

# Den store gjettekonkurransen

## Treffsikkerheten i makroøkonomiske prognoser

Geir H. Bjønnes, Arne Jon Isachsen og Svein Oskar Stoknes

I denne studien måler vi hvor godt syv ulike institusjoner har gjettest på fire makroøkonomiske variable, med hovedvekt på perioden 1988-1996. Bankforeningen kommer ut på topp, etterfulgt av Norges Bank og Kreditkassen på delt andreplass. OECD kommer nederst på listen. Også Finansdepartementet kommer relativt dårlig ut, og prognosen på BNP-realvekst gitt i mai i prognoseåret er dårligere enn prognosen gitt i oktober året før.

### 1. Innledning

Når ulike institusjoner gjettest på hvordan den økonomiske utviklingen vil bli, gjerne basert på inngående studier av fortiden, og med bruk av egnet modellapparat, kalles det for prognoser. Denne studien handler om hvordan syv prognosemakere har gjettest på fire makroøkonomiske variable for årene 1988-1996. Der tilbakegående tall finnes til 1980, forlenges perioden tilsvarende.<sup>1</sup>

Som mål på hvor gode prognosene er, vil vi i hovedsak anvende tallverdien av gjennomsnittlig absolutt prognosefeil, omtalt som MAE (Mean Absolute Error). Tidvis sammenholdes MAE med RMSE (Root Mean Squared Error), hvor store avvik gis relativ mer vekt enn små. For å få et inntrykk av om prognosene er forventningsrette eller ikke, har vi også beregnet gjennomsnittsfelen omtalt som AE (Average Error). Om AE ligger rundt null, betyr det at over- og underpredikeringer oppveier hverandre. Prognosene er forventningsrette.<sup>2</sup>

Blant de konklusjoner denne studien munner ut i, kan vi her nevne følgende:

- I en rangering av de ulike prognosemakerne kommer Bankforeningen ut på topp. OECD er nederst på listen. Gjennomsnittet av prognosene gjør det bra, men ikke så godt som Bankforeningen.
- Finansdepartementets prognose for BNP-realvekst som gis i oktober året før, er bedre enn den departementet legger frem i mai, vel et halvt år senere.

Geir H. Bjønnes, dr.gr.stipendiat ved Handelshøyskolen BI.  
E-post: geir.bjønnes@bi.no

Arne Jon Isachsen, professor ved Handelshøyskolen BI og gjesteforsker i Statistisk sentralbyrå.

Svein Oskar Stoknes, konsulent ved Eksportrådet i New York.

- I en tidligere studie (Isachsen & Sando 1987) gjorde den naive prognosen "den økonomiske veksten i år blir som ifjor" det best. Nå er bildet det motsatte: For perioden 1988-96 gjør den naive prognosen det dårligst.
- Dristighet betaler seg. Prognoser med større variasjon over tid treffer bedre.
- For BNP-vekst og for resultatet på driftsbalansen er prognosene for siste periode (1988-96) klart bedre enn for første periode (1980-87). Hva gjelder anslagene for inflasjon er bildet mer nyansert.

Finansdepartementet er den viktigste prognosemakeren. Departementets anslag legges til grunn for opplegget av den økonomiske politikken. I et eget avsnitt har vi derfor gått særlig nøye inn på departementets prognoser for den økonomiske utviklingen.

Etter å ha vurdert prognosemakerens arbeide spør vi om ikke markedet kan gi en pekepinn på hva fremtiden vil bringe. Med utgangspunkt i rentens terminstruktur lager vi prognoser for økonomisk vekst for perioden 1991 til 1996. Det viser seg at denne enkle modellen basert på rentens terminstruktur gir vel så gode prognoser som de profesjonelle prognosemakerne. Vi bør likevel ikke legge for stor vekt på disse resultatene, da tidsperioden er i korteste laget.

### 2. Rangering

Vi har prognoser for fire variable; BNP-realvekst totalt, BNP-realvekst fastland, inflasjon, samt driftsbalansen med utlandet. De tre første variablene måles i prosent, den siste i milliarder kroner.

For perioden 1988-96 har vi anslag fra syv prognosemakere; Finansdepartementet, Norges Bank, OECD, NHO

1 Vi skal ikke diskutere formålet med prognoser. Heller ikke skal vi beskrive hvordan prognosene lages. Isachsen & Sando (1987) gir en gjennomgang av de ulike prognosemakeres arbeidsform.

2 For nærmere gjennomgang av disse tre feilmålene, se Eika (1993). En mer utdypende redegjørelse for godheten av prognoser finnes hos Stekler (1991).

Tabell 1. Rangering av syv prognosemakere for perioden 1988-96, basert på MAE for prognosefeil

	BNP-vekst	Fastland	Inflasjon	Driftsbalansen	Sum 1	Sum 2
Bankforeningen	1	1	1	7	10	2
Norges Bank	5	4	3	2	14	7
Kreditkassen	3	3	4	4	14	7
NHO*	6	2	6	1	15	8
SSB	2	6	2	5	15	8
Finansdepartementet	4	7	7	3	21	14
OECD	7	4	5	6	22	9

\* Tidligere Industriforbundet.

(Industriforbundet tidligere), Bankforeningen, Kreditkassen og Statistisk sentralbyrå.

For hver av de fire variablene har vi rangert prognosemakerne. Institusjonen med lavest MAE for den aktuelle variabelen har rang 1, og den med høyest MAE har rang 7.

Sum 1 er summen av rangering for hver av de fire variablene for hver enkelt institusjon. Sum 2 rangerer bare etter BNP-realvekst fastland samt inflasjon. Argumentet for kun å rangere etter disse to kriteriene er at variasjoner i oljeproduksjon har liten betydning for opplegget av den økonomiske politikken. Slike variasjoner slår inn på BNP-vekst totalt og på resultatet på driftsbalansen, men ikke i særlig grad på sysselsettingen. Ettersom opplegget av den økonomiske politikken fokuserer sterkt på sysselsettingen, blir veksten for fastlands-økonomien og inflasjonen de to viktigste parameterne.

