

# Betydningen av usikkerhet i pengepolitikken

Espen Frøyland, rådgiver, og Ingunn Lønning, seniorrådgiver i Økonomisk avdeling, Norges Bank<sup>1</sup>

**Observasjoner kan tyde på at sentralbanker endrer sine styringsrenter gradvis. Usikkerhet om økonomiske sammenhenger og målefeil i data kan trekke i retning av en gradvis justering i styringsrentene. Usikkerhet knyttet til mulige sjokk i eksogene variable legger derimot ikke grunnlag for en gradvis rentesetting. Avgjørende for hvordan man skal ta hensyn til usikkerhet i pengepolitikken er hvorvidt rentesettingen i seg selv påvirker graden av usikkerhet og dermed variansen av utfallet av pengepolitikken. Om rentesettingen påvirker både forventet utfall og usikkerheten i utfallet, vil det være optimalt å ta hensyn til begge størrelser. Konklusjonene fra teorien må tolkes med varsomhet. Modellene er svært forenklete. Teorien gir imidlertid viktige bidrag til å belyse problemstillinger som sentralbanker står overfor i pengepolitikken.**

## Innledning

Renten er det viktigste virkemiddelet sentralbanker har i pengepolitikken. Erfaringsmessig går mange sentralbanker gradvis frem i rentesettingen. Usikkerhet omkring effekten av pengepolitikken er blitt trukket frem som en forklaring på dette. Sentralbanker har alltid måttet forholde seg til usikkerhet i beslutningsgrunnlaget for pengepolitikken, mens det først de senere årene er blitt økt interesse for det i den akademiske litteraturen.

I denne artikkelen vil vi gjennomgå ulike typer av usikkerhet som er relevant for pengepolitikken, og konsekvensene for rentesettingen av usikkerhet. Først vil vi illustrere hvor gradvis den faktiske pengepolitikken har vært i noen land inklusive Norge. Deretter går vi igjennom ulike typer av usikkerhet og deres betydning for optimal pengepolitikk. Vi starter med å spørre om det at økonomien blir rammet av plutselige økonomiske hendelser som ikke var forventet – «økonomiske sjokk» – kan forklare at pengepolitikken blir gradvis tilpasset. Deretter drøfter vi om usikkerhet i parametrene i de økonomiske modellene kan forklare den observerte renteutviklingen. I neste avsnitt vurderer vi virkningen av at en del variable som inngår i modellene er beheftet med målefeil. Til slutt peker vi på at det er usikkerhet knyttet til de modellene som sentralbankene benytter i analysearbeidet. Et enkelt modell-eksempel benyttes til å illustrere effektene.

I artikkelen bruker vi termene *gradvis* og *forsiktig* om pengepolitikken. Goodhart (1996) definerer *gradvis pengepolitikk* som at sentralbanken endrer renten i flere små trinn istedenfor at renten justeres med ett hopp når det oppstår en inflasjonsimpuls som fører prisstigningstakten bort fra inflasjonsmålet. Martin (1999) definerer en *forsiktig pengepolitikk* som en pengepolitikk der renten justeres mindre ved et avvik fra inflasjonsmålet enn det som er optimalt uten usikkerhet.<sup>2</sup> Faktisk pengepolitikk viser seg i stor grad å være både forsiktig og gradvis, og vi vil diskutere hvorvidt usikkerhet kan forklare faktisk rentesetting. I mange tilfeller vil vi bruke uttrykkene forsiktig og gradvis om hverandre.

## Optimal pengepolitikk og faktisk pengepolitikk

Pengepolitikken i mange land er innrettet mot lav og stabil inflasjon.<sup>3</sup> I tillegg er det ofte presisert at målet skal nås uten for store realøkonomiske kostnader i form av høy arbeidsledighet og tapt produksjon. I økonomisk teori er det vanlig å stille opp en tapsfunksjon for sentralbanken, hvor inflasjonen (målt som avvik fra inflasjonsmålet) og produksjonsgapet (avviket mellom faktisk produksjon og potensiell produksjon) inngår. Ved å minimere tapet gitt sammenhengene i økonomien kan sentralbanken utlede en optimal bane for renten.<sup>4</sup>

Det kan vises at innenfor en statisk modell vil optimal pengepolitikk innebære at det er like sannsynlig at neste renteendring er positiv som negativ, se Goodhart (1999). Anta for eksempel at det til stadighet skjer tilfeldige sjokk i økonomien som krever at renten enten settes opp eller ned. Over tid vil det være naturlig at disse sjokkene fordeler seg likt med hensyn på om de krever en strammere eller en mer ekspansiv pengepolitikk. Påfølgende renteendringer vil dermed være ukorrelerte.

Innenfor en dynamisk modell vil det imidlertid kunne være optimalt at en rentetilpasning gjennomføres i flere skritt. Det skyldes at økonomiske størrelser som produksjon og inflasjon endres tregt, og at pengepolitikken virker med et relativt langt tidsetterslep. Det viser seg imidlertid at den dynamiske strukturen i økonomien ikke er tilstrekkelig til å forklare den observerte gradvise rentesettingen i ulike land. Sentralbanker endrer styringsrentene mer gradvis enn det en optimal pengepolitikk skulle tilsi. Enkelte forfattere definerer derfor rentesettingen som gradvis dersom renten endrer seg mindre enn det som kan forklares ved den dynamiske strukturen i økonomien, se for eksempel Sack (2000).

