

Nr. 2004/2

Oslo
1. november 2004

Staff Memo

Pengepolitisk avdeling/Forskningsavdelingen

Sammenhengen mellom styringsrenten og makroøkonomiske variable:
Noen enkle ligninger for Norge

av

Tom Bernhardsen og Gunnar Bårdsen

*Staff Memo can be ordered by e-mail:
posten@norges-bank.no
or from:
Norges Bank, Subscription service,
P.O.Box. 1179 Sentrum
N-0107Oslo, Norway.
Tel. +47 22 31 63 83, Fax. +47 22 41 31 05*

Publications in the series Staff Memo are available as pdf-files on the bank's web site: www.norges-bank.no, under "Publications".

Staff Memos present reports on key issues written by staff members of Norges Bank – the central bank of Norway - and are intended to encourage comments from colleagues and other interested parties. Views and conclusions expressed in Staff Memos can not be taken to represent the views of Norges Bank.

*© 2004 Norges Bank
The text may be quoted or referred to, provided that due acknowledgement is given to source.*

Staff Memo fra Norges Bank kan bestilles over e-post:
posten@norges-bank.no
eller ved henvendelse til:
Norges Bank, Abonnementservice
Postboks 1179 Sentrum
0107 Oslo
Telefon 22 31 63 83, Telefaks 22 41 31 05

Utgivelser i serien Staff Memo er tilgjengelige som pdf-filer på www.norges-bank.no, under «Publikasjoner».
Staff Memo inneholder utredninger som inngår i bankens arbeid med sentrale problemstillinger. Hensikten er å motta kommentarer fra kolleger og andre interesserte. Synspunkter og konklusjoner i arbeidene representerer ikke nødvendigvis Norges Banks synspunkter.

© 2004 Norges Bank
Det kan siteres fra eller henvises til dette arbeid, gitt at forfatter og Norges Bank oppgis som kilde.

IISSN 1504-2596 (online)

ISBN 82-7553-258-2 (online)

Staff Memo 2/2004

Sammenhengen mellom styringsrenten og makroøkonomiske variable:
Noen enkle ligninger for Norge

av

Tom Bernhardsen og Gunnar Bårdsen¹

¹ Bernhardsen og Bårdsen arbeider i henholdsvis Pengepolitisk avdeling og Forskningsavdelingen i Norges Bank. Synspunktene i artikkelen står for forfatterne egen regning og kan ikke tas som uttrykk for Norges Banks synspunkter. En rekke kolleger har bidratt til diskusjon av notatet: ingen nevnt, ingen glemt.

Innhold

1. Innledning	3
2. Data og økonometrisk metode	5
3. Estimering av enkle modeller for renten	6
4. Utvidelse av modellene	9
5. Stor vekt på renteglatting: En sammenligning med andre studier	17
6. Advarsler og problemer med denne type estimerte modeller	18
Appendiks: Modell med kronekurs – Simultan modell	19
The relationship between the policy rate and macroeconomic variables: Some simple equations for Norway - An English summary	21
Referanser	25

1. Innledning

Sentralbanker med fleksibel inflasjonsstyring setter renten ut fra utsiktene for inflasjon og produksjon og sysselsetting. Utsiktene påvirkes av løpende informasjon om den økonomiske utviklingen. Fra utsiden vil analytikere og observatører over tid søke å danne seg et bilde av hvordan sentralbanken reagerer på ny informasjon. For å forstå sentralbankens mønster i rentesettingen kan observatører estimere sammenhengen mellom renten og utviklingen i makroøkonomiske variable. En slik relasjon kan tenkes på som sentralbankens ”gjennomsnittsmønster” i rentesettingen. Med utgangspunkt i en estimert sammenheng mellom renten og makroøkonomiske variable kan analytikere bedre trenge gjennom sentralbankens handlingsmønster i pengepolitikken. Slike analyser kan også være et rammeverk til bedre å forstå og forklare rentesettingen når sentralbanken overrasker markedet.

Det finnes etter hvert en nokså omfattende litteratur der sentralbanker selv har forsøkt å studere sine egne reaksjonsmønstre. Noen av disse studiene omtales nærmere i avsnitt 5. I dette notatet tallfestes noen sammenhenger mellom renten og makroøkonomiske variable for Norge med utgangspunkt i Norges Banks rentesetting siden 1999.

I det praktiske arbeidet med rentesettingen vurderer sentralbanker et bredt spekter av økonomiske variable som inneholder informasjon om inflasjonspresset og presset på ressursene i økonomien. Den såkalte Taylor-regelen gir et uttrykk for hvordan den omfattende informasjonen stilisert kan sammenfattes gjennom noen få størrelser. Når regelen tolkes normativt som et handlingsmønsteret i pengepolitikken, viser den hvordan sentralbanken setter renten avhengig av utviklingen i inflasjons- og produksjonsgapet:

$$(1) \quad i = \pi^* + r^* + 1,5(\pi - \pi^*) + 0,5Y,$$

der π , π^* , Y , i og r^* er henholdsvis inflasjonen, inflasjonsmålet, produksjonsgapet, styringsrenten og den nøytrale realrenten. Koeffisientene i (1) er de samme som Taylor (1993) foreslo for USA. Dersom både inflasjons- og produksjonsgapet er null, settes renten lik det

nominelle likevektsnivået (summen av inflasjonsmålet og den nøytrale realrenten). Dersom inflasjons- eller produksjonsgapet er positivt, må renten være større enn likevektsnivået for å bringe inflasjons- og produksjonsgapet tilbake til null. Ved en økning i inflasjonsgapet må renten heves så mye at realrenten øker, det vil si at koeffisienten foran inflasjonsgapet må være større enn 1. Dette omtales som Taylor-prinsippet.

Selv om Taylor-regelen har fått mye oppmerksomhet i faglitteraturen, følger ingen sentralbanker en slik enkel regel mekanisk i rentesettingen. Dels er regelen svært enkel i forhold til det informasjonstilfanget sentralbankene vurderer. Det er dessuten stor usikkerhet knyttet til måling av produksjonsgapet. Dette er ikke observerbart og må estimeres. I tillegg kan det være usikkerhet knyttet til produksjonsdata publisert i realtid.² Over tid kan disse bli betydelig revidert. Sentralbanken må i praksis fokusere på en rekke variable som kan gi informasjon om størrelsen på inflasjonsgapet og presset på ressursene i økonomien. Derfor vil mange forskjellige variable kunne inngå i settet av forklaringsvariable for renten. Det er særlig viktig å fange opp utviklingen i variable som er høyt korrelert med produksjonsgapet og som ikke er beheftet med store målefeil. Videre er det en fordel at dataene ikke publiseres med et stort tidsetterslep.

