

## EMPIRISK MODELLERING AV NORSKE PENGEMARKEDS- OG OBLIGASJONSRENTER

av Qaisar Farooq Akram og Espen Frøyland

*Det operative målet for pengepolitikken i Norge er stabil valutakurs i forhold til europeiske valutaer. I en situasjon med høy kapitalmobilitet, innebærer det at norske renter i stor grad må følge rentene i disse landene. Det gir mindre rom for å føre en selvstendig rentepolitikk. Utviklingen i norske pengemarkeds- og obligasjonsrenter på 1990-tallet forklares ved hjelp av et dynamisk likningssystem. Det gir mulighet til å skille mellom forklaringsfaktorer som bare har kortsiktige effekter på de norske rentene og de som bestemmer utviklingen på lengre sikt. I tillegg blir det mulig å ta hensyn til interaksjonen mellom de norske pengemarkeds- og obligasjonsrentene. Den empiriske analysen viser at utviklingen i både pengemarkeds- og obligasjonsrentene hovedsakelig bestemmes av utviklingen i de europeiske rentene både på kort og lang sikt.*

### **Innledning**

Norsk penge- og valutapolitikk har i etterkrigstiden vært rettet inn mot stabile valutaforhold. En stabil valutakurs kan bidra til lavere lønns- og prisvekst. Med valutareguleringer lot det seg gjøre å ha mål om både rente og valutakurs. Dette er blitt vanskeligere på grunn av stadig større integrasjon av kapitalmarkedene og opphevelse av valutareguleringer. Med mål om stabil valutakurs og frie kapitalbevegelser er det i teorien begrenset frihet til å fastsette et rentenivå tilpasset den økonomiske utviklingen i

\* Vi vil gjerne takke Tom Bernhardsen, Anne Berit Christiansen, Øyvind Eitrheim, Roger Hammersland, Eilev S. Jansen, Ragnar Nymoen, Birger Vikøren og andre kolleger i Norges Bank for nyttige kommentarer. Vi takker også Klaus Mohn i Statoil Finanstjenester, to anonyme konsulenter og tidsskriftets redaktør for konstruktiv kritikk. Synspunkter og konklusjoner står for vår regning.

Norge som avviker fra rentenivået i utlandet. Det er interessant å undersøke i hvilken grad dette faktisk har vært tilfellet på 90-tallet. Vi undersøker hvilke variable som påvirker utviklingen i femårs statsobligasjonsrenter og tremåneders pengemarkedsrenter. Det vil kunne si noe om hvilke faktorer som kan være av betydning for bestemmelse av obligasjons- og pengemarkedsrenter generelt. Dette har interesse fordi rentene har forskjellige funksjoner og ulik innvirkning på den økonomiske aktiviteten. Det er en vanlig oppfatning at realinvesteringsprosjekter til foretak er påvirket av renter på obligasjoner med lang løpetid siden realinvesteringene skal gi inntekter langt frem i tid og det er ønskelig å kjenne finansieringskostnaden over hele perioden. Derimot er husholdningenes disponible inntekt relativt mer følsom overfor endringer i pengemarkedsrentene. Det skyldes at husholdningssektoren i Norge har rentebærende nettogjeld som hovedsakelig har rentebinding på under ett år.

I neste avsnitt gis en kort presentasjon av noen teoretiske sammenhenger mellom utenlandske og innenlandske nominelle renter og mellom innenlandske renter på verdipapirer med ulik løpetid. Det gis også en beskrivelse av de relevante månedsseriene for perioden 1989:11 – 1996:5. I tredje avsnitt undersøkes i hvilken grad de teoretiske likevektssammenhengene mellom renter har empirisk relevans for norske og europeiske (ECU) pengemarkeds- og obligasjonsrenter. Det gjøres ved hjelp av nyere metoder innenfor tidsserie-økonometri. På grunnlag av resultatene blir det formulert en simultan modell for norske pengemarkeds- og obligasjonsrenter på feiljusteringsform. Dette gir mulighet til å skille mellom forklaringsfaktorer som bare har kortsiktig effekt på de norske rentene og de som bestemmer utviklingen på lengre sikt. Det blir dessuten mulig å ta hensyn til eventuell samtidig interaksjon mellom de norske pengemarkeds- og obligasjonsrentene. Den avledede simultane modellen og tolkninger av de empiriske resultatene er gitt i fjerde avsnitt. I femte avsnitt undersøker vi om modellen kan si noe om renteutviklingen i Norge utover estimeringsperioden, det vil si i siste halvår av 1996 og våren 1997.

I siste avsnitt er det gitt en oppsummering av resultatene og vi har antydnet noen implikasjoner for penge- og finanspolitikken.

## 2. Teoretisk oversikt

### *Udekket renteparitet*

I en liten åpen økonomi som den norske, hvor pengepolitikken er innrettet med sikte på å holde en stabil valutakurs, må det innenlandske rentenivået tilpasses renteutviklingen for de valutaene kronen stabiliseres mot. Det er vanlig å ta utgangspunkt i følgende sammenheng for å forklare renteutviklingen

$$R = R^* + e^e + \psi \quad (1)$$

Den innenlandske nominelle renten  $R$  er lik utenlandsk nominell rente  $R^*$ , pluss forventet depresieringsrate  $e^e$  i forhold til utenlandsk valuta og en valutakursrisikopremie  $\Psi$ . Risikopremien angir forskjellen mellom forventet avkastning av å plassere i innenlandsk og utenlandsk valuta. Risikopremien avhenger for det første av usikkerheten i valutakursen og graden av risikoaversjon hos markedsdeltagerne. Dessuten avhenger risikopremien av i hvilken grad de innenlandske verdipapirer overstiger sin andel i aktørens varians-minimerende portefølje. Risikopremien er positiv eller negativ dersom de innenlandske verdipapirene ligger under eller over sin andel i den varians-minimerende porteføljen, se Dornbusch (1983) og Rødseth (1996).

Hvis risikopremien er lik null, er forventet avkastning av å plassere i utenlandsk valuta lik avkastningen ved å plassere innenlandsk, og såkalt udekket renteparitet gjelder, jfr. likning (2).

$$R = R^* + e^e \quad (2)$$

Perfekt kapitalmobilitet er en annen tilstrekkelig betingelse for at risikopremien alltid er lik null slik at udekket renteparitet gjelder til enhver tid. Perfekt kapitalmobilitet defineres ved at det ikke er kapitalkontroll og at aktørene er risikonøytrale med like forventninger. Ved perfekt kapitalmobilitet vil innenlandske og utenlandske verdipapirer bli perfekte plasseringsalternativer. Ved avvik fra udekket renteparitet vil alle låne i den ene valutaen og plassere i den andre. Arbitrasje vil sørge for at udekket renteparitet gjelder.

Udekket renteparitet er imidlertid blitt forkastet i de fleste empiriske undersøkelser. En årsak til dette kan være at risikopremien ikke er lik null. Transaksjonskostnader kan være en annen årsak til at det oppstår avvik fra udekket renteparitet. Blant transaksjonskostnader regnes ikke bare kostnader ved kjøp eller salg av finansobjekter som er relativt små, men også kostnader forbundet med beslutningsprosessen forut for endringer i aktørens portefølje og prosedyrer for revisjon/etterkontroll, se DeGrauwe (1989) og Gibson (1996). Ved faste transaksjonskostnader vil risikoaverse aktører «akseptere» et visst avvik fra den optimale porteføljen før de endrer sin tilpasning. Det kan vises at nivået på avkastningsforskjellen som «aksepteres» øker når avkastningen blir mer usikker, se DeGrauwe (1989). Det innebærer at aktørene vil «akseptere» en større avkastningsforskjell for usikre objekter enn for relativt mindre usikre. På lengre sikt er det rimelig at aktørens portefølje av finansobjekter med ulik grad av usikkerhet er optimalt tilpasset.

En liten åpen økonomi, som den norske, har liten innvirkning på utenlandsk rente slik at den utenlandske renten kan betraktes som eksogent gitt. Likning (1), med (2) som spesialtilfelle, angir i seg selv ikke retningen på årsakssammenhengen mellom innenlandsk rente og forventet endring i valutakursen. Variablene kan i prinsippet bli bestemt simultant. Når det føres en stabil valutakurspolitikk, vil myndighetene for gitt forventet endring i valutakursen og utenlandsk rente, tilpasse den innenlandske renten for å stabilisere valutakursen. Det er derfor grunn til å tro at kausaliteten i hovedsak går fra valutakursforventninger til innenlandsk rente. Likning (1) eller (2) kan derfor tolkes som en likning for bestemmelse av innenlandske nominelle renter.

Forventninger om valutakursen kan avhenge av makroøkonomiske variable, som valutareserver, innenlandsk og utenlandsk inflasjon, aktivitetsnivå og pengemengdevekst innenlands og i utlandet osv., jfr. teorien om kjøpekraftsparitet og monetaristisk teori. Endringer i disse variable som ikke etterfølges av endringer i valutakursen, kan skape forventninger om endringer i valutakursen. I tillegg kan forventede endringer i relevante makroøkonomiske variable skape forventninger om endringer i valutakursen. Empiriske undersøkelser har imidlertid gitt blandede resultater om sammenhengen mellom makroøkonomiske variable og valutakursforventninger på kort sikt, se for eksempel Isachsen (1991). DeGrauwe (1989)

argumenterer for at aktørene i sin forventningsdannelse ser både på valutakursendringer ( $\Delta v$ ) opptil inneværende periode og avviket mellom den realiserede valutakursen ( $V$ ) og den valutakursen som predikeres ut fra makroøkonomiske variable  $V^*$ . En slik regel kan spesifiseres som

$$E_t \Delta v_{t+1} = k \left( \sum_{i=0}^p \omega_i \Delta v_{t-i} \right) + (1-k)(V_t^* - V_t). \quad (3)$$

Forventet depresiering i periode  $t+1$  gitt tilgjengelig informasjon på tidspunkt  $t$ ,  $E_t \Delta v_{t+1}$ , er et veid gjennomsnitt av to ledd. Det første leddet på høyre side kan tolkes som den bakoverskuende delen med vekt  $k$ , mens det andre leddet representerer den fremoverskuende delen med vekt  $(1-k)$ . Denne regelen er definert for vekten aktørene tillegger den bakoverskuende delen i forhold til den fremoverskuende delen, av hvor langt tilbake aktørene skuer ( $p$ ) og hvor mye vekt ( $\omega_i$ ) som tillegges tidligere endringer i valutakursen. Det argumenteres for at aktørene ikke vektlegger det andre leddet for små avvik mellom  $V_t^*$  og  $V_t$ . Nivået på det «akseptable» avviket avhenger av transaksjonskostnader og graden av risikoaversjon. En interessant implikasjon av en slik regel er at forventet depresieringsrate avhenger av i hvilken grad myndighetene lykkes i å stabilisere valutakursen opp til inneværende tidsperiode. Dersom den faktiske depresieringsraten er og har vært null i en viss periode, vil aktørene ikke forvente depresiering av valutakursen.