Ved rangering bare etter fastlands-vekst og inflasjon endres bildet marginalt; Finansdepartementet overtar jumboplassen for OECD.<sup>3</sup>

Variasjonene i det underliggende tallmaterialet er imidlertid så små at her ikke er noen statistisk signifikante forskjeller i estimatene.<sup>4</sup> Det betyr at vi ikke kan forvente at f. eks. NHO, som er best på driftsbalansen, vil være det for et tilfeldig valgt år.<sup>5</sup>

Med denne presisering i mente, Bankforeningen er den klare vinner. Bak Bankforeningen kan øvrige prognosemakere deles inn i to grupper ut fra summene i tabell 1. Blant de nest beste kommer Norges Bank, Kreditkassen, NHO og SSB. Sist kommer Finansdepartementet og OECD. Målt ved sum 2 (BNP-vekst fastland og inflasjon) havner også OECD i den nest beste gruppen. Da er Finansdepartementet alene igjen på bunnen.

### 3. Noen vurderinger

Vi tar gjennomsnittet av de syv prognosemakernes anslag for hver variabel for hvert år og kaller den fremkomne prognose for den åttende. Dersom anslagene gitt av de syv prognosemakerne er preget av uavhengighet, skulle prognose nummer åtte ha gode egenskaper. De store talls lov ville sørge for det.

Om den åttende prognosen hadde blitt tatt med i tabell 1, ville den utpreget seg med jevnhet, oppnådd 14 poeng, og endt på andre plass. Sammenlignet med Bankforeningens prognoser for perioden 1988-96 er det bare i anslaget for driftsbalansen (hvor Bankforeningen var dårligst, kfr. tabell 1) at gjennomsnittet gjør det bedre.

En mulig niende prognose er å la foreløpige nasjonalregnskapstall, som fremlegges i januar, være anslag for året som nettopp har startet. Rangering i tabell 1 av denne naive prognosen gir bunn plass for BNP-realvekst fastland og inflasjon; nest siste plass for driftsbalansen og tredje siste plass for BNP-vekst totalt. Dette resultatet står i motsetning til hva Isachsen & Sando (1987) fant; for perioden 1980-86 var den naive prognosen "den økonomiske veksten i år blir som ifjor" bedre enn alle de andre prognosene.

En nærmere gjennomgang av anslagene for BNP-realvekst fastland og for inflasjon viser at Bankforeningen i begge tilfeller har den største variansen i anslagene. Mon tro om det kan tas som uttrykk for at dristighet og uavhengighet i prognosearbeidet betaler seg?

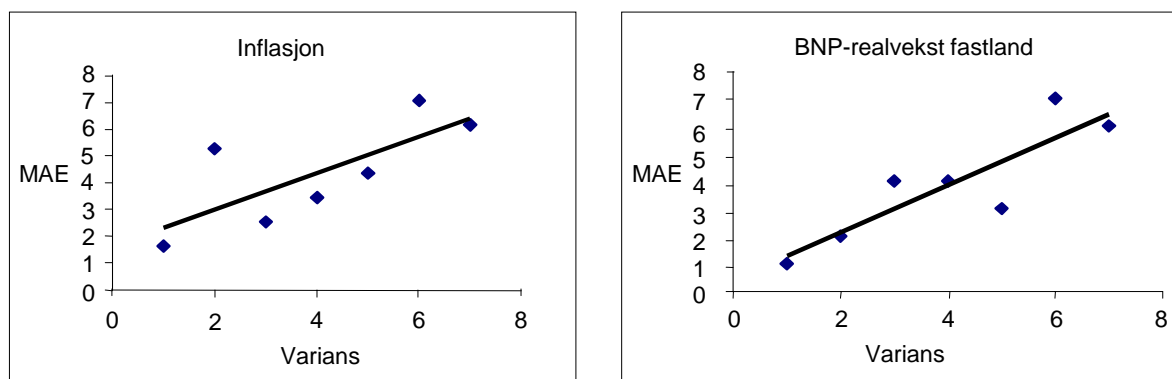
For å få et bilde av sammenhengen mellom varians og prognosefeil, rangerte vi etter varians, der prognosemakeren med størst varians blir rangert som nummer 1, for BNP-realvekst fastland og for inflasjon. Sammenholder vi rangering etter trefferikketen, målt ved MAE, og etter dristighet målt ved varians, fremkommer figur 1.

3 Om tabell 1 baseres på RMSE snarere enn på MAE, blir det delt 2. plass til NHO og Statistisk sentralbyrå, når alle fire variable er med i rangeringen. Norges Bank og Kreditkassen rykker ned; fra delt 2. plass til delt 4. plass. Topp og bunn forblir uendret.

4 Vi benyttet oss her av to ulike tester. En Wilcoxon-Mann-Whitney Ranks test utført på rangeringene i tabell 1 ga ingen signifikante forskjeller mellom beste og dårligste prognosemaker. Fire observasjoner er imidlertid i minste laget. Derfor prøvde vi også fortegnstesten. Av totalt 36 prognoser, var Bankforeningen bedre enn OECD 21 ganger. Altså er det heller ikke her snakk om signifikante forskjeller.

5 NHO har det beste estimatet på driftsbalansen i tre av de ni årene; er nest best en gang, tredje best en gang, fjerde best en gang, femte best en gang og nest dårligst to ganger.

Figur 1. Sammenheng mellom rangering etter MAE (treffisikkerhet) og etter varians (dristighet)



Konstant: 1,00 (0,76)  
 Helning: 0,75\* (2,54)  
 DW 1,76  
 R<sup>2</sup> 0,56

Konstant: 0,43 (0,45)  
 Helning: 0,86\* (4,05)  
 DW 1,94  
 R<sup>2</sup> 0,77

t-statistikk er i parentes. \* betyr at koeffisienten er signifikant større enn null på 5% nivå.