Det er viktig å merke seg at data kan gi støtte til flere mulige sammenhenger mellom renten og makroøkonomiske variable. Estimerte relasjoner avhenger av dataperiode, valg av økonometrisk metode og hvilke variable det finnes gode data for. Sentralbanker reagerer på all informasjon om tilstanden i økonomien, og det er ikke mulig å representere bankens fulle reaksjonsmønster bare ved en enkel ligning. En estimert sammenheng mellom renten og makroøkonomiske variable er derfor for enkel til å reflektere sentralbankens sanne reaksjonsfunksjon. Allikevel kan en estimert sammenheng mellom renten og makroøkonomiske variable være nyttig:

- En slik estimert sammenheng kan tenkes på som Norges Banks ”gjennomsnittsmønster” i rentesettingen og kan brukes som en ”kryss-sjekk-regel” i den løpende rentesettingen. Det kan være gode grunner til å avvike fra gjennomsnittsmønsteret, men avvikene bør kunne forklares.

² For nærmere utdyping av måleproblemer knyttet til produksjonsgapet, se Orphanides, A. og S. van Norden (2002).

- En estimert sammenheng mellom renten og makroøkonomiske variable kan gi Norges Bank informasjon om hva markedsaktører forventer at banken vil gjøre ved de enkelte rentemøtene.

Etter en kort omtale av data og den økonometriske metoden i neste avsnitt estimeres først noen enkle modeller for renten i avsnitt 3, der særlig inflasjonsgapet, produksjonsgapet og vekstgapet forsøkes brukt som forklaringsvariable. Disse spesifikasjonene ligger nær en enkel Taylor-regel. Med dette som utgangspunkt utvides modellene i avsnitt 4, der flere forklaringsvariable som lønnsvekst, ledighet og utenlandsk rente trekkes inn i analysen. I avsnitt 5 sammenlignes resultatene med annen litteratur. Til slutt vises noen anvendelser samtidig som det rettes noen advarsler til leseren av notatet.

2. Data og økonometrisk metode

Data

- Modellene er estimert på data fra 1999. Startperioden begrunnes med at det var særlig fra 1999 Norges Bank fokuserte eksplisitt på inflasjonsutviklingen i rentesettingen.

Økonometrisk metode

- Den økonometriske filosofien som legges til grunn er enkel. Siden datasettet er lite, legges stor vekt på a priori forventninger i utvelgelsen av modeller.
- Norges Bank reagerer på et bredt spekter av økonomiske størrelser i rentesettingen. Slik sett kan mange forklaringsvariable inngå i den estimerte sammenhengen mellom renten og makroøkonomiske variable. Spesielt vektlegger banken stabilitet i både inflasjon og produksjon og sysselsetting. Det er derfor ønskelig at både inflasjons- og realøkonomiske gap som produksjonsgap eller BNP-vekstgap inngår i modellen.
- Størrelsen og fortegnet på koeffisientene bør være i tråd med hva som forventes. Det er også ønskelig med signifikante koeffisienter. Det legges imidlertid større vekt på fortegnet og størrelsen på koeffisientene enn graden av signifikans. I de valgte

modellene er enkelte koeffisienter ikke signifikante, men fortegnet og størrelsen på dem virker rimelig. De beholdes da i modellen.

3. Estimering av enkle modeller for renten

I dette avsnittet estimeres enkle relasjoner der renten avhenger av inflasjons, produksjons- og vekstgapet. Forklaringsvariablene kan måles på flere måter. Inflasjonen kan for eksempel måles ved løpende inflasjon (KPIJAE) og ved Norges Banks eget inflasjonsanslag slik disse fremkommer i inflasjonsrapportene. Banken har i den aktuelle perioden gitt anslag for inflasjonen for inneværende år og ett år og to år fram. Vekstgapet – veksten i BNP for Fastlands-Norge minus trendvekst - kan måles med løpende data fra nasjonalregnskapet og ved bankens egne anslag (også for BNP-veksten for Fastlands-Norge har banken gitt anslag for inneværende år og ett år og to år fram). Det viser seg at det først og fremst er løpende KPIJAE og bankens anslag på vekst i BNP for Fastlands-Norge for inneværende år som fører til de mest fornuftige estimeringsresultatene. I alle modellene under måles inflasjonen derfor med løpende KPIJAE, mens BNP-veksten er gitt ved bankens anslag for Fastlands-Norge i inneværende år.

Et hensiktsmessig utgangspunkt er å estimere en modell med kun inflasjons- og produksjonsgapet, som i den enkle Taylor-regelen. Dette gir (t-verdier i parentes)

$$(2) \quad i = 7,2 + 2,2 (\pi - \pi^*) - 0,6 Y$$

(13,1) (5,9) (-2,1)

$$s=0,66, \quad R^2=0,82, \quad DW = 1,07$$

der s , R^2 , og DW er henholdsvis det estimerte standardavviket til restleddet i regresjonen³, determinasjonskoeffisienten og Durbin-Watson testobservatoren. Koeffisienten foran inflasjonsgapet er signifikant med riktig fortegn samtidig som størrelsen på koeffisienten virker rimelig (Taylor-prinsippet holder). Produksjonsgapet inngår derimot signifikant med

³ Standardavviket har her benevnning 'prosentpoeng'. I gjennomsnitt avviker renteobservasjonene med 0,66 prosentpoeng fra det nivået modellen predikerer.

galt fortegn.⁴ Videre er konstantleddet – et anslag på nominell likevektsrente – kanskje for høyt (størrelsen på likevektsrenten diskuteres nærmere under). Durbin-Watson testen indikerer – ikke overraskende – at mye av dynamikken i renten verken kan forklares av inflasjons- eller produksjonsgapet.

Som et alternativ til produksjonsgapet – siden dette inngår signifikant med galt fortegn – spesifiseres modellen med vekstgapet som forklaringsfaktor⁵. Dette resulterer i modellen

$$(3) \quad i = 6,8 + 1,5 (\pi - \pi^*) + 0,65 (g - g^*)$$

(13,4) (8,9) (2,26)

$$s=0,66, R^2=0,86, DW=0,73$$

der g og g^* er henholdsvis Norges Banks anslag på BNP-vekst for Fastlands-Norge for inneværende år og trendvekst, her satt lik 2,5 prosent (lik anslaget for 2006 og 2007 i Inflasjonsrapport 2004/2). Begge koeffisientene i (3) er signifikante med riktig fortegn samtidig som størrelsen på dem virker rimelig. Ved å inkludere både produksjons- og vekstgapet sammen med inflasjonsgapet framkommer modellen:

$$(4) \quad i = 7,4 + 1,9 (\pi - \pi^*) + 0,45 (g - g^*) - 0,41 Y$$

(12,5) (4,95) (1,87) (-1,5)

Inflasjons- og vekstgapet inngår signifikant med riktig fortegn, mens produksjonsgapet igjen inngår med galt fortegn. Kun inflasjonsgapet er signifikant.

