



ROGER BJØRNSTAD  
Statistisk sentralbyrå

ÅDNE CAPPELEN  
Statistisk sentralbyrå

RAGNAR NYMOEN  
Universitetet i Oslo

# Inflasjonsforventninger og pengepolitiske regimer\*

I denne artikkelen bruker vi inflasjonsprognoser fra de siste 30 år til å undersøke når forventningsfeilene har vært store. Resultatene viser at det er få år med overraskende store og gjennomgående forventningsfeil. Vi ser fraværet av systematiske forventningsfeil i sammenheng med at inflasjonsutsiktene har stått sentralt i den økonomisk politiske debatten i hele perioden, ikke minst i forbindelse med opplegget for inntektspolitikken. Dermed har prognosemakerne fått innsikt i inflasjonsprosessen. Finansdepartementets prognoser, som bygger på løsningen av den makroøkonomiske modellen MODAG (og MODIS IV først i perioden), framstår således som (svakt) rasjonelle forventninger i vår undersøkelse.

## 1 INNLEDNING

Det nominelle ankeret betegner den valgte målvariabelen for pengepolitikken. Det er en rimelig hypotese at inflasjonsforventningene, og inflasjonen selv, avhenger av pengepolitisk regime, og at begge variable vil påvirkes av et skifte i det nominelle ankeret. For eksempel kan inflasjonsforventningene endre seg som følge av en overgang fra fast men justerbar valutakurs, til et regime med et inflasjonsmål. Mer generelt henspiller det nominelle ankerfestet på at det nominelle forløpet påvirkes av hvilke forventninger som aktørene har om graden av måloppnåelse i penge- og valutapolitikken. Inflasjonsforventningene

gjenspeiler troverdigheten til ankerfestet, og omvendt: Dersom troverdigheten til ankerfestet økes eller svekkes markert, får dette konsekvenser for inflasjonen.

I denne artikkelen undersøker vi om feilen i inflasjonsforventningene blir større enn normalt i år med skifte i det nominelle ankeret, eller i perioder der det skjer vesentlige endringer som påvirker troverdigheten innenfor et gjeldende regime. Det er mindre opplagt enn man først skulle tro at selve forventningsfeilen er markert regimeavhengig. Standard teori om inflasjonsstyring sier tvert om at det ikke gjør seg gjeldende en slik avhengighet: Dersom

\* Takk til Samfunnsøkonomens anonyme konsulent. Takk også til André Anundsen for hjelp ved datainnsamling og tilrettelegging, og til Pål Boug, Eilev S. Jansen og Knut Moum for kommentarer på tidligere utkast. Dette arbeidet ble presentert på Forsker møtet 2009, som ble arrangert ved Universitetet i Bergen.

troverdigheten til inflasjonsmålet svekkes, vil både inflasjonsforventningene og inflasjonen påvirkes like mye, og forventningsfeilen forblir upåvirket. Men som ofte er tilfellet med entydige konklusjoner, så er også denne modellavhengig. Relasjonene mellom faktisk og forventet inflasjon kan være mer kompleks enn det modellen spesifiserer, og i så fall er det heller ikke sikkert at inflasjonen påvirkes like mye som forventningene av en endring i troverdigheten til det pengepolitiske regimet. Analysen sier heller ikke hva som skjer med inflasjonsprosessen ved et formelt skifte av regime, for eksempel fra valutakursstyring til inflasjonsstyring. I slike situasjoner er det ikke lett å si *a priori* hva som påvirkes først og sterkest, inflasjonen eller forventningene.

Men det finnes også andre argumenter for at endringer i det formelle pengepolitiske regimet kanskje ikke er av så stor betydning for forventningsfeilen som en først skulle tro. I Norge har hensynet til kostnadmessig konkurransevne alltid vært viktig i den økonomiske politikken. Den vedvarende oppmerksomheten om sammenhengen mellom innenlandsk inflasjon og konkurransevnen kan ha bidratt til at forventningene har vært i samsvar med hovedtrekkene i inflasjonsprosessen, slik at de store feilene som aktørene har gjort har blitt forholdsvis få. Inntektspolitikken, og et institusjonalisert system for hovedlinjene i lønnsdannelsen, er faktorer som nok har virket i samme retning, se Bowitz og Cappelen (2001) og Barkbu mfl. (2002). Disse faktorene representerer strukturelle trekk i den norske makroøkonomien, og kan ha bidratt til at lønns- og prisdannelsen har blitt mindre endret av skifte i pengepolitisk opplegg, enn det en kanskje skulle tro ved første øyekast, jf også Bårdsen mfl. (2003) og Akram og Nymoen (2009).

I denne artikkelen bruker vi data om forventningene til profesjonelle prognosemakere til å teste hypotesen om at forventningsfeil er nært knyttet til skifte av pengepolitisk regime. Nærmere bestemt bruker vi publiserte prognoser for KPI inflasjonen i et gitt år, laget og publisert i løpet av året før. Datasettet inneholder årlige observasjoner fra 1970-tallet fram til og med 2007.

Det er kanskje behov for å begrunne relevansen av dette datasettet for problemstillingen. For det første: inflasjonsprognoser er inflasjonsforventninger. «Forventningsdan-

nerne» i vårt utvalg er imidlertid ikke representative for befolkningen, fordi de i egenskap av å være profesjonelle prognosemakere selvfølgelig kan bruke veldig mye mer tid og ressurser på forventningene enn det vanlige folk vil se seg tjent med. Vårt premiss er derfor at de vil danne forventninger av god kvalitet dersom forholdene ligger til rette for det, men at kvaliteten vil forringes dersom det blir vanskelig å fiksere inflasjonsforventningene. Derfor baserer vi oss på at tilfeller av fall i kvalitet vil kunne avdekkes ved bruk av formelle statistiske tester. Vi benytter en metode for objektiv estimering av brudd i forventningsfeilene til dette formålet. Forventningene til aktørene i vårt utvalg er spesielt interessante også fordi det er realistisk å tro at disse prognosemakerne påvirker inflasjonsforventningene til lønnstakere og foretaksledere. For noen prognosemakere er slik påvirkning selve poenget med prognosene.

Vår undersøkelse viser at ekspertene stort sett har unngått systematiske feil i sine inflasjonsforventninger, uansett hva som har vært det formelle nominelle ankeret, og også uavhengig av hvor aktivt man gjennom pengepolitikken har tatt sikte på å påvirke inflasjonsforventningene. Dette er et interessant funn fordi det viser at de tidvise problemene med det nominelle forløpet ikke primært skyldes brudd i, eller dårlig kvalitet i forventningsdannelsen, men at inflasjonen har reagert på en forutsigbar måte på de sjokkene som hadde inntruffet. Det er særlig Finansdepartementet, med sine modellbaserte prognoser, som ser ut til å ha godt grep på dette med regimeskift i inflasjonen. Dette betyr ikke at Finansdepartementets inflasjonsprognoser nødvendigvis vil gjøre det spesielt skarp i prognosekonkurranser, noe som bekreftes av Bjønnes mfl. (1998), eller i internasjonale sammenlikninger, slik det er framkommer i Öller og Barot (2000).<sup>1</sup> Disse studiene identifiserer imidlertid ikke de årene der prediksjonsfeilene er større enn det en skulle forvente på bakgrunn av det institusjonene presterer i gjennomsnitt, mens det er nettopp dette spørsmålet som er fokus i vår empiriske undersøkelse av strukturelle brudd i sammenhengen mellom inflasjon og forventet inflasjon.