Denne figuren indikerer at det i denne perioden var en positiv samvariasjon mellom det å la anslagene for vekst og inflasjon variere over tid, og det å treffe rimelig bra med dem. Prognosemakere som gjettet friskere, gjorde det bedre.<sup>6</sup>

#### 4. Er prognosene forventningsrette?

Som nevnt innledningsvis, indikerer en gjennomsnittsfel (AE) for prognosene på rundt null at positive og negative avvik oppveier hverandre. Det tyder på fravær av skjevhet i prognosene. I det følgende diskuteres AE for de syv prognosemakerne for de fire variable. Vi begrenser oss til den nære fortid, dvs. til perioden 1988-96.

For reelt BNP har Bankforeningen null i gjennomsnittsfel. Alle de seks andre undervurderte veksten. AE, eller gjennomsnittsavviket, for disse seks prognosemakerne varierer fra -0,18 prosentpoeng til -0,73 prosentpoeng. Ingen av avvikene er imidlertid signifikant mindre enn null.

Resultatet på driftsbalansen har alle prognosemakere undervurdert. AE er i intervallet minus 3,74 milliarder kroner til minus 6,64 milliarder kroner. Heller ikke for driftsbalansen kan vi forkaste forventningsretthet.

At både samlet BNP-vekst og resultatet på driftsbalansen er undervurdert, har trolig sammenheng med at oljeproduksjonen ofte ble større enn forventet. Når også investeringer i oljesektoren, så vel som oljeprisene, gjerne har vært høye-

re enn hva prognosemakerne la til grunn, forsterkes tendensen til undervurdering.

Veksten i reelt BNP fastland har 6 av 7 prognosemakere overvurdert (alle unntatt Kreditkassen). Avviket målt ved AE ligger i intervallet -0,10 prosentpoeng til 0,37 prosentpoeng. Denne tendensen til overvurdering forsvinner om vi bare ser på de siste fem årene. Da har samtlige undervurdert veksten; AE er i intervallet fra -0,64 til -1,21.

Inflasjonen for årene 1988-96 har det også vært en tendens til å overvurdere. Alle prognosemakerne, bortsett fra Finansdepartementet, som har gjennomsnittsfel på null, gjør det. OECD har den største AE, på 0,34 prosentpoeng.<sup>7</sup> Norges Bank, som man kanskje kunne tro ville ha tendens til å overestimere fremtidig prisstigning, har en gjennomsnittlig overprediksjon på 0,24 prosentpoeng og ligger med det midt i feltet. Ingen av prognosemakerne har imidlertid avvik som er signifikant forskjellig fra null.

#### 5. Blir prognosene bedre over tid?

Målt ved gjennomsnittlig absolutt prognosefeil (MAE) er alle prognosemakeres gjetninger på de tre variablene BNP-realvekst totalt, inflasjon og driftsbalanse bedre for perioden 1988-96 enn for perioden 1980-87.<sup>8</sup> Men er MAE et passende mål for vurdering av hvorvidt prognosenes kvalitet er bedre nå enn før? Mer konkret, om gjennomsnittlig inflasjon går ned fra 8 prosent til 4 prosent, hva skal man da kreve av den gjennomsnittlige prognosefeilen for enty-

6 Med bare ni observasjoner skal man være forsiktig med rangering etter MAE og varians. Andre er imidlertid enda dristigere; Jore (1998) rapporterer MAE basert på tre observasjoner og Eika (1993) basert på fem. Vi har flere observasjoner enn Jore og Eika sammenlagt.

7 OECD anslår konsumprisdeflatoren, og ikke konsumprisindeksen, som alle de andre. Vi har ikke korrigeret for dette. Et poeng til i denne fotnoten: Finansdepartementet som treffer "bull's eye" når målet er AE, kommer på sisteplass når godheten av prognoser måles med MAE.

8 For BNP-realvekst fastland er det bare to prognosemakere for perioden 1980-87. Målt ved MAE forverres kvaliteten av Finansdepartementets prognoser fra første til annen periode, mens NHOs prognoser blir bedre.

Tabell 2. Kreditkassens prognoser

	BNP-realvekst		Inflasjon		Driftsbalansen	
	1980-87	1988-96	1980-87	1988-96	1980-87	1988-96
MAE	2,06	1,13	0,91	0,59	15,61	11,92
Gjennomsnitt (tallverdi)	3,40	2,72	9,00	3,17	18,49	26,91
Relativ MAE	0,61	0,42	0,10	0,19	0,84	0,44

dig å kunne si at prognosene er blitt bedre? Åpenbart er det mer krevende å ha et avvik på under ett prosentpoeng når inflasjonen er 8 prosent enn når den er 4 prosent.

I tabell 2 regner vi ut relativ MAE, definert som MAE dividert med gjennomsnittlig absoluttverdi for den aktuelle størrelsen. I eksemplet over; om gjennomsnittsavviket i prognosen for inflasjon synker mer enn gjennomsnittlig inflasjon (dvs. at MAE, når inflasjonen går fra 8 prosent til 4 prosent, reduseres til under det halve), synker også relativ MAE. I så fall har prognosene utvilsomt bedret seg over tid.

I tabell 1 utmerket Kreditkassen seg ved sin jevnhet. La oss bruke K-Bank som representativ prognosemaker, og se nærmere på hvorvidt bankens gjetninger om fremtiden har bedret seg.

Nederste linje i tabell 2 viser relativ MAE for BNP-vekst, inflasjon og resultat på driftsbalansen.

For BNP-vekst er både prognosefeil (målt ved MAE) og det realiserte gjennomsnittet (målt i tallverdi) lavere i årene 1988-96 enn i årene 1980-87. Ettersom det første tallet har sunket relativt mer enn det andre tallet, har relativ MAE blitt redusert, fra 0,61 til 0,42. Prognosene er blitt bedre.