De enkle statiske modellene over er beheftet med en stor svakhet: Mye av dynamikken i renteutviklingen fanges ikke opp av forklaringsvariablene. Derfor inkluderes renten i forrige periode i modellene, såkalt renteglatting. Dette kan begrunnes med at sentralbanken ønsker å gå forsiktig fram i rentesettingen.

⁴ Produksjonsgapet er det samme som brukes i arbeidet med inflasjonsrapportene, se ramme i Inflasjonsrapport 1/03.

⁵ Orphanides m. flere (2000) viser at selv om sentralbanken minimerer en tapsfunksjon med nivået på produksjonsgapet som argument, kan det være situasjoner der sentralbanken bør reagere på vekstgapet. Dersom produksjonsgapet er persistent, drar en med seg målefeil i nivået over tid. Vekstgapet er mindre utsatt for dette.

Først utvides de tre statiske modellene (2), (3) og (4) over. Ved først å inkludere renteglatting i ligningen med inflasjons- og produksjonsgap fremkommer modellen ('sign' og 'ikke-sign' indikerer at variabelen er henholdsvis signifikant og ikke-signifikant):

$$(5) \quad i = 0,67 i_{-1} + 0,33 [6,64 + 2,82 (\pi - \pi^*) - 0,38 Y]$$

sign
sign
sign
ikke-sign

der modellen nå er skrevet på en litt annen form: Renten avhenger av to ledd, renten i foregående periode med vekt 0,67 og de to gapene med vekt 0,33.⁶ Produksjonsgapet inngår ikke signifikant og fortsatt med galt fortegn. Ved å erstatte produksjonsgapet med vekstgapet framkommer modellen:

$$(6) \quad i = 0,68 i_{-1} + 0,32 [7,4 + 2,1 (\pi - \pi^*) + 1,8 (g - g^*)]$$

sign
sign
sign
sign

Inflasjons- og vekstgapet inngår begge signifikant med riktig fortegn. Størrelsen på koeffisientene virker rimelig. Til slutt innføres renteglatting i modellen der både produksjons- og vekstgapet inngår i tillegg til inflasjonsgapet:

$$(7) \quad i = 0,76 i_{-1} + 0,24 [6,4 + 0,5 (\pi - \pi^*) + 1,1 Y_t + 3,1 (g - g^*)]$$

sign
sign
ikke-sign
ikke-sign
sign

I denne modellen er effekten av inflasjonsgapet lavt og verken dette eller produksjonsgapet inngår signifikant. Kun vekstgapet er signifikant.

⁶ Modellen estimeres i utgangspunktet på formen: $i = c + b_{\pi} (\pi - \pi^*) + \lambda i_{-1}$, der vi for å illustrere omskrivningen for enkelhets skyld kun har inkludert inflasjonsgapet. Dette kan skrives på formen $i = \lambda i_{-1} + (1 - \lambda) [c / (1 - \lambda) + (b_{\pi} / (1 - \lambda)) (\pi - \pi^*)]$, eller for å gjøre fremstillingen "penere", på formen: $i = \lambda i_{-1} + (1 - \lambda) [\alpha + \beta_{\pi} (\pi - \pi^*)]$. Langtidsløsningen, som fremkommer ved at $i = i_{-1}$, impliserer at: $i = \alpha + \beta_{\pi} (\pi - \pi^*)$. Konstantleddet α , i modellen over estimert til 6.64, er estimatet på langsiktig nominell likevektsrente.

4. Utvidelse av modellene

Med utgangspunkt i de enkle estimerte ligningene over utvides modellene nå til å omfatte flere forklaringsvariable. Generelt vil renten og mulige forklaringsvariable avhenge av hverandre. Det ideelle ville derfor være å estimere en simultan modell. Det kan være spesielt viktig når det gjelder sammenhengen mellom renten og valutakursen.

En kan tenke seg at renten og kronekursen gjensidig påvirker hverandre. For det første, svakere kronekurs virker isolert sett ekspansivt og øker inflasjonen. I en *reaksjonsfunksjon* må dette møtes med en renteheving slik at effekten av svakere kurs forventes å være positiv på renten. Motsatt, i en *ligning for kronekursen* vil høyere rente normalt trekke i retning av sterkere kurs. For å skille disse to sammenhengene mellom kursen og renten fra hverandre, må en reaksjonsfunksjon og en ligning for kronekursen estimeres simultant. I et appendiks drøftes en slik simultan modell nærmere, men generelt er dataperioden for liten til dette. Det viser seg videre at dersom reaksjonsfunksjonen estimeres alene med valutakursen som forklaringsfaktor, blir effekten av denne estimert signifikant med galt fortegn. Årsaken er at det er effekten fra renten til kronekursen som dominerer. Derfor utelates kronekursen som forklaringsvariabel.

Imidlertid inkluderes det utenlandske rentegapet (utenlandsk rente minus gjennomsnittet over perioden) som forklaringsvariabel for styringsrenten. Utenlandsk rente, som er eksogen, kan tenkes på som et instrument for valutakursen når denne er utelatt på grunn av simultanitetsproblemer. Høyere utenlandsk rente trekker isolert sett i retning av svakere kurs. Dette virker ekspansivt og inflatorisk og må møtes av en pengepolitisk innstramming i reaksjonsfunksjonen. Effekten av det utenlandske rentegapet på renten forventes derfor å være positiv.

Siden dataperioden ikke tillater estimering av en simultan modell, estimeres kun en-ligningsmodeller. For å unngå simultanitetsproblemer utelates valutakursen fra modellen samtidig som det utenlandske rentegapet inkluderes.

Mulige forklaringsvariable er:

- Inflasjonsgapet, $(\pi - \pi^*)$, der π er løpende KPIJAE og π^* er inflasjonsmålet på 2,5 prosent.
- Produksjonsgapet, Y , faktisk produksjon minus potensiell produksjon.
- Vekstgapet, $(g - g^*)$, der g er Norges Banks anslag på BNP-vekst for Fastlands-Norge for inneværende år og g^* er trendvekst i økonomien, her satt til 2,5 prosent (lik anslaget for 2006 og 2007 i Inflasjonsrapport 2004/2).
- Ledighetsgapet, $(u - u^*)$, der u er ledigheten og u^* er likevektsledigheten (lik snittet i perioden på rundt 3,5 prosent).
- Gapet for lønnsvekst, $(w - w^*)$, der w er lønnsvekst i Norge og w^* er likevektslønnsveksten, det vil si den lønnsveksten som i likevekt antas å være forenlig med inflasjonsmålet, her satt til 4,75 prosent (lik anslaget for 2006 og 2007 i Inflasjonsrapport 2004/2).
- Gapet for utenlandsk rente, $(iu - iu^*)$, der iu er kortsiktig rente hos handelspartnerne og iu^* er likevektsrenten, her satt lik gjennomsnittet i perioden på 3,5 prosent.⁷

Ved å inkludere alle variablene i modellen fremkommer ligningen (t-verdier i parentes):

(8)

$$i = 1,75 + 0,7i_{-1} - 0,14(\pi - \pi^*) + 0,5Y + 0,9(g - g^*) + -0,1(u - u^*) + 0,22(w - w^*) - 0,4(iu - iu^*)$$

(1,91) (4,83) (-0,45) (1,76) (3,53) (-0,19) (1,77) (-1,46)

Litt avhengig av hvordan denne reduseres framkommer to ulike modeller, en med og en uten inflasjonsgapet.