Før vi presenterer den detaljerte analysen, gir vi et kort resymé av relevante hendelser innenfor lønnsdannelse, inntektspolitikk og utenriksøkonomi i Norge i den perioden som analysen gjelder for. Disse forholdene har hatt

<sup>1</sup> Datasettet Öller og Barot (2000) slutter i 1997, mens vi har data til 2007.

Tabell 1 Årlig inflasjon i Norge og eurosonen. Tall i prosent.

	1973-79	1980-85	1986-89	1990-95	1996-99	2000-07
Norge	8,5	9,4	6,8	2,7	2,1	1,9
Eurosonen	10,9	9,4	3,3	3,9	1,6	2,2
Differanse	-2,4	0	3,5	-1,2	0,5	-0,3

Kilde: OECD Historical Statistics 1960-97, Table 8.11 og Economic Outlook 2008/1, Annex Table 18. Norske tall er fra Statistisk Årbok div. årganger.

betydning for faktisk inflasjon, og kan ha hatt betydning for inflasjonsforventningene.

2 DET NOMINELLE FORLØPET I UTVALGSPERIODEN Forventningskanalen blir i dag av mange økonomer framhevet som pengepolitikens kanskje eneste pålitelige kanal til påvirkning av økonomien, samtidig som nominell stabilitet i økonomien er helt avhengig av om pengepolitikken lykkes eller ikke. Gjennom taler, artikler og i sine pengepolitiske rapporter kommer det fram at dette også er Norges Banks syn.<sup>2</sup>

Her vil vi minne om et annet perspektiv, nemlig at det nominelle forløpet i lange perioder *de facto* har vært forankret i sentralisert lønnsdannelse med industrien som lønnsleder. Dog ikke i forhold til et absolutt mål, men i forhold til inflasjonen i utlandet. I tråd med ankeranalogien kan vi si at Den norske modellen har sørget for i alle fall et nominelt drivanker, og at dersom inflasjonen ute varierer rundt en stabilt langsiktig rate, så befestes også den innenlandske inflasjonen mer absolutt. Denne stabilisatoren har ikke vært tilstrekkelig til å takle alle sjokk som økonomien har blitt utsatt for, og direkte inngrep har vært brukt flere ganger (lønnslovene i 1988 og 1989 for eksempel), og det har vært perioder da selvreguleringen (drivankeret) ikke har fungert i det hele tatt. Men Den norske modellen har tilpasset seg erfaringen fra disse krisene, og har bidratt til fortsatt høy reallønnsfleksibilitet, samtidig som det har vært mulig opprette lønnsforskjeller som er små sammenlignet med mange andre land.

Tabell 1 viser gjennomsnittlig inflasjon i Norge og EU/euroområdet i ulike perioder. Tabellen illustrerer at

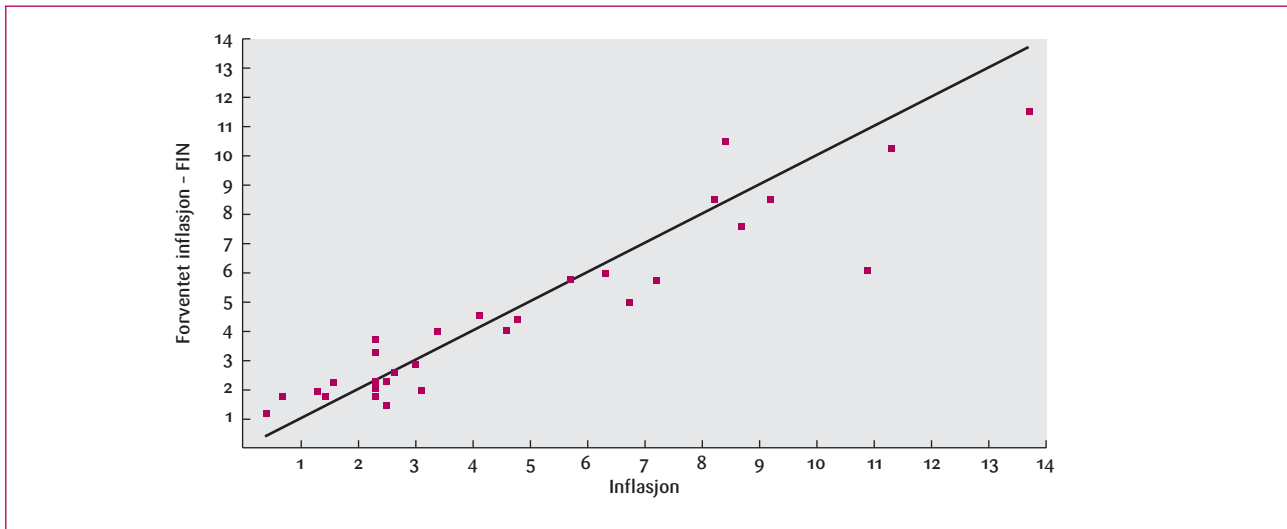
selv om inflasjonen i Norge var høy i perioden med fast valutakurs, var den om lag på samme nivå som i EU. Det er interessant at i perioden med små, men hyppige devalueringer i første halvdel av 1980-tallet, var inflasjonen i Norge på samme nivå som i EU. Det var altså ikke høy særnorsk inflasjon som forårsaket devalueringene i denne perioden. Devalueringene var snarere en del av den økonomiske politikken, da man trodde at man på denne måten kunne bedre norsk industris internasjonale konkurransevne, altså at man kunne oppnå en høyere reallønnsfleksibilitet ved hjelp av pengepolitikken. Den maritime analogien blir at man besluttet seg for å kutte ankerlina i disse urolige tidene, for så å gjenfinne kursen etter å ha ridd stormen av.

Perioden etter devalueringen i 1986 skiller seg imidlertid ut. Sammenliknet med inflasjonen på 1970-tallet og på første halvdel av 1980-tallet var ikke inflasjonen høy, men det var den sammenliknet med inflasjonen ute. I denne perioden, 1986-89, hadde vi altså ikke noe nominelt drivanker engang, på tross av at Norge formelt sett hadde fast valutakurs som nominelt anker.<sup>3</sup> Som en bakgrunn vil vi minne om at devalueringen i 1986 ikke kan sammenliknes med de mindre devalueringene tidligere i perioden. Devalueringen var forårsaket av et uventet fall i oljeprisen, som ble halvert, men kunne også skyldes at man fryktet at Den norske modellen for lønnsdannelse var brutt sammen. Det er liten tvil om at oppgjøret 1986 var en dårlig dag på jobben for lønnsdannelsessystemet i Norge, og starten på flere vanskelige år for norsk økonomi, med blant annet raskt økende arbeidsledighet. Lønnsoppgjøret endte med full retrett for arbeidsgiversiden etter en kortvarig lockout. Det ble vedtatt at arbeidstidsforkortelsen i januar 1987 skulle skje med full lønnskompensasjon.