Som vi ser inngår det ikke andre makroøkonomiske variable i likning (1). Når kapitalmobiliteten er stor og det er et mål om stabil valutakurs, vil innenlandske økonomiske forhold som for eksempel aktivitets- og prisnivået ha mindre betydning for rentenivået. Når likningene (1) eller (2) gjelder, kan det innenlandske rentenivået eventuelt påvirkes gjennom makroøkonomiske variable i den grad de har virkning på risikopremien og/eller forventet depresieringsrate.

### *Forventningshypotesen*

Rentebærende verdipapirer varierer med hensyn på løpetid, det vil si hvor lang tid det er igjen til forfall av verdipapiret, og/eller risiko. I det følgende vil vi fokusere på sammenhengen mellom renter på verdipapirer med ulik løpetid. En aktør kan stå ovenfor valget mellom å investere eller

lånefinansiere i et verdipapir med forfall om  $k$  perioder eller å rullere fordringer/gjeld med 1 periodes løpetid i  $k$  perioder. Aktøren vil være indifferent mellom disse verdipapirene dersom avkastningen/lånekostnaden blir den samme for samme periode. En slik likevektssammenheng kan spesifiseres som (4),

$$RL_t = \frac{1}{k} \left[ \sum_{j=1}^k E_t(RK_{1,t+j-1}) \right] + E_t \phi_t, \quad (4)$$

der  $RL_t$ ,  $RK_t$  og  $E_t \phi_t$  er henholdsvis renter på verdipapirer med løpetid lik  $k$  perioder, 1 periode og forventet meravkastning ved å sitte med verdipapirer som har løpetid  $k$  på tidspunkt  $t$ . Likning (4) uttrykker at renten på verdipapirer med lang løpetid på tidspunkt  $t$  er lik et veid gjennomsnitt av forventet avkastning på verdipapirer med kort løpetid og forventet meravkastning. Den forventede meravkastningen ( $E_t \phi_t$ ) er en samlebetegnelse for diverse premier, som for eksempel terminpremie/løpetidspremie og premier for andre typer risiko.<sup>1</sup> I prinsippet kan både verdipapirer med kort og lang løpetid være beheftet med forskjellige typer av risiko. De forskjellige premiene er ment å ta hensyn til mer-risikoen ved verdipapirer med lang løpetid i forhold til verdipapirer med kort løpetid. Generelt sett kan denne meravkastningen være større, lik eller mindre enn null. Det kan heller ikke utelukkes at den er tidsavhengig, se Anderson m.fl. (1996) og referansene der for en teoretisk og empirisk analyse.

I henhold til forventningshypotesen vil forventet meravkastning være lik null. For at dette skal gjelde, må flere forutsetninger være oppfylt: Markedet må bestå av risikonøytrale aktører, aktørene må ikke ha spesielle preferanser med hensyn til løpetiden og det må ikke være transaksjonskostnader forbundet med å reinvestere mellom ulike fordringer. Ved å omskrive likning (4) og sette forventet meravkastning lik null, får en<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Likviditetspremie er kompensasjon for den kursrisiko som er forbundet med å gå inn og ut av en posisjon, mens kredittrisikopremie er kompensasjon for at det er usikkert om motparten i fordringsforholdet gjør opp for seg.

<sup>2</sup> For eksempel la  $k$  i (4) være lik 3 og neglisjer risikopremiene ( $E_t \phi_t$ ). Da får vi:  

$$RL_t = (1/3) \left[ \sum_{j=1}^3 E_t(RK_{1,t+j-1}) \right] = (1/3) [ RK_{1,t} + E_t(RK_{1,t+1}) + E_t(RK_{1,t+2}) ]$$

$$= RK_t - (2/3)RK_t + (1/3)[E_t(RK_{1,t+1}) + E_t(RK_{1,t+2})]$$

$$= RK_t + (1/3)[E_t(RK_{1,t+1}) - 2RK_t + \{E_t(RK_{1,t+1}) - E_t(RK_{1,t+1})\} + E_t(RK_{1,t+2})]$$

$$= RK_t + (1/3)[E_t(RK_{1,t+1}) - RK_t + E_t(RK_{1,t+1}) - RK_t + E_t(RK_{1,t+2}) - E_t(RK_{1,t+1})]$$

$$= RK_t + (1/3)[\Delta E_t(RK_{1,t+1}) + \Delta E_t(RK_{1,t+1}) + \Delta E_t(RK_{1,t+2})]$$

$$= RK_t + (1/3) \left[ \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^i \Delta E_t(RK_{1,t+j}) \right].$$

$$RL_t = RK_t + \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=1}^{i+1} E_t \Delta RK_{1,t+j}. \quad (5)$$

Likningen viser at lang rente er lik kort rente pluss forventede endringer i den korte renten. Dersom investorene forventer høyere korte renter i fremtiden, vil lange renter i dag,  $RL_t$ , gå opp. Hvis renten med lang løpetid ikke stiger, vil investorene kunne få en meravkastning ved å lånefinansiere med fordringer med forfall om  $k$  perioder og investere i en-periode obligasjoner. I et velfungerende marked vil dette ikke være mulig, og en kan tenke seg at renten på fordringer med lang løpetid vil bli presset opp i samsvar med likning (5). I henhold til forventningshypotesen (med eventuell modifikasjon for risikopremier) bestemmes lange og korte renter simultant. Likningene (4) eller (5) baserer seg på at porteføljetilpasning skjer umiddelbart. Hvis tilpasningen er langsom, for eksempel på grunn av transaksjonskostander, kan vi på kort sikt få avvik fra (4) eller (5).

Den enkle forventningshypotesen (4) blir ofte forkastet i empiriske undersøkelser. Dette blir vanligvis forklart med at det kan være konstante eller variable risikopremier, se Anderson m.fl. (1996).

Vi har presentert to generelle likninger, jfr. likningene (1) og (4) for bestemmelse av rentene. Disse likningene behøver ikke å representere to alternative hypoteser for bestemmelse av korte eller lange renter. Rentene kan for eksempel bli bestemt rekursivt. I så fall kan likning (1) bestemme den korte renten, mens den lange renten blir bestemt av likning (4) for gitt verdi på kort rente, eller omvendt. Alternativt kan en tenke seg at likning (1) gjelder for både korte og lange renter. Dette gjelder også for likningene (2) og (5) som er spesialtilfeller av henholdsvis likning (1) og likning (4).

Hittil har vi ikke spesielt omtalt den rollen som de pengepolitiske myndigheter, representert ved Norges Bank, har i rentedannelsen.<sup>3</sup> For det første fastsetter Norges Bank renten bankene står overfor ved lån (D-lånsrenten) og plassering (foliorenten) i sentralbanken. Disse rentene danner en korridor for de kortsiktige pengemarkedsrentene. Rentenivået innenfor denne korridoren kan påvirkes direkte gjennom likviditetsstyringen og/eller indirekte via valutaintervensjoner. Valutaintervensjoner, for eksempel for å påvirke valutakursen, kan endre likviditetssituasjonen i penge-

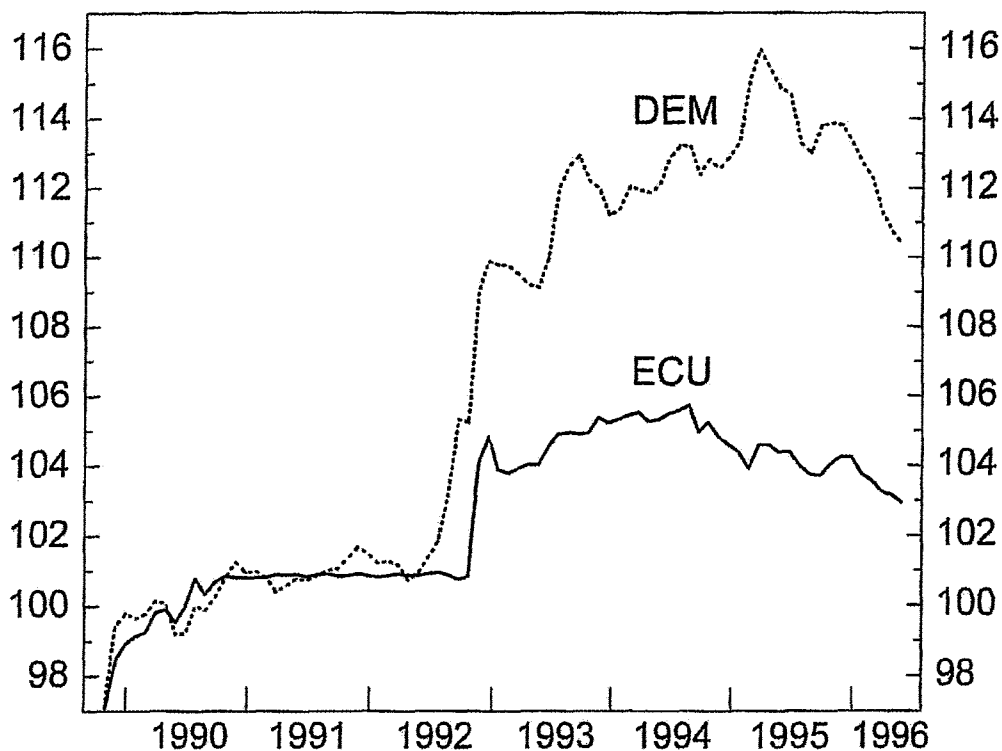
<sup>3</sup> Se Norges Bank (1995) for en nærmere beskrivelse.

markedet og dermed rentenivået. Med stor grad av kapitalmobilitet og målet om en stabil valutakurs, må imidlertid Norges Bank forsøke å få etablert det rentenivået som gir stabilitet i valutakursen. Med andre ord må Norges Banks respondere aktivt på utviklingen i rente- og valutamarkedet for å sikre stabilitet i valutakursen.

