

# **Pengemengdevekst og inflasjon**

**- en empirisk analyse og teoretiske betraktninger**

**Hovedfagsoppgave i samfunnsøkonomi**

**av**

**Stian Brundtland Berge**



**Institutt for økonomi**

**Universitetet i Bergen**

**Våren 2004**

<b>KAPITTEL 1 INNLEDNING .....</b>	<b>3</b>
<b>KAPITTEL 2 KONSUMPRISER OG INFLASJONSPROGNOSER.....</b>	<b>6</b>
2.1 PENGEPOLITIKK.....	6
2.1.1 <i>Konsumpriser</i> .....	7
2.1.2 <i>Norges Bank og valg av mål på inflasjon</i> .....	8
2.2 INFLASJONSANSLAG GJORT AV NORGES BANK.....	10
2.2.1 <i>Inflasjonsprosessen i RIMINI-modellen</i> .....	11
<i>Lønnsdannelsen</i> .....	11
<i>Konsumprislikningen</i> .....	12
<i>Sammenhengen mellom rente og inflasjon i RIMINI</i> .....	13
2.2.2 <i>Etterprøving av Norges Banks anslag</i> .....	15
2.3 PREDIKSJON AV KONSUMPRISER.....	18
<b>KAPITTEL 3 TEORETISK BAKGRUNN .....</b>	<b>26</b>
3.1 KVANTITETSTEORIEN .....	26
3.2 DEN VIDERE UTVIKLINGEN AV PENGEETTERSØRSELEN OG KVANTITETSTEORIEN .....	28
3.2.1 <i>Den Keynesianske pengeetterspørselsfunksjonen</i> .....	29
3.2.2 <i>Friedman og kvantitetsteorien</i> .....	30
<i>Monetaristene og inflasjon</i> .....	32
3.3 PENGEMENGDE OG PENGEPOLITIKK.....	33
3.4 NYERE TEORETISK UTVIKLING .....	35
<i>Det nykeynesianske synet</i> .....	36
<i>Pengemengden og aggregert etterspørsel</i> .....	37
<i>Den monetaristiske transmisjonsmekanismen</i> .....	39

<i>Inflasjonsdynamikk</i> .....	40
<i>Inflasjon og pengepolitisk regime</i> .....	41
<i>Oppsummering</i> .....	42
3.5 EN LITEN ÅPEN ØKONOMI .....	44
<b>KAPITTEL 4 BESKRIVELSE AV VARIABLENE OG DERES TIDSSERIEEGENSKAPER</b> .....	<b>48</b>
4.1 DEFINISJON AV VARIABLENE .....	48
4.2 VARIABLENES TIDSSERIEEGENSKAPER .....	49
4.2.1 <i>Stokastisk prosess, tidsserier og stasjonaritet</i> .....	49
4.2.2 <i>Test for stasjonaritet</i> .....	50
<i>Dickey-Fuller-testen</i> .....	51
<i>ADF-testen</i> .....	52
4.2.3 <i>Resultat av ADF-testene</i> .....	52
<b>KAPITTEL 5 KOINTEGRASJON OG LIKEVEKTJUSTERINGSMODELLEN</b> .....	<b>54</b>
5.1 KOINTEGRASJON .....	54
5.1.1 <i>Test for kointegrasjon</i> .....	54
5.1.2 <i>Test for svak eksogenitet</i> .....	58
5.2 EN LIKEVEKTJUSTERINGSMODELL .....	61
5.2.1 <i>Estimeringsresultater</i> .....	62
<i>Tolkning av resultatene</i> .....	64
<b>KAPITTEL 6 AVSLUTNING</b> .....	<b>68</b>
<i>Appendiks 1</i> .....	71
<i>Appendiks 2</i> .....	73
<b>REFERANSER</b> .....	<b>75</b>