<sup>2</sup> «Pengepolitikens fremste oppgave er å sørge for at inflasjonsforventningene er lave og stabile. Forventninger om lav og stabil inflasjon gir et nominelt anker. [...] Våre erfaringer - og erfaringene fra andre land - viser at uten et nominelt anker får vi heller ikke stabilitet i sysselsetting og produksjon». Gjedrem (2007).

<sup>3</sup> I desember 1986 ble lavrentepolitikken forlatt. Pengepolitikken ble rettet inn mot å understøtte den faste valutakursen som et nominelt ankerfeste, Gjedrem (2008), s 81.

Figur 1 Finansdepartementets inflasjonsforventninger og faktisk inflasjon (1977-2007). Den heltrukne linjen representerer perfekte prognosetreff.



Om vi skal tenke på disse i for seg dramatiske hendelsene som en slags midlertidig systemsvikt i lønnsdannelsen, slik det har vært vanlig å gjøre i tidligere analyser av det som skjedde på midten av 1980-tallet, eller som at det nominelle ankeret glapp, kan være smakssak. Den gang ble det uansett lagt vekt på å styrke Den norske modellen framfor å innføre et inflasjonsmål, og det såkalte solidaritetsalternativet ble lansert i 1992. Etter dette var det stabil lav inflasjon, og ledigheten kom ned igjen.

### 3 EN ANALYSE AV INFLASJONSFORVENTNINGER GJENNOM SKIFTENDE REGIMER

Inflasjonen er en av de variable som flest prognosemakere uttaler seg om og som vi har lengst sammenhengende observasjoner av, se Bjønnes mfl. (1998). Dette er antakelig fordi «prisutsiktene» er viktig i mange overveielser og avgjørelser, det være seg til krav om lønnstillegg, i regulering av kontrakter, i verdsetting av pensjonsforpliktelser og i planlegging av økonomisk politikk. Vi ser her på feilene – som uttrykk for forventningsfeil – i prognosene for årlig inflasjon ett år fram i tid. Alle prognosene er publisert året før prognoseåret.

Vi har samlet inn inflasjonsforventninger, i form av prognoser, fra de 10 institusjonene som er listet opp i tabell 7 i vedlegget. Der forklarer vi også hvilke prognosetall som

er benyttet i testene som blir gjennomført i denne artikkelen. Vi ser først, og i mest detalj, på Finansdepartementets prognoser. Det er flere grunner til å vie disse forventningene spesiell oppmerksomhet. For det første er Finansdepartementets inflasjonsprognoser den forventningsserien som vi har flest observasjoner av (ved siden av OECD). For det andre har Finansdepartementet alltid lagt stor vekt på utarbeidelsen og presentasjonen av inflasjonsprognosene, blant annet fordi denne prognosen har vært viktig for vurderingen av Norges internasjonale konkurransevne, som har dannet rettesnor for gjennomføringen av inntektspolitikken som har stått sentralt uansett pengepolitiske regimer. For det tredje har Finansdepartementets inflasjonsprognose for neste år alltid vært blant de første som blir publisert, i begynnelsen av oktober hvert år, og det kan godt tenkes at denne prognosen påvirker inflasjonsforventningene til andre profesjonelle prognosemakere, og forventningene i befolkningen. I perioder har nok en slik effekt også vært tilsiktet (såkalt indikativ planlegging), slik at vi kan si at også Finansdepartementet har benyttet seg av forventningskanalen for å nå sine mål om prisstigningen. I den grad Finansdepartementet har greid å unngå systematiske feil i sine inflasjonsprognoser, viser det i så fall at departementet ved hjelp av sin modell MODAG (og tidligere MODIS IV) og sin øvrige ekspertise, har greid å gi en god vurdering av private aktørers forventninger og deres rolle i inflasjonsprosessen.<sup>4</sup>

<sup>4</sup> Informasjon og dokumentasjon om MODAG finnes på internett: <http://www.ssb.no/emner/09/90/sos111/>

### 3.1 Finansdepartementets inflasjonsforventninger

Figur 1 viser Finansdepartementets forventninger om prisveksten ett år fram (den vertikale aksene), og faktisk inflasjon målt med KPI (den horisontale aksene). Disse prognosene er fra nasjonalbudsjettene og utarbeides i september året før prognoseåret. De tre høyeste inflasjonsratene i perioden finner vi i 1980 (10,9 %), 1981 (13,7 %) og 1982 (11,3 %). Av disse årene var det likevel bare i 1980 at prognosefeilen var ekstremt stor (4,8 prosentpoeng for lav forventet inflasjon). Denne underprediksjonen har man tidligere forklart ved at OPEC-II sjokket ikke kunne forutses, og at prisstoppen som ble innført i september 1978, ble avvirket i januar 1980, og man var antakelig ikke i stand til å fastslå godt hva denne dereguleringen ville bety for inflasjonen.

Den heltrukne linjen i figur 1 angir det tenkte tilfellet der alle forventningene traff helt perfekt («line of perfect forecasts»). Selv om observasjonene noen ganger befinner seg på oversiden av denne linjen og noen ganger på undersiden, så «oppsummerer» linjen for perfekte forventninger tendensen i materialet ganske godt. Som en kontroll av at dette inntrykket stemmer, kan vi foreta statistiske tester basert på en enkel modell for sammenhengen mellom faktisk inflasjon i år  $t$ , som vi symboliserer med  $\pi_t$ , og Finansdepartementets forventninger, symbolisert med  $\pi_{t-1}^{FIN}$

$$(1) \quad \pi_t = \alpha + \beta \pi_{t-1}^{FIN} + \varepsilon_t.$$

$\alpha$  og  $\beta$  er modellens parametre, og  $\varepsilon_t$  er et restledd.

Resultatet av estimering med minste kvadraters metode (MKM) er oppgitt i første linje i likning (2), der 0,26 og 1,11 er estimatene på henholdsvis konstantleddet ( $\alpha$ ) og stigningskoeffisienten ( $\beta$ ). Det betyr at regresjonslinjen har en litt slakere helning enn 45-graderslinjen for perfekte forventninger i figur 1. Grunnen til det er at regresjonslinjen «trekkes» mot ekstremobservasjonene i 1980-82. Tallene i parentes under koeffisientene er estimerte standardavvik, og viser at ut i fra vanlige krav til statistisk signifikans så avviker regresjonslinjen i (2) likevel ikke signifikant fra linjen for perfekte forventninger.<sup>5</sup>

$$\pi_t = -0,26 + 1,11\pi_{t-1}^{FIN}$$

(0,41)      (0,07)

$$(2) \quad T = 31(1977 - 2007), R^2 = 0,89, \hat{\sigma} = 1,25\%$$

$$DW = 1,75, F_{AR} = 0,42[0,52], F_{ARCH} = 0,20[0,66]$$

$$F_{x^2} = 1,18 [0,32], X_N^2 = 18,3[0]$$

Under den estimerte likningen har vi ført opp opplysninger om antallet observasjoner (angitt med  $T$ , og årstallene i parentes), og om styrken på sammenhengen mellom forventningene og inflasjonen: Både målt med  $R^2$ , som er den multiple korrelasjonskoeffisienten fra regresjonen, og med det residuale standardavviket ( $\hat{\sigma}$ ). De neste to linjene inneholder statistiske testobservatorer som belyser egenskapene til restleddet  $\varepsilon_t$ . Disse restleddsobservatorene er viktige for gyldigheten av de statistiske testene av hypoteser om størrelsen på parametrene  $\alpha$  og  $\beta$ . Det er derfor nødvendig å gå litt inn på hver enkelt at dem.