⁷ I estimeringsperioden har gjennomsnittlig styringsrente hos handelspartnerne vært om lag 3,5 prosent. Dette er uvanlig lavt. Over tid er det grunn til å anta at likevektsrenten hos handelspartnerne vil ligge høyere enn dette og gjenspeile summen av likevektsrealrenten og inflasjonsforventningene.

Estimeringsprosedyre 1

I første prosedyre utelates inflasjonsgapet. Dette er ikke-signifikant i ligning (8). Det kan dessuten argumenteres for dette ikke skal inngå i modellen, da sentralbanken kan tenkes å reagere på inflasjonsforventningene og ikke nødvendigvis løpende inflasjon. Da framkommer modellen:

$$(9) \quad i = 1,7 + 0,77i_{-1} + 0,17 Y + 0,62 (g-g^*) + -0,4 (u-u^*) + 0,12 (w-w^*)$$

(2,86) (8,88) (0,85) (3,30) (-0,73) (1,12)

som kan skrives på formen (jfr. fotnote 6)

$$(10) \quad i = 0,77 i_{-1} + 0,23 [7,3 + 2,7 (g-g^*) + 0,5 (w-w^*) -1,7 (u-u^*) + 0,7 Y].$$

I denne modellen er verken $u-u^*$, $w-w^*$ eller Y er signifikante. Ved å ekskludere ledighetsgapet framkommer

$$(11) \quad i = 1,43 + 0,75i_{-1} + 0,31 Y + 0,58 (g-g^*) + 0,16 (w-w^*)$$

(3,03) (9,66) (5,41) (3,30) (1,84)

Her er alle koeffisientene signifikante. Modellen kan skrives på formen:

$$(12) \quad i = 0,75 i_{-1} + 0,25 [5,75 + 2,3 (g-g^*) + 0,6 (w-w^*) + 1,2 Y].$$

Denne ligningen indikerer at vekstgapet, lønnsvekstgapet og produksjonsgapet forklarer renten.

Estimeringsprosedyre 2

I annen prosedyre ønskes inflasjonsgapet å inngå i modellen. Dette resulterer til slutt i modellen

$$(13) \quad i = 1,1 + 0,84i_{-1} + 0,41(\pi - \pi^*) + 0,31(g - g^*) + 0,1(w - w^*) + 0,16(iu - iu^*)$$

(1,73) (7,0) (2,03) (2,42) (0,94) (1,02)

som kan skrives på formen

$$(14) \quad i = 0,84 i_{-1} + 0,16 [6,8 + 2,5(\pi - \pi^*) + 1,9(g - g^*) + 1,0(iu - iu^*) + 0,6(w - w^*)].$$

I denne modellen er koeffesientene 'rimelige', selv om kun $(\pi - \pi^*)$ og $(g - g^*)$ er signifikante. $(iu - iu^*)$ og $(w - w^*)$ inngår imidlertid med riktig fortegn. Som drøftet i avsnitt 2 godtas imidlertid at enkelte variable kan inngå i den estimerte modellen uten å være signifikante.

Det kan argumenteres for at konstantleddet i modell (14), estimert til rundt 7, er for høyt. Konstantleddet er et anslag på den nominelle likevektsrenten, summen av inflasjonsmålet og den nøytrale realrenten. Det er usikkerhet knyttet til størrelsen på den nøytrale realrenten. Hammerstrøm og Lønning (2000) argumenterer for at 3-4 prosent er et rimelig anslag på denne. Midtpunktet i intervallet, 3,5, pluss inflasjonsmålet gir en langsiktig nominell rente på 6 prosent. Spørsmålet er om også dette er noe for høyt. Flere studier trekker i retning av at den nøytrale realrenten kan ha falt for en rekke land.⁸

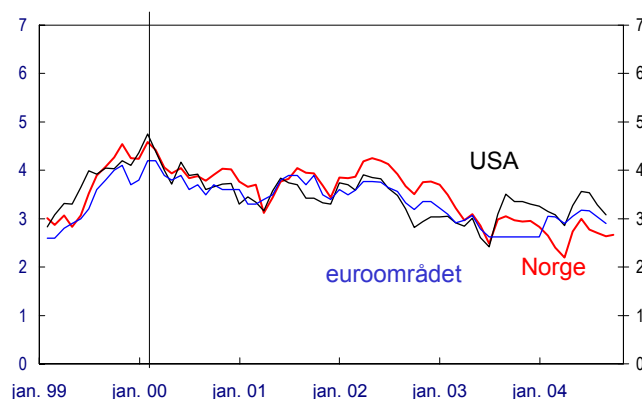
En metode som kan brukes til å beregne den nøytrale realrenten er å ta utgangspunkt i langsiktige implisitte terminrenter, som (under gitte forutsetninger) kan tenkes på som markedets forventede renter i framtiden. Dersom disse reflekterer renteforventninger tilstrekkelig langt frem i tid, vil de først og fremst gjenspeile forventet realrente og inflasjonsforventninger, og i mindre grad konjunkturrelle forhold. De implisitte terminrentene fratrukket inflasjonsforventningene, her satt lik inflasjonsmålet, vil dermed være et uttrykk for markedets anslag på den nøytrale realrenten. Vi har beregnet den nøytrale realrenten for noen

⁸ Vi går ikke nærmere inn på dette her, men viser til Björkstén N. og Ö. Karagedikli (2003), ECB (2004), Laubach T. og J. C. Williams (2003) og Marqués Sevillano J. M. og M. M. Simon (2004).

land med utgangspunkt i femårsterminrenter om fem år. Disse terminrentene kan tenkes på som markedets forventede femårsrenter om fem år.⁹

Figur 1 viser utviklingen i den nøytrale realrenten for Norge, USA og euroområdet, mens figur 2 viser seriene for Norge, New Zealand, Sverige, Canada og Australia, beregnet på denne måten. Realrentene følger samme trend, men avviker noe fra hverandre. Et vanlig argument i litteraturen er at informasjonsteknologibølgen på 1990 tallet bidro til å drive potensiell vekst og dermed den nøytrale realrenten opp. Dette kan bidra til å forklare økningen i realrentene på slutten av 1990-tallet i figuren. Etter hvert som potensiell vekst ble nedjustert har anslaget på den nøytrale realrenten vist fallende tendens.