Den gjennomsnittlige takten i prisstigningen i første periode var akkurat 9 prosent. I gjennomsnitt bommet K-bank med beskjedne 0,91 prosentpoeng. I andre periode sank inflasjonen med to tredjeparter, ned til 3,17 prosent pr. år. Feilmarginen ble imidlertid ikke redusert til mer enn 0,59 prosentpoeng, dvs. med bare én tredjepart. Dette innebærer en dobling av relativ MAE, fra 0,10 til 0,19. I absolutt forstand gjettes det bedre på inflasjonen nå enn før; i relativ forstand var prognosene bedre før.

For driftsbalansen med utlandet synker prognosefeilen målt ved MAE samtidig som tallverdien for utfallet stiger. Begge deler gir synkende relativ MAE, som går fra 0,84 til 0,44. Målt på denne måten er man nå nesten "dobbel så flink" til å anslå balansen i utenriksøkonomien som før.

## 6. Nærmere om Finansdepartementets prognoser

I rangeringen i tabell 1 kom Finansdepartementet nest nederst på listen; bare OECD gjetter dårligere. Når vi vet at departementet er tidlig ute med sine prognoser, og at andre prognosemakere i noen grad bygger på anslagene til Finansdepartementet, er det kanskje ikke så urimelig at de andre gjør det bedre. Men om vi lar departementet få en tilsvarende fordel, dvs. gi prognoser senere enn de andre, hvordan slår det ut?

Om vi i stedet for å la departementet være representert med sine oktober-prognoser det foregående år (i Nasjonalbudsjettet) og i stedet bruker departementets prognoser i mai for det angjeldende året (Revidert nasjonalbudsjett), burde man forvente en klar bedring i anslagene. I noen grad blir denne forventningen innfridd. Departementet topper listen for anslag på inflasjon og resultat på driftsbalansen. For vekstanslag for BNP-fastland avanserer departementet fra en sisteplass til en tredjeplass. Den absolutte gjennomsnittsfeil (MAE) går ned fra 1,37 til 1,20. Dette er likevel dårligere enn Bankforeningen, som har en MAE på 1,08, til tross for at Bankforeningens prognoser er gitt et halvt år tidligere.

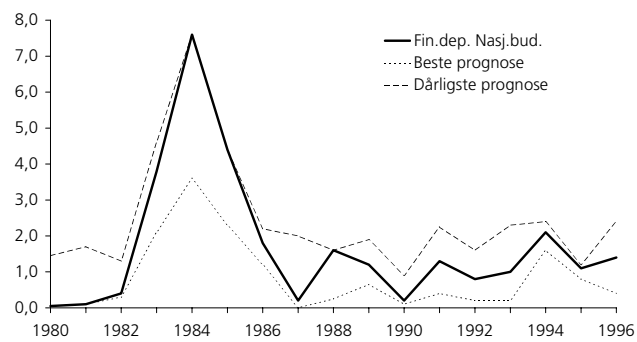
I rangeringen av prognoser for BNP-realvekst totalt blir departementet liggende på en fjerdeplass, selv om anslagene i oktober året før byttes ut med anslag gitt i mai det angjeldende år. Faktisk stiger MAE, dvs. prognosene blir dårligere. Hvorfor det er slik, har vi ingen god forklaring på.

I de fire figurene som følger på neste side, får vi et visuelt inntrykk av Finansdepartementets prognoser, sammenlignet med beste og dårligste prognoser, for hvert enkelt år.

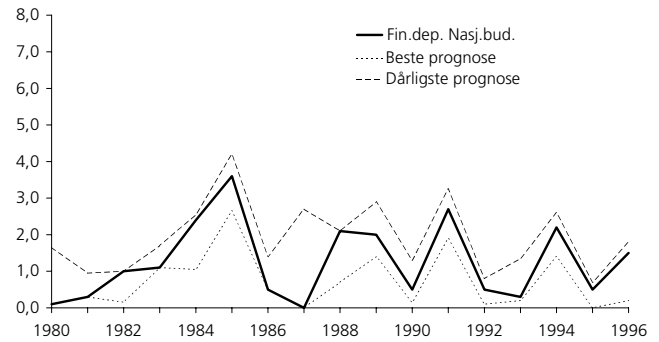
For BNP-realvekst viser figur 2 at prognosene for de tre årene 1983-85 treffer meget dårlig. Samlet sett var den økonomiske veksten over disse tre årene 15,60 prosent, mot summerte prognoser fra Finansdepartementet på minus 0,20 prosent.<sup>9</sup> Hvis vi "hopper over" de vanskelige årene, ser vi klart at det ikke er noen trend i retning av bedre prognoser over tid.

For de fire første årene i figur 3, BNP-realvekst fastland, var det bare to prognosemakere; Industriforbundet hadde

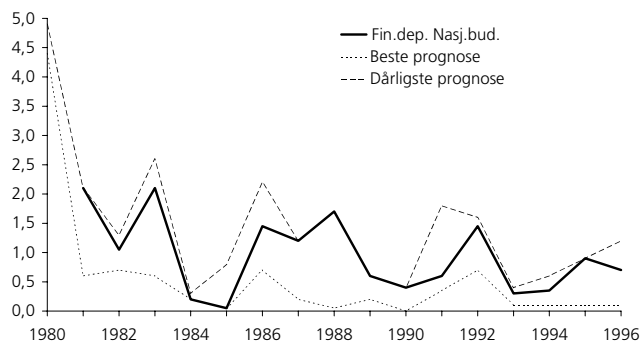
<sup>9</sup> For 1984 anslo Finansdepartementet en nedgang i BNP på 1,90 prosent. Resultatet ble en vekst på 5,70 prosent, hvilket gir en prognosefeil på 7,60 prosent. Ikke nok med det; anslaget for 1984 (-1,90 prosent) er det laveste for hele perioden; det realiserte tallet (5,70 prosent) det høyeste for hele perioden.

