjelp av den generaliserte momentmetoden (GMM), som er en standard metode for å estimere slike modeller, se Galí, Gertler og Lopéz-Salido (2005) og Rudd og Whelan (2007).<sup>9</sup> Årsaken til at en instrumentmetode blir brukt er at fremtidig inflasjon inngår i modellen. En må derfor instrumentere denne variabelen for å ta hensyn til simultanitetsproblemet. Et godt instrument er en variabel som er sterkt korrelert med fremtidig inflasjon, men ukorrelert med restleddet i modellen.

I forbindelse med estimering av NPK er problemet med svake instrumenter et tema som diskuteres i litteraturen. Et instrumentsett er svakt når det er lavt korrelert med variabelen det er instrument for - i denne sammenhengen betyr dette at det kan være problemer med å finne gode instrumenter for framtidig inflasjon. Implikasjonen av svake instrumenter er at estimatene for koeffisientene til framtidig inflasjon blir upålitelige, og at standard antagelser for fordelingen til estimatet til koeffisienten og tilhørende tester ikke er gyldig. Det bør også påpekes at problemet med svake instrumenter ikke er et problem som bare gjør seg gjeldende i små utvalg. Problemet er mer fundamentalt, i modellen med rasjonelle forventninger, og litteraturen viser at utvalgstørrelsen må økes langt utover det som er realistisk for økonomiske tidsserier, se Stock og Wright (2000).

Økonometrisk feilspesifikasjon er i dette tilfellet nært forbundet med identifikasjon. Tilsynelatende kan en oppnå identifikasjon, men dette oppnås gjennom å feilaktig ute-

<sup>8</sup> Det legges vekt på de empiriske resultatene fra utdypningene i IR 2/00 og IR 1/04.

<sup>9</sup> En annen metode som også blir brukt er sannsynlighetsmaksimeringsmetoden. Den gir asymptotiske mer effisiente estimater, men er mindre robust overfor feilspesifikasjon.

Tabell 1 Estimering av den ny-keynesianske Phillipskurven i Norges Banks modell.

Modell	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$1-\alpha_0-\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4\beta_2$	$\alpha_4\beta_3$	$\alpha_4\beta_4$	$\alpha_4\beta_5$	$\chi(J)$
<b>Norges Bank.</b>	<b>0,600</b>	<b>0,005</b>	<b>0,395</b>	<b>0,070</b>	<b>0,100</b>	<b>0,030</b>	<b>0,030</b>	<b>0,045</b>	<b>0,045</b>	
<b>Generell</b>										
93:1-05:3	0,774 (0,079)	0,002 (0,002)	0,103 (0,162)	0,001 (0,000)	0,000 (0,003)	-0,007 (0,016)	0,031 (0,013)	0,008 (0,016)	0,011 (0,014)	3,120 (0,373)
99:2-05:3	0,461 (0,175)	0,005 (0,004)	0,164 (0,136)	0,002 (0,001)	-0,002 (0,003)	-0,080 (0,014)	-0,006 (0,013)	0,009 (0,019)	-0,019 (0,012)	1,558 (0,669)
<b>Homogenitet</b>										
93:1-05:3	0,724 (0,078)	0,001 (0,000)	0,275 (0,079)	0,000 (0,000)	-0,002 (0,002)	-0,025 (0,013)	0,012 (0,012)	-0,001 (0,014)	0,014 (0,012)	4,193 (0,381)
99:2-05:3	0,667 (0,068)	0,001 (0,000)	0,332 (0,068)	0,001 (0,000)	0,001 (0,002)	-0,091 (0,013)	-0,010 (0,013)	0,007 (0,020)	-0,017 (0,014)	2,771 (0,381)

Tall i parentes er standardavviket til de estimerte koeffisientene.  $\chi(J)$  er tallverdien til  $J$ -observatoren, med tilhørende signifikanssannsynlighet i parentes.