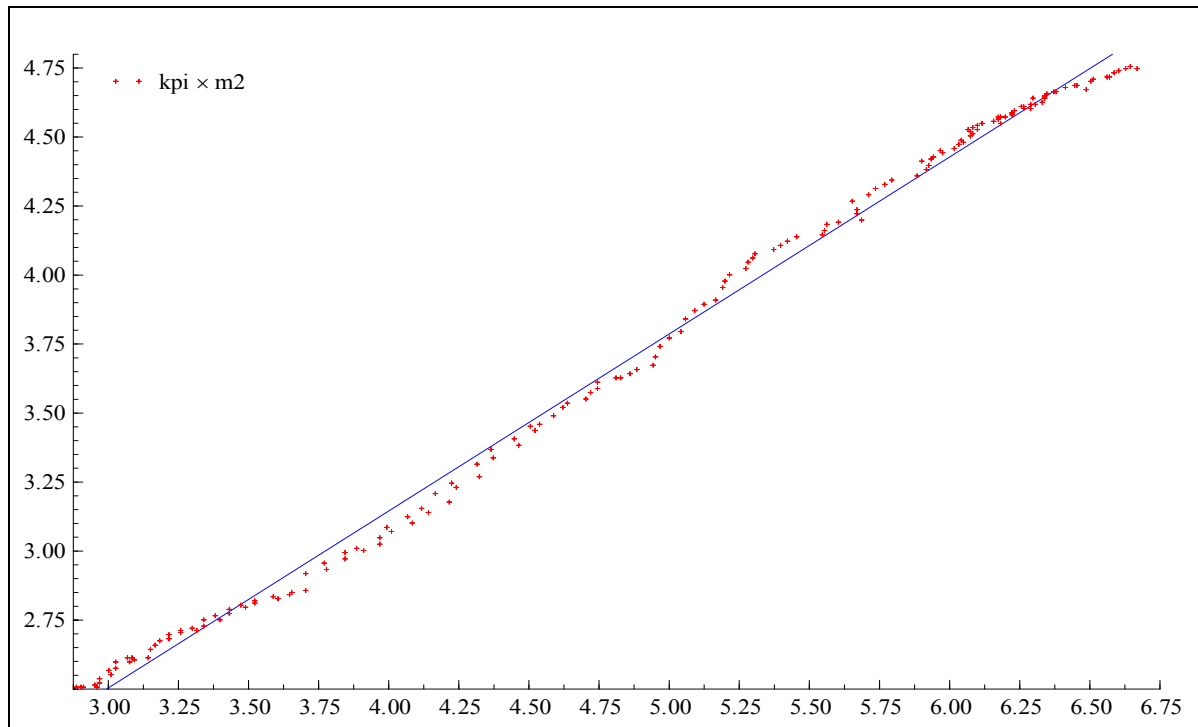
# Kapittel 1 Innledning

I denne oppgaven vil jeg undersøke sammenhengen mellom pengemengdevekst og inflasjon i Norge. Hovedmålet for oppgaven er dels å etterprøve resultatene som ble dokumentert i artikkelen ”Sammenhengen mellom pengemengdevekst og inflasjon i Norge” av Kvilekval, Vaage og Vårdal (1998). Formålet med artikkelen var å undersøke om pengemengden har noen prediksjonsevne med hensyn på fremtidig prisutvikling. Dette ble gjort ved at man testet den empiriske sammenhengen mellom pengemengdevekst og inflasjon i Norge basert på data fra perioden 1960-1996. Spørsmålet som nå stilles er om funnene fremdeles er gyldige, og i så fall hvilke implikasjoner dette har for forståelsen av inflasjonsprosessen i Norge.

Dette er igjen interessant siden Norge har lagt om pengepolitikken til det som betegnes som fleksibel inflasjonsstyring. Fordi inflasjonsanslagene har en sentral rolle i et slikt system, er det viktig å undersøke hvordan man skal forstå og modellere inflasjonsprosessen. Oppgaven innledes derfor med at jeg går igjennom hvordan Norges Bank ser for seg inflasjonsprosessen i Norge. I tillegg ser jeg på sentralbankens pengepolitikk og inflasjonsanslag i den senere tid. Fordi pengemengden ikke har noen sentral rolle i sentralbankens forståelse av inflasjonsfastsettelsen, vil jeg argumentere for at sammenhengen som undersøkes i denne oppgaven er en utvidelse av, eller et alternativ til, Norges Banks analyse av inflasjonen.

For å illustrere korrelasjonen mellom pengemengden og konsumprisene viser figur 1.1 et kryssplokk mellom disse variablene. Det at en slik korrelasjon eksisterer har lenge vært allment akseptert. Den brede enigheten stopper imidlertid her. På den ene siden finner man dem som tar et monetaristisk standpunkt og hevder at inflasjon blir bestemt av pengemengdevekst. Denne oppfatningen er begrunnet i kvantitetsteorien, en teori som vil bli utdypet senere i oppgaven. Motstanderne av dette synet mener det ikke er mulig å fastslå en slik kausalitet. For dem er inflasjon et resultat av høy økonomisk aktivitet som skaper press i flere markeder. Høy pengemengdevekst er en nødvendig eksternalitet i en slik situasjon, og derav følger korrelasjonen mellom variablene.

**Figur 1.1 Kryssplot mellom pengemengden og konsumprisen:**



Noter til figur 1.1:           i) Undersøkellesperiode 1960(1) – 2001 (4)  
                                  ii) Variablene er på logaritmeform

Pengemengdevekst er aldri blitt tillagt noen vesentlig rolle i norsk pengepolitikk. I land som for eksempel Tyskland har man derimot latt pengemengdeveksten ha en viktig funksjon. Før Tyskland gikk inn i Den Europeiske Monetære Union (EMU) førte man en pengepolitikk med pengemengdevekstmål. Motivet for denne politikken var at man ønsket prisstabilitet. Erfaringene fra Tyskland har medført at man innenfor EMU tillegger pengemengdeveksten stor betydning i utførelsen av pengepolitikken.

Som jeg skrev innledningsvis, baserer jeg en del av denne oppgaven på artikkelen til Kvilekval et. al. (1998). Hovedresultatene deres kan oppsummeres som følger:

Konsumprisene (KPI) blir på lang sikt bestemt av utenlandsprisene ( $P^*$ ) og pengemengden ( $M_2$ ). Den estimerte langsiktige sammenhengen kan noe forenklet skrives som:

$$kpi = 0,363 p^* + 0,480 m_2 \quad (1.1)$$

Små bokstaver indikerer logaritmisk form, slik at for eksempel  $k_{pi} = \ln(KPI)$ . Med denne funksjonsformen kan koeffisientene tolkes som elastisiteter. Likning (1.1) sier da at konsumprisene vil øke med 0,363 prosent når importprisene øker med 1 prosent, mens en tilsvarende økning i pengemengden øker konsumprisene med 0,48 prosent. Denne langtidssammenhengen ble så brukt i en likevektjusteringsmodell (EqCM)<sup>1</sup> hvor den inngikk som et justeringsledd for gjenopprettelse av likevekt. Modellen bestod alle de diagnostiske testene. De siste 16 kvartalene ble satt av for å teste prognoseegenskapene til modellen. Igjen viste statistiske tester at modellen gjorde det godt. En av konklusjonene var dermed at pengemengdeveksten kan være en nyttig pengepolitisk indikator for fremtidig prisutvikling. Om modellen vil gi like gode resultater når datasettet utvides med 5 år vil fremgå av resultatene som analyseres til sist i oppgaven.

Gangen i oppgaven er som følger: Kapittel 2 tar for seg inflasjon og pengepolitikk i Norge. I tillegg til de temaene jeg allerede har skissert for kapitlet, diskuteres blant annet valg av mål på inflasjon. I kapittel 3 fremstiller jeg det teoretiske grunnlaget for oppgaven. Her står kvantitetsteorien sentralt, og denne blir drøftet opp mot den senere nykeynesianske utviklingen i faget. Avslutningsvis utledes så modellen som blir estimert sist i oppgaven. Kapittel 4 bringer en beskrivelse av variablene samt at stasjonaritetsegenskapene til tidsseriene bestemmes. I kapittel 5 presenteres den økonometriske teorien som ligger til grunn for metoden jeg bruker. Ved hjelp av kointegrasjonsanalyse estimeres så den langsiktige sammenhengen mellom variablene. Til slutt estimeres likevektjusteringsmodellen og resultatene blir diskutert. Kapittel 6 gir en oppsummering av oppgavens hovedresultater.