### *Data og historikk*

I perioden 1990 til utgangen av 1996 har Norges Bank hatt som målsetting å holde en stabil valutakurs overfor europeiske valutaer. I oktober 1990 ble kronen knyttet til ECU med en sentralkurs og fastsatte svingningsmarginer. Høsten 1992 var det betydelig valutauro i Europa og mange land ble tvunget til å devaluere. Det var også et kraftig press mot de nordiske valutaene. I september 1992 ble fastkursmålet for finske mark oppgitt, og marken har siden vært flytende. Det samme skjedde i Sverige i november. I Norge måtte myndighetene la kronen flyte den 10. desember etter at Nor-

**Figur 1 Norske kroner mot indeksert ECU og DEM**  
1990 = 100. November 1989 – mai 1996



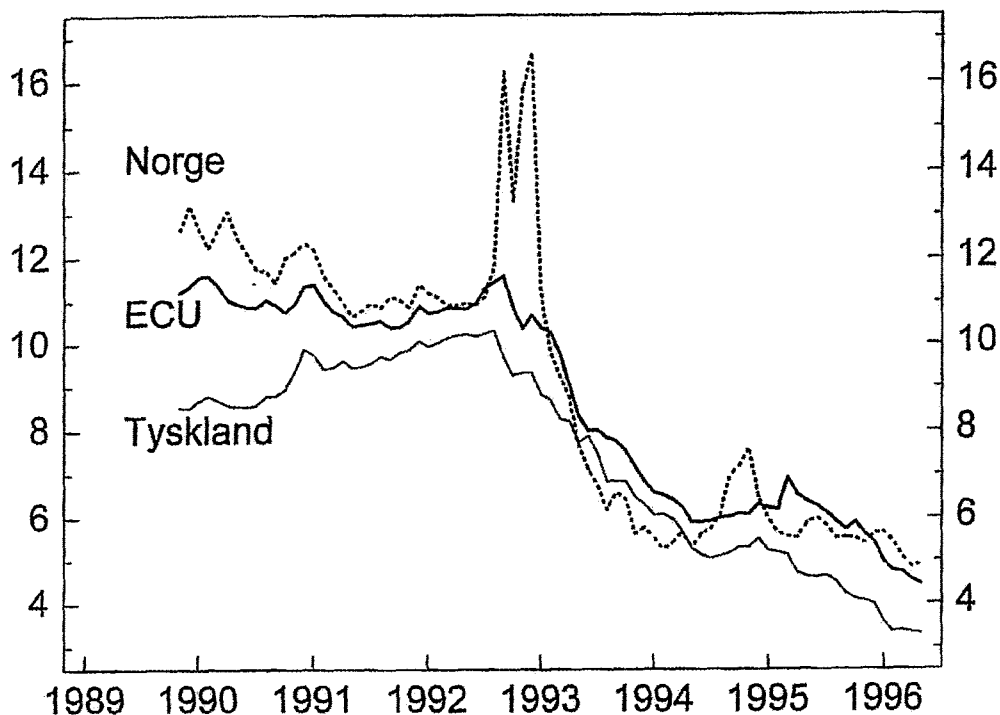
ges Bank hadde solgt mye valuta for å støtte kronen. Men i følge kursforskriften skal Norges Bank fortsatt tilstrebe stabilitet i kronens verdi målt mot europeiske valutaer, med utgangspunkt i kursleiet siden kronen begynte å flyte. Det er ikke spesifisert hvilke valutaer kronen skal stabiliseres i forhold til etter oppgivelsen av den formelle tilknytningen til ECU, men i vår analyse skal vi med europeiske valutaer forstå ECU. Tilsvarende skal vi med europeiske renter forstå ECU-renter.

Dataserier som omtales i dette avsnittet er nærmere definert i vedlegget. Figur 1 viser valutakursutviklingen i forhold til ECU og tyske mark i perioden 1989(11) – 1996(5). Den norske kronen har vært relativt stabil i forhold til ECU når vi ser bort fra de store bevegelsene i valutakursen i forbindelse med valutauroen høsten 1992. Vi kan spesielt legge merke til at oppgivelsen av den formelle tilknytningen til ECU ikke har ført til vesentlig lavere stabilitet i valutakursen i forhold til ECU. Figuren viser også at den norske kronen varierer forholdsvis mye i forhold til tyske mark når vi sammenligner med variasjonen i forhold til ECU.

I den empiriske analysen benyttes tremånedersrenter i eurokronemarkedet (swapmarkedet). Den kan direkte sammenlignes med andre lands eurorenter med tilsvarende løpetid. Det antas at en studie av disse rentene også vil kaste lys over bestemmelsen av andre norske korte renter. Det er en tett sammenkobling mellom eurokronerenten (NIBOR) og interbankrenten (NIDR) i det norske pengemarkedet. Interbankrenten er den renten som bankene står overfor ved plasseringer hos hverandre. Disse pengemarkedsrentene har vesentlig innflytelse på innskudds- og utlånsrentene i finansinstitusjonene. Konklusjonene ville antakelig ikke blitt vesentlig endret om en hadde benyttet interbankrenten i stedet for eurokronerenten. Derimot kan det tenkes at konklusjonene til en viss grad ville ha blitt endret om vi hadde benyttet statssertifikatrenter. Det skyldes at statssertifikater i Norge er forholdsvis lite likvide. Det innebærer at statssertifikatrenter kan inneholde en likviditetspremie som kan føre til systematiske avvik mellom eurokronerenten og statssertifikatrenten.

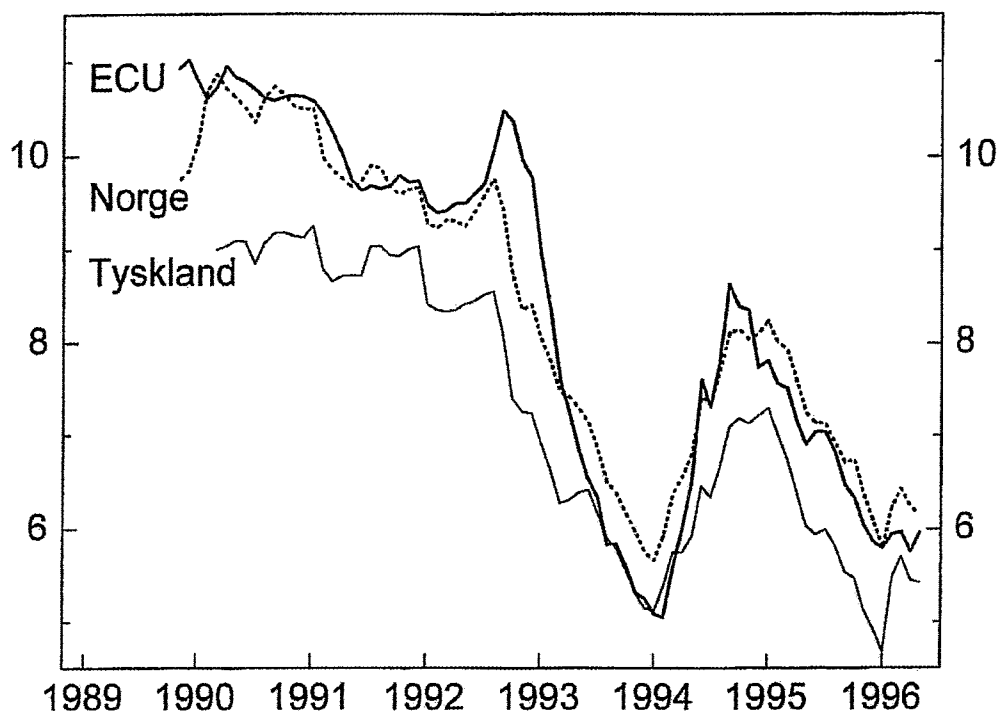
Eurokronerentene har falt gjennom mesteparten av 90-tallet. Under valutauroen i 1992 og i begynnelsen av 1993 var de norske rentene betydelig høyere enn utenlandske renter med tilsvarende løpetid, jfr. figur 2. Det samme var tilfelle rundt EU-avstemningen i november 1994. Ellers har eurokronerentene i stor grad fulgt utviklingen i de tilsvarende ECU-rentene.

Figur 2 Tremåneders effektive eurorenter.  
November 1989 - mai 1996  
Prosent pro anno



I motsetning til statssertifikatmarkedet har obligasjonsmarkedet, og spesielt markedet for statsobligasjoner, vært velfungerende med relativ stor handel og mange markedsaktører. Vi vil derfor analysere hva som bestemmer femårige statsobligasjonsrenter. Statsobligasjonsrentene har hatt omtrent den samme utviklingen som pengemarkedsrentene i forhold til utenlandske renter, jfr. figur 3. Men i motsetning til de norske pengemarkedsrentene er det ikke tegn til noen stor sørnorsk stigning i obligasjonsrenten under valutauroen høsten 1992. De norske obligasjonsrentene fulgte også de tilsvarende tyske og spesielt ECU-rentene under de store endringene i obligasjonsrentene i løpet av 1994. Etter å ha ligget tett under de europeiske obligasjonsrentene, synes de norske obligasjonsrentene å bli ledet av de europeiske obligasjonsrentene siden begynnelsen av 1993. Figurene 2 og 3 viser imidlertid at både de europeiske pengemarkeds- og obligasjonsrentene i hovedsak blir ledet av de tilsvarende tyske rentene siden midten av 1992.

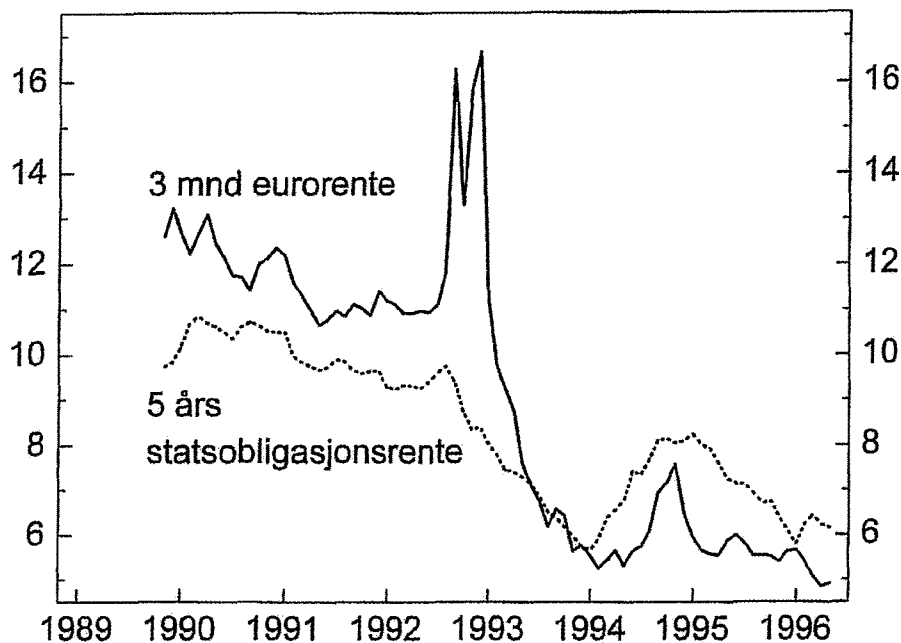
Figur 3 Femårs effektive statsobligasjonsrenter.  
November 1989 - mai 1996  
Prosent pro anno



De norske obligasjonsrentene ligger hovedsakelig under tremåneders eurokronerenter i hele perioden frem til begynnelsen av 1994, se figur (4). Etter dette har obligasjonsrentene ligget over eurokronerentene. Vi ser også at det er mindre variasjon i obligasjonsrentene i forhold til eurokronerentene.