$DW$  og  $F_{AR}$  er to forskjellige tester av en hypotese om fravær av autokorrelasjon av første orden i restleddet  $\varepsilon_t$ .<sup>6</sup> For at denne hypotesen skal kunne forkastes på 5% signifikansnivå, må  $DW$  være mindre enn 1,49, eller større enn 2,54, noe som vi ser ikke er tilfellet.  $F_{AR}$  testen tyder heller ikke på at restleddene er autokorrelerte, noe som framkommer både ved at denne testen er nokså nær null og fordi tallet i hakeparentesen, den såkalte « $p$ -verdien», er 0,52. « $p$ -verdien» er det signifikansnivået som vi måtte velge for å forkaste nullhypotesen om fravær av autokorrelasjon på basis av  $F_{AR} = 0,42$ .  $F_{ARCH}$  og  $F_{x^2}$  er to tester av heteroskedastiske restledd, og ingen av disse testene tyder på signifikante avvik fra homoskedastisitet.<sup>7</sup> Den siste testen,  $X_N^2$  er en test for avvik fra normalfordeling, og siden denne testen har en « $p$ -verdi» som er null, gir den en klar indikasjon om «avvik fra normalitet». Det er nærliggende å anta at for eksempel året 1980 bidrar til dette resultatet.

I tabell 2 har vi gjengitt utfallet av noen tester på kvaliteten av Finansdepartementets forventninger. Kolonne (a) viser tester for modellen som ble estimert i likning (2). Først viser vi utfallet av en mye brukt test på om forventningene er fri for systematiske feil eller skjevhet. Dette er hypotesen om at forventningene er svakt rasjonelle, eller

<sup>5</sup> Vi tenker her på tester av de to enkelt hypotesene om  $\alpha = 0$  og  $\beta = 1$ , som på basis av (2) hver for seg kan forkastes på 5% signifikansnivå. Utfallet av testen av den sammensatte hypotesen om  $\alpha = 0$  og  $\beta = 1$  finnes i tabell 2, og omtales i den tilhørende teksten.

<sup>6</sup>  $DW$  er den såkalte Durbin-Watson observatoren, mens  $F_{AR}$  er en test for autokorrelasjon som er  $F$ -fordelt under nullhypotesen om fravær av autokorrelasjon. Disse og de andre testene som kommenteres i teksten er standard og finnes nærmere forklart i lærebøker i økonometri. Vi har beregnet dem her ved hjelp av PcGive 12, se Doornik og Hendry (2007).

<sup>7</sup>  $F_{ARCH}$  er en test for såkalt «autoregressive conditional heteroscedasticity», og  $F_{x^2}$  tester for heteroskedastisitet av den formen der restleddsvariansen varierer med kvadratet av forklaringsvariablene.

Tabell 2 *Inflasjonsforventningene i nasjonalbudsjettene, 1977-2007.*

(a)	(b)
$\pi_t = \alpha + \beta\pi_{t-1}^{FIN} + \varepsilon_t$	$\pi_t = \alpha + \pi_{t-1}^{FIN} \tau + e_t$
Test av $H_0: \alpha = 0$ og $\beta = 1$ :	Test av $H_0: \tau = 0$ :
$F(2,29) = 1,74[0,19]$	$N(0,1) = 1,11[0,27]$
Test av parameterstabilitet	Test av parameterstabilitet
$\alpha_{stab} = 0,13$	$\tau_{stab} = 0,51^*$
$\beta_{stab} = 0,05$	$\sigma_{e,stab} = 0,33$
$\sigma_{\varepsilon,stab} = 0,34$	

konsistente, se Clements (2005). Med referanse til modell (1), tester vi her den sammensatte hypotesen om at konstantleddet er 0 samtidig som stigningstallet  $\beta$  er 1. Testen på denne hypotesen er  $F$ -fordelt, men bare tilnærmet, siden vi har sett at restleddene  $\varepsilon_t$  antakelig ikke er normalfordelte. Med dette forbeholdet ser vi at nullhypotesen i kolonne (a) ikke forkastes, noe som bekrefter inntrykket av at det ikke gjør seg gjeldende noen signifikant forskjell mellom regresjonslinjen og linjen for perfekte forventninger i figur 1. Konklusjonen er følgelig at Finansdepartementet ikke har hatt systematiske feil i sine forventninger om inflasjonen de siste 30 år!

Stabiliteten av parametrene  $\alpha$  og  $\beta$  i forskjellige perioder er av opplagt interesse for spørsmålet om glipp i det nominelle ankeret, for eksempel fordi det kan være systematiske forskjeller i treffsikkerheten av prognosene i perioder med høy og lav inflasjon. Testene som er angitt med  $\alpha_{stab}$  og  $\beta_{stab}$  i kolonne (a) har verdier nær null dersom det ikke gjør seg gjeldende avvik fra hypotesen om parameterstabilitet. Nærmere bestemt er 5 % kritisk verdi 0,47 og 10 % kritisk verdi 0,35 for begge disse testene, jf Hansen (1992). Det er også relevant å teste hypotesen om standardavviket til restleddet  $\varepsilon_t$  er en stabil parameter. Heller ikke denne hypotesen er det grunnlag for å forkaste på 5 % signifikansnivå, jf at  $\sigma_{\varepsilon,stab}$  er 0,34.

Et logisk problem ved testen for fravær av skjevhet i forventningene i kolonne (a) er at det finnes en annen restriksjon på (1) som også har som implikasjon at forventningene er uten systematiske feil, nemlig

$$\alpha = (\beta - 1)\pi_{t-1}^{FIN}.$$

Det er derfor anbefalt å teste hypotesen om fravær av systematiske feil med utgangspunkt i modellen

$$(3) \quad \pi_t - \pi_{t-1}^{FIN} = \tau + e_t$$

slik som i kolonne (b) i tabellen. « $t$ -verdien» til MKM estimatoren for  $\tau$  er  $t$ -fordelt dersom restleddet  $e_t$  er normalfordelt, og standard normalfordelt dersom normalitetsforutsetningen ikke gjelder. Siden avviket fra normalitet i restleddene  $\varepsilon_t$  nødvendigvis også vil gjøre seg gjeldende for  $e_t$ , bruker vi normalfordelingen  $N(0,1)$  i kolonne (b). Vi ser at  $H_0: \tau = 0$  ikke kan forkastes.