---

<sup>1</sup> Denne er også kjent under navnet Feiljusteringsmodell (ECM), men i nyere litteratur er dette blitt endret. Se f.eks. Hendry og Doornik (2001) (side 144) eller Hendry og Juselius (2000/2001).

# Kapittel 2 Konsumpriser og inflasjonsprognoser

I dette kapitlet vil jeg innledningsvis kort si litt om hva som har vært, og er grunnlag for pengepolitikken i Norge. Jeg vil så definere inflasjon og presentere de ulike konsumprisindeksene som finnes i offisiell statistikk. Resten av kapitlet vil omhandle Norges Banks valg av inflasjonsmål, etterprøving av deres anslag, inflasjonsprosessen slik sentralbanken tidligere har presentert den og til slutt prediksjon av konsumpriser gjort de siste årene.

## 2.1 Pengepolitikk

Den 29.mars 2001 innførte Norge inflasjonsstyring som pengepolitisk regime. Med denne omleggingen fikk Norge et offisielt styringsmål på 2,5 % inflasjon. Før dette hadde Norges Bank, ved sentralbanksjef Svein Gjedrem, tatt til orde for å forlate den kortsiktige fastkurspolitikken (som har preget norsk pengepolitikk) til fordel for en politikk hvor man skulle søke å holde valutakursen stabil mot handelspartnerne på lang sikt. Da Gjedrem ble sentralbanksjef 1. januar 1999 het det i forskriften at pengepolitikken skulle innrettes mot stabilitet i kronens verdi målt mot europeiske valutaer. Videre het det at ved vesentlige endringer i kursen, skal virkemidlene innrettes med sikte på at valutakursen etter hvert bringes tilbake til utgangspunktet. I sin første årstale uttalte Gjedrem at en grunnleggende forutsetning for å oppnå kursstabilitet er at pris- og kostnadsveksten i Norge må være på samme nivå som i eurolandene (dvs. 2 prosent, som er deres mål). Pengepolitikken må derfor innrettes mot dette. Endringen av forskriften i 2001 ble dermed en tilpassning til den pengepolitikken sentralbanken hadde signalisert, og kanskje allerede førte. Styringsmålet ble satt 0,5 % høyere enn målet til våre viktigste handelspartnere. Grunnen til dette var at det skulle være rom for en innfasing av oljeinntektene i norsk økonomi. Denne innfasingen fører til en nedbygging av konkurranseutsatt sektor (K-sektor). For at den realappresieringen som dette krever skal foregå gradvis, har man valgt et litt høyere inflasjonsmål<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Se for eksempel Torvik (2003).

I et system med inflasjonsstyring vil inflasjonsprognosen til sentralbanken være det operasjonelle målet, og pengemarkedsrenten det viktigste virkemiddelet for pengepolitikken. I lys av dette vil jeg se nærmere på i hvilken grad Norges Bank har lyktes med sine inflasjonsprognoser. Før jeg kommer til dette, skal jeg gi en kort gjennomgang av hvordan inflasjon defineres, både i denne oppgaven og av sentralbanken.

### **2.1.1 Konsumpriser**

Et vanlig mål på inflasjon er prosentvis endring i konsumprisindeksen (KPI). I Norge beregnes og publiseres KPI av Statistisk sentralbyrå (SSB) hver måned. Indeksen er satt sammen med det formål å måle den faktiske prisutviklingen for varer og tjenester etterspurt av private husholdninger. Når jeg senere i oppgaven skal gjøre regresjonsanalyser vil KPI benyttes som mål på prisutviklingen.

KPI består av 900 representantvarer og –tjenester som blant annet er basert på Forbrukerundersøkelsen. Forbruksandelene måles på årsbasis gjennom et utvalg av husholdninger, mens priser måles månedlig. For at indeksen skal være oppdatert er det en regelmessig utskiftning av representantvarer slik at nye varer og tjenester som utgjør en vesentlig del av konsumet blir innlemmet. Vektene i indeksen endres en gang i året. For KPI er det benyttet faktiske utsalgspriser, det vil si priser inkludert indirekte skatter, avgifter og subsidier.

Etter 10.oktober 2001 har SSB i tillegg til KPI beregnet følgende indekser:

KPI-JE er en indikator hvor energivarer er holdt utenfor beregningene, ellers er den identisk med KPI.

KPI-JA er en indikator som har identisk vektgrunnlag, og beregnes på samme måte som KPI, men her justeres de observerte prisene for reelle endringer i avgiftene. I alt tas det hensyn til 13 avgifter.

KPI-JAE er KPI justert for avgifter og energivarer. Den er bygd opp av KPI-JA og KPI-JE.

Når det gjelder publiseringen av konsumprisindeksene gjøres det på forskjellige måter. Tallet indeksen har er i denne sammenheng av underliggende betydning. Det som er interessant er



hvordan utviklingen har vært. Det presenteres tre alternative mål når konsumprisindeksen offentliggjøres hver måned: Prosentvis endring i indeksen siste tolv måneder (årlig løpende vekst), prosentvis endring fra forrige måned og prosentvis endring så langt i inneværende år i forhold til samme del av året før. Ellers publiseres gjennomsnittlig årlig vekst og sesongjusterte tall for månedlig og løpende årlig vekst.