late variable fra modellen, og bare bruke dem som instrumenter. I slike tilfeller er det ikke overraskende at variabelen som er utelatt kan tolkes som et sterkt instrument, siden instrumentet selv burde ha vært inkludert i modellen. For GMM metoden er  $J$ -testen en standard metode for å undersøke for feilspesifikasjon. Vi rapporterer denne ved hver estimerte modell. Det må imidlertid taes hensyn til at denne testen har lav styrke under svak identifikasjon og når det brukes mange instrumenter.<sup>10</sup>

Vi bruker kvartalsvise data fra Norges Banks database FPAS i estimeringen.<sup>11</sup> Inflasjonen er tilnærmet ved endringen i logaritmen til KPI-JAE mellom fire perioder, produksjonsgapet er Norges Banks estimerte gap, mens realvalutakursen er definert som prisen på utenlandske varer og tjenester målt ved KPI i forhold til norske priser, regnet om til felles valuta.<sup>12</sup> Merk at en økning i realvalutakursen tilsvarer en depresiering.

Modellen er estimert over to ulike perioder. Den lengste perioden går fra andre kvartal 1993 til tredje kvartal 2006 kan sees på som den lengste perioden med flytende kurs. Perioden fra første kvartal 1999 til tredje kvartal 2006, tolker vi som perioden hvor Norges Bank *de facto* gikk over til inflasjonsstyring.<sup>13</sup>

Den første raden i Tabell 1 viser de kalibrerte verdiene som Norges Bank bruker i sin modell. Modellen vi kaller

«Generell», er en estimering av likning (1), men uten homogenitetsrestriksjonen. I den neste modellen, som vi betegner «Homogenitet», er homogenitetsrestriksjonen fra (1) pålagt. Rimelige krav til parametrene er at de kvalitativt ligger nær de kalibrerte verdiene, at de estimerte verdiene er signifikant forskjellig fra null, og at standard antagelser for restleddene skal holde.

Den generelle modellen har flere svakheter. I både den korteste og den lengste estimeringsperioden er bare lagget inflasjon og ett av realvalutakursleddene signifikant forskjellige fra null. Flere av koeffisientverdiene er heller ikke i samsvar med den teoretiske modellen. Dette gjelder spesielt for estimatene for koeffisienten til realvalutakursen. Imidlertid antyder ikke Hansens  $J$ -test at modellen er feilspesifisert.

Når homogenitetsrestriksjonen innføres endres resultatene. Estimaten til koeffisientene til inflasjonsleddene er nå signifikante i begge estimeringsperiodene, og antar plausible verdier. Men dette er ikke særlig overraskende siden homogenitetsrestriksjonen implisitt krever at inflasjonsleddene skal ligge innefor intervallet null og én, gitt at de er positive. Koeffisientene til produksjonsgapet,  $\alpha_2$  (nivå) og  $\alpha_3$  (endring) blir estimert til nær null. De svært lave tallverdiene på koeffisientestimatene er problematiske fra et økonomisk synspunkt, og spesielt for  $\alpha_2$  fordi en viktig stabiliserende mekanisme i den teoretiske modellen

<sup>10</sup> Instrumentsettet er gitt ved de høyreside variable (utenom forventet inflasjon) samt et ekstra lag av realvalutakursen og inflasjonen.

<sup>11</sup> Vi tar hensyn til sesongeffekter ved å inkludere tre sesongdummyer i ligningen.

<sup>12</sup> Den importveide valutakursen, I-44, er den nominelle valutakursen.

<sup>13</sup> Fra 1999 var det riktignok styrt flyt hvor kronen skulle ligge innenfor et fastsatt intervall. Offisielt begynte regimet med inflasjonsstyring først i andre kvartal 2001, men det er en standard oppfatning at det uformelt ble lagt om til inflasjonsstyring andre kvartal 1999, se Furre (2001).

Tabell 2 Estimeringsresultater når koeffisienten for valutakursen betraktes som kjent.