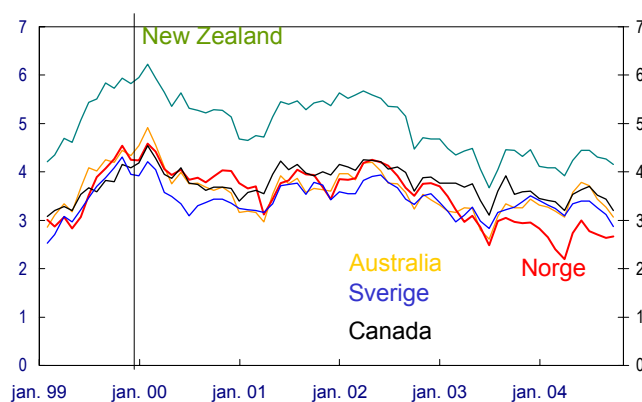
1. Realrente fra 1999 for et utvalg av land Implisitte terminrenter minus inflasjonsmålet¹



¹For USA og euroområdet har vi her satt inflasjonsmålet til 2 prosent

⁹ Implisitte femårsterminrenter om fem år beregnes slik at avkastningen på en femårsinvestering, når denne reinvesteres til terminrenten, gir samme avkastningen som en tiårsinvestering. Formelt, den implisitte femårsterminrenten om fem år er gitt ved $(1+i_5)^5 (1+t_{5,5})^5 = (1+i_{10})^{10}$, der i_5 og i_{10} er henholdsvis femårs- og tiårsrenten og $t_{5,5}$ er den implisitte terminrenten om fem år. Rentene er beregnet med utgangspunkt i syntetiske statsobligasjoner og er tilgjengelig på databasen EcoWin.

2. Realrente fra 1999 for et utvalg av land Implisitte terminrenter minus inflasjonsmålet



Pengepolitisk avdeling

Det er derfor ikke urimelig å anta at den nøytrale realrenten også har falt for Norge og at den er lavere enn anslaget for 1999/2000. I de siste par årene ser det ut til at realrenten har beveget seg rundt 3 prosent som derfor brukes som anslag på den nøytrale realrenten.

På bakgrunn av dette reestimeres modell (14) i to varianter der det pålegges en restriksjon om at konstantleddet skal være lik 6, alternativt 5,5. Restriksjonen på 6 innebærer en nøytral realrente på 3,5 prosent, mens restriksjonen på 5,5 impliserer en nøytral rente på 3 prosent. I et empirisk arbeid som dette, er det naturlig å prøve begge spesifikasjonene.

Dersom konstantleddet pålegges å være 6, framkommer modellen:

$$(15) \quad i = 0,8 i_{-1} + 0,2 [6,0 + 1,9 (\pi - \pi^*) + 1,2 (g - g^*) + 0,9 (iu - iu^*) + 0,75 (w - w^*)].$$

sign
restr. sign
sign
ikke-sign
sign

Modellen gir fornuftige resultater, og Taylor-prinsippet holder. En viktig endring er at lønnsvekstgapet inngår signifikant i modell (15) med restriksjon på konstantleddet, mens det ikke inngår signifikant i modell (14) uten restriksjon på konstantleddet. Ved å pålegge konstantleddet å være 5,5 framkommer modellen:

$$(16) \quad i_t = 0.8 i_{t-1} + 0.2 [5.5 + 1.6 (\pi - 2.5) + 1.0 (g - 2.5) + 1.0 (iu - 3.5) + 0.9 (w - 4.75)]$$

sign
restr. sign
sign
ikke-sign
sign

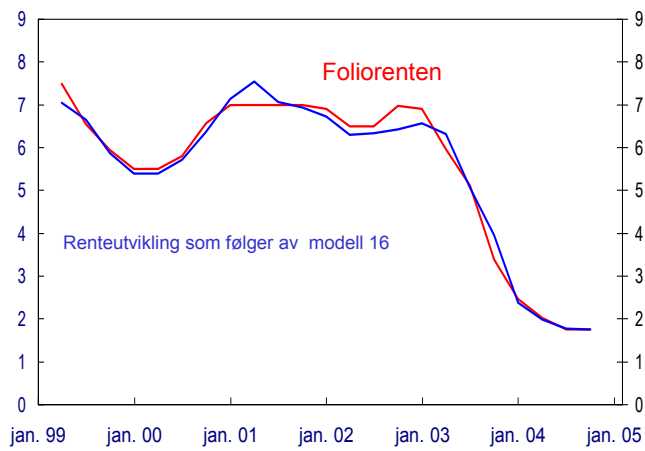
Forskjellen på modell (15) og (16) er ikke særlig stor. Antakelig er 3 et rimeligere anslag på den nøytrale realrenten enn 3,5, noe som taler for modell (16).

Ligning (16) sier at renten i ett kvartal følger renten i kvartalet før med vekt 80 prosent. Det skyldes delvis at sentralbanker ofte ønsker å gå varsomt fram i rentesettingen (renteglatting). I tillegg påvirkes renten av en rekke 'gap', angitt i klammeparentes med total vekt 20 prosent.

Som i en Taylor-regel uttrykker de ulike gapene avvik fra en likevektsstørrelse, slik at tallene som inngår i gapene kan tenkes på som likevektsverdier. Positive gap indikerer inflasjonspress eller press på realressursene slik at renten i henhold til den estimerte ligningen skal settes til et nivå større enn det langsiktige likevektsnivået. Som i Taylor-regelen inngår inflasjonsgapet målt ved løpende inflasjon (KPIJAE) minus inflasjonsmålet. I tillegg inngår vekstgapet, men ikke produksjonsgapet. Lønnsgapet kan tenkes å reflektere forventet framtidig inflasjon, mens leddet med utenlandsk rente kan tenkes å fange opp effekter av valutakursen.

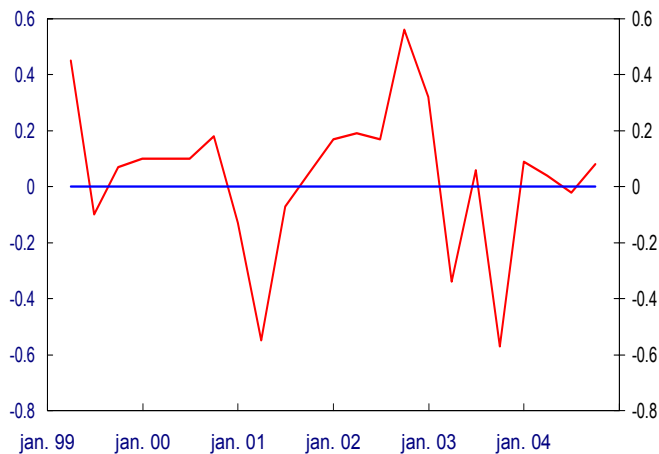
Figur 3 viser foliorenten og den rentebanen som følger av modell (16). Målt i forhold til denne banen var renten høyere sommeren og høsten 2002, mens den ble satt ned hurtigere gjennom 2003. Figur 4 viser avviket mellom foliorenten og den rentebanen som følger av modell (16). I tredje kvartal i år er renten om lag lik det som gjennomsnittsmønsteret skulle tilsi.