### **2.1.2 Norges Bank og valg av mål på inflasjon**

Norges Bank benytter vekst i KPI-JAE som mål på inflasjon. Ifølge forskrift for pengepolitikken heter det ...”*Det skal i utgangspunktet ikke tas hensyn til direkte effekter på konsumprisene som skyldes endringer i rentenivået, skatter, avgifter og særskilte midlertidige forstyrrelser*”. Dette er bakgrunnen for valget av KPI-JAE som inflasjonsmål, og blir betegnet underliggende prisutvikling. Tidligere beregnet sentralbanken egne indekser kalt KPIX og KPIXE. Disse kan sammenlignes med henholdsvis KPI-JA og KPI-JAE. Siden SSB startet med å publisere de nye indeksene, har Norges Bank gått over til å bruke disse.

Det kan medføre problemer at ulike aktører bruker forskjellige definisjoner på inflasjon. Svensson (1999) diskuterer dette spørsmålet. Han legger vekt på at KPI har den fordelen at det er et allment kjent mål, blir ofte publisert og publiseres uavhengig av sentralbanken. Ingen annen indeks innehar samme grad av tydelighet som KPI. Det som kan være et problem med bruken av KPI, er at når sentralbanken setter opp renten for å redusere inflasjonen, så vil konsumprisindeksen øke på kort sikt. Dette representerer et pedagogisk problem for sentralbanken i deres kommunikasjon med aktørene. Ved å bruke en indeks som KPI-JAE slipper man dette problemet. En unngår også å gi inntrykk av å kontrollere en størrelse man faktisk ikke har kontroll over. Likevel mener Svensson at sentralbanker skal være forsiktig med å bruke for spesielle indekser. Hvis sentralbanken og aktørene har for ulik oppfatning om hva som menes med inflasjon, øker usikkerheten og troverdigheten til sentralbanken kan svekkes. For å løse problemet trekker Svensson frem Sverige og England som eksempler. I disse landene anvendes en indeks hvor renteeffekter er fjernet, samtidig som man forklarer forandringer i indeksen som skyldes skatte- og avgiftsendringer på en åpen og forståelig måte.

I Inflasjonsrapport 2/01 gir Norges Bank en utdypning angående underliggende inflasjon. Dette er også den første inflasjonsrapporten etter at inflasjonsstyring offisielt ble innført som pengepolitisk regime i Norge. I denne redegjørelsen skriver de blant annet ...”*Forsøk på å*

*motvirke midlertidige forstyrrelser i inflasjonen som likevel vil forsvinne, kan gi opphav til unødvendige svingninger i styringsrenten.” og videre ...”Automatisk å korrigere inflasjonstallene for direkte virkninger av engangsfaktorer kan være en fallgruve. Avgiftsøkninger og økte elektrisitetspriser kan være kimer til tiltakende inflasjon, via omveltninger i andre priser og i lønninger.”* Norges Bank viser her at det både er argumenter for og imot en indeks som KPI-JAE. Det kommer også frem at direkte effekter av renteendringer på KPI normalt vil være neglisjerbare for Norge. De konkluderer så med at KPI-JAE<sup>3</sup> historisk har vært mer stabil enn KPI fordi energiprisene er de prisene som har variert mest. Norges Bank vil derfor legge vekt på utviklingen i KPI-JAE når de vurderer resultatene av pengepolitikken. Direkte renteeffekter på husleieindeksen (som inngår i KPI) blir diskutert i inflasjonsrapport 3/03 hvor man har testet dette empirisk. Igjen fastholder man at slike effekter er små. Med andre ord er ikke argumentet om at KPI vil øke på kort sikt når renten øker, holdbart for den norske konsumprisindeksen.

Med bakgrunn i denne korte diskusjonen er det vanskelig å komme med en bastant konklusjon. En finner gode argumenter både for og mot ulike indekser. Jeg konstaterer at Norges Bank har valgt KPI-JAE som mål. Selv som det kan reises innvendinger mot dette valget kan det forsvares med instruksene i forskrift for pengepolitikk. Det skal også sies at Norges Bank publiserer anslag for KPI i sine inflasjonsrapporter, dermed kommuniserer de til markedet hvordan de oppfatter at utviklingen i den generelle prisstigningen blir. Så langt kan en ikke si at bruk av KPI-JAE har ført til usikkerhet og mindre tillit til Norges Bank.

---

<sup>3</sup> Norges Bank skriver KPIXE, men jeg velger å benytte én notasjon da disse er å anse som identiske.

## 2.2 Inflasjonsanslag gjort av Norges Bank

Siden 1994 er den makroøkonomiske modellen RIMINI<sup>4</sup> benyttet som hovedverktøy for bankens analyser. Denne modellen er utviklet av forskningsavdelingen i banken og består av ca 350 likninger hvorav 70 er estimert på grunnlag av historiske data, mens resten er definisjonsmessige sammenhenger. Modellen beregner kvartalsvise anslag for økonomien fremover gitt eksogene forutsetninger om utviklingen i pengemarkedsrenten, valutakursen, finanspolitikken, oljeinvesteringer og internasjonale forhold. Til sammen er et hundretalls variabler eksogene og bestemt utenfor modellen. Når modellen skal estimeres blir først de enkelte likningene estimert hver for seg for så å bli satt sammen til et komplett system. Modellen sørger for konsistens i den forstand at tilbud er lik etterspørsel i de forskjellige delmarkedene. Ifølge Norges Bank søker modellen å ivareta mange av de viktigste empiriske og teoretiske sammenhenger i norsk økonomi og forklarer så vel realøkonomiske som nominelle størrelser.