Kolonne (b) i tabell 2 inneholder også tilsvarende tester for parameterustabilitet som i kolonne (a), og i denne modellen er testen for stabilitet av skjevhetsparameteren  $\tau$  signifikant på 5% nivå, noe som er angitt ved \* i tabellen. Det ville være interessant om denne ustabiliteten kan knyttes til 1986, eller kanskje til ett eller flere av årene på 1990 tallet med høye depresieringsforventninger i valuta-markedet. For å undersøke denne muligheten nærmere, er det praktisk å utnytte en funksjon i økonometriprogrammet PcGive som heter *Autometrics*, og som lar oss identifisere år med uventet store forventningsfeil på en objektiv måte, se Doornik og Hendry (2007).

*Autometrics* er et program for automatisk modellvalg. I vår sammenheng er det spesielt interessant å studere om det gjør seg gjeldende strukturelle brudd, enten i sammenhengen mellom inflasjon og forventninger (1), eller i forventningsfeilen (3). *Autometrics* inneholder både en metode som benytter «uteliggere» (observasjoner som påvirker regresjonslinjen sterkt), og en metode som heter dummy-



metning («dummy saturation»). I metoden med dummy-metning utvides for eksempel likning (3) med en dummy for hvert år. Basert på den algoritmen som er programmert i *Autometrics*, spesifiseres det så automatisk en endelig modell. Denne endelige likningen kan vise seg å inneholde dummier for ett eller flere enkeltår. Tolkningen er i så fall at dette er år der prognosefeilen ble større enn det en normalt skulle forvente.

Vi ser først på stabiliteten i sammenhengen mellom inflasjonen og Finansdepartementets prognoser, altså likning (1), ved å benytte metoden med dummy-metning. På grunn av at det gjøres mange tester i den automatiske modellspefisikasjonen, er det viktig hvilket signifikansnivå som brukes i hver test. Dersom signifikansnivået settes høyt, øker sjansen for å få med dummier for år som egentlig ikke representerer noen signifikant brudd. Vi har brukt både det konvensjonelle 5 % nivået og det moderat strenge 2,5 % nivået. Den eneste konsekvensen av dette valget er at 1981 kommer med som et år med uventet stor prognosefeil dersom vi bruker 2,5 % som signifikansnivå. Vi har derfor også benyttet 1 % nivået, og sluttmodellen blir den samme som med 2,5 % signifikansnivå, nemlig<sup>8</sup>

$$\pi_t = 1,08 \pi_{t-1}^{FIN} + 4,31 d_{1980} - 2,94 d_{1983} \quad (0,03) \quad (0,83) \quad (0,87)$$

(4)  $T = 31(1977 - 2007), \hat{\sigma} = 0,81$   
 $DW = 1,8, F_{ARCH} = 1,02[0,32],$   
 $F_{\chi^2} = 0,34[0,85], \chi^2_N = 0,10[0,95]$

der  $d_{1980}$  og  $d_{1983}$  er variable som er 1 i henholdsvis 1980 og 1983 og 0 ellers. I denne likningen er det ikke lenger noen indikasjon om avvik fra normalitet i restleddet. Legg merke til at konstantleddet ikke er med i den foretrukne likningen. *Autometrics* velger altså  $\hat{\alpha} = 0$  som vil si at etter justering for 1980 og 1983 er det bare en liten forskjell i helning som skiller føyningslinjen basert på MKM fra linjen for perfekte forventninger i figur 1. Fordi det ikke er et konstantledd i likning (4), oppgir vi det residuale standardavviket, symbolisert med  $\hat{\sigma}$ , som et mål på treffsikkerheten.

Som nevnt ovenfor, er det grunn til å teste mer direkte for signifikante forventningsfeil også i tidsserien for Finans-

departementets prognosefeil. Det vil si at vi benytter *Autometrics* på modell (3). Med 2,5 % signifikansnivå blir sluttmodellen:

$$\pi_t - \pi_{t-1}^{FIN} = 4,80 d_{1980} + 2,20 d_{1981} - 2,10 d_{1983} \quad (0,81) \quad (0,81) \quad (0,81)$$

(5)  $T = 31(1977 - 2007), \hat{\sigma} = 0,81$   
 $DW = 1,7, F_{ARCH} = 0,36[0,55]$   
 $F_{\chi^2} = 0,62[0,61], \chi^2_N = 0,16[0,92]$

som indikerer at med unntak av starten av 1980-tallet, så er det ingen skjevhet i Finansdepartementets inflasjonsforventninger. Vi ser at også 1981 nå kommer med som et år med strukturelt brudd i forventningsdannelsen. På samme måte som i likning (4) gir testene ingen indikasjoner om residual feilspefisikasjon. Det viser at (5) i alle fall ikke inneholder for få brudd-dummier. Dersom vi stiller strengere krav til signifikans, er det bare  $d_{1980}$  som kommer med i den foretrukne likningen.<sup>9</sup>

Estimering av bruddene i selve inflasjonprosessen gir i alt 7 brudd: 1978, 1980, 1981, 1982, 1986, 1987 og 1988.<sup>10</sup> Departementets forventninger inneholder altså langt færre brudd enn det som karakteriserer inflasjonen selv. De fleste bruddene i inflasjonprosessen har altså blitt forutsett. Siden det, ifølge *Autometrics*, ikke var brudd i inflasjonprosessen på 1990-tallet eller 2000-tallet, så er det heller ikke underlig at analysen av forventningsfeilene heller ikke fant brudd i denne perioden, som inneholdt både spekulative angrep på krona og omlegging av pengepolitikken.

Selv om sammenlikning av prognosenøyaktighet ikke er noe hovedanliggende i denne artikkelen, der fokus er på brudd i forventningsdannelsen, hører det med til en prognoseevaluering å sammenligne med en «tommelfingerprognose» om at inflasjonen neste år blir lik inflasjonen i dag. En slik enkel prognosemekanisme er i mange praktiske tilfeller vanskelig å slå, fordi den har den gode egenskapen at den relativt raskt, og automatisk, tilpasser seg de strukturelle endringer som har skjedd. Prognoser som bygger på et mer omfattende analyseopplegg, med eller uten bruk av formelle og kvantifiserte modeller, er ofte tregere til å tilpasse seg strukturelle endringer. Prognose-

<sup>8</sup> Her bruker vi altså modell (1) utvidet med dummy-metning og signifikansnivå 0,025.

<sup>9</sup> Med 1% nivå er det bare  $d_{1980}$  som beholdes av *Autometrics*. Den andre metoden til å estimere brudd ved hjelp av *Autometrics*, altså metoden med signifikante uteliggere er gjennomgåene mer konservativ enn metoden med dummy-metning. Anvendt på Finansdepartementets prognosefeil gir denne alternative algoritmen en sluttmodell med brudd kun i 1980, selv med 5% nivå på testene.

<sup>10</sup> Vi benyttet en 2. ordens autoregressiv modell for  $\pi_t$ , og metoden med dummy-metning med 0,025 signifikansnivå.

nøyaktighet krever derfor overvåkenhet fra de økonomene som jobber med prognosene, for å kunne foreta fordelaktig justering av den direkte modellprognosen, jf Hendry (2001) og Bårdsen og Nymoen (2009).