Tabell 1 viser faktisk rentesetting i ulike land. I perioden august 1989 til mars 1998 satte den amerikanske sentralbanken ned renten to ganger etter hverandre ved 22 anledninger. I samme periode var det bare to tilfeller av at sentralbanken gikk fra å senke renten til å

<sup>1</sup> Takk til Farooq Qaisar Akram, Tom Bernhardsen, Kristin Gulbrandsen, Kåre Hagelund, Ben Martin, Kai Leitemo, Øistein Røisland, Karsten Stæhr og Ulf Söderström.

<sup>2</sup> Martin bruker begrepet «konservativ» pengepolitikk. «Konservativ» på norsk dekker ikke helt det engelske begrepet, og vi velger derfor å bruke ordet «forsiktig». Martin reserverer uttrykket «forsiktig» pengepolitikk for å betegne en situasjon der summen av etterfølgende renteendringer blir mindre enn i tilfellet uten usikkerhet. Se Martin (1999) for en analytisk drøfting av gradvis kontra konservativ pengepolitikk.

<sup>3</sup> Norges Bank har målsetting om stabil valutakurs. Erfaringer tilsier imidlertid at pris- og kostnadsstabilitet er viktige forutsetninger for stabil valutakurs i Norge, se Gjedrem (2000b).

<sup>4</sup> Se Lønning og Olsen (2000) for en introduksjon til optimale renteregler.

**Tabell 1.** Antall renteendringer i utvalgte land

Startdato/sluttdato		++	+-	-+	--
USA	10. august 1989/31. mars 1998	6	1	2	22
Storbritannia	1. januar 1978/31. mars 1998	28	17	18	84
Sverige	1. juni 1994/31. mars 1998	14	1	2	24
Tyskland	19. juni 1979/31. mars 1998	65	31	31	107
Norge	1. januar 1992/15. juni 2000	7	2	5	28

++ = To etterfølgende renteøkninger: +- = Renteøkning etterfulgt av rentesenkning: -+ = Rentesenkning etterfulgt av renteøkning: -- = To etterfølgende rentesenkninger.

Kilde: BIS (1998) og egne beregninger for Norge

øke den. Rentetilpasningen har vært gradvis også i Norge.<sup>5</sup> Siden desember 1992 har Norges Bank ved 28 anledninger gjennomført to etterfølgende rentesenkninger, men bare to ganger først økt renten for så å redusere den.

I det følgende vil vi diskutere hva økonomisk teori sier om hvordan det bør tas hensyn til usikkerhet i pengepolitikken, og om slike teorier kan forklare hvorfor sentralbanker tilpasser rentene gradvis og forsiktig.

## Additiv usikkerhet

Vi vil illustrere ulike typer usikkerhet ved hjelp av en forenklet utgave av en modell av Svensson (1997).<sup>6</sup> Denne modellen gir en svært enkel representasjon av økonomiske sammenhenger, men kan likevel benyttes til å illustrere effekten av ulike typer usikkerhet på optimal pengepolitikk.

Vi antar at inflasjonsprosessen kan representeres ved en bakoverskuende, forventningsjustert Phillipskurve-modell:

$$\pi_{t+1} = a\pi_t + \beta y_t + \varepsilon_{t+1}, \quad a, \beta > 0 \quad (1)$$

der  $\pi_t$  er inflasjonsraten og  $y_t$  er produksjonsgapet. Produksjonsgapet gir uttrykk for presset i økonomien.  $\varepsilon_t$  er et kostnadssjokk i form av et additivt restledd, med forventning null og konstant varians,  $\sigma_\varepsilon^2$ . Det er treghet i inflasjonsutviklingen slik at forrige periodes inflasjon er med på å forklare inflasjonen i inneværende periode. Denne tregheten kan skyldes strukturelle forhold i prissettingen og at forventninger om fremtidig inflasjon er bakoverskuende. Et positivt (negativt) produksjonsgap vil bidra til høyere (lavere) prisvekst i påfølgende periode.

Produksjonsgapet er kun avhengig av nominell rente i samme periode,  $i_t$ :

$$y_t = -\delta i_t \quad \delta > 0 \quad (2)$$

Potensiell produksjon er normalisert til null, slik at  $y_t$  betegner produksjonsgapet. Som det fremgår av (2), vil et høyere rentenivå isolert sett bidra til dempet press i økonomien i form av et lavere produksjonsgap i samme periode. Ved å sette (2) i (1) får vi:

$$\pi_{t+1} = a\pi_t - b i_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (3)$$

der  $b = \beta\delta$ . Fra likning (3) ser vi at renteendringer har virkning på prisveksten etter én periode. Vi skal anta at en periode tilsvarer ett år. Det er full sikkerhet om hvordan pengepolitikken virker på økonomien. Vi har foreløpig antatt at usikkerheten kommer inn kun via det additive restleddet  $\varepsilon_t$ .