Vi har valgt å bygge den empiriske analysen opp omkring ECU-rentene. Dette valget er ikke opplagt, gitt den sterke fokuseringen på tyske renter i markedet. Vår begrunnelse er at både de norske eurokronerentene og obligasjonsrentene har stort sett ligget nærmere de tilsvarende ECU-rentene enn de tilsvarende tyske rentene, jfr. figurene 2 og 3. Valget av ECU-renter er dessuten konsistent med valget av ECU-kursen.

Figur 4 Effektive norske statsobligasjons- og eurorenter.  
November 1989 - mai 1996  
Prosent pro anno



$$\Delta ecu_t = \sum_{i=0}^{p_T} \omega_{i,T} \Delta ecu_{t-1-i} + \varepsilon_t \quad ; t = 1987:1, 1987:2, \dots, T \quad (6)$$

; T = 1989:10, 1989:11, \dots, 1996:4

$$\Delta \hat{e}cu_{T+1} = \sum_{i=0}^{p_T} \hat{\omega}_{i,T} \Delta ecu_{T-i} \quad (7)$$

Forventet depresieringsrate er en uobserverbar variabel som må knyttes til observerbare størrelser. Vi bruker en autoregressiv modell med informasjon om den faktiske depresieringsraten ( $\Delta ecu$ ) opp til inneværende periode,  $T$ , for å predikere depresieringsraten én periode frem i tid,  $\Delta ecu_{T+1}$ , jfr. Friedman (1980).<sup>4</sup>

<sup>4</sup> For eksempel en prediksjon for 1989:11 lages ved å tilpasse modell (6) på data for perioden 1987:1 – 1989:10. For å lage en prediksjon for 1989:12, utvides antall observasjoner med én, og modell (6) blir tilpasset data for perioden 1987:1 – 1989:11. Denne metoden gjentas hver gang vi øker estimeringsperioden en periode frem i tid. Ettersom modell (6) reestimeres og tilpasses stadig økende informasjon om depresieringsraten, endres antall lag ( $p$ ) og koeffisientestimerer med siste observasjonsperiode ( $T$ ). Antall lag ( $p$ ) blir bestemt slik at restleddet ( $\varepsilon$ ) får klassiske egenskaper.

I modell (6) inngår ikke de øvrige variablene i den generelle VAR-modellen, se likningen i tabell 2. Disse bør være med for å få en velspesifisert modell for forventet depre-

En slik indikator for forventet depresieringsrate, som konstrueres ved hjelp av likningene (6) og (7), vil kunne være konsistent med aktørens forventninger for små avvik mellom faktisk nivå og likevektsnivå på valutakursen, se De Grauwe (1989).

### 3. Tidsserieegenskaper

En tidsserie sies å være stasjonær dersom de lineære egenskapene (for eksempel forventning, varians og autokovarians) eksisterer og er tidsuavhengige. Imidlertid blir de fleste tidsserier først stasjonære etter differensiering  $n$  antall ganger ( $n$  er vanligvis lik 1 eller 2). Slike serier sies å være integrerte av orden  $n$ . I alminnelighet vil lineære relasjoner mellom to eller flere integrerte variable også være integrerte. Imidlertid kan det være helt bestemte lineære relasjoner mellom variablene som har stasjonære egenskaper. Integrerte variable (av første orden) sies å kointegrere når det finnes minst én slik lineær relasjon mellom dem. Parametrene som definerer den lineære relasjonen kalles kointegrasjonsparametre. Integrerte variable som kointegrerer følger hverandre over tid, selv om det oppstår endringer som bringer dem midlertidig vekk fra hverandre. De kointegrerende variablene kan sies å inngå i en statistisk likevektssammenheng. Likevektssammenhenger mellom variable med basis i økonomisk teori kan ofte tolkes som utsagn om statistiske likevektssammenhenger (kointegrasjon) mellom variable. Det ville motsi teorien om variable som forutsettes å inngå i en økonomisk likevektssammenheng går fra hverandre over tid. En nærmere beskrivelse finnes i Nymoen (1991) og i referansene der.

Udekket renteparitet (2) og forventningshypotesen (5) er eksempler på økonomiske likevektssammenhenger. De impliserer dermed hypoteser om statistisk likevektssammenheng mellom variablene i den enkelte relasjon. Dersom variablene i disse relasjonene er integrerte, kan likevektssammen-

sieringsrate, selv om aktørene ikke vektlegger andre variable ved sin forventningsdannelse, se Pagan (1984). Av hensyn til antall observasjoner kunne ikke disse variablene inkluderes ved prediksjon av depresieringsforventningene i begynnelsen av perioden. Ved beregning av prediksjoner over en lengre estimeringsperiode inngikk ikke de øvrige variablene, utenom dummyvariable for valutauroen høsten 1992 (se tabell 2), signifikant i modellen. Disse ikke-signifikante variablene ble derfor ikke inkludert i modellen. Den empiriske korrelasjonen mellom de øvrige variablene og depresieringsraten er dessuten heller ikke stor. Det er derfor grunn til å tro at det ikke er mye utelatt-variabel skjevhet i parameter- estimatene i rentelikningene.

hengene tolkes som utsagn om kointegrasjon mellom variablene. Dersom det ikke finnes empirisk støtte for de impliserte kointegrasjonssammenhengene, kan modellene (2) og (5) forkastes som rimelige modeller for beskrivelse av renteutviklingen over tid. Kortsiktige avvik fra likevektssammenhengene i likningene (2) og (5), vil imidlertid være konsistente med de impliserte kointegrasjonssammenhengene.

Tidsserieegenskapene til renteseriene og forventet depresieringsrate definert ved likning (6) er undersøkt ved hjelp av justerte Dickey-Fuller (ADF)-tester for integrasjon, jfr. tabell 1.

Tabell 1. *Justert Dickey-Fuller (ADF)-tester for integrasjon, estimeringsperiode 1989(11) – 1996(5)<sup>1)</sup>*

Variabel	R3N (Kort NOK- rente)	RLN (Lang NOK- rente)	R3E (Kort ECU- rente)	RLE (Lang ECU- rente)	$\Delta\hat{e}cu$ (Forventet depresiering)
Testobservator (t - ADF)	-0,985	-1,525	-0,213	-1,423	-10,084**

<sup>1)</sup> Det er inkludert et konstantledd og lengste lag er 5, det vil si ADF(5) for variablene utenom  $\Delta\hat{e}cu$ . Kritisk verdi er -2,99 på 5 prosent signifikansnivå (med konstantledd). For  $\hat{e}cu$  er det ikke inkludert konstantledd og lengste lag er 0, slik at ADF-testen er lik den enkle Dickey-Fuller testen. Kritisk verdi på 5 og 1 prosent signifikansnivå, er henholdsvis -1.94 og -2,59.

Det er i følge tabellen ikke tilstrekkelig grunnlag for å forkaste nullhypotesene om at renter er integrerte variable. Forventet depresieringsrate kan derimot betraktes som en stasjonær variabel fordi nullhypotesen forkastes. Tilsvarende tester av renter på endringsform tyder på at førstedifferensen av rentene kan betraktes som stasjonære variable. Det vil si at renter kan sees på som integrerte variable av første orden for den relativt korte tidperioden (under 7 år) vi ser på.

I det følgende skal vi bruke resultatet om at variable med ulike tidsegenskaper ikke kan forklare hverandre. For eksempel kan stasjonære variable med konstant varians ikke forklare integrerte variable med varians som vokser over tid. I lys av integrasjonsegenskapene til renter og forventet depresieringsrate, kan derfor udekket renteparitet tolkes som en hypo-

tese om en lineær sammenheng mellom to stasjonære ledd, nemlig forventet depresieringsrate og rentedifferansen. Rentedifferansen vil være stasjonær dersom det innenlandske og europeiske rentenivået følger hverandre over tid (kointegrerer).

Som følge av tidsegenskapene til de lange og korte rentene, kan forventningshypotesen også tolkes som en lineær sammenheng mellom to stasjonære ledd, forventede endringer i korte renter og differansen mellom de innenlandske lange og korte rentene. Det forutsettes at forventede endringer i korte renter er stasjonære. Rentedifferansen mellom lange og korte renter vil være stasjonær dersom lange og korte renter følger hverandre over tid.

De generelle likningene (1) og (4) impliserer også kointegrasjon mellom henholdsvis innenlandske og utenlandske renter, og innenlandske lange og korte renter, forutsatt at risikopremiene er stasjonære. Det innebærer at de impliserte kointegrasjonssammenhengene er konsistente med både null risikopremie og stasjonære risikopremier som kan være konstante eller variere systematisk eller ikke-systematisk rundt null.

Johansen (1988), (1995) og Johansen og Juselius (1990) har utviklet systemmetoder for å undersøke antall kointegrerende sammenhenger, estimere de tilhørende kointegrasjonsparametrene og for å teste gyldigheten av kointegrasjonsparametre gitt fra økonomisk teori. I samsvar med disse systemmetodene er det formulert en generell simultan modell for korte og lange innenlandske renter. Slik tas det hensyn til den samtidige interaksjonen mellom de korte og lange rentene. For å unngå at systemet blir for stort, er det betinget med hensyn på de europeiske korte og lange rentene.<sup>5</sup> Som nevnt tidligere er ikke dette en spesielt urimelig forutsetning ved analyse av rentedannelsen for en liten økonomi. For å få en velspesifisert dynamisk modell er det inkludert flere variable med korttidsvirkning, deriblant endringer i utenlandske renter og forventet depresieringsrate. Det er videre inkludert flere makroøkonomiske variable som endringer eller nivået på ledighetsraten, driftsoverskudd overfor utlandet, endringer i innenlandske og utenlandske konsumpriser.

For å ta hensyn til de ekstraordinære endringene i rentenivåene som følge av valutauroen høsten 1992 og EU-avstemningen i 1994, er det in-

<sup>5</sup> Det vises til Johansen (1992) og Urbain (1993) for en analyse av betingede modeller og mulige konsekvenser av ugyldige eksogenitetsantakelser.

kludert flere dummyvariable. En foreløpig estimering av den generelle modellen på redusert form viste imidlertid at endringer og nivået på ledighetsraten, driftsoverskudd overfor utlandet, konsumpriser i EU og Tyskland ikke har signifikant forklaringskraft.<sup>6</sup> Det ble derfor formulert en generell modell uten disse variablene. En nærmere beskrivelse av denne modellen, dens statistiske egenskaper og resultatene fra kointegrasjonsanalysen er presentert i tabell 2. Testobservatorene for feilspesifikasjon viser at den generelle modellen ikke er vesentlig feilspesifisert og gir en tilfredsstillende representasjon av den underliggende datagenererende prosessen. Både maksimum og trase egenverdi testene for antall kointegrasjonsvektorer viser at det ikke er urimelig å forutsette to kointegrasjonssammenhenger.