Modell	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$1-\alpha_0-\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4\beta_2$	$\alpha_4\beta_3$	$\alpha_4\beta_4$	$\alpha_4\beta_5$	$\chi(J)$
<b>Norges Bank</b>	<b>0,600</b>	<b>0,005</b>	<b>0,395</b>	<b>0,070</b>	<b>0,100</b>	<b>0,030</b>	<b>0,030</b>	<b>0,045</b>	<b>0,045</b>	
<b>Generell</b>										
93:1-05:3	0,774 (0,079)	0,002 (0,002)	0,103 (0,162)	0,001 (0,000)	0,000 (0,003)	-0,007 (0,016)	0,031 (0,013)	0,008 (0,016)	0,011 (0,014)	3,120 (0,373)
99:2-05:3	0,461 (0,175)	0,005 (0,004)	0,164 (0,136)	0,002 (0,001)	-0,002 (0,003)	-0,080 (0,014)	-0,006 (0,013)	0,009 (0,019)	-0,019 (0,012)	1,558 (0,669)
<b>Homogenitet</b>										
93:1-05:3	0,724 (0,078)	0,001 (0,000)	0,275 (0,079)	0,000 (0,000)	-0,002 (0,002)	-0,025 (0,013)	0,012 (0,012)	-0,001 (0,014)	0,014 (0,012)	4,193 (0,381)
99:2-05:3	0,667 (0,068)	0,001 (0,000)	0,332 (0,068)	0,001 (0,000)	0,001 (0,002)	-0,091 (0,013)	-0,010 (0,013)	0,007 (0,020)	-0,017 (0,014)	2,771 (0,381)

Tall i parentes er standardavviket til de estimerte koeffisientene.  $\chi(J)$  er tallverdien til  $J$ -observatoren, med tilhørende signifikanssannsynlighet i parentes.

dermed ikke har funnet støtte i data. Koeffisientene til lagfordelingen til realvalutakursen er vanskelige å tolke også i modellene med pålagt homogenitetsrestriksjon. De fleste estimerte lagkoeffisientene er insignifikante, og de skifter fortegn, og de gjenspeiler ikke den kalibrerte lagfordelingen som oppgis i modelldokumentasjonen.<sup>14</sup>

I NPK modellen er det ikke slik at førsteordens residual autokorrelasjon nødvendigvis er et signal om dårlig modellkvalitet. Gitt at modellen er riktig, framkommer nemlig autokorrelasjonen av at forventet inflasjon er erstattet med faktisk inflasjon, se for eksempel Bårdsen mfl., 2005). Nærmere ettersyn viser imidlertid at resultatene ikke er forenlige med denne (for modellen gunstige) tolkningen. I den generelle modellen er autokorrelasjon av fjerde orden signifikant når den korteste perioden brukes, mens når den lengste perioden benyttes er autokorrelasjonen i henhold til teorien. Når homogenitetsrestriksjonen pålegges er igjen autokorrelasjon av fjerde orden signifikant, mens det med den lengste perioden ikke finnes evidens for autokorrelasjon, i det hele tatt.<sup>15</sup> På grunn av de sprikende resultatene er det vanskelig å gi en entydig sammenfatning av disse testene. Isolert sett kan autokorrelasjon ut over første orden indikere at en autokorrelert variabel er utelatt fra modellen, mens fravær av førsteordens autokorrelasjon og det insignifikante estimat på det fremoverskuende leddet, kan være et tegn på at koeffisienten for forventet inflasjon er lik null.

For å redusere usikkerheten i estimeringen har vi forsøkt å estimere en modell hvor vi har pålagt de kalibrerte parameterverdiene for realvalutakursen, slik de er oppgitt i modelldokumentasjonen. Følgelig må bare leddene for inflasjon og produksjonsgapet estimeres. Begrunnelsen er at effekten av valutakursen kan være spesielt usikker på grunn av at perioden med nytt pengepolitisk regime er relativt kort. Dersom de kalibrerte parametrene til valutakursen er satt til fornuftige verdier og NPK er en relativt god tilnærming, vil vi forvente å finne en estimert modell, som gir estimerer som kvalitativt ikke avviker fra Norges Banks ligning. Denne tilnærmingen er ment som et forsøk på å belyse hvor presist modellen er for den innenlandske delen av inflasjonen, når utenlandske effekter sees på som kjente.