I Olsen og Wulfsberg (2001) skriver de følgende om bruken av RIMINI: ” *RIMINI representerer ikke nødvendigvis Norges Banks oppfatning av økonomien. Modellen og vår bruk av den danner imidlertid et utgangspunkt for anslagene og i særlig grad for å vurdere hvordan endringer i forutsetningene vil kunne påvirke anslagene. Modellen søker å forklare de systematiske hovedtrekkene og ikke enhver detalj i den økonomiske utviklingen. I arbeidet med inflasjonsrapporten foretas det derfor regelmessig endringer i modellen i tillegg til utstrakt bruk av informasjon fra andre modeller eller fra den løpende økonomiske utviklingen. Anslagene i inflasjonsrapporten er således ikke bare et resultat av RIMINIs egenskaper. Modellbrukers vurderinger er vel så viktige*”. Artikkelen i sin helhet handler om hvilken rolle vurderinger og skjønn har i bruken av RIMINI. Det kommer her frem at slike blir gjort ved å ”manipulere” sammenhengene i modellen slik at de passer bedre med observerte data. Dette gjøres ved å korrigere konstantleddene og restleddene i atferdslikningene. Artikkelen bruker lønnsdannelsen og konsumprislikningen i RIMINI som eksempel. Denne delen av artikkelen gir en fremstilling av hvordan kjernen i inflasjonsprosessen er modellert i RIMINI. Jeg vil i neste avsnitt drøfte denne fremstillingen mer i detalj.

---

<sup>4</sup> Det er publisert svært lite om RIMINI. Min redegjørelse bygger hovedsakelig på Olsen og Wulfsberg (2001).

## 2.2.1 Inflasjonsprosessen i RIMINI-modellen

I RIMINI henger lønnsdannelsen tett sammen med prisdannelsen. Konsumprisene er bestemt av importpriser og innenlandske produsentpriser. Produsentprisene bestemmes i produktmarkedet. Her har produsentene til en viss grad markedsmakt slik at prisene blir fastsatt gjennom et påslag på lønn per produserte enhet. Dermed er det mulig for produsentene å velte høyere kostnader over på prisene. Økte lønninger vil således føre til økte priser.

### Lønnsdannelsen

I modellen forutsettes det at K-sektor er lønnsleder. Lønn blir fastsatt ved forhandlinger mellom arbeidsgivere og fagforeninger. Dette danner grunnlag for lønnsutviklingen i offentlig og skjermet sektor (S-sektor). Langtidssammenhengen for lønnsdannelsen er presentert som følgende:

Lønn pr. produsert enhet = konstant + 0,58 kpi + 0,42 produsentpriser - 0,10 ledighetsnivå

Størrelsene i likningen er i logaritmer og kan således tolkes som elastisiteter, dvs. at når konsumprisene øker med 1 prosent så øker lønn pr. produsert enhet med 0,58 prosent og likeledes for produsentpriser og ledighetsnivå. Forholdet mellom lønn pr. produsert enhet og produsentpriser er et uttrykk for lønnsomheten i bedriftene. Øker lønnsomheten så øker lønnsevnene. Høy lønnsomhet over tid vil dermed bidra til å øke lønnsnivået. En ser også at når ledighetsnivået blir høyere gir dette et negativt bidrag til lønnsdannelsen. Øker ledighetsnivået med 1 prosent vil dette redusere lønnskostnadene med 0,10 prosent. For arbeidsledighetsraten er dette altså en ikke-lineær sammenheng fordi effekten på lønnsfastsettelsen av en endring i arbeidsledighetsraten er større når arbeidsledigheten er lav, enn når den er høy. Når raten endrer seg med en prosent vil dette utgjøre en reduksjon på 25 prosent når raten går fra 4 til 3 prosent, og bare 10 prosent når raten går fra 10 til 9 prosent. Sammenhengen som her er beskrevet gjelder for lang sikt og beskriver utviklingen når økonomien er i likevekt. På kort sikt beskrives lønnsveksten av en dynamisk modell hvor den langsiktige sammenhengen utgjør likevektjusteringsleddet. I denne likningen er lønnsvekst forklart ved en periodes tidsforsinket lønnsvekst, konsumprisvekst, produktivitetsvekst og endring i ledighetsnivå foruten justeringsleddet og restledd.

I inflasjonsrapport 1/02 er det gjort rede for en enklere lønnsmodell. Slike modeller brukes som referanse i tillegg til RIMINI, når det skal gjøres anslag i vekst til variabler. Denne modellen har som langsiktig sammenheng at lønnsvekst blir bestemt av prisvekst og produktivitetsvekst. Her regnes ikke K-sektor som lønnsleder. I stedet vektet man produktivitetsveksten i K- og S-sektor, og får således en lønnsvekst som gjelder for hele økonomien. En slik modell ser ut til å forklare lønnsveksten de siste årene bedre enn RIMINI. Når det endelige anslaget på lønnsveksten legges inn i modellen gjøres det på bakgrunn av resultater fra flere modeller og den løpende utviklingen i norsk økonomi.

## **Konsumprislikningen**

Konsumprisutviklingen er på lang sikt bestemt ved lønn og prisen på importerte varer. En litt forenklet sammenheng er presentert som følger:

$$\text{KPI} = \text{konstant} + 0,60 \text{ lønn pr. produsert enhet} + 0,40 \text{ importpris}$$