For innenlandske lange renter er ikke resultatene fra kointegrasjonsanalysen i samsvar med udekket renteparitet eller forventningshypotesen. Det ble hverken funnet støtte for at de innenlandske lange rentene over tid bare følger de europeiske lange rentene eller kun de innenlandske korte rentene. Derimot indikerte fri estimering av kointegrasjonsparametrene at de innenlandske lange rentene over tid følger et tilnærmet veid gjennomsnitt av både innenlandske korte renter og europeiske lange renter der de lange europeiske rentene hadde størst betydning. De norske lange rentene blir derfor pålagt å følge et slikt veid gjennomsnitt. Tabell 2 viser resultatene når vi pålegger en slik restriksjon. Koeffisientestimatene for korte norske renter og lange europeiske renter i det veide gjennomsnittet er henholdsvis 0,126 og 0,874. Disse estimatene er tilnærmet lik dem vi fant uten homogenitetsrestriksjonen. Estimeringsresultatene viser dessuten at differansen mellom de innenlandske lange rentene og det veide gjennomsnittet bare inngår i likningen for de lange rentene.

For pengemarkedsrentene ble en hypotese om at innenlandske og europeiske korte renter følger hverandre over tid, ikke forkastet. Dette er konsistent med udekket renteparitet, men er også konsistent med at det kan eksistere en stasjonær risikopremie. Vi ser dessuten av vektene at denne rentedifferansen kan forutsettes å inngå bare i likningen for de korte rentene.

<sup>6</sup> Denne foreløpige estimeringen ble foretatt ved hjelp av minste kvadraters metode i programpakken PcFiml 8.0, se Doornik og Hendry (1994).

Tabell 2

Betinget VAR - modell av orden: 3											
$Y_t = Const + \sum_{i=1}^3 \Pi_i Y_{t-i} + \Gamma Z_t + \delta \Delta X_t + \theta D_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)$											
Estimeringsperiode: 1989(11)-1996(5), T = 79											
Endogene variable : $Y' = (R3N, RLN)'$											
Eksogene variable med langsiktsvirkning : $Z'_t = (R3E_t, RLE_t)'$											
Eksogene/predeterminerte variable med korttidsvirkning : $\Delta X'_t = (\Delta R3D_t, \Delta RLE_t, \Delta RLE_{t-2}, \Delta R3E_{t-2}, \Delta cpi_{t-1}, \hat{\varepsilon}_{cpi})$											
Deterministisk del : $Const' = (Const1, Const2)'$ og $D'^* = (D92Sve, D92Ned, D92Nor, D94, D94EU1, D94EU2)'$											
Test for feilspe-	$\chi^2_{AR(LB)}(9)$	$F_{AR,1-3}(20,92)$	$\chi^2_{Normalitet}(4)$	$F_{het. x_i^2}(48,113)$	$F_{het. x_i, x_j}(132,30)$						
sert system	34,584	0,934 [0,547]	2,638 [0,6201]	0,656 [0,949]	0,385 [0,999]						
Johansens tester for kointegrasjon											
Egenverdier ( $\lambda_1$ )		$\lambda_1 = 0,385$		$\lambda_2 = 0,241$							
Maks. egenverdi test				Trase egenverdi test							
$H_0$	$H_1$	$\lambda_{maks}$	$\lambda^*_{maks}$	95 %	99 %	$H_0$	$H_1$	$\lambda_{Trase}$	$\lambda^*_{Trase}$	95%	99 %
$r = 0$	$r = 1$	38,46**	35,54**	19,79	24,77	$r = 0$	$r \geq 1$	60,27**	55,69**	23,13	28,30
$r \leq 1$	$r = 2$	21,8**	20,15**	7,61	10,63	$r \leq 1$	$r = 2$	21,8**	20,15**	7,61	10,63
Normalisert kointegrasjons vektorer og vektor						Kointegrasjons vektorer og vektor pålagt restriksjoner					
Variable : RLN      R3N      RLE      R3E				Variable : RLN      R3N      RLE      R3E							
1. vektor : 1,000    -0,053    -0,941    -0,029				1. vektor : 1,000    -0,126    -0,874    0,000							
2. vektor : -1,295    1,000    0,898    -0,707				2. vektor : 0,000    1,000    0,000    -1,000							
1. og 2. vektor har følgende vekt i likning for:						1. og 2. vektor har følgende vekt i likning for:					
RLN : -0,336    og    0,035						RLN : -0,339    og    0,000					
R3N : -0,425    og    -0,214						R3N : 0,000    og    -0,210					
						LR - test, Rang =2 : $\chi^2(5) = 4,406$ [0,493]					
<p><math>\varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)</math> betyr at restleddsvektoren er uavhengig og normalfordelt med forventning lik 0 og varians-kovarians matrisen lik <math>\Omega</math>. T er lik antall observasjoner.</p> <p>*D92Sve har verdi 1 i september og oktober 1992, D92Nor har verdi 1 i desember 1992, D92Ned har verdi 1 i oktober 1992 og januar 1993, D94EU1 har verdi 1 i november 1994, D94EU2 har verdi 1 i desember 1994 og D94 har verdi 1 i juni og september 1994. Disse dummyvariablene har ellers verdi lik null.</p> <p>Signifikanssannsynligheten i hakeparentes er sannsynligheten for å få den angitte verdien på testobservatoren under <math>H_0</math>.</p> <p><math>\chi^2_{AR(LB)}(q)</math> tester <math>H_0</math> : ingen autokorrelasjon i restleddsvektoren opp til q-lag (Ljung og Box - test).</p> <p><math>F_{AR,1-j}(20,92)</math> tester <math>H_0</math> : ingen autokorrelasjon i restleddsvektoren opp til j-lag. Dette er F-formen av LM-testen.</p> <p><math>\chi^2_{Normalitet}(4)</math> tester <math>H_0</math> : Restleddsvektoren er normalfordelt.</p> <p><math>F_{het. x_i^2}(48,113)</math> tester <math>H_0</math> : Det er ingen heteroskedastisitet i restleddsvektoren.</p> <p><math>F_{het. x_i, x_j}(132,30)</math> tester <math>H_0</math> : Det er ingen heteroskedastisitet i restleddsvektoren.</p> <p>r = rang dvs. antall kointegrasjonsvektorer som ikke er lineære kombinasjoner av hverandre.</p> <p><math>\lambda_{maks}</math> er testobservator for maks. - egenverdi testen for antall kointegrasjonsvektorer. <math>\lambda^*_{maks}</math> er som <math>\lambda_{maks}</math>, men er frihetsgradjustert.</p> <p><math>\lambda_{Trase}</math> er testobservator for trase-testen for antall kointegrasjonsvektorer. <math>\lambda^*_{Trase}</math> er som <math>\lambda_{Trase}</math>, men er frihetsgradjustert.</p> <p>** er en indikasjon på at <math>H_0</math> også blir forkastet på 1 % signifikansnivå. De kritiske verdiene er hentet fra Eitheim(1996).</p> <p><math>\chi^2(5)</math> er en kjikvadrat test for å undersøke gyldigheten av de restriksjoner som er pålagt kointegrasjonsvektorene og deres vektor. Vi har benyttet PcFIML 8.0, Doornik og Hendry (1994) i den empiriske analysen.</p>											

#### 4. Simultant system for norske obligasjons- og pengemarkedsrenter

Den generelle modellen i tabell 2 kan reformuleres som et system av feiljusteringslikninger for norske pengemarkeds- og obligasjonsrenter. I følge

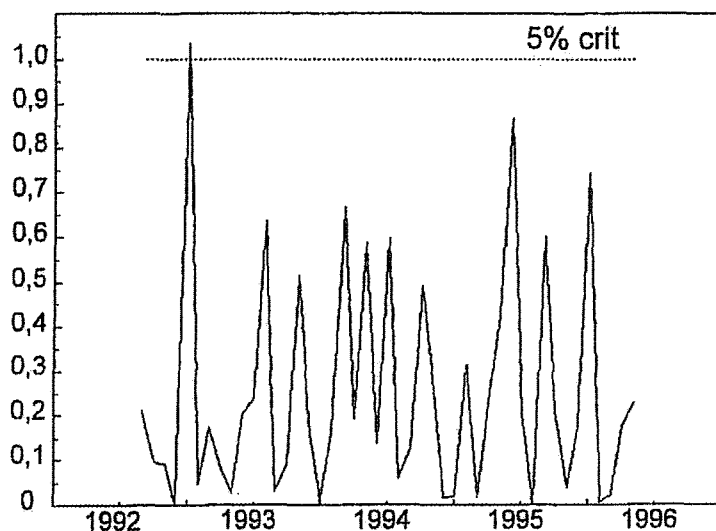
Grangers representasjonsteorem (se for eksempel Nymoen (1991)) vil det være en entydig sammenheng mellom den generelle modellen i tabell (2) og feiljusterings-likningene. Det generelle systemet av feiljusteringslikninger kan ved sekvensiell pålegging av gyldige teori- og databaserte restriksjoner, forenkles til en enklere simultan modell. Den simultane modellen i tabell (3) er utledet ved denne «general to specific» modelleringsstrategien, se for eksempel Eitrheim og Nymoen (1988) for en enkel fremstilling. Under forenklingen fra den generelle til den spesifikke modellen, har vi benyttet full informasjon sannsynlighetsmaksimerende estimeringsmetode (FIML) i PcFIML, se Doornik og Hendry (1994). Denne metoden er benyttet for at koeffisientestimatene i modellen ikke skal være beheftet med eventuell simultanitetsskjevhet. Den spesifikke modellen som utledes er presentert i tabell 3. Testobservatoren for overidentifiserende restriks-