I den teoretiske litteraturen er det vanlig å anta at sentralbanken vektlegger både produksjonstabilitet og inflasjonsstabilitet. I det følgende skal vi imidlertid anta at sentralbanken har målsetting kun om prisveksten, noe som forenkler fremstillingen.<sup>7</sup> Vi får likevel belyst forskjellen på tilpasning med og uten additiv usikkerhet. Formelt sett minimeres forventet kvadrert differanse mellom inflasjonen og inflasjonsmålet,  $\pi_t^*$ :<sup>8</sup>

$$\text{Minimer } E_t (\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)^2, \quad (4)$$

der  $E_t$  er forventningsoperatoren gitt sentralbankens informasjon på tidspunkt  $t$ . Ved å minimere målfunksjonen (4) gitt likning (3), kan vi utlede den optimale renteregelen (jf appendiks A):

$$i_t = \frac{a}{b} \pi_t, \quad (5)$$

der inflasjonsmålet er normalisert til null. Ved å sette løsningen for renten inn i (3) får vi  $\pi_{t+1} = \varepsilon_{t+1}$ . Den optimale renten er dermed gitt ved:

$$i_t = \frac{a}{b} \varepsilon_t. \quad (6)$$

Ved fravær av økonomiske sjokk (det vil si  $\varepsilon_t = 0$ ), skal renten settes lik sitt likevektsnivå, her lik null på grunn av normaliseringen. Dersom det oppstår et positivt sjokk i økonomien, skal renten økes i samme periode for så å settes til null igjen i neste periode. Siden pengepolitikken virker med et etterslep på ett år, vil det oppstå et kortsiktig avvik fra inflasjonsmålet. Pengepolitikken vil imidlertid lykkes i å nå målsettingen for inflasjonen i påfølgende år. Likning (6) innebærer at pengepolitikken skal reagere momentant dersom økonomiske sjokk bringer inflasjonen enten over eller under inflasjonsmålet. Det fremgår av dette at pengepolitikken innrettes på samme måte enten det er full sikkerhet i økonomien eller det er usikkerhet i form av additive sjokk.<sup>9</sup> Renten skal fastsettes som om sjokk ikke inntreffer, og pengepolitikken skal først reagere når sjokkene har inntruffet. Dette er en variant av det såkalte sikkerhetsekvivalens-teoremet, jf Theil (1956).<sup>10</sup> Sentralbanken vet eksakt hvor mye renten må endres for å

<sup>5</sup> Se for eksempel Gjedrem (1999 og 2000a).

<sup>6</sup> For en grundigere gjennomgang, se Martin (1999).

<sup>7</sup> Dersom sentralbanken også ønsker å stabilisere produksjonen, vil optimal pengepolitikk innebære at det tar lenger tid før inflasjonen stabiliseres, se Svensson (1997).

<sup>8</sup> Formelt sett minimeres forventet nåverdi av avvik fra inflasjonsmålet. Det kan imidlertid vises at en får tilnærmet samme resultat ved å minimere tapsfunksjonen periode for periode, se Martin (1999).

<sup>9</sup> Det kan vises at målfunksjonen (4) kan skrives som summen av kvadrert skjevhet og varians til inflasjonen. I tilfellet med additiv usikkerhet vil variansen til fremtidig inflasjon være uavhengig av pengepolitikken. Renten skal dermed bare minimere skjevheten i inflasjonen, se appendiks B.

nå inflasjonsmålsetningen, og det er ingen grunn til å gå forsiktig frem i rentesettingen.

Teorien for additiv usikkerhet har viktige implikasjoner for sentralbanker. I modellen ovenfor inngikk ikke såkalte eksogene variable, dvs. variable som bestemmes uavhengig av modellen. Disse vil i prinsippet inngå på samme måte som det additive restleddet. Dette innebærer at en optimal pengepolitikk skal baseres på forventet verdi på de eksogene variablene.

I den praktiske pengepolitikken kan man imidlertid være usikker på hva som er det beste anslaget på fremtidige eksogene variable. I Norges Banks viktigste makro-økonomiske modell for fremskrivninger – RIMINI – må en blant annet anslå forventet fremtidig utvikling for finanspolitikken, valutakursen og råvarepriser. Dersom den faktiske utviklingen viser seg å avvike mye fra forventningsverdien, vil økonomien kunne utvikle seg svært annerledes enn anslått. Det er derfor vanlig at sentralbanker drøfter risikobildet gitt ulike antagelser om utviklingen i de eksogene variable. Teorien tilsier imidlertid at renten skal tilpasses forventet fremtidig verdi av eksogene variable. Usikkerhet om anslagene er dermed ikke et argument for at rentetilpasningen skal skje gradvis.

Vi kan illustrere betydningen av usikkerhet om utfallet av eksogene variable nærmere. En viktig eksogen variabel i RIMINI er oljeprisen, som betyr mye for både utviklingen i realstørrelser og konsumprisutviklingen. I fremskrivningene i Norges Banks Inflasjonsrapport 2/2000 er det lagt til grunn at oljeprisen vender tilbake til et normaleie på rundt 18 dollar per fat i 2002. Usikkerheten om utviklingen i oljeprisen er imidlertid meget stor, noe som erfaringene de siste årene tydelig har vist. Signaler fra OPEC kan tolkes som at de sikter mot en oljepris noe høyere enn dette gjennomsnittet – det er antydning en ønsket pris i området 22 til 28 dollar per fat. Problemet for sentralbanken består i å anslå forventet oljepris. Dersom Norges Bank i sine prognoser hadde lagt seg på OPECs mål, kunne det endre anslagene for blant annet prisveksten fremover. Ifølge beregninger presentert i Inflasjonsrapport 2/2000 vil en antagelse om en oljepris på rundt 26 dollar per fat øke konsumprisveksten med om lag  $\frac{1}{4}$  prosentpoeng de neste to årene i forhold til referansebanen. Det er imidlertid viktig å merke seg at Norges Bank og de fleste sentralbanker fokuserer på andrerunde-effekter av en oljeprisøkning og ikke virkningen av oljeprisen isolert sett på konsumprisindeksen.