Nasjonalbudsjettets inflasjonsprognoser er nettopp et produkt av «tung modellbruk», først MODIS IV og senere MODAG, så sammenlikningen med prognosen  $\pi_t = \pi_{t-1}$  (ingen endring) er svært relevant. Det kan bemerkes at på ett viktig punkt gir sammenlikningen en fordel til «ingen endring» prognosen: Hele prisendringen gjennom inneværende år er bakt inn i den naive prognosen, mens Finansdepartementets prognosemakere bare kan bygge på 8 måneder av observert inflasjon.

Tallene for perioden 1977 til 2007 viser at  $\pi_t - \pi_{t|t-1}^{FIN}$  har lavere gjennomsnittlig spredning enn  $\pi_t - \pi_{t-1}$ . Det vanlige nøyaktighetsmålet «root mean squared forecast error», RMSFE, gir henholdsvis 1,6 og 1,9 for de to prognosene. Den såkalte Morgan-Granger-Newbold testen, se Clements (2005), gir som resultat at denne forskjellen i nøyaktighet er statistisk signifikant på 5 % nivå: Den *t*-fordelte testobservatoren (med 30 frihetsgrader) har verdien 3,0. Til tross for at vi har gitt den naive prognosen klare informasjonsfortrinn, er altså Finansdepartementets prognoser signifikant mer presise i gjennomsnitt. Dette er samme konklusjon som i Öller og Barot (2000).

### 3.2 Inflasjonsforventninger fra flere institusjoner

I dette avsnittet utvider vi analysen av inflasjonsforventningene til å inkludere flere prognosemakere. For oversiktens skyld ser vi først på prognosene fra Finansdepartementet, OECD, Norges Bank, Finansnæringens hovedorganisasjon (FNH), og Kredittkassen/Nordea (KRN), fordi disse prognosene dekker så og si hele 1980-tallet, i tillegg til 1977, 1978 og 1979 for FIN og OECD sin del. Vi kaller dette inflasjonsforventninger over en «lang» periode. Dernest utvider vi med to andre institusjoner, Statistisk sentralbyrå (SSB) og Skandinaviske Enskilda Banken (SEB) der vi for begge har prognoser fra 1987 og framover.

#### Inflasjonsforventninger over «lang» periode

I tabell 3 viser vi resultatet av å bruke *Autometrics* på tilsvarende sammenheng som (1). Modellen i likning (4) finner vi igjen kolonnen merket FIN i tabellen. Deretter følger likningene for OECD, Norges Bank, Kredittkassen/Nordea og Finansnæringens hovedorganisasjon.

Vi kan legge merke til at ingen av likningene inneholder et konstantledd  $-\alpha$  er altså valgt lik 0 av *Autometrics* for alle institusjonene. Videre er det, i henhold til *Autometrics*, ingen år i perioden der sammenhengen mellom OECDs prognoser og den faktiske inflasjonen skiller seg ut spesielt, mens likningene for Norges Bank og FNH inneholder de samme dummiene for tidlig 1980-tall som gjorde seg gjeldende i Finansdepartementets prognosefeil. Likningen for Kredittkassen/Nordea skiller seg fra de andre ved at det kun er 1986 som framstår som et problematisk prognoseår.

Basert på tabell 3 kan vi lage en aggregert sammenheng mellom forventet og faktisk inflasjon. Den blir:

$$(6) \quad \pi_t = 1,01 \pi_{t|t-1} + 2,16 d1980 + 0,38 d1982 - 1,01 d1983 + 0,43 d1986$$

(0,01)                      (0,28)                      (0,14)  
(0,23)                      (0,14)

som viser at det i gjennomsnitt gjør seg gjeldende et én til én forhold mellom forventet inflasjon og faktisk inflasjon. Den gjennomsnittlige prognosen for 1980 undervurderte inflasjonen med 2,16%, som dermed framstår som det året da det var vanskeligst å ha korrekte inflasjonsforventninger. 1986 er representert med dummy kun fordi det er Kredittkassen/Nordea som har en forventningsfeil i det året. Dummiene for 1982 er det også bare en aktør som står bak: Finansnæringens hovedorganisasjon.

Tabell 4 viser resultatene av å bruke *Autometrics* med dummy-metning på modellen for forventningsfeilen, jf modell (3) ovenfor. Også i denne tabellen er likningene basert på 2,5 % signifikansnivå. Det er rimelig at utvalget av år med vanskeligheter i forventningsdannelsen blir litt annerledes enn i tabell 3 siden *Autometrics* nå ikke kan «spille på» stigningstallet  $\beta$  til å finne den beste sammenhengen mellom inflasjonsforventninger og faktisk inflasjon. Vi ser at dette er spesielt tydelig for OECD, der *Autometrics* nå gir en modell med 2 årsummier, mens det ikke var noen for OECD-likningen i tabell 3. I tabell 4 inneholder likningen for OECD akkurat de samme brudd-dummiene som likningen for Finansdepartement, og i tillegg er OECD den eneste prognosemakeren som har problemer med forventningsdannelsen i 1991 og 2007, da inflasjonen begge år ble lavere enn det OECD forventet. For de andre prognosemakerne er det mindre forskjeller fra forrige tabell. Spesielt legger vi merke til at også for for-



Tabell 3 Sammenhengen mellom inflasjon og forventninger i perioden 1977-2007: Resultater av modellspekifisering med Autometrics, metode med dummy-metning og 2,5% signifikansnivå.

Generell modell: $\pi_t = \alpha_i + \beta_i \pi_{t-1}^i + \text{årsdummier} + \varepsilon_{it}$					
	FIN	OECD	NB <sup>1</sup>	KRN <sup>2</sup>	FNH <sup>3</sup>
$\alpha$					
$\beta$	1,08 (0,03)	1,03 (0,04)	1,03 (0,03)	1,00 (0,02)	0,93 (0,03)
d1980	4,31 (0,83)		4,33 (0,78)		
d1982					1,91 (0,74)
d1983	-2,94 (0,87)		-2,11 (0,81)		
d1986				2,19 (0,72)	
$\hat{\sigma}$	0,81	1,3	0,75	0,71	0,69

<sup>1</sup> Data fra 1980 til 2007. <sup>2</sup> Data fra 1981 til 2007. <sup>3</sup> Data fra 1981 til 2005.

Tabell 4 Forventningsfeilene for perioden 1977-2007: Resultater av modellspekifisering med Autometrics, metode med dummy-metning og 2,5 % signifikansnivå.