**Tabell 3. Simultant likningssystem, estimeringsmetode FIML**

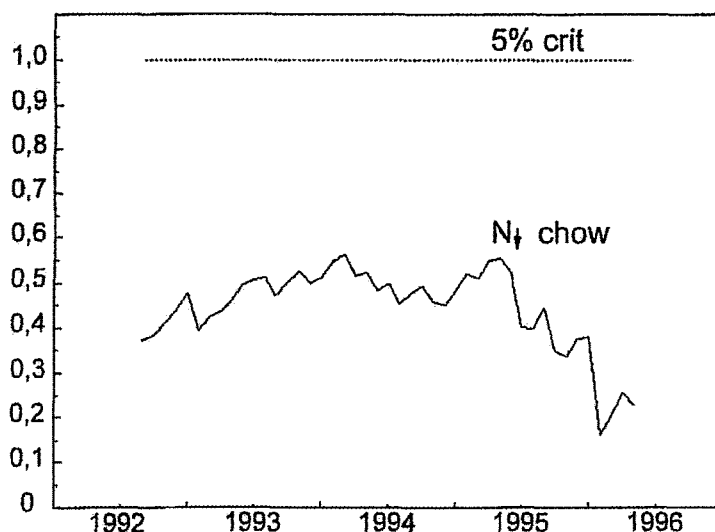
<u>Modell for <math>\Delta R3N</math></u>	
(8)	$\Delta R3N = 0.596 \Delta R1N + 0.775 \Delta R3D + 0.169 \Delta^2 R3N_{t-1} + 0.548 \Delta R3E_{t-2}$ $- 0.179 (R3N - R3E - \theta ECU)_{t-1}$ $+ 0.044 (D92Sve + \frac{1}{3} D92Nor) - 0.027 D92Fin + 0.007 D94EUI$
	$(0.107) \quad (0.151) \quad (0.020) \quad (0.098)$ $(0.031)$ $(0.002) \quad (0.003) \quad (0.002)$
	$\hat{\theta} = 0,23\%$
<u>Modell for <math>\Delta R1N</math></u>	
(9)	$\Delta R1N = 0.198 \Delta R1N_{t-2} + 0.067 \Delta R3N_{t-1} + 0.672 \Delta R1E + 0.249 \Delta R3E_{t-2}$ $- 0.360 (R1N - 0.126 R3N - 0.874 R1E)_{t-1}$ $- 0.0005 + 0.004 D92Sve - 0.005 D94EUI + 0.007 D94$
	$(0.0587) \quad (0.017) \quad (0.074) \quad (0.061)$ $(0.048)$ $(0.0002) \quad (0.001) \quad (0.001) \quad (0.001)$
	$\hat{\theta} = 0,14\%$
<u>Systemdiagnostikk</u>	
	Autokorrelasjon $\chi^2_{AR(LB)}(9) = 40.748$
	Autokorrelasjon $F^2_{AR,1-5}(20, 120) = 0.857 [0.641]$
	Normalitet $\chi^2_{Normaltest}(4) = 3.589 [0.465]$
	Heteroskedastisitet $F^2_{Heterosk}(105, 99) = 0.942 [0.620]$
	Estimeringsperiode: 1989(11) - 1996(5), $T = 79$

sjoner forkaster ikke den enkle modellen som en gyldig forenkling av den generelle feiljusteringsmodellen. De øvrige testobservatorene tyder heller ikke på at modellen er vesentlig feilspesifisert, og en rekke tester for parameterstabilitet har ikke avslørt signifikant ustabilitet i parameterestimaten. Figur 5 i vedlegget gir en grafisk presentasjon av Chow-tester (se Doornik og Hendry (1994)) for stabilitet i den simultane modellen. Chow-testene er beregnet for perioden 1992(9) til 1996(5).

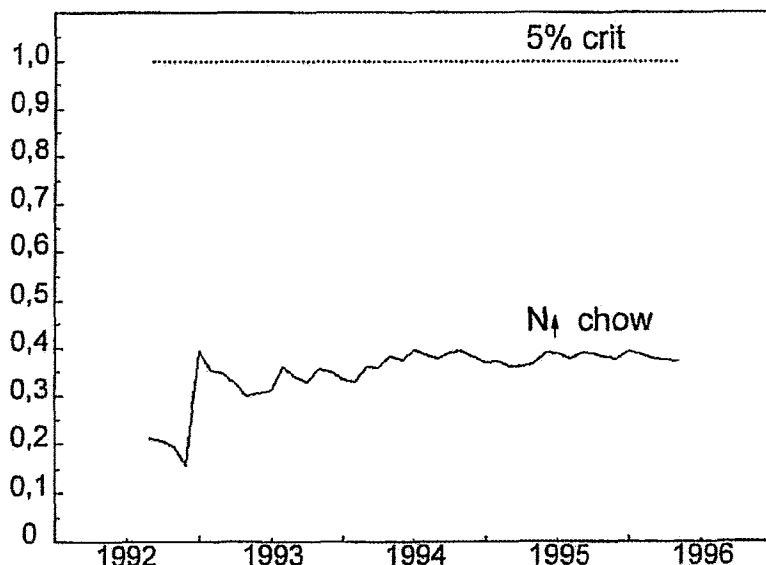
Figur 5a  
1-steps Chow-tester



Figur 5b  
Chow-tester med avtagende horisont



Figur 5c  
Chow-tester med økende horisont



Vi ser at det er en simultan korttidseffekt fra lange norske renter på de norske korte rentene, men ikke omvendt. Det ble testet for om lange norske renter kan betraktes som (svakt) eksogene i forhold til parametrene i modellen for korte renter. Dette ble gjort ved å inkludere både feiljusteringsleddet i likningen for korte renter og residualene fra likningen for korte renter (8), se Urbain (1993). Estimering viste at feiljusteringsleddet fra likning (8) ikke inngår signifikant i likningen for lange renter. Dette er i samsvar med resultatene i tabell 2 som viser at feiljusteringsleddet i likningen for korte renter ikke inngår i likningen for lange renter og omvendt. Derimot viste det seg at residualene fra likningen for korte renter inngår signifikant i likningen for lange renter. Dette kan tolkes som at lange renter kan betraktes som svakt eksogene i forhold til langsiktsparemetrene i likningen for korte renter, men ikke i forhold til de parametrene som definerer korttidodynamikken i likningen for korte renter. Dette styrker resonnetet for å estimere likningen for korte renter simultant med likningen for lange renter. Separat estimering av likningen for korte renter vil kunne føre til simultanitetsskjevheter i koeffisientestimatene for parametrene som representerer korttidodynamikk i likningen.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> Estimering av de fremkomne likningene i tabell (3) ved hjelp av minste kvadraters metode har imidlertid ikke avdekket signifikant forskjell mellom koeffisientestimatene fra minste kvadraters estimering og fra estimering ved hjelp av FIML- metoden.

I det følgende gis en kort beskrivelse av likningene i modellen.

*Modell for norsk pengemarkedsrente, likning (8)*

I samsvar med resultatene fra kointegrasjonsanalysen, inngår rentedifferansen mellom norske og europeiske korte renter i feiljusteringsleddet. På grunnlag av estimeringsresultatene og hypotesen om udekket renteparitet, ble forventet depresieringsrate pålagt samme virkningskoeffisient som de europeiske korte rentene. Dette ble ikke forkastet av data og derfor inngår også forventet depresieringsrate i feiljusteringsleddet. Dersom renteforskjellen avviker fra forventet depresieringsrate, vil det føre til en gradvis opp- eller nedjustering av de norske korte rentene, slik at renteforskjellen kommer på linje med forventet depresieringsrate. En isolert endring i de korte europeiske rentene, vil gradvis slå ut i en tilsvarende endring i de korte norske rentene. På lang sikt er den norske tremånedersrenten ( $R3N$ ) bestemt av ECU- renten med tilsvarende løpetid ( $R3E$ ) og forventet valutakursdepresiering mot ECU ( $\Delta\hat{e}_{cu}$ ). Ved å se bort fra dummyvariablene og sette alle variable på endringsform lik null, har modellen følgende langsiktssløsning:

$$R3N = R3E + \Delta\hat{e}_{cu} \quad (10)$$

Det er ingen konstantledd i denne likningen. Det kan tolkes som at risikopremien i gjennomsnitt er lik null over tid slik at udekket renteparitet gjelder på lang sikt. På kort sikt kan risikopremien variere systematisk eller ikke-systematisk rundt null og anta positive eller negative verdier. Det er ikke mulig å identifisere hvor mye avviket fra udekket renteparitet på kort sikt skyldes risikopremien og hvor mye som skyldes transaksjonskostnader. Disse variablene kan ha betydning for størrelsen på feiljusteringskoeffisienten som antyder hvor raskt avvik fra langsiktssammenhengen blir utliknet. Estimaten av feiljusteringskoeffisienten er i dette tilfellet  $-0,18$  og indikerer at avvik fra langsiktssammenhengen blir halvert i løpet av tre måneder.

Blant de øvrige variable som regelmessig fører til midlertidige avvik fra udekket renteparitet på kort sikt er utenlandske tremåneders pengemarkedsrenter og norske obligasjonsrenter. En endring i den tyske pengemarkedsrenten på 1 prosentpoeng ( $\Delta R3D$ ), fører til en endring i den norske pengemarkedsrenten i underkant av 0,8 prosentpoeng i løpet av samme

måned. Dette tyder på høy grad av substituerbarhet mellom plasseringer i det norske og tyske pengemarkedet. En annen tolkning er at aktørene tolker endringer i de tyske pengemarkedsrentene som indikator for forestående endringer i de tilsvarende ECU-rentene. Den direkte effekten av endring i ECU-rentene ( $\Delta R3E$ ) har en tidsforsinkelse på to måneder. En endring i ECU-renten på 1 prosentpoeng forårsaker en økning i den norske pengemarkedsrenten på i overkant av et halvt prosentpoeng etter to måneder. Det kan skyldes at det tar tid før tilpasningen fullt ut finner sted. Derimot fører en endring i den norske obligasjonsrenten ( $\Delta RLN$ ) til at pengemarkedsrenten endres med over et halvt prosentpoeng (0,6) i løpet av samme måned. Dette kan gis to tolkninger: En relativ økning i de lange norske rentene kan gjøre det lønnsomt å omplassere finanskapital i de lange verdipapirene. Dersom dette skjer på bekostning av finanskapital plassert i de korte verdipapirene, vil det kunne gi en økning i de korte rentene. En økning i lange renter kan også tolkes som en indikasjon på oppjustering av forventninger om endringer i de korte rentene jfr. forventningshypotesen. Ved en slik oppjustering av forventninger om fremtidige renteendringer, vil det kunne skje en umiddelbar økning i tilbudet og/eller redusert etterspørsel etter korte plasseringer. Dette vil kunne føre til en samtidig økning i de korte rentene.

Vi ser også at det er av betydning hvor raskt det skjer endringer i den norske pengemarkedsrenten ( $\Delta^2 R3N$ ). En mulig tolkning av dette er at aktørene kan ha innkalkulert en bestemt endringsrate i de korte rentene. Dersom det skjer en endring utover dette, vil det kunne skje en justering av forventningene om endringer i de korte rentene i neste periode som kan føre til bevegelse i de korte rentene.