Resultatene i tabell 2 viser at selv under antagelsen om kjente koeffisienter for endringen i valutakurs er det problemer med likningen i form av estimerte koeffisienter som ikke samsvarer med modellen. Når homogenitetsrestriksjonen ikke er pålagt er fortegnet til forventet inflasjon og endringen i produksjonsgapet negativt, og ikke signifikant forskjellig fra null i den lengste estimeringsperioden. Etter homogenitetsrestriksjonen er innført endres er problemet i den lengste estimeringsperioden at produksjonsgapet ikke er signifikant forskjellig fra null, mens endringen i produksjonsgapet antar feil fortegn. I den korteste estimeringsperioden er det bare lagget inflasjon som er

<sup>14</sup> For å undersøke om homogenitetsrestriksjonen er en empirisk gyldig restriksjon har vi benyttet en  $F$ -test. Hypotesen at homogenitetsrestriksjonen er gyldig blir imidlertid ikke forkastet i noen av tilfellene. Dette kan virke noe overraskende da denne restriksjonen gir store endringer i estimatene på koeffisientene. En mulig tolkning er at parametrene er relativt usikkert estimert.

<sup>15</sup> Vi benytter en  $Ljung$ -Box test for autokorrelasjon, og setter signifikansnivået lik 0,05.

signifikant, og bidrar til å forklare størsteparten av variasjonen i inflasjonen. Modellen i dette tilfellet ser med andre ord ut som en «Random Walk». Alt i alt ser ikke denne spesifikasjonen av modellen ut til å gi en mer vel-spesifisert modell. *J*-testen antyder imidlertid heller ikke nå at modellen er feilspesifisert.

Problemet med autokorrelasjon er også fremdeles til stede. Det er signifikant autokorrelasjon utover første orden for den korteste estimeringsperioden, mens i den lengste er det fravær av signifikant autokorrelasjon.

Vi vil oppsummere med at direkte estimering av tilbudssiden i Norges Banks modell gir resultater som er langt fra de kalibrerte verdiene som Norges Bank anser som dekkende for å beskrive inflasjonsmekanismene i Norge. Dette kan i noen grad skyldes at selve modellformen, på grunn av svak identifikasjon unndrar seg presis estimering. En annen tolkning, som støttes av at det har vært mulig å oppnå teoretisk konsistente og realistiske modeller med et annet utgangspunkt, er at likning (1) er en for enkel modell for inflasjonen i Norge.

5 NOEN VARIASJONER OVER NORGES BANKS LIKNING  
Siden resultatene fra den direkte estimeringen av ligning (1) ikke ser ut til å gi en vel-spesifisert modell, har vi sett på noen enkle alternativer. Vi har sett på en modell med ekstra dynamikk og en modell uten den fremoverskuende komponenten. Motivasjonen for dette kan knyttes til resultatene til testene for autokorrelasjon. Her fant vi som nevnt autokorrelasjon ut over første orden, noe som kan

tyde på at en autokorrelert variabel er utelatt, og fravær av førsteordens autokorrelasjon, som kan tyde på at det fremoverskuende leddet er lik null. Vi har valgt å se på de åpenbare kandidater, inflasjon med to lag, og en modell hvor vi setter det fremoverskuende inflasjonsleddet lik null. Disse hypotesene leder oss til følgende generelle modell, hvor vi har utvidet (1) med et ekstra lag for inflasjonen.

$$\pi_t = \alpha_0 \pi_{t-1} + \alpha_1 \pi_t^* + (1 - \alpha_0 - \alpha_1) E_t \pi_{t+4} + \alpha_2 ygap_{t-1} + \alpha_3 \Delta ygap_{t-1} + \alpha_5 \pi_{t-2} + \alpha_4 \sum_{i=2}^5 \beta_i \Delta q_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Modellen som i tabellen er kalt «Ekstra dynamikk» er estimeringen av (2) uten homogenitetsrestriksjonen, mens modellen «Bakoverskuende» er estimeringen av (2) hvor fremtidig inflasjon er ekskludert.