Et ytterligere problem en kan tenke seg er at sannsynlighetsfordelingen til oljeprisen er skjev. Det kan føre til at forventet oljepris ikke er sammenfallende med den oljeprisen som er mest sannsynlig – ofte kalt modus. Dersom sannsynlighetsfordelingen er skjev til høyre (det vil si at det er større sannsynlighet for at oljeprisen blir svært høy enn svært lav), blir forventet oljepris høyere enn modus til oljeprisen. Teorien for additiv

usikkerhet tilsier at sentralbanken skal legge til grunn forventet oljepris fremover. Ut fra opsjonspriser kan vi beregne risikofordelingen for oljeprisen fremover, se Inflasjonsrapport nr 2/2000.

I flere empiriske arbeider (se blant annet Rudebusch (1999) og Sack (2000) på amerikanske data og Goodhart (1999) på engelske data) har en forsøkt å sammenlikne den optimale renten under additiv usikkerhet med den historiske renten som sentralbankene faktisk har bestemt. De empiriske undersøkelsene indikerer at den optimale renten beveger seg betydelig mer enn hva den faktiske sentralbankrenten ser ut til å gjøre. Sagt på en annen måte, pengepolitikken ser ut til å bli tilpasset mer gradvis når det skjer endringer i økonomiske forhold enn det optimal politikk tilsier når man kun tar hensyn til additiv usikkerhet. Dette kan bety at forsiktighet i pengepolitikken er begrunnet ut fra andre typer usikkerhet.

## Parameterusikkerhet

I modellen ovenfor antok vi at sentralbanken har eksakt kunnskap om sammenhengene i økonomien. Det innebærer at sentralbanken kjenner den «sanne» modellen og verdien på parametrene i denne modellen. Økte produksjonsgapet med 1 prosentpoeng som følge av et økonomisk sjokk, var det entydig at inflasjonen ville øke med  $\beta$  prosentpoeng året etter, jf likning (1). Sentralbanken kunne dermed øke rentene i dag for å dempe den fremtidige inflasjonsimpulsen. I praksis kjenner ikke sentralbanken verdien på parametrene. Det skyldes at parametrene blir beregnet ut fra et historisk datamateriale der «støy» i dataene fører til at parametrene blir upresist estimert. I tillegg vil strukturelle endringer i økonomien, som for eksempel opphevelsen av rentereguleringen på 1980-tallet i Norge, kunne endre verdien på parametrene.

Parameterusikkerhet kan illustreres i modellen ovenfor. Anta at den forventede verdien på parametrene  $a$  og  $b$  er  $\bar{a}$  og  $\bar{b}$ , med en varians på henholdsvis  $\sigma_a^2$  og  $\sigma_b^2$ . Parametrene antas å ikke være korrelerte med hverandre eller med restleddet  $\varepsilon_t$ . Vi kan skrive:

$$E_t(\pi_{t+1}) = \bar{a}\pi_t - \bar{b}i_t \quad (7)$$

Dersom vi minimerer tapsfunksjonen (4) gitt likning (7) får vi (jf appendiks B):

$$i_t = \left[ \frac{\frac{-a}{b + \frac{\sigma_b^2}{b}}}{\frac{-a}{b + \frac{\sigma_b^2}{b}}} \right] \pi_t \quad (8)$$

Sammenlikner vi (8) med tilfellet med additiv usikkerhet, ser vi at den optimale renten skal reagere mindre på et avvik i inflasjonen. Jo større usikkerheten i  $b$  er (her representert ved større  $\sigma_b^2/b$ ), jo mindre skal renten justeres. Dette henger sammen med at med mer

<sup>10</sup> Teoremet gjelder under forutsetning av at sentralbankens målfunksjon er kvadratisk, modellen (1)-(2) er lineær og at det kun er additiv usikkerhet.

usikre parametre øker feilen en kan gjøre ved å endre renten for mye. Dersom den relative usikkerheten er liten, vil imidlertid løsningen avvike mindre fra den en hadde med additiv usikkerhet.

Dersom sentralbanken følger (8), vil renten tilpasses mer forsiktig enn i tilfellet med additiv usikkerhet. Som følge av dette vil det ta flere perioder å nå inflasjonsmålsettingen. Blinder (1998) betegner dette som «Brainard conservatism», ettersom dette resultatet ble vist allerede i Brainard (1967). Årsaken til at sentralbanken skal gå mer forsiktig frem i dette tilfellet er at renten ved parameterusikkerhet også påvirker variansen til fremtidig inflasjon, og ikke bare skjevheten til inflasjonen (se appendiks B for en utledning). Siden sentralbanken har ett virkemiddel – renten – som både skal minimere skjevheten og variasjonen i inflasjonen, må sentralbanken avveie de to hensynene. Jo raskere renten endres for å nå inflasjonsmålsettingen, jo større blir risikoen for fremtidig variasjon i inflasjonen. En rask rentetilpasning vil dermed øke usikkerheten i inflasjonen.