Generell modell: $\pi_t - \pi_{t-1}^i = \tau_i + \text{årsdummier} + e_{it}$					
	FIN	OECD	NB <sup>1</sup>	KRN <sup>2</sup>	FNH <sup>3</sup>
$\tau$					
d1980	4,80 (0,81)	4,65 (0,65)	4,67 (0,82)		
d1981	2,20 (0,81)	2,20 (0,65)			
d1983	-2,10 (0,81)	-2,60 (0,65)			-2,00 (0,69)
d1986				2,20 (0,69)	
d1991		-1,80 (0,65)			
d2007		-1,90 (0,65)			
$\hat{\sigma}$	0,81	1,3	0,75	0,71	0,69

<sup>1</sup> Data fra 1980 til 2007. <sup>2</sup> Data fra 1981 til 2007. <sup>3</sup> Data fra 1981 til 2005.

ventningsfeilene blir konstantleddet ( $\tau$  i likning (3)) valgt til 0 av Autometrics. Tolkningen er at det ikke gjør seg gjeldende systematiske skjevheter i noen av forventningsseriene.

Den aggregerte forventningsfeilen basert på tabell 4 blir

$$(7) \quad \pi_t - \pi_{t-1} = 4,7 d1980 + 0,88 d1981 - 1,22 d1983 + 0,44 d1986 - 0,36 d1991 - 0,39 d2007$$

(0,43)                      (0,20)                      (0,25)  
(0,14)                      (0,13)                      (0,13)

som bekrefter at 1980 var det året da inflasjonen var vanskelig å forutse. Helt i tråd med likning (6) er den

Tabell 5 Sammenhengen mellom inflasjon og forventninger i perioden 1987-2007: Resultater av modellspesifikasjon med *Autometrics*, metode med dummy-metning og 2,5 % signifikansnivå.

Generell modell: $\pi_t = \alpha_t + \beta_t \pi_{t-1}^i + \text{årsdummier} + \varepsilon_{it}$							
	FIN	OECD	NB	KRN	FNH <sup>1</sup>	SSB	SEB
$\alpha$							
$\beta$	1,03 (0,06)	1,03 (0,03)	1,01 (0,05)	1,06 (0,04)	0,93 (0,04)	0,99 (0,04)	0,83 (0,04)
$d_{1987}$							2,03 (0,69)
$d_{1991}$		-1,94 (0,51)					
$d_{1992}$				-1,68 (0,62)			
$d_{1996}$		-1,27 (0,49)					
$d_{2000}$							1,60 (0,61)
$d_{2004}$		-1,24 (0,48)					
$d_{2007}$		-1,97 (0,49)					
$\hat{\sigma}$	0,84	0,48	0,76	0,60	0,64	0,57	0,60

<sup>1</sup> Data fra 1987 til 2005.

aggregerte forventningsfeilen nest størst for 1983, da inflasjonen ble overraskende lav i følge disse beregningene. Overraskende lav var inflasjonen også 1991 og 2007, men særlig stor ble forventningsfeilen ikke. Det samme må kunne sies om den for lave forventede inflasjonen i 2007, som var på under 0,5 for prognosemakerne sett under ett. Feilen var 10 ganger større i 1980, da det nominelle ankeret som tidligere nevnt ble midlertidig lettet som en del av gjennomføringen av den økonomiske politikken.

Det er interessant at opphevelsene av prisloven var annonsert og kjent på det tidspunktet som prognosene ble dannet, slik at treffsikkerheten burde vært bedre for 1980 dersom forutsetningen om rasjonell forventningsdannelse hadde vært oppfylt. Det kan virke som at det er forutsetningen om at prognosemakerne kjente den korrekte modellen for prisjusteringer som ikke var oppfylt i dette tilfellet. Men som nevnt ovenfor, er det også mulig at OPEC-II sjokket kom så sent i 1979 at de ikke ble innarbeidet i prognosene for 1980. En tredje mulighet er at prognosene fra Finansdepartementet inneholdt et sterkt indikativt element ved denne anledningen.

#### Inflasjonsforventninger over «kort periode»: 1987-2007

For å kunne inkludere forventningene til Statistisk sentralbyrå (SSB) og Skandinaviske Enskilda banken (SEB) har vi også sett på 20 års perioden fra 1987 til 2007. Det er ikke overraskende at *Autometrics* finner flere signifikante årsdummier for denne perioden, der årene med virkelig høy inflasjon mellom 1977 og 1986 ikke er med i utvalget. Dette bekreftes av tabell 5 der det særlig er OECDs forventninger som trenger støtte av mange årsdummier. Den aggregerte sammenhengen basert på tabell 5 blir

$$(8) \quad \pi_t = 0,98 \pi_{t-1} + 0,29 d_{1987} - 0,27 d_{1991} \\ - 0,24 d_{1992} - 0,18 d_{1996} + 0,43 d_{2000} \\ - 0,17 d_{2004} - 0,28 d_{2007}$$

(0,02)                      (0,10)                      (0,07)  
(0,09)                      (0,07)                      (0,07)  
(0,07)                      (0,07)

som inneholder mange årsdummier, men der hver enkelt av dem har forholdsvis lav koeffisient siden de stammer fra bare en prognosemaker hver. Vi ser forøvrig at både 2004 og 2007, da det nominelle ankerfestet igjen burde

Tabell 6 Forventningsfeilene for perioden 1987-2007: Resultater av modellspekifisering med *Autometrics*, metode med dummy-metning og 2,5 % signifikansnivå.

Generell modell: $\pi_t - \pi_{t-1}^i = \tau_i + \text{årsdummier} + e_{it}$							
	FIN	OECD	NB	KRN	FNH <sup>1</sup>	SSB	SEB
$\tau$							
<i>d</i> 1987							
<i>d</i> 1988						0,95 (0,35)	
<i>d</i> 1991		-1,80 (0,47)				-1,10 (0,35)	
<i>d</i> 1996		-1,20 (0,49)				-0,90 (0,35)	
<i>d</i> 2000						1,00 (0,35)	
<i>d</i> 2004		-1,20 (0,47)				-0,90 (0,35)	
<i>d</i> 2007		-1,90 (0,47)					
$\hat{\sigma}$	0,82	0,47	0,74	0,68	0,70	0,35	0,60

<sup>1</sup> Data fra 1987 til 2005.

være på plass i kraft av inflasjonsstyring siden 2001, kommer med i likningen. Resultatene for forventningsfeilene i perioden 1987-2007 er vist i tabell 6. Det er OECD og SSB som bidrar til brudd-dummiene i den aggregerte likningen for forventningsfeilen:

$$(9) \quad \pi_t - \pi_{t-1}^i = 0,14 d1988 - 0,41 d1991 - 0,33 d1996 \\ (0,05) \quad (0,08) \quad (0,08) \\ + 0,14 d2000 - 0,30 d2004 - 0,27 d2007 \\ (0,05) \quad (0,08) \quad (0,07)$$

Det er kjent at metoden med dummymetning kan gi spuriøse dummiere i små sampel, og at en måte å motvirke dette på er å bruke et lavere signifikansnivå enn det moderate strenge nivået på 2,5 % som er benyttet i tabell 6. Med 1 % signifikansnivå gir *Autometrics* ingen signifikante dummiere for SSB prognosene. Samme metode for OECD gir en likning uten konstantledd og to dummiere – for 1991 og 2007.<sup>11</sup> Den aggregerte forventningsfeilen blir i dette tilfellet

$$(10) \quad \pi_t - \pi_{t-1}^i = 0,27 d1991 - 0,27 d2007 \\ (0,08) \quad (0,07)$$

med bare to år med signifikante forventningsfeil, nemlig 1991 og 2007. Dette resultatet er, som en sammenlikning med (7) ovenfor viser, i god overensstemmelse med forventningsfeillikningen for perioden 1977-2007.