Vi ser av tabell 3 at utvidelsen ved å inkludere et ekstra inflasjonsledd ikke løser særlig mange problemer. Koeffisienten til estimatet for forventet inflasjon er ikke signifikant forskjellig fra null, det samme gjelder for begge produksjonsgapsleddene. Lagfordelingen til realvalutakursen antar fremdeles feil fortegn og er heller ikke signifikant forskjellig fra null, i flere tilfeller. Spesielt er estimatet for koeffisienten til inflasjonen lagget to perioder bare signifikant i den korteste estimeringsperioden, det har også en negativ tallverdi i begge estimeringsperiodene. Tester for autokorrelasjon i restleddet gir det samme resultatet som tidligere. Dette taler for at feilspesifikasjonen ikke ser ut til å ha sin årsak i utelatelse av dynamikk i inflasjonen.

Tabell 3 *Variasjoner av modellen.*

Modell	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$1-\alpha_0-\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_5$	$\alpha_4\beta_2$	$\alpha_4\beta_3$	$\alpha_4\beta_4$	$\alpha_4\beta_5$	$\chi^2(I)$
<b>Norges Bank</b>	0,600	0,005	0,395	0,070		0,100	0,030	0,030	0,045	0,045	
<b>Bakoverskuende</b>											
93:1-05:3	0,001 (0,001)	0,897 (0,066)	NA NA	0,001 (0,000)	0,003 (0,001)	NA NA	-0,020 (0,016)	0,015 (0,016)	0,000 (0,017)	0,011 (0,017)	NA NA
99:2-05:3	0,003 (0,003)	0,726 (0,212)	NA NA	0,001 (0,001)	0,001 (0,006)	NA NA	-0,035 (0,034)	0,008 (0,033)	0,008 (0,036)	-0,001 (0,017)	NA NA
<b>Ekstra dynamikk</b>											
93:1-05:3	0,907 (0,135)	-0,002 (0,003)	0,472 (0,388)	0,000 (0,001)	-0,004 (0,006)	-0,239 (0,165)	-0,052 (0,025)	-0,007 (0,020)	-0,013 (0,017)	0,015 (0,020)	3,014 (0,390)
99:2-05:3	0,924 (0,191)	0,003 (0,003)	0,228 (0,140)	0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,331 (0,138)	-0,087 (0,014)	0,022 (0,021)	0,003 (0,017)	-0,028 (0,016)	1,272 (0,736)

Tall i parentes er standardavviket til de estimerte koeffisientene.  $\chi^2(I)$  er tallverdien til *J*-observatoren, med tilhørende signifikanssannsynlighet i parentes. Den bakoverskuende modellen er estimert med OLS.

Når en ren bakoverskuende modell estimeres over den lengste estimeringsperioden, er estimatet til koeffisienten til lagget inflasjon, produksjonsgapet og endringen i produksjonsgapet signifikante. De estimerte koeffisientene har verdier som samsvarer med teorien. I den korteste perioden er bare lagget inflasjon signifikant. For estimatet til koeffisientene til realvalutakursen er historien imidlertid en annen i begge estimeringsperiodene. De har feil fortegn i tre tilfeller og ingen av dem er signifikante. Dette er igjen et tegn på at modellen ser ut til å beskrive en «Random Walk» prosess.

Alt i alt ser verken ny-keynesianske eller «gamle» Phillipskurver ut til å være gode modeller for å forklare inflasjon i Norge de siste 10 til 5 årene. De når ikke opp til den standarden som tidligere og eksisterende økonomiske modeller av norsk inflasjon representerer, verken når det gjelder statistisk signifikans, forklaringskraft eller parameterstabilitet.

## 6 GIR MODELLEN SOM HELHET ET KVALITATIVT RIKTIG BILDE AV DEN HISTORISKE UTVIKLINGEN?

Estimering av tilbudsiden ga altså ikke noe godt sammenfall med de parameterverdiene som er gjengitt i Husebø mfl. (2004). For å evaluere modellen som et system har vi kalibrert modellen fra 1999 til 2002. Vi har gjort dette ved å sette opp modellen slik den er beskrevet med tilhørende parameterverdier slik det er oppgitt, og satt alle sjokkene lik null. Dette er uproblematisk for NPK, etterspørselsrelasjonen og betingelsen for udekket renteparitet. Imidlertid er ikke parametrene i renteregelen oppgitt. Her har vi valgt parameterverdier ut i fra hva som er standard i litteraturen, og deretter forsøkt oss frem for å gjøre systemet stabilt, med en noenlunde føyning.<sup>16</sup> Det samme gjelder risikopremien, som knytter sammen faktisk og forventet tremånedersrente.