**Figur 2. BNP-realvekst totalt. Absolutt prognosefeil. Prosentpoeng**

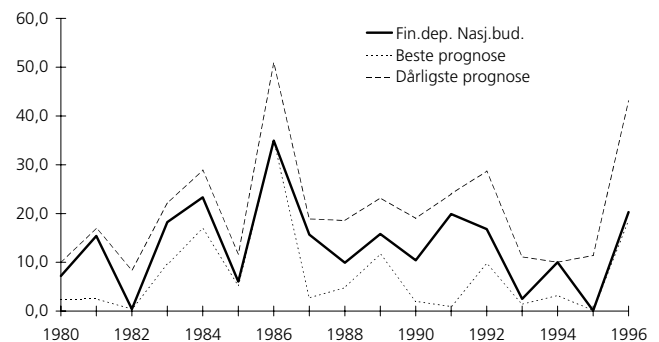
Kilde: ???

**Figur 3. BNP-realvekst fastland. Absolutte prognosefeil. Prosentpoeng**

Kilde: Statistisk sentralbyrå

**Figur 4. Inflasjon. Absolutt prognosefeil. Prosentpoeng**

Kilde: Statistisk sentralbyrå

**Figur 5. Driftsbalansen. Absolutt prognosefeil. Milliarder kroner**

Kilde: Statistisk sentralbyrå

den beste prognosen i 1982, Finansdepartementet i de tre andre årene.

Av tabell 1 fremgikk det at Finansdepartementet var dårligste prognosemaker for BNP-realvekst fastland for årene 1988-96. Men ha i mente at departementet hadde den beste prognosen både i 1986 og i 1987. Figur 3 bekrefter inntrykket av at departementets anslag er midt i feltet.<sup>10</sup>

Fire år på rad (1987-90) gjetter Finansdepartementet dårligst på prisutviklingen, se figur 4. Imidlertid deler departementet bunnposeringen med andre i tre av disse fire årene. Mens den undervurderes de tre første av disse årene, blir inflasjonen overvurdert i det siste. Imidlertid er prognosefeilen i 1990 liten; som Bankforeningen og OECD gjetter departementet på en inflasjon på 4,50 prosent, mot en realisert prisstigning på 4,10 prosent (hvilket også var NHOs anslag).

Absolutt prognosefeil for driftsbalansen med utlandet har to topper. I 1986 bommet prognosen til Kredittkassen med vel 50 milliarder kroner. Ti år senere var anslaget til Bank-

foreningen nesten like langt unna. Her er imidlertid en stor og viktig forskjell; i 1986 ble resultatet på driftsbalansen langt dårligere enn prognosemakerne hadde forutsett (overraskende prisfall på olje), i 1996 langt bedre (overraskende volum- og prisvekst på Norges viktigste eksportvare). Figur 5, som de tre foregående, indikerer at kvaliteten på Finansdepartementets gjetninger er på linje med andre prognosemakeres.

## 7. Kan markedet gi gode prognoser på økonomisk vekst?

I det foregående har vi analysert og diskutert hvordan syv prognosemakere har gjettet på fire makrovariable. De syv har blitt komplettert med sitt eget gjennomsnitt så vel som med en naiv prognose. En tiende prognose skal nå gis til beste; nemlig anslag på realveksten i fastlands-BNP der utgangspunktet er renteforskjellen mellom lange og korte statspapirer.

Allerede tidlig i dette århundret hevdet Irving Fisher at renten inneholder informasjon om fremtidig økonomisk vekst

10 For perioden 1988-96 hadde Finansdepartementet en MAE på 1,37, mot 1,09 for NHO (Industriforbundet). Om vi imidlertid ser alle 17 årene (1980-96) under ett, er Finansdepartementet med 1,25 prosentpoeng i absolutt prognosefeil, bedre enn NHO (Industriforbundet) med sine 1,48 prosentpoeng.

**Økonomisk vekst og rentespread**

Med utgangspunkt i arbeidene til Bernhard & Gerlach (1996) og Estrella & Mishkin (1997) estimerte vi for perioden 1. kvartal 1986 - 4. kvartal 1997 følgende ligning på log-form, basert på kvartalsdata:

$$(1) \quad \Delta BNP_{t+5} - BNP_{t+1} = b_0 + b_1(SPREAD)_t + u_{t+5}.$$

$BNP_{t+1}$  er logaritmen av BNP for Fastlands-Norge summert over kvartalene  $t-2$ ,  $t-1$ ,  $t$  og  $t+1$ , mens  $BNP_{t+5}$  er logaritmen til BNP for Fastlands-Norge summert over kvartalene  $t+2$ ,  $t+3$ ,  $t+4$  og  $t+5$ . Anta for eksempel at tidspunkt  $t$  er tredje kvartal 1995. Da er  $BNP_{t+1}$  logaritmen til summen av BNP for første, andre, tredje og fjerde kvartal 1995 (dvs. for hele året), mens  $BNP_{t+5}$  er summen av BNP for første, andre, tredje og fjerde kvartal 1996.

$(SPREAD)_t$  er logaritmen av forholdet mellom en pluss rente (yield) på ti-års obligasjon og en pluss tre-måneders rente.

I tråd med litteraturen på området inkluderte vi deretter rentespreaden i USA, og estimerte relasjonen:

$$(2) \quad \Delta BNP_{t+1,t+5} = b_0 + b_1(SPREAD_{Norge})_t + b_2(SPREAD_{USA})_t + u_{t+5}$$

hvor  $(SPREAD_{USA})_t$  er logaritmen av forholdet mellom en pluss rente (yield) på ti-års amerikansk obligasjon og en pluss tre-måneders rente.