#### *Modell for norsk femårs obligasjonsrente, likning (9)*

Som vi ser har lange ECU-renter relativt stor betydning for utviklingen i den norske obligasjonsrenten. Den lange ECU-renten, ( $\Delta RLE$ ), har størst effekt blant variable som har kortsiktig innvirkning på de norske obligasjonsrentene. Dessuten blir de norske obligasjonsrentene relativt raskt påvirket av endringer i de lange ECU-rentene. En endring i de lange ECU-rentene på 1 prosentpoeng fører til at de norske obligasjonsrentene endres med ca. 0,7 prosentpoeng i løpet av samme måned. På lengre sikt er effekten enda større. Den norske obligasjonsrenten justerer seg i forhold til et

veid gjennomsnitt av de korte norske og lange europeiske rentene på lengre sikt, hvor den lange ECU-renten har størst vekt (0,87). Som ovenfor kan langssiktsløsningen utledes ved å se bort fra dummyvariabelene og variablene på endringsform.

$$RLN = 0,13 R3N + 0,87 RLE + 0,0013 \quad (11)$$

Konstantleddet representerer det gjennomsnittlige avviket mellom de lange norske rentene og det veide gjennomsnittet. Dette kan tolkes som gjennomsnittlig risikopremie i estimeringsperioden. Den lave risikopremien kan skyldes de gunstige statsfinansene i Norge. Estimatet på feiljusteringskoeffisienten er -0,36, slik at avvik fra langssiktssammenhengen utliknes relativt raskt. Avviket blir halvert i løpet av mindre enn to måneder

Isaachsen (1996) finner tilnærmet samme langsiktssammenheng mellom lange norske renter (RLN), norske korte renter (R3N) og et veid gjennomsnitt av internasjonale obligasjonsrenter med fem års løpetid (RBS). Koeffisientestimatene er henholdsvis 0,32 og 0,68 for henholdsvis den korte norske renten og den internasjonale obligasjonsrenten. På tross av at disse estimatene avviker i forhold til våre koeffisientestimer, gir de støtte for at hverken innenlandske korte renter eller utenlandske lange renter alene kan forklare utviklingen på lang sikt i de lange norske rentene.<sup>8</sup>

På kort sikt er virkningen av den norske pengemarkedsrenten lavere enn på lang sikt. En endring på 1 prosentpoeng fører til at obligasjonsrenten endres med ca. 0,07 prosentpoeng etter en måned og 0,13 prosentpoeng på lang sikt. Derimot har korte ECU-renter forholdsvis større effekt på de norske obligasjonsrentene. For eksempel vil en økning i korte ECU-renter medføre en økning i obligasjonsrenten på rundt 0,25 prosentpoeng etter to måneder. Det ble ikke funnet noen effekt fra forventet depresieringsrate utover den effekten som kommer via den korte renten.

Blant variable som regelmessig fører til at det kan oppstå avvik fra langsiktssammenhengen, er også tilbakedaterte endringer i lange renter ( $\Delta RLN$ ). En mulig forklaring på denne autokorrelasjonen kan være treg-

<sup>8</sup> En årsak til at disse estimatene avviker i forhold til våre koeffisientestimer kan være at vi ikke bruker den samme utenlandske renten. En annen årsak kan være at Isaachsen (1996) bruker kvartalsdata for perioden 1990(4) – 1994(4), mens vi bruker månedsdata for en lengre periode.

heter i aktørenes tilpasning av sin portefølje, i forhold til endringer i for eksempel avkastning på alternative finansobjekter. Dette kan føre til at en endring i lange renter i en periode blir etterfulgt av endringer i samme retning senere. En annen forklaring kan være at tidligere endringer i lange renter er en slags vikarierende variabel for variable som ikke er med i modellen.

Vi kan legge merke til at justeringen av de lange rentene mot den langsiktige sammenhengen skjer raskere enn det gjør for de korte rentene mot deres langsiktssammenheng ( $-0,36$  versus  $-0,18$ ). Det kan være en implikasjon av at den empiriske variansen av korte renter er høyere enn den empiriske variansen av lange renter. Når det er like transaksjonskostnader for ulike finansobjekter og aktørene har risikoaversjon, vil de være tilbøyelige til å «akseptere» en større avkastningsforskjell for usikre objekter enn for relativt mindre usikre før de endrer sin tilpasning.

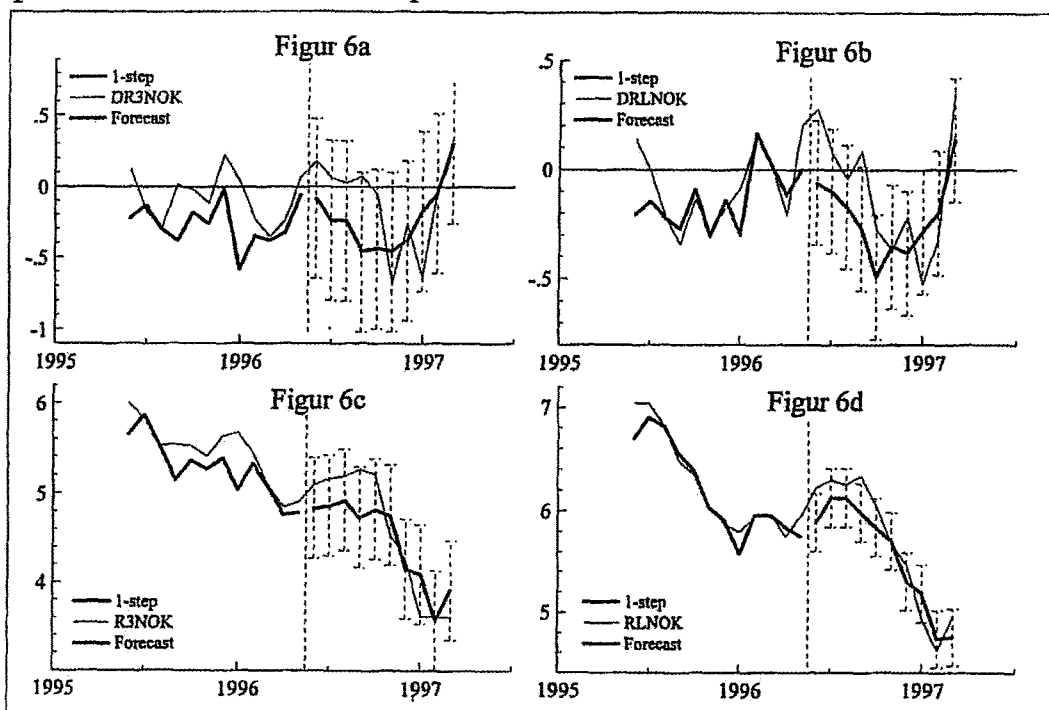
Modellene inneholder flere dummyvariable knyttet til enkeltepisoder ettersom de øvrige forklaringsfaktorene ikke var i stand til å forklare hele utviklingen i rentene. For 1992 var det nødvendig å innføre enkelte dummyvariable. Det kan sees i sammenheng med uvanlige renteøkninger og -fall i Norge som sammenfalt med tilsvarende renteendringer i Sverige og Finland i forbindelse med valutauroen høsten 1992. Modellen for de korte rentene fanger opp en svak økning i de korte rentene i forbindelse med EU-avstemningen i november 1994, variabelen (D94EU1). Det er ikke tegn til tilsvarende virkning på de lange rentene i november 1994. Derimot skjedde det en økning i de lange rentene i juni og september 1994, variabelen D94. Muligens ble usikkerheten omkring EU-avstemningen inkorporert i markedssaktørenes tilpasning allerede før tidspunktet for avstemningen.

Som vi ser inngår ikke innenlandske konsumpriser i likningsystemet. De innenlandske konsumprisene hadde en ikke-signifikant positiv effekt på både pengemarkeds- og obligasjonsrentene. Som nevnt ble det heller ikke funnet noen signifikant effekt fra andre makroøkonomiske variable som ledighetsraten, utenlandske konsumpriser, driftsoverskudd overfor utlandet i de foreløpige analysene slik at de ble utelatt fra den generelle modellen i tabell (2). Ettersom kapitalmobiliten er stor, og det er valutakursen som er det operative styringsmålet, er det ikke uventet at det ikke ble funnet noen signifikant effekt fra disse variabelene. En annen årsak kan være at vi har brukt månedsdata for en relativt kort tidsperiode, under syv år. Det kan ikke utelukkes at vi finner en signifikant effekt fra disse variabelene dersom vi bruker kvartals- og/eller årsdata for en lengre periode.

## 5. Renteutviklingen siden sommeren 1996

Det har skjedd relativt store endringer i rentenivået og valutakursen siden sommeren 1996. Rundt årsskiftet 1996/1997 var det et sterkt appresieringspress mot norske kroner. For å unngå en vesentlig styrking av kronkursen i forhold til europeiske valutaer, foretok Norges Bank store intervensjoner i valutamarkedet og nedjusterte signalrentene. I lys av disse endringene blir det spesielt interessant å undersøke prediksjonsegenskapene til modellen utenfor estimeringsperioden. En slik undersøkelse vil være en sterk test av modellens forklaringssevne fordi modellen konfronteres med data som ikke er brukt ved selve utledningen av modellen.

Enkelte har hevdet at det gjorde seg gjeldende et styrt avvik mellom norske og utenlandske renter i tredje og fjerde kvartal 1996 som følge av frykt for høy prisvekst i Norge. Dette avviket mellom norske og utenlandske renter bidro til å forsterke appresieringspresset mot norske kroner. I lys av vanskelighetene med å forene et mål om stabil valutakurs med behovet for å dempe en ekspansiv utvikling i aktivitetsnivå og priser, kan en kanskje tolke rentenedgangen i perioden november 1996 til januar 1997 som en forsinket, men forventet respons på rentefallet i utlandet.<sup>9</sup> En slik påstand kan imidlertid undersøkes nærmere ved å se på prediksjonsegenskapene til modellen i denne perioden.



<sup>9</sup> Se for eksempel artiklene signert av Anne Kari Haug og Sofie Mathiassen i Dagens Næringsliv 4 – 6 november 1996.

Figur 6a og 6b viser 1-steg fram prognoser sammen med de faktiske verdiene for endringer i korte og lange renter, med tilhørende 95% prediksjonsintervall. Figurene 6c og 6d viser på samme måte prognosene for nivåutviklingen for korte og lange renter. Vi ser at modellen underpredikerer endringer i såvel korte som lange renter i juni – oktober 1996. Det innebærer at rentenivåene i denne perioden blir underpredikert.<sup>10</sup> For korte renter viser det seg at selv fortegnet på endringer blir feilpredikert. De faktiske verdiene for korte renter ligger imidlertid innenfor 95 prosent prediksjonsintervallene i hele framskrivningsperioden. Med to unntak, gjelder det samme for endringer i lange renter. I juni og september 1996 leder modellen til signifikant underpredikasjon av lange renter.<sup>11</sup> Fra og med november 1996 er det imidlertid ingen åpenbar tendens til systematisk over- eller underpredikasjon av korte og lange renter og prognosene synes å treffe de faktiske verdiene ganske godt.