Fra figur 1 ser vi at det ikke er noe godt sammenfall mellom de dynamiske banene som modelløsningene gir, og det som faktisk har skjedd med inflasjonen, foliorenten eller den importveide valutakursen.

Vi har forsøkt å justere startverdiene og legge til forskjellige eksogene sjokk, for å hjelpe modellen til å treffe bedre,

men dette har ikke hjulpet nevneverdig. Forskjellige perioder er også forsøkt, uten at dette endrer bildet. Årsaken til dette ser ut til å være at ustabilitet i løsningen er et problem, noe som er et velkjent problem i slike modeller.<sup>17</sup>

## 7 AVSLUTNING

Norges Banks nye pengepolitiske modell er et likningssystem som etter kalibrering kan løses dynamisk og brukes til å vise hvordan modelløkonomien reagerer på endringer i utenlandsk rente eller i innenlandske konkurranseforhold. Hvorvidt denne modelløkonomien representerer de sentrale trekk ved norsk makroøkonomi, slik vi har lagt til grunn at den er ment å gjøre, er imidlertid et spørsmål som bare delvis og indirekte er besvart i den foreliggende modelldokumentasjonen.

I denne kommentarer har vi supplert Norges Banks dokumentasjon med å foreta en standard konfrontasjon mellom modell og data. Modellformulering har riktignok visse iboende trekk i seg som gjør estimeringen vanskeligere, og mer usikker enn i andre modeller (identifikasjon), vi anser likevel våre resultater som verdt å ta med seg i vurderingen av hva Norges Banks nye modell har å bidra med i form av innsikt om inflasjonsprosessen i Norge.

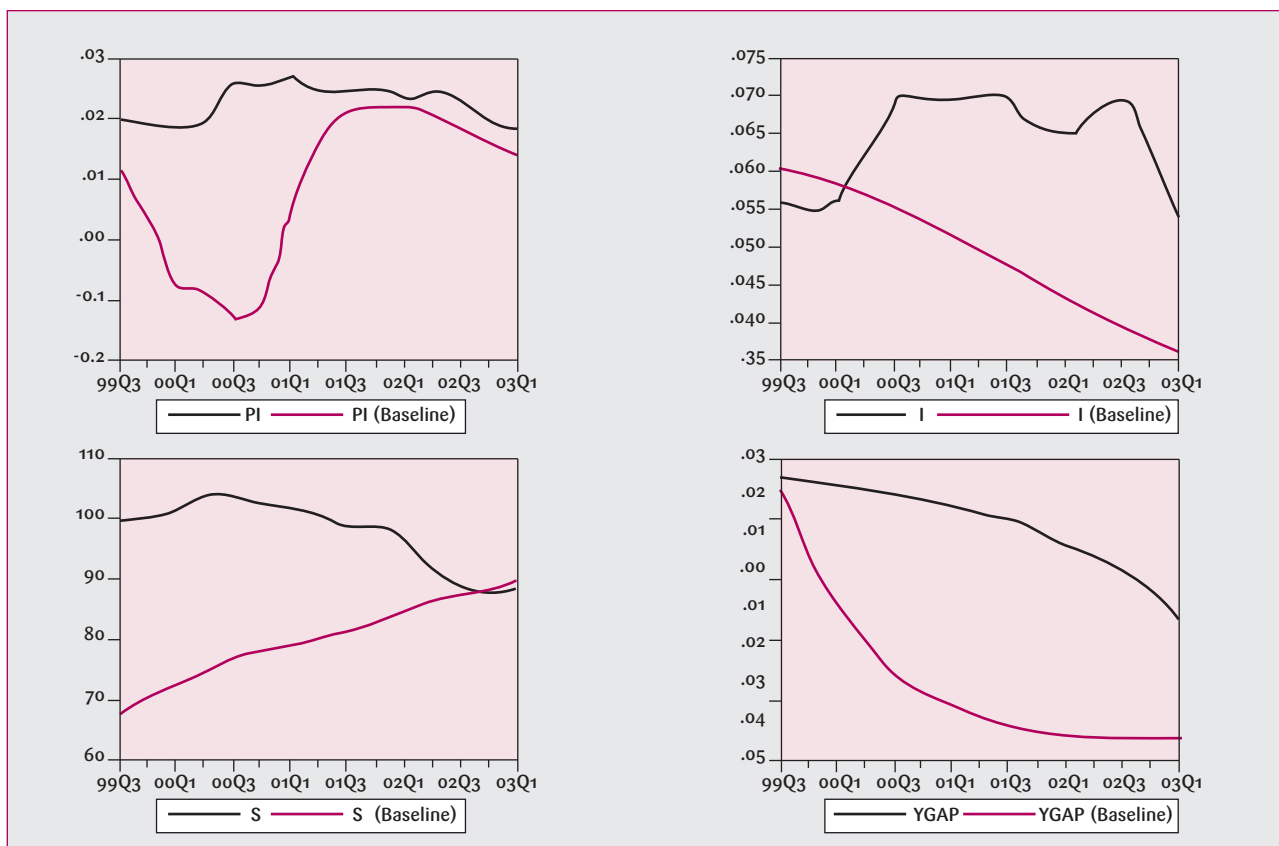
Predeterminerte og eksogene forklaringsfaktorene bidrar ikke til å forklare inflasjonen og de har til dels feil fortegn i forhold til teorien. Koeffisientene i den estimerte inflasjonslikningen er svært sensitive overfor valg av estimeringsperiode. De valgte koeffisientverdiene som brukes til å løse modellen numerisk (dvs. de kalibrerte parameterverdiene) har dermed svært liten støtte i observasjoner fra norsk økonomi. Vår simulering av hele modellen viser at den ikke ser ut til å gi noen god beskrivelse av norsk økonomi.