#### 4 AVSLUTNING

Hovedkonklusjonen fra de statistiske testene er at det er forholdsvis få brudd i forventningsfeilene i perioden 1977-2007. Det eneste klare unntaket er starten av 1980-tallet. Den mest nærliggende forklaringen på denne store forventningsfeilen er opphevelsen av prisstoppen, noe som inngikk i den økonomiske politikken, og at OPEC II sjokket kom sent i 1979, etter at prognosene for 1980 ble laget. Inflasjonen i 1986, som ofte ses på som «annus horribilis» i nyere norsk monetær historie, er det bare én av prognosemakerne som framskriver dårligere enn det institusjonen gjennomsnittlig presterer. Heller ikke i de årene på 1990-tallet da det kom spekulative angrep mot krona, hadde våre prognosemakere større problemer enn vanlig med å treffe korrekt inflasjon.

En forklaringen på at særlig Finansdepartementet har greid å gjøre få uventede store feil, er nok å finne i at infla-

<sup>11</sup> Hverken for SSBs eller OECDs forventninger resulterer det strengere signifikanskravet i at sluttmodellene fra *Autometrics* blir feilspekifisert i økonometrisk forstand, noe som støtter at et strengere signifikanskrav er relevant å benytte på det korte datasettet.

Tabell 7 Oversikt over inflasjonsforventningsdatabase: Prognoseinstitusjoner med mer enn 10 observasjoner av inflasjonsprognoser.

INSTITUSJON	FORKORTEELSE	UTVALGSPERIODE
Finansdepartementet (Nasjonalbudsjettene)	FIN	1977-2007
OECD	OECD	1977-2007
Kredittkassen/Nordea	KRN	1981-2007
NAF/NHO	NHO	1980-1996, 2002-2007
Norges Bank	NB	1980-2007
Skandinaviske Enskilda Banken	SEB	1987-1991, 1995-2007
Statistisk Sentralbyrå	SSB	1987-2007
Finansnæringens hovedorganisasjon	FNH	1980, 1984-2005
NAF/NHO	NHO	1980-1996, 2002-2007
DnB	DNB	1991-2007
Handelsbanken	H	1998-2007
International Monetary Fund	IMF	1993-2007

sjonsutsiktene, og ønsket om forutsigbarhet og en viss kontroll med inflasjonen, har vært til stede også i de pengepolitiske regimene som gjaldt tidligere. Finansdepartementets forventninger har vært modellbasert i hele perioden (først MODIS IV, siden MODAG). Det virker som at systematisk modellbruk, og gode økonomiske vurderinger, har gitt Finansdepartementet en kompetanse på å forutse de større bruddene i inflasjonsprosessen. Vi har påpekt at disse bruddene er sammenfallende med velkjente begivenheter i den perioden vi har sett på. Det er interessant at de store sjokkene i valutamarkedet på 1900-tallet, eller innføring av inflasjonsmålet ikke befinner seg blant dem.

Det er flere problemstillinger som ikke er dekket av vår analyse av ett-steg fram forventningsfeilene. Feilene i prognoser for to eller flere år fram i tid kan vises å inneholde informasjon som kan benyttes til å undersøke de ulike tolkningene nærmere. En annen mulighet er å studere regimeskift i selve inflasjonsprosessen nærmere, fordi implikasjonene av skiftende pengepolitiske regimer kan være vel så klare der som i forventningsfeilene.

#### DATAMATERIALET

Tabell 7 gir en oversikt over datasettet med inflasjonsprognoser for år  $t$ , som er laget og publisert i år  $t-1$ . Tabellen viser hvilke institusjoner som vi har greid å skaffe til veie minst 10 forventningsobservasjoner fra. Av

disse 11 institusjonene er det de 7 første i tabellen som vi har valgt å ta med i analysen.

Det er «hull» i observasjonsrekken for SEB (3 forventningstall mangler) og FNH (også der 3 observasjoner). For å kunne ta med disse prognosemakerne i analysen, er manglende observasjoner erstattet med gjennomsnittet av de forventningene som vi har observasjoner for. For NAF/NHO mangler det 5 observasjoner (for 1981 til 1985), og dette vurderte vi som så mange at NAF/NHO er utelatt fra analysen. DnB, Handelsbanken og IMF er utelatt på grunn av antallet observasjoner er så vidt lite for disse tre.

#### REFERANSER:

Akram, Q. F. og R. Nymoen (2008): «Model Selection for Monetary Policy Analysis. How Important is Empirical Validity?», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71, 35-68.

Bårdsen, G., E. S. Jansen og R. Nymoen (2003): «Econometric Inflation Targeting», *Econometrics Journal*, 6, 429-460.

Bårdsen, G. og R. Nymoen (2009): «Macroeconometric Modelling for Policy», kommer i Mills T.C. and K. Patterson (red), *Palgrave Handbook of Econometrics Vol 2*, Palgrave Mac-Millan, Houndsmill, Basingstoke, UK

Barkbu, B. B., R. Nymoen og K. Røed (2003): «Wage Coordination and Unemployment Dynamics in Norway and Sweden», *Journal of Socio-Economics*, 32, 37-58.

Bjønnes, G. H., A. J. Isachsen og S. O. Stoknes (1998): «Den store gjettekonkurransen. Treffsikkerheten i makroøkonomiske prognoser», *Økonomiske Analyser*, 17(9/98), 34-41.

Bowitz, E. og Å. Cappelen (2001): «Modelling Incomes Policies: Some Norwegian Experiences 1973-1993», *Economic Modelling*, 18, 349-379.

Clements, M. P. (2005): «Evaluating Econometric Forecasts of Economic and Financial Variables», *Palgrave Texts in Econometrics*. Palgrave MacMillan, Houndsmill, Basingstoke, UK.

Doornik, J. og D. H. Hendry (2007): *Empirical Econometric Modelling*. PcGive 12. Timberlake Consultants LTD, London.

Gjedrem, S. (2007): «Usikkerhet, økonomiske modeller og pengepolitikk», foredrag i regi av Centre for Monetary Economics BI, 17. september 2007.

Gjedrem, S. (2008): «Prisstabilitet kommer ikke seilende på ei fjøl», i Festskrift i anledning Per Kleppes 85-Årsdag, side 75-84. FAFO, Oslo.

Hansen, B. E. (1992): «Testing for Parameter Instability in Linear Models», *Journal of Policy Modelling*, 14, 517-533.

Hendry, D. F. (2001): «How Economists Forecast», i Ericsson, N. R. og D. F. Hendry (red.), *Understanding Economic Forecasts*, kapittel 2, side 15-41, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Öller, L. E. og B. Barot (2000). The Accuracy of European Growth and Inflation Forecasts. *International Journal of Forecasting*, 16, 293-315.