3. Foliorenten og rentebanen som følger av modell 16



Pengepolitisk avdeling

4. Avviket mellom foliorenten og den rentebanen som følger av modell 16



¹Over (under) nullinjen er foliorenten større (mindre) enn det som følger av gjennomsnittsmønsteret.

Pengepolitisk avdeling

5. Stor vekt på renteglatting: En sammenligning med andre studier

Det finnes en omfattende empirisk litteratur med studier av sentralbankers reaksjonsfunksjon. En rekke av studiene kommer fra sentralbankene selv og er publisert som arbeidsnotat eller som bidrag i inflasjonsrapporter og lignende.

Et generelt trekk ved disse studiene er at vekten på renten i foregående periode - renteglattingkoeffisienten - er høy. Som et eksempel, i en utdypning i Inflasjonsrapport 1/2004 presenterer Riksbanken en estimert reaksjonsfunksjon¹⁰,

$$(17) \quad i_t = 0,26 + 0,73 i_{t-1} + 0,19 (\pi_{t,0}^F - 2) + 0,49 (\pi_{t,1}^F - 2) + 0,14 Y_{t,0}^F + 0,20 Y_{t,1}^F$$

der $\pi_{t,0}^F$, $\pi_{t,1}^F$, $Y_{t,0}^F$ og $Y_{t,1}^F$ er henholdsvis inflasjonsanslaget for inneværende år, inflasjonsanslaget ett år fram, anslag på produksjonsgapet for inneværende år og anslag på produksjonsgapet ett år fram. Ligningen er estimert på data fra 1993.

Renteglattingkoeffisienten i studien fra Riksbanken er 0,73, mens den er 0,8 i modell (16) over. Kuttner (2004) estimerer renteglattingkoeffisienten for Sveige fra 0,77 til over 0,9, avhengig av modellspesifikasjonen. I samme studie er den estimert til rundt 0,75-0,95 for USA, Storbritannia og New Zealand. Gerdesmeier og Roffia (2003) estimerer et bredt utvalg av modeller for land i euroområdet, der renteglattingkoeffisientene er rundt 0,8-0,9. De gir også en oversikt over tidligere litteratur. Clarida med flere (1998) finner at renteglattingkoeffisienten er rundt 0,9 for den japanske sentralbanken, Bundesbank og FED. I en studie fra Bank of England (Nelson, 2000) estimeres den til om lag 0,6, noe lavere enn for andre land.

De høye estimerte renteglattingkoeffisientene er diskutert i litteraturen. Det er to grunner til at disse er høye i empiriske studier. For det første har sentralbanker ofte et ønske om å gå forsiktig fram i rentesettingen. Det betyr at selv om sentralbanken ser for seg store endringer i renten over en periode, er det en tendens til at renten blir endret i små skritt.¹¹ I slike

¹⁰ Se Riksbanken (2004)

¹¹ En sentral referanse er Woodford (1999).

situasjoner er det en tendens til at påfølgende renteendringer har samme fortegn. Dette impliserer renteglatting når reaksjonsfunksjoner estimeres.

Allikevel er det en oppfatning i litteraturen at empiriske studier overdriver sentralbankers genuine ønske om renteglatting. Årsaken til dette er at enkle reaksjonsfunksjoner aldri kan reflektere sentralbankers sanne reaksjonsfunksjon. Det vil alltid være forhold som estimerte reaksjonsfunksjoner ikke tar hensyn til. Det betyr at det finnes utelatte variable, det vil si variable som sentralbanken egentlig tar hensyn til i rentesettingen, men som ikke er spesifisert i reaksjonsfunksjonen. I reaksjonsfunksjonen kan renten i foregående periode også fange opp effekter av slike utelatte variable.¹² På tross av dette er det imidlertid viktig å inkludere renteglatting i reaksjonsfunksjonen. Det skyldes at dersom renten i foregående periode ekskluderes fra modellen, vil effekten av de andre forklaringsvariablene på renten kunne bli galt estimert.

6. Advarsler og problemer med denne type estimerte modeller

Det er viktig å være klar over noen problemer og begrensninger ved modellene estimert over:

- Som vist over kan data gi støtte for flere mulige sammenhenger mellom renten og makroøkonomiske variable. Enkle ligninger av denne typen fanger ikke opp hele sentralbankens reaksjonsmønster og kan ikke representere sentralbankens sanne reaksjonsfunksjon.
- En estimert sammenheng mellom renten og makroøkonomiske variable sier ikke nødvendigvis hva som til enhver tid er riktig rente. For det første er ikke den estimerte modellen identisk med den sanne reaksjonsfunksjonen. For det andre, selv om en hadde kjent den sanne reaksjonsfunksjonen, er det prinsipielt mulig å tenke seg at renten i lange perioder har vært satt galt slik at reaksjonsfunksjonen ville ha reflektert uheldig rentesettingen i fortiden. For det tredje, i noen situasjoner kan det være gode grunner til å avvike fra gjennomsnittsmønsteret.

¹² Særlig Rudebusch (2002) drøfter dette nærmere.

Appendiks: Modell med kronekurs – Simultan modell

I analysene over ble det fokusert på en-ligningsmodeller. Det er særlig problematisk at kronekursen ikke inngår i settet av forklaringsvariable. Det viser seg imidlertid at forsøk på å inkludere kronekursen i en-ligningsmodellene gir signifikant galt fortegn. Dette skyldes den simultane sammenhengen mellom kronekursen og renten, som drøftet over. I en enkel regresjon dominerer den effekten en renteendring har på kronekursen: En økning i renten trekker isolert sett i retning av sterkere kurs. I en reaksjonsfunksjon skal kursen derimot inngå med motsatt fortegn: Sterkere kurs virker dempende på inflasjonen slik at sentralbanken skal reagere med å sette ned renten. For å skille disse effektene fra hverandre må minst to ligninger estimeres simultant.