Vårt syn er at prosjektet til Norges Bank med å bygge en liten og teorigreven modell er et fornuftig prosjekt. Norges Bank fikk dermed en pengepolitisk modell som er i overensstemmelse med moderne nykeynesiansk makroteori, som er en viktig premissleverandør for sentralbanker verden over. Men derfra til å basere seg på at denne modellen skulle kunne forklare norsk inflasjon særlig godt, er et langt skritt. Modellens er svært stilisert og forenklet, og rendyrker visse stabiliseringsmekanismer, mens andre

<sup>16</sup> Modellen er løst med standardalgoritmen for fremoverskuende modeller i EViews 5.0.

<sup>17</sup> Denne typen modeller er ofte bare sadelpunktstabil. Det betyr at modellen generelt er ustabil, men har en stabil bane for spesielle kombinasjoner av variabelens initialverdier.

Figur 1 Beskriver Norges Banks modell utviklingen i norsk økonomi?



Figuren viser simulerte verdier for PI, YGAP, S og I, som betegner inflasjon (justert for avgifter og energivarer), produksjonsgapet, importveid valutakurs og foliorenten. Den blå linjen viser faktiske verdier, men den røde viser de simulerte verdiene.

mekanismer (som eksisterende forskning tyder på er helt sentrale) ikke er representert i det hele tatt.

Enkelthet og en viss ensidighet er det en forventer av teoretiske modeller, men å sette en slik modell inn i operativ bruk, som hovedmodell i arbeidet med å tolke og framskrive dynamikken i norsk makroøkonomi, fremstår som litt av et eksperiment. Vi vil tro at en i praksis vil måtte gjøre mesteparten av analysearbeidet utenfor modellen, som så tilpasses det makroøkonomiske bildet en på «modellfritt» grunnlag har bestemt seg for å tegne. Dette er en spekulasjon, men den støttes av vår evaluering og gjør det vanskelig å forstå hvordan modellen i seg selv kan levere nyttig input til analytikerne i Norges Bank når de skal fortolke den nære forhistorien og arbeide med å framskrive den fremtidige økonomiske utviklingen. I dette ligger kanskje også svaret på det spørsmålet vi stiller i tittelen, nemlig om Norges Banks nye modell er «god nok»: Den er en god nok dersom en har tilstrekkelig med ressurser til å foreta høykvalitetsanalyser utenfor modellen.