Tabell 3 gir resultatene.

**Tabell 3. BNP-realvekst fastland og rentespread**

$b_0$	$b_1$	$b_2$	$R^2$
0,024* (6,19)	0,819* (2,88)		0,18
0,015* (3,92)	0,772* (2,52)	0,685* (2,97)	0,30

BNP-realvekst fastland er fra Statistisk sentralbyrå. Tre-måneders renter og lange obligasjonsrenter er hentet fra TROLL-databasen til Norges Bank.  $t$ -verdier er i parentes. Standardfeilene er korrigeret for MA-prosesser og heteroskedastisitet (Newey & West, 1987).  $R^2$  er determinasjonskoeffisienten. Når den norske terminstrukturen benyttes ved estimering, er det inkludert dummyvariabler for 3. og 4. kvartal i 1992 pga. valutauroen. Resultatene blir imidlertid ikke vesentlig endret om dummyvariablene utelates. Adj.  $R^2$  er benyttet når både norsk og amerikansk renteterminstruktur er inkludert. \* betyr at koeffisienten er signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå.

(Harvey 1991, s. 8). I nyere arbeider har forskjellen mellom lange og korte renter fanget interessen. Når korte renter stiger relativt til lange, dvs. spreaden reduseres, innevarsler dette en periode med dempet økonomisk vekst. Internasjonalt er det publisert flere artikler som klart indikerer en positiv sammenheng mellom økonomisk vekst og forskjellen mellom lange og korte renter.<sup>11</sup> To hypoteser sannsynliggjør en slik sammenheng:

- a) Pengepolitikk virker sterkere på korte enn på lange renter. Om myndighetene strammer inn på likviditetstilførselen, vil korte renter trolig stige mer enn lange.

**Tabell 4. Prognoser for realvekst i fastlands-BNP basert på forskjellen mellom lange og korte renter vs. prognosemakere**

	Rentespread-modell (1991-1996)		
	RMSE	MAE	AE
Fin.dep. Nasj.bud.	1,58	1,28	-0,22
Revidert nasj.bud.	1,25	1,07	-0,23
Fin.dep. Nasj.bud. (samme år)	0,91	0,85	-0,32
Norges Bank	1,66	1,31	-0,23
OECD	1,50	1,23	-0,27
NHO*	1,23	0,98	-0,22
Bankforeningen	1,44	1,03	-0,03
Kreditkassen	1,62	1,36	-0,66
SSB	1,47	1,25	-0,32
Spread-modell	1,18	1,05	0,00

\* Tidligere Industriforbundet.

Det gir en flatere, eventuelt fallende, avkastningskurve. Etter en viss tid, kanskje noen måneder eller mer, vil den strammere pengepolitikken virke kontraktivt på realøkonomien.

- b) Spread mellom lange og korte renter reflekterer markedets forventninger til utviklingen. Om markedet tror at den økonomiske veksten vil avta og således forventer lavere inflasjon, vil den lange renten gå ned i forhold til den korte. Avkastningskurven bikker nedover.

Hvorvidt en endring i helningen på avkastningskurven skyldes bevegelse i den korte eller lange renten, henger ifølge synspunktene ovenfor sammen med hvilke mekanismer eller krefter som ligger bak. Felles for begge "historiene" er at en mindre bratt, evt. fallende, avkastningskurve indikerer redusert økonomisk vekst.

Hvor godt egnet er spreaden mellom lange og korte renter til å forklare den økonomiske veksten i fastlands-Norge? Og hvor gode prognoser for veksten fremover kan man lage med utgangspunkt i rentespreaden? Tabell 3 (se egen boks) viser at den norske rentespread er en signifikant forklaringsfaktor for fremtidig realvekst i BNP for fastlands-Norge. Når rentespreaden i USA inkluderes som selvstendig høyresidevariabel, blir resultatet klart bedre. Hensikten med å inkludere rentespreaden i USA som forklaringsvariabel, er å fange opp den internasjonale impulsen til BNP-veksten, se Harvey (1991).

I neste omgang er det naturlig å spørre om ligning (2) (se boks) også er egnet til å lage out-of-sample prognoser. Modellen med norsk og amerikansk rentespread ble estimert for perioden fra første kvartal 1986 til tredje kvartal 1990. Med utgangspunkt i observerte rentespreader for tredje kvartal 1990 (dvs. gjennomsnittet av daglige observasjoner fra juli til og med september) og de estimerte koeffisienter  $b_0$ ,  $b_1$  og  $b_2$ , er det en enkel sak å lage prognose for BNP-realvekst fastland for 1991. Relasjonen ble

11 Av aktuelle arbeider kan nevnes Bernard & Gerlach (1996), Estrella & Mishkin (1997), Kozicki (1997) og Dueker (1997).

re-estimert på data frem til tredje kvartal 1991, og out-of-sample prognose for den økonomiske veksten for 1992 ble tilsvarende beregnet. Denne prosedyren ble gjentatt frem til og med 1996. De prognoser som dermed fremkommer, er klare allerede i september, mens Finansdepartementets kommer i oktober.

Rentemodellen klarer seg utmerket sammenlignet med anslagene til profesjonelle prognosemakere. Ser vi bort fra prognose nummer 3, dvs. "Fin.dep. Nasj.bud. (samme år)", er rentemodellen best målt ved RMSE og bare så vidt slått av Industriforbundet/NHO og Bankforeningen målt ved MAE.

Ytterligere et par forhold ved rentemodellen er verdt å nevne. For det første er det enkelt å beregne prognosene. Alt som trengs er observasjoner på korte og lange renter. Å lage prognoser ved hjelp av strukturelle modeller, som i stor utstrekning benyttes av prognosemakerne, er langt mer tidkrevende.