Ved å bruke månedsdata fra 1999 framkommer følgende simultane modell:

$$(A1) \quad \Delta i = 0.13 (g-g^*) - 0.39 (u-u^*) + 0.56 \Delta \log(kki) * 100 + 0.05 (w-w^*) + 0.11 (\pi-\pi^*)$$

(1.64) (-2.01) (2.70) (1.26) (0.87)

$$(A2) \quad \log(kki) = 0.34 + 0.93 \log(kki) - 0.004 (i-iu) - 0.01 \Delta \log(olje) + 0.01 \Delta \log(SP)$$

(2.78) (35.7) (-2.73) (-1.06) (1.13)

der *kki* er den nominelle effektive kronekursen (konkurransekursindeksen¹³), *SP* er en indeks for internasjonale aksjekurser, her representert ved S&P 500, og *olje* er oljeprisen.¹⁴ De andre variablene er definert som i hovednotatet.

¹³ Se www.Norges-Bank.no for detaljer.

¹⁴ Høyere oljepris antas å føre til en appresiering av kronen. Internasjonale aksjer antas å reflektere et alternativ til å investere i norske kroner. En tendens til høyere internasjonale aksjekurser gjør det mindre attraktivt å plassere i norske kroner slik at kronen forventes å depresiere. For en utdypping av dette, se Naug (2003) og rammen "Faktorer bak utviklingen i kronekursen" i Inflasjonsrapport 1/2003, Norges Bank.

- Ligning (A1) viser at endringen i renten avhenger av vekstgapet, ledighetsgapet, endringen i valutakursen, lønnsvekstgapet samt inflasjonsgapet (graden av signifikans varierer, men foretegnene er riktige og koeffisientene virker rimelige).
- Ligning (A2) viser at kronkursen avhenger av rentedifferansen mot utlandet. Oljeprisen og internasjonale aksjekurser (representert ved S&P 500) er også inkludert, men disse to variablene er ikke av avgjørende betydning for resten av modellen.
- Svakheter ved denne modellen påpekes under, men det er verdt å merke seg at i reaksjonsfunksjonen (A1) inngår kronkursen signifikant med riktig fortegn og at rentedifferansen til utlandet inngår signifikant med riktig fortegn i ligningen for kronkursen (A2).

Det er en rekke svakheter med den simultane modellen over.

- I ligning (A1) er tanken at dersom alle gapene samt endringen i valutakursen er null, så holdes renten uendret. Dette har en viss intuitiv appell. Imidlertid er det ingenting som sikrer at renten er noenlunde i nærheten av likevektsnivået når alle gapene er null. Ideelt sett burde modellen vært estimert på nivåform med et konstantledd inkludert (som i en-lignings-modellene over). En alternativ spesifisering ville være å estimere en modell der alle variablene inngår på endringsform. Dette ville være mer konsistent siden en slik spesifisering ville være direkte utledet fra modellen på nivåform. Denne ville imidlertid også være beheftet med den svakhet at den ikke ville ta stilling til rentens nivå i forhold til likevektsnivået.
- En kan argumentere for at ligningen for valutakursen (A2) burde være på endringsform (gitt at det er endringen i renten som er den endogene variabelen i ligning A1).

The relationship between the policy rate and macroeconomic variables: Some simple equations for Norway - An English summary¹⁵

1. Introduction

In this note we summarize the work on the relationship between the policy rate and macroeconomic variables for Norway.

An estimated relationship between the policy rate and macroeconomic variables can be regarded as reflecting the average reaction pattern of the central bank in monetary policy. While such an estimated equation is far too simple to reflect the true reaction function of the central bank, a simple estimated equation may be useful as an analytical tool, not only for the central bank, but also for observers outside the bank. Outsiders may – by estimating the relationship between the policy rate and macroeconomic variables – better understand how the central bank reacts in monetary policy. For the central bank it is useful information to evaluate the interest rate setting relative to the average pattern in the past. Deviation from the average pattern should be explained.

In the next section we briefly comment on the choice of data period and the econometric philosophy. Next, the estimated models are presented.

2. Data and econometric philosophy

- The models are estimated on data from 1999, as from that point in time Norges Bank focused particularly on inflation prospects in monetary policy.
- The econometric philosophy is simple. As the sample size is relatively small, emphasis is put on a priori expectations in the choice of models. The size and the degree of significance of the coefficients should be in line with expectations. However, in general we accept non-significant variables in the models if the coefficients are of reasonable size with the expected sign.

3. Simple models

As a starting point some simple static equations in line with the Taylor rule are estimated. Then, these models are extended by introducing interest rate smoothing. Finally, richer specifications with more explanatory variables are considered.

Starting with simple static models, the model proposed by Taylor (1993) is estimated. This resulted in the equation (t-values in parenthesis)

¹⁵ This is a summary and not a complete translation of the Norwegian text. Only some of the equations are referred to below, with the same numbers as in the Norwegian text.

$$(3) \quad i = 7.2 + 2.2 (\pi - \pi^*) - 0.6 Y$$

(13.1) (5.9) (2.1)

$$s=0.66, R^2=0.82, DW = 1.07,$$

where π , π^* and Y are core inflation, the inflation target (equal to 2.5 percent) and the output gap, respectively.¹⁶ Moreover, s , R^2 , and DW are the estimated standard deviation of the error term, the coefficient of determination and the Durbin-Watson test statistic, respectively.

The coefficient of the inflation gap is significant with the expected sign and in line with the Taylor-principle. However, the production gap enters significantly with the wrong sign. Furthermore, the constant term, an estimate of the neutral nominal interest rate – the sum of the neutral real interest rate and the inflation target – is somewhat higher than what would be expected. The Durbin-Watson test statistic indicates, as expected, that much of the dynamic cannot be explained by the right hand side variables.

As the output gap enters the model significantly with the wrong sign, we substitute this by the growth gap, the difference between the growth for Mainland-Norway and potential growth.¹⁷ This results in the model

$$(4) \quad i = 6.8 + 1.5 (\pi - \pi^*) + 0.65 (g - g^*)$$

(13.4) (8.9) (2.26)

$$s=0,66, R^2=0,86, DW=0,73$$

where g and g^* are Norges Bank's own projection for the growth for Mainland-Norway and potential growth, here equal to 2,5 percent¹⁸. Both coefficients are significantly different from zero with the expected sign.¹⁹

A problem with the static models above is that the explanatory variables do not explain the dynamic of the interest rate. Hence we include the lagged value of the interest rate in the two models above. This results in the model ('sign' and 'non-sign' indicate that the variable in question is significant and not significant, respectively):

$$(6) \quad i = 0.67 i_{-1} + 0.33 [6.64 + 2.82 (\pi - \pi^*) - 0.38 Y]$$

sign sign sign not-sign

where the interest rate depends on two factors: the interest rate in the previous period with weight around 70 percent and a linear combination of the inflation gap and the output gap

¹⁶ For a discussion of the output gap, see box in Inflation Report 1/2003.

¹⁷ Orphanides et. al (2000) show that even though the output gap enters the loss function of the central bank, in some situations, notably when the output gap is measured with errors, the central bank should react to the growth gap in the reaction function.