Flere studier har prøvd å beregne relevansen av parameterusikkerhet. Sack (2000) viser innenfor en «vektor-autoregressiv modell» (VAR-modell) på amerikanske data at dersom det er parameterusikkerhet, vil det være hensiktsmessig å gå mer gradvis frem i rentesettingen.<sup>11</sup> Han finner at parameterusikkerhet kan forklare en stor del av den faktiske utviklingen i sentralbankrenten i USA. Det er imidlertid fremdeles noe av rentebevegelsene som er uforklart.<sup>12</sup> Batini m.fl. (1999) gjennomfører en VAR-analyse på engelske data. De finner også at et økonomisk sjokk ved parameterusikkerhet innebærer at renteresponsen skal være mer forsiktig og gradvis. I dette arbeidet vil renteresponsen ved et sjokk etter ett kvartal være om lag 2/3 av renteresponsen i tilfellet med kun additiv usikkerhet. Renten må imidlertid holdes høyere i de nærmeste kvartalene etter dette. Etter om lag tre kvartaler er den kumulative renteendringen om lag den samme. Det understrekes imidlertid at disse resultatene er usikre. Å modellere økonomien som en enkel VAR-modell kan være problematisk som følge av at det har vært mange ulike pengepolitiske regimer i England i beregningsperioden.

En enkel måte å belyse parameterusikkerhet for norsk økonomi kan være å se på koeffisienten til produksjonsgapet i en Phillipskurve. I en empirisk modell av Bårdsen m. fl. (2000) er koeffisienten på produksjonsgapet lik 0,05, med et standardavvik på 0,01. Ett prosentpoeng høyere produksjonsgap vil ut fra dette øke inflasjonen med 0,05 prosentpoeng.<sup>13</sup> Usikkerheten er relativt betydelig. Koeffisienten vil med 95 prosent sannsynlighet ligge innenfor et intervall i området 0,03-0,07.

Söderström (1999a) argumenterer for at det med parameterusikkerhet i noen tilfeller kan være optimalt å føre en mer aggressiv rentepolitikk.<sup>14</sup> Det henger sammen med usikkerheten knyttet til verdien på koeffisienten til inflasjon i forrige periode,  $a$  i likning (1). Dersom det er en risiko for en høy verdi på denne parameteren, innebærer det at forrige periodes nivå på inflasjonen har mye å si for denne periodens nivå. Da risikerer en at inflasjonen beveger seg bort fra inflasjonsmålet. For å unngå dette, viser Söderström at det kan være optimalt for sentralbanken å reagere kraftigere i pengepolitikken enn uten en slik usikkerhet. I Söderström (1999b) konkluderes det imidlertid med at virkningen av usikkerhet om parameteren til forrige periodes inflasjon antakelig blir dominert av usikkerheten knyttet til koeffisientene til produksjonsgap og rente, slik at parameterusikkerhet samlet sett bidrar til å dempe renteutslagene.

## Målefeil

I drøftingen hittil har vi antatt at økonomiske data kan observeres presist. Dette er en grov forenkling. For det første er statistikkgrunnlaget tilgjengelig med et betydelig etterslep. For det andre er tallene ofte gjenstand for vesentlige revisjoner i ettertid. Et tredje moment er at mange viktige størrelser ikke er observerbare, men må beregnes på et usikkert metodegrunnlag. Produksjonsgapet er utsatt for målefeil av alle de nevnte typene.<sup>15</sup> Orphanides (1998) har undersøkt forskjellen mellom anslaget på produksjonsgapet som var tilgjengelig på det tidspunktet rentene skulle bestemmes, med det produksjonsgapet som en i 1994 kunne beregne for perioden 1980-1992 på amerikanske data. Han finner at gjennomsnittlig produksjonsgap var -3,99 prosent av BNP i foreløpige tall, men bare -1,64 prosent i endelige tall. I tillegg var variansen til det foreløpige produksjonsgapet betydelig større enn variansen til produksjonsgapet basert på endelige tall.

Hvilke konsekvenser målefeil får for pengepolitikken, vil avhenge av hvordan målefeilen inngår. Anta at vi bare kan observere et foreløpig anslag på produksjonsgapet,  $y_{t|t}$  som er summen av en målefeil  $\gamma_t$  og det sanne produksjonsgapet,  $y_t$ :

$$y_{t|t} = y_t + \gamma_t \quad (9)$$

Vi antar at det ikke er systematikk i målefeilen.<sup>16</sup> Ved å sette likning (9) inn i (1) og (2), kan vi skrive:

$$\pi_{t+1} = a\pi_t - bi_t + \varepsilon_{t+1} + \beta\gamma_{t+1} \quad (10)$$

<sup>11</sup> Söderström (1999) har liknende resultater.

<sup>12</sup> Andre studier finner imidlertid mindre effekt av parameterusikkerhet på amerikanske data, se for eksempel Rudebush (1999). Forskjellen mellom Rudebushs og Sacks studie kan skyldes at sistnevnte bruker VAR-analyse. VAR-analyse kan overvurdere virkningen av parameterusikkerhet fordi en VAR-modell inneholder mange variable som ofte blir upresist estimert.