For enkeltpersoner og mindre miljøer som i større grad må måtte seg basere seg på modellkjøringer, vil modellen ikke være «god nok».

#### REFERANSER:

- Boug, P., Å. Cappelen og A.R. Swensen (2006): The New Keynesian Phillips Curve for a Small Open Economy. Discussion Paper no. 460, Statistisk Sentralbyrå.
- Brubakk, L., T. A. Husebø, J. Maih, K. Olsen og M. Østnor (2006): Finding NEMO: Documentation of the Norwegian Economy Modell. Staff Memo 2006/6. Oslo, Norges Bank.
- Bårdsen, G. og R. Nymoen (2001): Rente og inflasjon. *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 115(2), 125-48.
- Bårdsen, G. og R. Nymoen (2003): Testing Steady-State Implications for the NAIRU. *The Review of Economics and Statistics*, 85, 1070-1075.
- Bårdsen, G., E.S. Jansen og R. Nymoen (2003): Econometric Inflation Targeting, *Econometrics Journal*, 6(2), 429-60.

- Bårdsen, G., E.S. Jansen og R. Nymoen (2004): Econometric Evaluation of the New Keynesian Phillips Curve. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 671-686.
- Bårdsen, G., Ø. Eitrheim, E.S. Jansen og R. Nymoen (2005): *The Econometrics of Macroeconomic Modeling*. Oxford: Oxford University Press.
- Bårdsen G. og R. Nymoen (2006): The US natural rate reconsidered. Memorandum 13/06. Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo.
- Furre, I. (2001): Inflasjonsmålet i pengepolitikken - omleggingen sett fra et markedssynspunkt. *Økonomisk forum*, nr. 7, 7-11.
- Galí, J., M. Gertler, og D. Lopez-Salido (2005): Robustness of Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*, 52, 1107-1118.
- Granger, C. (1990): General Introduction, i Granger C. (red) *Modelling Economic Series. Readings in Econometric Methodology*. Oxford: Oxford University Press.
- Hendry, D.F. (2005): Bridging the Gap: Linking Economics and Econometrics. 53-78 i Diebolt, C og C. Kyrtsov (red) *New Trends in Macroeconomics*, Berlin, Springer.
- Husebø, T.A., S. McCaw, K. Olsen og Ø. Røisland (2004): A Small Calibrated Macromodel to Support Inflation Targeting at Norges Bank. Staff Memo 2004/3. Oslo, Norges Bank.
- Mavroeidis, S. (2005): Identification Issues in Forward-looking Models Estimated by GMM, with an Application to the Phillips Curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(3). 421-448.
- Nymoen, R. (2004): A Recent Forecast Failure. <http://folk.uio.no/rnymoen/index.htm>.
- Rudd, J. og K. Whelan (2007): Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 155-170.
- Stock, J.H og J.H. Wright (2000): GMM with Weak Identification. *Econometrica*. 68(5), 1055-1096.
- Svensson, L., K. Houg, H. O. Aa. Solheim og E. Steigum (2002): Norges Bank Watch 2002. An Independent Review of Monetary Policy and Institutions in Norway. Oslo, Centre for Monetary Economics at the Norwegian School of Management, BI
- Tveter, E. (2006): DSGE modellens tilbudsside. Masteroppgave, Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo.

ANNONSE

# FLYTTEPLANER?

Vi vet ikke om våre abonnenter flytter mer enn andre, men det virker slik. Hver måned får vi tidsskrifter i retur fordi adressaten har flyttet. Spar oss for ekstra porto og deg selv for forsinkelser.

Meld flytting per telefon 22 31 79 90/telefaks 22 31 79 91,  
e-post: sekretariatet@samfunnsokonomene.no eller skriv til oss.

Navn:

---

Ab.nr./medl.nr:

---

Ny adresse:

---

SAMFUNNSØKONOMENES FORENING Postboks 8872 Youngstorget • 0028 OSLO