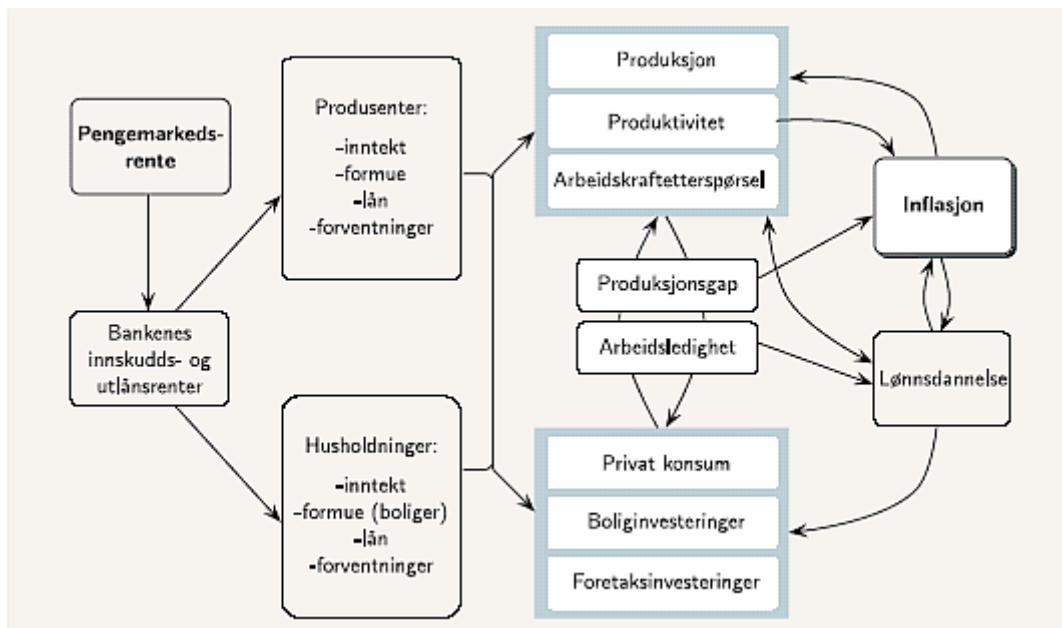
Igjen kan tallene i likningen tolkes som elastisiteter. Man ser da at økt importpris på 1 prosent øker KPI med 0,40 prosent. Sammenhengen forklarer utviklingen når økonomien er i likevekt. Det vil ta tid å oppnå likevekt fordi det på kort sikt er nominelle og reelle stivheter i prisdannelsen. Dette er det tatt hensyn til i den kortsiktige dynamiske modellen. Treghetene i tilpasningen gjør at konsumprisveksten i dag er avhengig av tidsforsinkede verdier av følgende variabler: Vekst i konsumprisene, lønnsvekst, produksjonsgap og en selvjusterende mekanisme basert på langtidssammenhengen. Vekst i importprisene og økt internasjonal handel inngår også i modellen for konsumprisvekst på kort sikt, men disse er ikke tidsforsinket. Grunnen til at produksjonsgapet er inkludert er at det er lettere å velte kostnader over i prisene når det er press i økonomien og produksjonsgapet er positivt. Variabelen økt internasjonal handel er inkludert for å få med effekten av økt konkurranse som igjen vil presse marginene nedover. Importprisene spiller en viktig rolle for inflasjonen da norsk økonomi er åpen. Disse er i utgangspunktet eksogene, men i RIMINI blir de endogent bestemt i en relasjon hvor de på lang sikt følger utenlandske eksportpriser i norske kroner. De utenlandske eksportprisene antas å bli bestemt ved en mark-up over produsentenes kostnader. På kort sikt vil derfor importprisene bli påvirket av innenlandske forhold som konkurranse fra norske produsenter og konjunkturmessige forhold, som for eksempel ledighetsnivå.

Dersom man konsentrerer seg om sammenhengene på lang sikt ser en at lønn er den største forklaringsfaktoren for KPI. Samtidig er KPI den variabelen som har størst effekt på lønnsdannelsen. Jeg vil komme tilbake til dette når jeg skal se på inflasjonsanslagene til Norges Bank.

## Sammenhengen mellom rente og inflasjon i RIMINI

Fra figur 2.1, som er hentet fra Olsen og Wulfsberg (2001), kan en se at veien fra en renteendring til inflasjon er omfattende. I noen deler av økonomien har man effekter som virker begge veier. Når dette er tilfelle må man nødvendigvis tillate en viss tidsperiode for at virkningene skal få mulighet til å ha effekt. I pengepolitikken sier Norges Bank at de regner med et tidsetterslep på to år fra en renteendring gjøres til effekten på inflasjonen er fullstendig.

**Figur 2.1: Transmisjonsmekanismen i RIMINI for en gitt valutakurs**



En renteendring slår direkte ut i bankenes renter. Dette vil igjen påvirke produsentene og konsumentene som vil endre sin markedstilpassning. Nominelle og reelle stivheter i prisdannelsen gjør at tilpasningen mellom aggregert tilbud og etterspørsel leder til endring i produksjonsgap og arbeidsledighet. En ser at samspilleffektene her er mange. Høy arbeidsledighet vil for eksempel tilsi at det er mye ledige ressurser som impliserer lavt eller

negativt produksjonsgap. Begge disse momentene bidrar til lavere pris- og lønnsvekst, og dette virker tilbake på tilbuds- og etterspørselssiden i modellen.

Norge har nå flytende valutakurs. Det vil si at en renteendring også vil påvirke valutakursen. Olsen og Wulfsberg fremhever at denne effekten er situasjonsbetinget, og høyst sannsynlig vil forventningsdannelsen ha en sentral rolle for utslagene. Fordi valutakursen er en eksogen variabel i RIMINI, har modelleringen av valutakursbestemmelsen ved skiftbergninger betydning. Ved slike beregninger legger Norges Bank som regel udekket renteparitet til grunn for utvikling i valutakursen<sup>5</sup>. Formelen for udekket renteparitet med risikopremie kan skrives som:

$$e_t = E_t e_{t+1} - (R - R^*)_t + z_t \quad (2.1)$$

$e_t$  er valutakursen i periode  $t$  og blir bestemt av forventet valutakurs i neste periode, rentedifferansen mellom Norge og utlandet,  $(R - R^*)_t$  og av en risikopremie,  $z_t$ . I tråd med denne likningen er det vanlig å anta at valutakursen ved en renteøkning vil appresiere umiddelbart for så å depreciere jevnt. Dette resonnementet forutsetter imidlertid at endret renteforskjell ikke påvirker risikopremien eller kursforventningene over tid. Dersom økt renteforskjell fører til at aktørene endrer forventninger kan dette medføre at appresieringen blir sterkere og mer langvarig. Denne valutakurseffekten påvirker den importerte prisstigningen (kanalen er ikke inkludert i figur 2.1). Selv om denne effekten virker mer direkte på inflasjon, er det også her rigiditeter. Når pris settes som et påslag på kostnader er det mulig å endre marginene når valutakursen svinger. Først når endringene er av varig karakter eller når konkurranse tilsier det, vil prisene forandre seg. Det har spesielt vist seg at når kronen er sterk skal det mye til for at prisene settes ned. Her er det to virkninger jeg vil trekke frem. Det ene er at man ønsker å tjene mer og dermed opprettholder prisene. Det andre