¹⁸ This is equal to Norges Bank's growth projections for 2006 and 2007 in Inflation Report 2004/2.

¹⁹ By including all the variables, the inflation gap, the production gap and the growth gap, the coefficient of the production gap turns out to be estimated with the wrong sign and not significantly different from zero.

with weight around 30 percent. The coefficient of the output gap is estimated with the wrong sign and not significantly different from zero. By replacing the output gap by the growth gap,

$$(7) \quad i = 0.68 \underset{\text{sign}}{i_{-1}} + 0.32 [7.4 + 2.1 \underset{\text{sign}}{(\pi - \pi^*)} + 1.8 \underset{\text{sign}}{(g - g^*)}]$$

Both the inflation gap and the output gap enter the model significantly different from zero.²⁰

4. Extension of the simple models

In this section the simple models discussed above are extended by including a broader set of macroeconomic explanatory variables in the equations.

Explanatory variables considered are:

- The inflation gap, $(\pi - \pi^*)$, where π is core inflation and π^* is the inflation target (2,5 percent).
- Output gap, Y , actual production minus potential production.
- The growth gap, $(g - g^*)$, where g is Norges Bank's projection for GDP growth for Mainland Norway and g^* is trend growth, 2,5 percent (equal to the projections for 2006 and 2007 in Inflation Report 2004/2).
- The unemployment gap, $(u - u^*)$, where u is the rate of unemployment and u^* is the equilibrium rate of unemployment (here equal to the average in the period of around 3,5 percent).
- The wage growth gap, $(w - w^*)$, where w is the wage growth in Norway and w^* is the equilibrium wage growth rate (the rate of growth consistent with the inflation target in equilibrium, here set equal to 4,75 percent, the projection for 2006 and 2007 in Inflation Report 2004/2).
- The foreign interest rate gap, $(iu - iu^*)$, where iu is short term nominal interest rate for the trading partners and iu^* is the equilibrium foreign short term interest rate, here equal to the average of the period, 3,5 percent.

By including all the variables the following model results (t-values in parenthesis):

(8)

$$i = 1,75 + 0,7i_{-1} - 0,14 (\pi - \pi^*) + 0,5 Y + 0,9 (g - g^*) + -0,1 (u - u^*) + 0,22 (w - w^*) - 0,4(iu - iu^*)$$

(1,91) (4,83) (-0,45) (1,76) (3,53) (-0,19) (1,77) (-1,46)

²⁰ By introducing interest rate smoothing in a model with the inflation gap, the output gap and the growth gap, it turns out that neither the inflation gap nor the output gap have a significant effect on the policy rate.

By reducing the model, we obtain

$$(13) \quad i = 2,22 + 0,68i_{-1} + 0,49 (\pi - \pi^*) + 0,4 (g - g^*) + 0,13 (w - w^*) + 0,1(iu - iu^*)$$

(2,34)
(4,95)
(1,94)
(1,82)
(1,21)
(0,28)

which can be written

$$(14) \quad i = 0,68 i_{-1} + 0,32 [6,9 + 1,5 (\pi - \pi^*) + 1,3 (g - g^*) + 0,2 (iu - iu^*) + 0,4 (w - w^*)].$$

In this model the coefficients are of reasonable size, though only $(\pi - \pi^*)$ and $(g - g^*)$ have a significant effect on the interest rate. However, $(iu - iu^*)$ and $(w - w^*)$ enter with the expected sign. As discussed above, we accept non-significant variable in the model if the size and the sign look reasonable.

One can argue that the constant term in (14), estimated to around 7, is too high. The constant term is an estimate of the nominal equilibrium interest rate, the sum of the neutral real interest rate and the inflation target. A more reasonable estimate of the neutral real rate would be 3 percent. Hence the neutral nominal rate would sum up to 5.5 percent. Therefore, model (14) is re-estimated under the restriction that the constant term is equal to 5.5:

$$(16) \quad i_t = 0.8 i_{-1} + 0.2 [5.5 + 1.6 (\pi - 2.5) + 1.0 (g - 2.5) + 1.0 (iu - 3.5) + 0.9 (w - 4.75)]$$

sign
restr.
sign
sign
non-sign
sign

According to equation (16) the interest rate depends on the interest rate in the previous period with weight 80 percent and some gaps (in square brackets) with weight 20 percent.

Chart 3 shows the policy rate (red line) and the path implied by equation (16), blue line. Measured relative to this path, the policy rate was higher in the summer and autumn of 2002, while it was reduced faster in 2003. Figure 4 shows the difference between the policy rate and the path implied by equation (16). In the third quarter of 2004, the policy rate was in line with the average reaction pattern.

Referanser

Björkstén N. og Ö. Karagedikli (2003) "Natural real interest rates revisited", *Reserve Bank of New Zealand, Bulletin* Vol. 66, No. 3.

Clarida R., J. Gali og M. Gertler (1998) "Monetary policy rules in practice: Some international evidence", *European Economic Review*, 42, side 1033-1067.

ECB (2004) "The natural real interest rate in the euro area", ECB Monthly Bulletin, May.

Gerdesmeier D. og B. Roffia (2003) "Empirical estimates of reaction functions for the euro area", ECB Working Paper, nr. 206.

Hammerstrøm G. og I. Lønning (2000) "Kan vi tallfeste den nøytrale realrenten", *Penger og Kreditt* 2/00, Norges Bank.

Kuttner K. N. (2004) "The role of policy rules in inflation targeting", Federal Reserve Bank of St. Louis, vol. 86, nr. 4, pp. 89-111.

Laubach T. og J. C. Williams (2003) "Measuring the natural rate of interest", *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063-1070.

Marqués Sevillano J. M. og M. M. Simon (2004) "An empirical approximation of the natural rate of interest rate and potential growth", Memo, Banco de España.

Naug B. (2003) "Faktorer bak utviklingen i kronekursen", Norges Banks Skriftserie 31/2003.

Nelson E. (2000) "UK monetary policy 1972-97: A guide using Taylor rules", Working Paper 120, Bank of England.

Orphanides A. and S. van Norden (2002) "The unreliability of output-gap estimates in real time", *Review of Economics and Statistics*, 84(4), 569-584.

Orphanides A., R. D. Porter, D. Reifschneider, R. Tetlow og F. Finan (2000) "Errors in the measurement of the output gap and the design of monetary policy", *Journal of Economics and Business*, 52, 117-141.

Riksbanken (2004) "Underlag för utvärdering av penningpolitiken 2001-2003" utdyping i Inflationsrapport 1/2004, Sveriges Riksbank, www.riksbank.se.

Rudebusch G. D. (2002) "Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia", *Journal of monetary economics*, 49, s. 1161-1187.

Taylor J. B. (1993) "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.

Woodford, M. (1999) "Optimal monetary policy inertia", NBER Working Paper, No. 7261.