<sup>13</sup> Denne koeffisienten er noe lavere enn tilfellet er for amerikansk økonomi. Rudebush (1999) beregner koeffisienten foran produksjonsgapet til 0,15, mens Orphanides (1999) har en verdi på 0,18.

<sup>14</sup> Dette gjelder under forutsetning av at sentralbanken også har målsetting om produksjonsstabilitet.

<sup>15</sup> Se for eksempel Frøyland og Nymoen (2000) for en gjennomgang av metodemessige problemer knyttet til produksjonsgapet beregnet ved Hodrick-Prescott metoden og produktfunksjonsmetoden.

<sup>16</sup> Vi antar at forventningen til målefeilen er null, variansen er konstant og at det ikke er noen korrelasjon mellom målefeil og det sanne produksjonsgapet.

Formelt sett vil målefeilen inngå på samme måte som restleddet for additiv usikkerhet. Ved å minimere tapsfunksjonen med hensyn på likning (10) i stedet for likning (3), kan det vises at løsningen for den optimale renten blir den samme som ved additiv usikkerhet. Resultatet tilsier at sentralbanken ikke skal ta hensyn til eventuelle målefeil i innrettingen av pengepolitikken.<sup>17</sup>

Flere arbeider studerer virkninger av målefeil på optimal pengepolitikk når pengepolitikken følger en enkel regel for rentesettingen.<sup>18</sup> En enkel regel uttrykker renten som en eksplisitt funksjon av noen få variable i økonomien, for eksempel inflasjonen og produksjonsgapet. Disse arbeidene konkluderer med at målefeil vil få konsekvenser for optimal pengepolitikk. Smets (1998) drøfter målefeil i produksjonsgapet, og Orphanides (1998) og Rudebush (1999) drøfter målefeil i både produksjonsgapet og inflasjonen. I studiene antas det at pengepolitikken følger en Taylor-regel. Taylor-regelen er en enkel formel for innrettingen av pengepolitikken, gitt at pengepolitikken skal bidra til å stabilisere innenlandsk aktivitetsnivå og holde lav inflasjon.<sup>19</sup> I undersøkelsene beregner en først optimale koeffisienter for inflasjons- og produksjonsgapet i Taylor-regelen i en modell uten målefeil. Dernest beregnes koeffisientene når det er målefeil i data. Studiene konkluderer med at usikkerhet om størrelsen på produksjonsgapet eller inflasjonen vil bidra til å redusere de optimale koeffisientene. Det medfører at pengepolitikken skal gå mer forsiktig frem. Rudebush finner at målefeil i produksjonsgapet reduserer den optimale vekten foran produksjonsgapet i Taylor-regelen, fra en koeffisient på 1,6 til 1,0.

I praksis kan det være vanskelig å vite om en observasjon er gjenstand for målefeil eller er et resultat av et sjokk som treffer økonomien. For eksempel kan vi tenke oss at økonomien tilsynelatende blir rammet av et positivt etterspørselssjokk som resulterer i økt produksjon og økte priser. Hvis økonomien opprinnelig var i balanse, sier Taylor-regelen at sentralbanken skal stramme til i pengepolitikken. Men dersom det i virkeligheten er et tilbudssjokk som har ført til økte priser, samtidig som produksjonsgapet øker på grunn av målefeil, er det mindre klart at sentralbanken skal stramme inn. Sentralbanken må i dette tilfellet veie sannsynlighetene for at det de observerer er resultatet av et etterspørselssjokk opp mot sannsynligheten for at det skyldes et tilbudssjokk kombinert med målefeil på produksjonsgapet.

## Modellusikkerhet – usikkerhet rundt økonomiens funksjonsmåte

I drøftingen ovenfor stod sentralbanken overfor usikkerhet, men det var klart hvilken type usikkerhet det dreide seg om. Det var også mulig å angi en sannsynlighetsfordeling for usikkerheten. I praksis kan en hevde at sentralbanker står overfor en mer fundamental usikkerhet.

Sentralbanker kan ikke være sikre på hvilken modell som gir best uttrykk for sammenhengene i økonomien. Alle modeller av økonomiens virkemåte er per definisjon en sterk forenkling av virkeligheten. Ulike modeller vil ha forskjellige styrker og svakheter. Et eksempel på slik modellusikkerhet kan være sammenhengen mellom rente og valutakurs. Renteendringer vil gi til dels svært ulik virkning på valutakursen avhengig av hvilken modell en legger til grunn. Et annet problem er strukturelle brudd i økonomien, som ikke fanges opp av empiriske modeller estimert på et historisk datamateriale. Det kan føre til feilkilder i pengepolitikken.

Det er ikke åpenbart hvordan modellusikkerhet bør behandles. I litteraturen er det flere innfallsvinkler til dette. Blinder (1998) var visesentralbanksjef i den amerikanske sentralbanken da han gikk inn for å bruke et bredt spekter av ulike modeller ved analyse av renteendringer for så å vurdere utfallet av de ulike modellene. Modellusikkerheten vil dermed kunne tenkes å bli redusert.

Gitt modellusikkerhet er det også blitt anbefalt å bruke enkle instrumentregler, som Taylor-regelen, i pengepolitikken fremfor mer kompliserte optimale regler. Det er vist at slike enkle regler kan virke bra innenfor mange ulike modeller, se Taylor (1999). Optimale regler er modellavhengige. Er økonomien feilrepresentert i den enkelte modellen, risikerer en dermed å gjøre store feil i pengepolitikken.