Samlet sett ser det ut til at modellen har relativ gode prediksjonsegenskaper utenfor estimeringsperioden. Systematisk underpredikasjon av både korte og lange renter i perioden juni – oktober 1996, kan være forenlig med at rentenivået i denne perioden ble forsøkt holdt oppe av hensyn til aktivitetsnivået og prisutviklingen. Det etterfølgende appresieringspresset, rentenedjusteringene og valutaintervensjonene illustrerer den potensielle målkonflikten mellom stabil prisvekst og stabil valutakurs.

## 6. Oppsummering

Det ble ikke funnet empirisk støtte for at norske obligasjonsrenter blir bestemt i henhold til hypotesen om udekket renteparitet eller forventningshypotesen på lengre sikt. Derimot kan vi ikke forkaste at norske pengemarkedsrenter blir bestemt i henhold til udekket renteparitet på lengre sikt.

<sup>10</sup> Vi har implisitt forutsatt lite avvik mellom faktisk valutakurs og antatt likevektsvalutakurs, slik at den autoregressive modellen for depresieringsraten fortsatt gir rimelige indikatorer for forventet depresieringsrate. Dersom likevektsvalutakursen ( $V^* = \text{ECU}^*$ ) oppfattes som lavere enn faktisk valutakurs ( $V = \text{ECU}$ , jfr. likning (3)), vil den autoregressive modellen, likningene 6 og 7, kunne underpredikere appresieringsraten. I så fall vil den simultane modellen underpredikere korte renter. Det innebærer et større avviket mellom de predikerte og faktiske verdier for korte renter enn det vi observerer i figur 6.

<sup>11</sup> Prediksjonsintervallene for korte renter er større enn de for lange renter siden modellen for korte renter føyer dårligere enn modellen for lange renter over estimeringsperioden (jfr.  $\hat{\sigma} = 0.23\%$  vs  $\hat{\sigma} = 0.14\%$ ).

De norske obligasjonsrentene følger et veid gjennomsnitt av både norske pengemarkedsrenter og europeiske obligasjonsrenter. Slik sett kan en si at langsiktsløsningen for norske obligasjonsrenter inneholder elementer av både forventningshypotesen og udekket renteparitet. De europeiske obligasjonsrentene har større effekt enn de norske pengemarkedsrentene på lengre sikt. På kort sikt er det også de europeiske obligasjonsrentene som har størst og raskest effekt på de norske obligasjonsrentene. Stabilitet i de europeiske obligasjonsrentene er dermed en viktig forutsetning for stabilitet i norske obligasjonsrenter. På kort sikt er utviklingen i de europeiske obligasjonsrentene også viktig for de norske pengemarkedsrentene. Det skyldes at norske obligasjonsrenter har simultan effekt på pengemarkedsrentene. På kort sikt har utviklingen i tyske pengemarkedsrenter enda større effekt på de norske pengemarkedsrentene. De påvirker dessuten simultant, i motsetning til tremåneders ECU-rente som virker med en viss tidsforsinkelse. Derimot er det utviklingen i ECU-renten som, sammen med forventet depresieringsrate, bestemmer langsiktsforløpet for de norske pengemarkedsrentene.

Siden det ikke inngår andre innenlandske økonomiske variable i likningssystemet for rentene, kan myndighetene bare ha vesentlig innflytelse på rentene gjennom forventet depresieringsrate i forhold til ECU. Dette er en implikasjon av stor kapitalmobilitet og det gjeldende valutakursregimet. Gitt at markedsaktørens forventninger om depresieringsraten påvirkes av depresieringsraten opptil inneværende periode og andre makroøkonomiske forhold jfr. likning (3), kan depresieringsraten påvirkes i den grad myndighetene har innflytelse over disse variablene, og i den grad de har lyktes i å holde en stabil valutakurs i forhold til ECU. Den empiriske litteraturen tyder imidlertid på at makroøkonomiske variable, som for eksempel konsumpriser, arbeidsledighetsraten og forhold innenfor utenriksøkonomien, har relativt lite å si for depresieringsforventningene på kort sikt. Det som kan sies å være av betydning på kort sikt er i hvilken grad myndighetene har ført en fastkurspolitikk i nær fortid. En troverdig fastkurspolitikk fører først og fremst til økt binding mellom norske pengemarkedsrenter og tilsvarende ECU-renter. Effekten på de norske obligasjonsrentene skjer eventuelt gjennom de norske pengemarkedsrentene. Myndighetene kan derfor sies å ha liten direkte innflytelse på de norske obligasjonsrentene.

Alt i alt betyr disse sammenhengene at de pengepolitiske myndigheter har begrensede muligheter til å skjerme private realinvesteringer og privat konsum fra endringer i de europeiske obligasjons- og pengemarkedsrentene. Det innebærer at den innenlandske etterspørselen og aktivitetsnivået til tider vil avvike fra det som ville ha vært ønskelig ut fra hensynet til pris og/eller aktivitetsnivået i Norge. Så lenge det operative målet for pengepolitikken ligger fast, indikerer våre resultater at eventuelle reguleringer av pris- og aktivitetsnivået hovedsakelig må skje gjennom finanspolitikken.

## Referanser:

- Anderson, N., Breedon, F., Deacon, M., Derry, A. og Murphy, G. (1996): *Estimating and interpreting the yield curve*. John Wiley & Sons, New York.
- Campbell, J. Y. og Shiller, R. J. (1987): «Cointegration and tests of present value models», *Journal of Political Economy*, 95, 1062-1088.
- De Grauwe, P (1989): *International money: Post-war trends and theories*. Clarendon Press, Oxford.
- Dornbusch, R. (1983): «Exchange rate risk and the macroeconomics of exchange rate determination». I Hawkins R., Levich, R. and Wihlborg, C. G. (red): *The internationalization of financial markets and national economic policy*. Greenwich, CT, JAI Press.
- Eitrheim, Ø. (1996): «Inference in small cointegrated systems», *Four essays on the multivariate modelling of nonstationary economic time series*. Doktoravhandling, Universitetet i Oslo.
- Eitrheim, Ø. og Nymoen, R. (1988): «LSE-skolen i økonometri», *Arbeidsnotat 1988/11*. Norges Bank, Oslo.
- Friedman, B. M. (1980): «Price inflation, portfolio choice, and nominal interest rates», *American Economic Review*, 70, 32-48.
- Gibson, H. D. (1996): *International finance – exchange rates and financial flows in the international system*. Longman, London.
- Hallwood, P. C. og MacDonald, R. (1994): *International money and finance (second edition)*. Blackwell, Oxford.
- Isaachsen, M. (1996): *Empirisk modellering av obligasjonsrenter*, Hovedoppgave i sosialøkonomi. Universitetet i Oslo.
- Isachsen, A. J. (1991): «Svingende valutakurser og «economic fundamentals» – og litt til». I Isachsen, A. J. (red). (1991): *Ni artikler om penger, kreditt og valuta*. Universitetsforlaget, Oslo.
- Johansen, S. (1988): «Statistical analysis of cointegration vectors», *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 231 – 254.
- Johansen, S. (1992): «Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis», *Journal of Econometrics*, 52, 389 – 402.
- Johansen, S. (1995): *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S. og Juselius, K. (1990): «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money», *Oxford Bulletin of economics and statistics*, 52, 169 – 210.
- Norges Bank (1995): *Norske finansmarkeder, norsk penge- og valutapolitikk*. Norges Banks skriftserie nr 23. Norges Bank, Oslo.
- Nymoen, R. (1991): «Testing av økonomiske teorier ved hjelp av nyere økonometriske metoder for analyse av tidsrekke-data», *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 105, 117 – 138.
- Pagan, A. R. (1984): «Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors», *International Economic Review*, 25, 221 – 247.
- Rødseth, A. (1996): *Lectures on open economy macroeconomics (upublisert manuskript)*. Universitetet i Oslo.

- Urbain, J. P. (1993): *Exogeneity in error correction models*, Springer-Verlag, Berlin.  
 Vikøren, B. (1989): «Hvilke muligheter har Norge til å føre en selvstendig rentepolitikk»,  
*Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 103, 37 – 61.

### Vedlegg:

#### Datadefinisjoner

- R3N: Norsk tremåneders euro pengemarkedsrente, effektiv. Kilde TROLL8, serie M901605C, Norges Bank.  
 R3E: Teoretisk Ecu eurorente, tremåneders effektiv, Kilde TROLL8, serie M865135C, Norges Bank.  
 RLN: Norsk obligasjonsrente, effektiv syntetisk femårsrente. Kilde TROLL8, serie M911205C, Norges Bank.  
 R3D: Tysk eurorente, tremåneders effektiv. Kilde TROLL8, serie M861635C, Norges Bank.  
 RLD: Tysk obligasjonsrente, effektiv femårsrente. Kilde TROLL8, serie M881655C, Norges Bank.  
 RLE: ECU effektiv rente femårs statsobligasjonsrente. Kilde TROLL8, serie M885155C, Norges Bank.  
 CPI : Konsumprisindeks i alt. Kilde TROLL8, serie M1600012. 1979 = 100, Norges Bank.  
 U: Arbeidsledigheten i prosent. Kilde TROLL8 serie M0102322, Norges Bank.  
 $\Delta$ ecu: Faktisk depresieringsrate beregnet ut fra indeksserie for NOK/ECU, Kilde TROLL8 serie M9302432, Norges Bank.  
 RBS: Veid gjennomsnitt av internasjonale obligasjonsrenter med vektorer som endres i 1990:4 fra IMF's konkurransevnevektor til ECU-vektor, Kilde TROLL8, Norges Bank.  
 D92Sve: Dummy for valutauro i Sverige, 1 i september og oktober 1992, null ellers.  
 D92Nor: Dummy for valutauro i Norge, 1 i desember 1992, null ellers.  
 D92Ned: Dummy for stor nedgang i R3N, 1 i oktober 1992 og januar 1993, null ellers.  
 D94EU1: Dummy for EU-avstemningen i Norge, 1 i november 1994, null ellers.  
 D94EU2: Dummy for EU-avstemningen i Norge, 1 i desember 1994, null ellers.  
 D94: Dummy for uforklart variasjon i RLN, 1 i juni og september 1994, null ellers.