For det andre bør rentemodellen ha gode forutsetninger for å klare seg godt ved eventuelle strukturelle skift som for eksempel endring i valutakursregime. Rentespreaden gir uttrykk for finansaktørens forventninger om fremtidige renter. Det er grunn til å tro at aktørene raskt tar hensyn til eventuelle endringer i valutakursregime i sine forventninger. Strukturelle modeller, derimot, har ingen tilsvarende "innebygd" mekanisme.<sup>12</sup>

Med utgangspunkt i renter fra 1. juli til og med 22. september, gir rentemodellen en prognose for BNP-realvekst fastland for 1999 på 0,76 prosent. Til sammenligning anslår SSB denne veksten til 0,5 prosent og Norges Bank den til 1,25 prosent.

## 8. Avsluttende betraktninger

Prognoser for den økonomiske utviklingen er av betydning for markedsaktørens tilpasning og for myndighetenes økonomiske politikk. Av den grunn kan det være av interesse å se hvor gode ulike prognosemakeres gjetninger på fremtiden er.

I denne studien har vi prøvd å vri mest mulig informasjon ut av syv ulike institusjoners gjetninger på fire makroøkonomiske variable, med hovedvekt på perioden 1988-96. Bankforeningen kommer ut på topp, uten at vi dermed kan si at anslagene som her gis, er signifikant bedre enn hva OECD på bunnen av listen presterer. Finansdepartementet kommer relativt dårlig ut. Og prognosen på BNP-realvekst gitt i mai i prognoseåret er dårligere enn prognosen gitt i oktober året før. Prognoser på veksten i fastlands-BNP basert på rentens terminstruktur, hevder seg bra overfor anslagene til de profesjonelle prognosemakerne.

Professor Francis X. Diebold (1998) hevder at forventningene til økonomiske prognoser fra store makroøkonomiske modeller "... were quite appropriately revised downward in the 1970s and 1980s, and the ensuing humility has been good for all" (side 188). Imidlertid arbeides det nå med å kombinere strukturelle prognosemodeller basert på økonomisk teori med ikke-strukturelle modeller der korrelasjon mellom makroøkonomiske tidsserier, uten et klart teoretisk rammeverk, utnyttes bedre. Diebold (1998) ser rimelig optimistisk på mulighetene for at dette skal gi bedre prognoser i fremtiden.

## Litteratur

Bernard, H. & Gerlach, S. (1996): "Does the term structure predict recessions? The international evidence", Working Paper 37, Bank for International Settlements, Basle.

Diebold, F. X. (1998): "The past, present, and future of macroeconomic forecasting", *Journal of Economic Perspectives*, s. 75-192.

Dueker, M. (1997): "Strengthening the case for the yield curve as a predictor of U.S. recessions", *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, No. 2.

Eika, T. (1993): "SSBs prognoser 1988-1992: Hvor gode var de?", *Økonomiske analyser* 1993, 7, Statistisk sentralbyrå.

Estrella, A. & Mishkin, F. S. (1997): "The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank", *European Economic Review*, s. 1375-1401.

Harvey, C. R. (1991): "The term structure and world economic growth", *Journal of Fixed Income*, s. 4-17.

Isachsen, A. J. & Sando, C. E. (1987): "Norske prognoser – hvor gode er de?", *Sosialøkonomen*, 1987, 11.

Jore, A. S. (1998): "Evaluation of Norges Bank's projections from 1994 to 1997", *Economic Bulletin*, No. 1.

Kozicki, S. (1997): "Predicting real growth and inflation with yield spread", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, No. 4.

Newey, W. K. & West, K. D. (1987): "A simple semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covarianec matrix", *Econometrica*, s. 703-708.

Stekler, H. O. (1991): "Macroeconomic forecast evaluation techniques", *International Journal of Forecasting*, s. 375-384.

12 Se Harvey (1991) for en diskusjon om rentemodeller versus strukturelle modeller. Han bruker gjenforeningen av Tyskland som et eksempel. De strukturelle modellene bommer stygt på fremtidig økonomisk vekst i denne perioden, mens rentemodellens prognoser klarer seg bra.

**Tabell A1. Oversikt over utviklingen i og prognoser for BNP-realvekst totalt, BNP-realvekst fastland, Inflasjon og Driftsbalansen i tidsrommet 1980-1996**