En tredje tilnærming til modellusikkerhet, med helt andre implikasjoner, gis av forskningen som peker på at sentralbanker bør prøve å minske modellusikkerheten ved eksperimentering. Poenget er at sentralbanker kan lære mer om hvordan økonomien virker når den endrer renten, se Wieland (2000). Også parameter-usikkerhet kan reduseres på denne måten. Behovet for denne type eksperimentering kan oppstå som et resultat av strukturendringer i økonomien som endrer parameterstørrelser og modellstruktur og dermed øker usikkerheten. Sentralbankøkonomer vil imidlertid normalt være svært skeptiske til slik eksperimentering med økonomien.

## Avslutning

Observasjoner kan tyde på at sentralbanker endrer sine styringsrenter gradvis. Usikkerhet om styrken i ulike sammenhenger i økonomien, om hvordan den «sanne» modellen for de økonomiske sammenhengene ser ut og målefeil i data, kan trekke i retning av en gradvis og forsiktig endring i styringsrentene. Additiv usikkerhet, for eksempel usikkerhet knyttet til mulige sjokk i eksogene variable, gir derimot ikke grunnlag for større forsiktighet i rentesettingen.

Avgjørende for hvordan man skal ta hensyn til usikkerhet i pengepolitikken, er hvorvidt rentesettingen i seg selv påvirker graden av usikkerhet og dermed variansen i utfallet av pengepolitikken. Om rentesettingen

<sup>17</sup> Konklusjonene endres dersom det er systematikk i målefeilen, se for eksempel Orphanides (1998).

<sup>18</sup> Se for eksempel Lønning og Olsen (2000) for en diskusjon av enkle regler og Taylors regel.

<sup>19</sup> I en Taylor-regel blir renten satt som en funksjon av produksjonsgapet og avviket mellom faktisk inflasjon og inflasjonsmålet. Matematisk skrives Taylor-regelen som:  $i = r^* + \pi^e + a(\pi - \pi^e) + by$ ,  $a, b > 0$ , der  $r^*$  er realrenten i likevekt,  $\pi^e$  er inflasjonsmålet og  $y$  er produksjonsgapet.

både påvirker forventet utfall og usikkerheten i utfallet, vil det være optimalt å ta hensyn til begge størrelser. I mange tilfeller vil dette tilsi forsiktighet i rentesettingen.

Forskningen omkring betydningen av usikkerhet for optimal pengepolitikk er fremdeles ganske ny. Konklusjonene bygger på analyser gjort innenfor enkle teorimodeller. En må derfor være varsom med å trekke klare konklusjoner fra innholdet i denne forskningen. Blinder (1998) oppsummerer en diskusjon om usikkerhet med at i den virkelige verden er trolig en gradvis pengepolitikk mer vanlig – og ikke minst mer fornuftig – enn hva disse modellene forteller oss. Analysene gir ingen fasit for hvordan sentralbanker bør handle i pengepolitikken. Nyere teori gir imidlertid viktige bidrag til å belyse problemstillinger som sentralbanker står overfor i pengepolitikken.

I denne artikkelen har vi ikke fokusert på forutsigbarhet, troverdighet og åpenhet i pengepolitikken. Det er blitt pekt på at sentralbanker endrer rentene gradvis fordi de kan miste troverdighet dersom de endrer renten ofte, og spesielt dersom renteendringene endrer fortegn, se Goodhart (1999) og Dillen og Nilsson (1999). Markedsaktører vil kunne oppfatte dette som om sentralbanken ikke har kontroll i utøvelsen av pengepolitikken.<sup>20</sup> På den annen side har trolig sentralbanker mulighet til selv å påvirke usikkerheten for aktørene i økonomien gjennom en økende grad av åpenhet om egen politikk.<sup>21</sup> En forutsigbar og åpen pengepolitikk vil gjøre aktørene i økonomien i stand til å overvåke og tolke intensjonene til sentralbanken. Det vil trolig redusere spekulasjoner og usikkerhet om rentesettingen og bidra til jevnere utvikling i inflasjonsforventninger og langsiktige renter. Det vil i seg selv kunne bidra til økonomisk stabilitet.<sup>22</sup>

## Appendiks A

Ved å sette likning (3) i (4), kan vi skrive:

$$E_t(\pi_{t+1}^2) = E_t(a\pi_t - bi_t + \varepsilon_{t+1})^2 = \{a^2\pi_t^2 + b^2i_t^2 - 2ab\pi_t i_t\} + \sigma_e^2 \quad (11)$$

Ved å minimere (11) med hensyn på renten og sette førsteordensbetingelsen lik null, følger løsningen i (5).