---

<sup>5</sup> I Inflasjonsrapport 3/03 gis det en utdypning om forutsetningene for valutakursen. Her skrives det at man nå vanligvis baserer anslagene for inflasjonsbanene på to ulike sett av tekniske forutsetninger for rente- og valutakursutviklingen. Det ene er at renten og kronekursen er konstant i prognoseperioden. En konstant kronekurs er da basert på gjennomsnittet over en viss periode for å unngå at helt kortsiktige variasjoner skal ha stor påvirkning. Det andre settet av antagelser er at renten og kursen følger utviklingen i terminmarkedene. Når det gjelder terminvalutakursen avspeiler denne utviklingen i rentedifferansen mellom Norge og utlandet. På den måten er denne antagelsen på mange måter lik forutsetningen om at valutakursen følger av udekket renteparitet.

er at man ikke vil endre relative priser. Et eksempel kan være bilprisene i Norge. Gjennom 2002 var kronen svært sterk, og flere etterlyste en nedgang i prisene på importerte varer. For bilprisene kom denne nedgangen først etter at privatimport fra naboland utgjorde en betydelig andel av nybilsalget. Dette viser at konkurransen i bilmarkedet, som er relativt stor, ikke var nok til at forhandlerne endret priser. Man kan bare spekulere i om det var vegring mot å endre relative priser, ønske om å øke fortjenesten eller stilltiende prissamarbeid som var årsak til dette.

En endring i valutakursen har også betydning for eksport- og importvolumet og dermed for aggregert tilbud og etterspørsel. Dette har virkninger på pris- og lønnsdannelsen og har en mer indirekte effekt på inflasjonen enn importpriseffekten som ble diskutert over.

Formålet med denne gjennomgangen av RIMINI er å prøve å forstå hvordan Norges Bank ser for seg at inflasjonsprosessen i norsk økonomi er. For å kunne evaluere inflasjonsanslagene og peke på mulige feilkilder er det av betydning at en forstår sammenhengene som ligger til grunn i modellen. Det har også vært et poeng å få frem kompleksiteten i modellapparatet som sentralbanken bruker. Med en tidshorisont på to år vil antagelsene man legger til grunn i modellen være av stor betydning når inflasjonsprognoser lages.

### **2.2.2 Etterprøving av Norges Banks anslag**

Helt siden RIMINI ble tatt i bruk har Norges Bank etterprøvd resultatene av sine anslag. Dette er publisert som artikler i Penger og Kreditt med visse mellomrom. For årene 1994-1999 er det publisert fire artikler, og for 2000-2002 er det gitt ut to artikler. Disse er mer eller mindre alle bygd opp på følgende måte: Kort presentasjon av modellen, generelle årsaker til feilprediksjoner, spesifikk gjennomgang av undersøkelsesperioden, reestimering av modellen med realiserte verdier og til slutt en sammenligning av anslag gitt av Norges Bank, SSB og Finansdepartementet. Den seneste artikkelen uttrykker følgende årsaker som de viktigste til prognosefeil: Utviklingen i de eksogene variablene blir annerledes enn forutsatt, uventede hendelser som sjokk, feil ved de økonomiske modellene, mangel på eller feil bruk av skjønn og feil i statistikken. Målet med etterprøvingene er å gi bedre innsikt og forståelse av økonomiens virkemåte i tillegg til å forklare forskjellene mellom anslag og faktisk utvikling.



Når Norges Bank reestimerer modellen ser de først på effekten av å korrigere politikkl-forutsetningene (dvs. valutakurs, pengemarkedsrente og offentlige utgifter) for så å korrigere alle eksogene variabler. Dette rapporteres for seks variabler: BNP for fastlands-Norge, sysselsetting, lønnsvekst, konsumprisvekst, privat konsum og realinvesteringer for fastlands-Norge. Man reduserer altså gradvis kilder til feil for å se hvor stor del av feilen som kan tilskrives forutsetninger vedrørende viktige eksogene variabler, og hva som skyldes feil ved modellen. I den siste artikkelen, Lohrmann (2003), som gjelder for årene 2001 og 2002 er dette bare rapportert for vekst i KPI-JAE og årslønnsvekst.

Generelt kan man si at samlet feil i anslagene som gjelder for to år er større enn dem som gjelder for ett år. En åpenbar forklaring er at usikkerheten er større når tidshorizonten øker. Et annet fellestrekk som artiklene peker på, er at man treffer bedre på nominelle størrelser som pris og lønnsutviklingen, enn på realstørrelsene. Dette varierer likevel noe fra anslag til anslag. Det som kanskje er mest interessant er hvor mye anslagene samlet ligger utenfor realisert verdi. Ser man på de seks variablene som ble fremhevet ovenfor ligger feilene mellom 0-2 prosent både for høyt og for lavt. Unntaket er realinvesteringene hvor feilene ofte ligger vesentlig over dette. Noe som også er interessant, er hvordan modellen gjør det når den estimeres med de realiserte verdiene fremfor den forutsatte utviklingen. For anslag både ett og to år frem, kan det se ut som anslagene blir bedre når de realiserte verdiene legges inn i modellen. Om anslagene blir signifikant bedre er det ikke mulig å si. Ofte blir noen bedre mens andre blir verre, hva den totale effekten er kommer ikke frem. Da er det lettere å bruke beregningene sist i artiklene som sammenligning. Her fremstilles prognoser gjort av Norges Bank, SSB og Finansdepartementet. Grafisk presenteres anslagene for de ulike institusjonene år for år. I tillegg har man beregnet hvor gode prognosene er over flere år. Målene som brukes er: Gjennomsnittlig feil, gjennomsnittlig absoluttfeil (AAE) og gjennomsnittlig relativ feilprosent (RRMSE). Disse forteller noe om hvor gode prognosene har vært over tid. AAE er et mål på hvor stor den faktiske prognosefeilen er i prosentpoeng (her oppveier ikke feil med motsatt fortegn hverandre). RRMSE gir mulighet for å sammenligne størrelsen på prognosefeil over ulike variable. Dette målet straffer også store feil mer enn små feil. I tabell 2.1 har jeg gjengitt resultatene for anslag gjort i perioden 1995-2001.