Åjour pr. 01.08.98	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
<b>BNP-realvekst totalt</b>																	
Faktiske SSB-tall	4,20	0,90	0,30	4,60	5,70	5,30	4,20	2,00	-0,50	0,60	1,70	1,50	3,40	2,40	5,10	3,80	5,50
Fin.dep. Nasj.bud.	4,25	1,00	-0,10	0,80	-1,90	0,90	2,40	2,20	1,10	1,80	1,50	2,80	2,60	1,40	3,00	2,70	4,10
Revidert nasj.bud.	4,30	0,50	-1,40	0,20	2,00	2,10	3,30	2,10	0,80	3,20	1,40	2,90	2,90	0,80	4,00	5,10	4,50
Fin.dep. Nasj.bud. (samme år)	4,10	0,10	-0,10	1,50	3,50	3,10	4,25	1,50	0,70	2,25	2,00	2,80	2,40	1,30	4,60	4,40	5,30
Norges Bank	4,25	1,00	0,00	0,00	0,00	1,50	3,00	2,00	0,50	1,25	1,50	3,75	2,00	0,60	3,50	2,75	4,00
OECD	4,50	0,75	0,00	0,00	-0,50	1,50	2,25	2,00	1,00	2,50	2,20	3,20	2,00	0,50	3,20	2,90	4,00
Industriforb./NHO	2,75	0,00	-1,00	0,00	0,00	1,50	2,00	0,70	0,00	1,40	0,80	3,30	2,50	4,70	3,20	2,90	3,10
Bankforeningen					1,75	2,50	2,25	0,50	0,90	1,30	1,40	3,30	3,20	2,60	2,90	2,80	5,10
Kreditkassen		2,60	1,30	2,50	2,10	3,00	2,50	0,00	0,00	1,50	1,50	1,90	1,80	0,50	2,70	3,00	4,00
SSB									-0,75	2,20	1,80	2,00	2,20	2,90	3,40	2,60	3,80
<b>BNP-realvekst Fastland</b>																	
Faktiske SSB-tall	2,40	1,70	0,60	2,70	3,80	5,90	3,40	1,20	-1,70	-2,20	1,10	-0,50	2,10	2,10	3,90	2,90	4,10
Fin.dep. Nasj.bud.	2,30	2,00	1,60	1,60	1,40	2,30	2,90	1,20	0,40	-0,20	1,60	2,20	2,60	1,80	1,70	2,40	2,60
Revidert nasj.bud.	2,00	1,20	1,40	1,30	2,50	3,20	3,40	1,20	0,20	0,00	0,80	1,80	1,40	1,30	2,60	3,10	3,00
Fin.dep. Nasj.bud. (samme år)	1,60	1,20	0,60	0,75	2,50	3,80	3,75	0,90	-0,20	-0,60	1,25	0,80	0,90	1,20	3,20	3,20	3,40
Norges Bank							2,50	0,90	0,00	-0,75	1,50	2,75	2,00	1,00	2,25	2,50	2,75
OECD					2,00	2,75	2,75	1,00	-0,50	-0,50	2,20	2,40	1,30	1,30	2,30	2,70	3,00
Industriforb./NHO	0,75	0,75	0,75	1,00	1,25	1,70	2,00	-1,50	-1,00	-0,30	2,40	1,40	1,70	2,50	2,50	2,90	2,30
Bankforeningen					2,75	3,25	2,50	0,00	0,00	-0,80	1,50	2,50	1,40	1,90	2,30	2,40	3,90
Kreditkassen						3,25	2,75	-1,00	-1,00	0,00	1,25	1,60	1,80	0,75	1,30	2,70	2,50
SSB									-0,25	0,70	1,30	2,00	1,50	2,40	2,30	2,20	2,30
<b>Inflasjon</b>																	
Faktiske SSB-tall	10,90	13,60	11,30	8,40	6,20	5,70	7,20	8,70	6,70	4,60	4,10	3,40	2,30	2,30	1,40	2,40	1,30
Fin.dep. Nasj.bud.		11,50	10,25	10,50	6,00	5,75	5,75	7,50	5,00	4,00	4,50	4,00	3,75	2,00	1,75	1,50	2,00
Revidert nasj.bud.	9,50		10,50	8,75	6,50	5,75	6,75	8,25	5,00	4,25	4,00	3,75	2,50	2,50	1,25	2,50	1,25
Fin.dep. Nasj.bud. (samme år)	10,25	13,70	11,50	8,50	6,25	5,75	7,00	8,50	6,50	4,50	4,00	3,50	2,50	2,50	1,25	2,50	1,25
Norges Bank	6,25	13,00	10,00	10,00	6,50	5,75	5,75	7,50	6,00	4,00	4,00	4,50	3,50	2,20	2,00	2,50	2,00
OECD	6,50	11,50	10,25	11,00	6,50	5,75	6,00	8,00	6,25	4,25	4,50	5,20	3,00	2,00	1,90	2,00	2,50
Industriforb./NHO	6,00	13,00	10,50	9,50	6,00	6,00	6,00	8,50	5,50	4,00	4,10	4,20	3,90	2,70	1,80	1,90	2,20
Bankforeningen					6,50	6,50	6,50	9,00	6,75	5,00	4,50	4,30	3,30	2,10	1,30	2,30	1,40
Kreditkassen		12,50	12,00	9,00	6,50	6,50	5,00	8,00	5,80	4,00	4,00	3,75	3,75	2,00	1,75	2,00	2,20
SSB									5,75	4,40	4,40	4,50	3,20	2,00	1,60	2,60	1,80
<b>Driftsbalansen mrd.kr</b>																	
Faktiske SSB-tall	5,40	12,50	4,10	14,60	23,90	26,70	-33,40	-27,30	-25,20	1,70	24,10	33,10	18,00	15,10	25,50	30,90	68,60
Fin.dep. Nasj.bud.	-1,80	-2,90	3,70	-3,65	0,60	20,65	1,55	-43,00	-35,10	-14,10	13,70	13,20	34,80	17,60	35,50	31,00	48,30
Revidert nasj.bud.	7,25	-2,10	1,25	-1,90	16,15	12,35	-25,00	-27,40	-30,90	8,20	6,00	20,40	25,80	15,90	19,90	35,70	49,50
Fin.dep. Nasj.bud. (samme år)	4,40	8,50	2,75	10,70	27,50	22,15	-33,00	-29,10	-25,30	10,40	15,80	36,70	15,90	25,30	20,30	33,40	66,00
Norges Bank			6,00	-7,50	6,00	20,00	5,00	-39,00	-32,00	-12,00	15,00	19,00	41,00	18,10	29,00	36,00	44,00
OECD	3,00	-2,50	3,00	-4,40	3,50	20,00	7,00	-45,10	-33,30	-21,50	22,10	30,90	40,60	23,60	29,50	19,50	34,50
Industriforb./NHO	-4,50	-4,50	-3,50	-2,00	-5,00	21,50	3,20	-46,20	-32,20	-20,60	11,70	34,00	27,70	20,00	32,70	31,20	50,00
Bankforeningen					7,00	18,00	7,00	-30,00	-33,00	-14,00	5,10	14,30	46,70	26,20	28,70	32,50	25,50
Kreditkassen		15,00	12,50	5,00	2,50	15,00	17,50	-22,50	-30,00	-15,00	13,00	9,10	34,80	16,50	32,40	26,00	47,90
SSB									-43,75	-10,00	18,60	18,00	30,30	25,40	34,20	27,10	38,80