## Appendiks B

Målfunksjonen (4) kan skrives om til:

$$E_t(\pi_{t+1} - \pi^*)^2 = E_t\{[E_t(\pi_{t+1}) - \pi^*]^2 + E_t\{[\pi_{t+1} - E_t(\pi_{t+1})]^2\}\}. \quad (12)$$

$E_t\{[E_t(\pi_{t+1}) - \pi^*]^2\}$  uttrykker (kvadrert) skjevhet til  $\pi_t$ , det vil si forskjell mellom forventet inflasjon og inflasjonsmål. Det siste leddet i (12) uttrykker variansen til inflasjonen. Vi kan dermed skrive:

$$E_t(\pi_{t+1}^2) = (\text{Skjevhet}_t(\pi_{t+1}))^2 + \text{var}_t(\pi_{t+1}). \quad (13)$$

I tilfellet med parameterusikkerhet kan vi ved å bruke (7) og (13) utlede:

$$E_t(\pi_{t+1}^2) = \left\{ a^2 \pi_t^2 + b^2 i_t^2 - 2ab\pi_t i_t \right\} + \left\{ \sigma_a^2 \pi_t^2 + \sigma_b^2 i_t^2 + \sigma_e^2 \right\} \quad (14)$$

I dette tilfellet vil både skjevhet og varians til inflasjonen avhenge av rentenivået, slik at begge termene vil avhenge av pengepolitikken. I tilfellet med additiv usikkerhet var variansen til inflasjonen kun avhengig av variansen til det additive restleddet, se likning (11). Ved å derivere (14) med hensyn på renten og sette den deriverte lik null, følger løsningen i (8).

## Referanser

- Batini, N., Martin B. og Salmon C. (1999): «Monetary policy and uncertainty», *Quarterly Bulletin May 1999*, Bank of England.
- Bank for International Settlements (BIS) (1998): *Annual Report*, Basle, Switzerland.
- Blinder, A. S. (1998): *Central Banking in Theory and Practice*, Cambridge, Mass.: the MIT Press.
- Brainard, W. (1967): «Uncertainty and the Effectiveness of Policy», *American Economic Review*, Volume LVII No. 2, s. 411–425.
- Bårdsen, G., Jansen, E. S. og Nymoene, R. (2000): «Econometric inflation targeting», *Arbeidsnotat nr. 1999/05*, Norges Bank.
- Dillen, H. og Nilsson, J. (1999): «Transparency, uncertainty and monetary policy», paper forberedt for «The Monetary Policy under Uncertainty Workshop.» Wellington: Reserve Bank of New Zealand.
- Frøyland, E. og Nymoene, R. (2000): «Produksjonsgapet i norsk økonomi – ulike metoder, samme svar?» *Penger og Kreditt*, nr. 1, Norges Bank, s. 22–28.
- Gjedrem, S. (1999): «Gradvis rentenedgang», leder i *Norges Banks Inflasjonsrapport* nr. 1.
- Gjedrem, S. (2000a): «Gradvis renteoppgang», leder i *Norges Banks Inflasjonsrapport* nr. 2.
- Gjedrem, S. (2000b): *Økonomiske perspektiver (Årstalsten)*. Foredrag på Norges Banks representantskapsmøte, 17. februar 2000, Norges Bank.
- Gjedrem, S. (2000c): «Handlefrihet eller forutsigbarhet i pengepolitikken», *Aftenposten* 8. juni 2000. Artikkelen ligger også på Norges Banks hjemmeside, se [www.norges-bank.no](http://www.norges-bank.no).
- Goodhart, C. A. E. (1996): «Why do monetary authorities smooth interest rates?», *LSE Financial Markets Group special paper*, No. 81.
- Goodhart, C. A. E. (1999). «Central bankers and uncertainty», *Quarterly Bulletin: February 1999*, Bank of England.
- Inflasjonsrapport* nr. 2/2000. Norges Bank.
- Martin, B. (1999): «Caution and gradualism in monetary policy under uncertainty», *Working Paper*, No. 105, Bank of England.

<sup>20</sup> Goodhart (1999) stiller spørsmålsteget ved om dette er optimal pengepolitikk.

<sup>21</sup> Dillén og Nilsson (1999) viser at økt forutsigbarhet – som igjen stabiliserer inflasjonsforventningene – vil forbedre sammenhengen mellom produksjons- og inflasjonsvariabilitet.

<sup>22</sup> Se Gjedrem (2000c) for en utdyping.

- Lønning, I. og Olsen, K. (2000): «Pengepolitiske regler», *Penger og Kreditt*, nr. 2, Norges Bank.
- Orphanides, A. (1998): «Monetary Policy Evaluation With Noisy Information», *Finance and Economics Discussion Series* No. 1998-50, Board of Governors of the Federal Reserve System, November 1998.
- Rudebusch, G. D. (1999): «Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World». *Working Papers* 99:05, Federal Reserve Bank of San Francisco, April 1999.
- Sack, B. (2000): «Does the Fed Act Gradually? A VAR Analysis», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, No.1, August 2000, s 229-256.
- Smets, F. (1998): «Output Gap Uncertainty: Does It Matter For the Taylor Rule?», *Working Paper* 60, Bank of International Settlements.
- Svensson, L. E. O. (1997): «Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets», *European Economic Review*, Vol. 41, No. 6, s. 1111-1146.
- Söderström, U. (1999a): «Monetary policy with uncertain parameters», *ECB Working Paper*, No. 13, February 2000.
- Söderström, U. (1999b): «Should central banks be more aggressive?», *Sveriges Riksbank Working Paper Series* No. 84.
- Taylor, J.B. (1999): *Monetary Policy Rules*, Chicago: University of Chicago Press.
- Theil, H. (1956): *Economic forecasts and policy*, Amsterdam: North-Holland.
- Wieland, V. (2000): «Monetary policy, parameter uncertainty and optimal learning», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, No.1, August 2000, s. 199-228.