**Tabell 2.1:** Gjennomsnittlig feil, AAE og RRMSE basert på anslagene til Statistisk sentralbyrå (SSB), Finansdepartementet (FD) og Norges Bank (NB). Negative tall for gjennomsnittlig feil betyr at anslagene har vært for lave. Periode 1995-2001.

	<i>SSB</i>	<i>FD</i>	<i>NB</i>
<b>Vekst i BNP i fastlands-Norge</b>			
Gjennomsnittlig feil	-1,08	-0,80	-0,79
AAE	1,08	1,03	0,81
RRMSE	0,55	0,41	0,35
<b>Vekst i sysselsetting</b>			
Gjennomsnittlig feil	-0,65	-0,66	-0,61
AAE	0,65	0,71	0,98
RRMSE	0,79	0,67	0,80
<b>Arbeidsledighet</b>			
Gjennomsnittlig feil	0,12	0,21	0,07
AAE	0,36	0,26	0,28
RRMSE	0,13	0,09	0,08
<b>Vekst i etterspørsel fra fastlands-Norge</b>			
Gjennomsnittlig feil	-1,35	-1,34	-1,41
AAE	1,38	1,39	1,41
RRMSE	0,62	0,39	0,54
<b>Vekst i årslønn</b>			
Gjennomsnittlig feil	-0,96	-1,44	-0,44
AAE	1,06	1,44	0,68
RRMSE	0,24	0,33	0,16
<b>Vekst i konsumpriser</b>			
Gjennomsnittlig feil	-0,01	0,03	0,13
AAE	0,44	0,46	0,36
RRMSE	0,22	0,28	0,27

Kilde: Lohrmann (2003). I denne artikkelen rapporteres færre variabler enn i tidligere artikler. De utelatte er: Import, eksport, realinvesteringer fra fastlands-Norge, oljeinvesteringer, privat og offentlig konsum.

Ingen av institusjonene har klart bedre prognoser enn andre. Det er også slik at de variablene som har små anslagsfeil er de samme for alle. Dette gjelder spesielt lønns- og prisveksten. Siden jeg er mest opptatt av inflasjon, vil jeg i neste avsnitt gå nærmere inn på Norges Banks prognoser av konsumprisveksten.

## 2.3 Prediksjon av konsumpriser

Gjennomgangen av artiklene om etterprøving av Norges Banks anslag viser at konsumprisvekst er en av variablene RIMINI-modellen predikerer best. Derfor er det forståelig at Norges Bank har følt at de har kunnet stole på egne anslag. Når det nå er gått mer enn to år siden innføringen av inflasjonsmålet, er det interessant å se om prediksjonene har vært like vellykket i det nye regimet. Tabell 2.2 viser anslag gjort av Norges Bank for seks viktige variabler i perioden 2001-2002. Drøftelsen vil ta utgangspunkt i anslagene gjort fra 2001. I Inflasjonsrapport 2/01 og 3/01 blir underliggende prisvekst (KPI-JAE) anslått til å bli 2,5 % for 2003. Disse prognosene ble gjort under forutsetning om uendret rente (som da var 7,0 %). Det ble også fremhevet at til tross for svake utsikter i den økonomiske utviklingen internasjonalt var presset i norsk økonomi sterkt. Grunnen til dette var et stramt arbeidsmarked og en høy kostnadsutvikling. I tiden mellom de to rapportene kom 11. septemberangrepet på USA. Dette gjorde at man fikk en enda svakere utvikling internasjonalt. I Inflasjonsrapport 3/01 ble usikkerheten i inflasjonsprognosen endret slik man anså sannsynligheten for at konsumprisveksten ville bli lavere enn 2,5 % som større enn at den ville bli høyere. Utviklingen internasjonalt førte kun til endret oppfatning om usikkerheten i anslaget. Lettelser i pengepolitikken internasjonalt og en økning i anslaget for kostnadsveksten nasjonalt gjorde at Norges Bank fastholdt at prisveksten ville bli 2,5 %.

Høsten 2003 viste det seg at veksten i KPI-JAE var under 1,0 %. Det er utopisk å tro at inflasjonen til en hver tid skal være nøyaktig 2,5 %. Dette er målet, men på grunn av alle ukontrollerbare størrelser i økonomien og usikkerheten i tilknytning til disse, er det lagt inn en margin på +/- 1,0 %. Når vi over en lengre periode har opplevd at underliggende prisvekst er godt under dette, må det være lov å si at Norges Bank ikke har truffet med sine prediksjoner. Hva kan så være grunnen til at dette har skjedd?

**Tabell 2.2:** Anslag for seks viktige variabler fra inflasjonsrapportene (IR) i 2001-2002.

IR	Variabel	2001		2002		2003		2004
		Anslag	Faktisk	Anslag	Faktisk	Anslag	Faktisk	Anslag
2/2001	KPI	3,25	3	2	1,3	2,5	2,5	
3/2001	KPI	3	3	1,5	1,3	2,5	2,5	
1/2002	KPI			1,25	1,3	2,5	2,5	2,5
2/2002	KPI			1	1,3	2,25	2,5	2,75
3/2002	KPI			1,25	1,3	2	2,5	2,25
2/2001	KPI-JAE	2,75	2,6	2,5	2,3	2,5	1,1	
3/2001	KPI-JAE	2,5	2,6	2	2,3	2,5	1,1	
1/2002	KPI-JAE			2,25	2,3	2,5	1,1	2,5
2/2002	KPI-JAE			2,25	2,3	2,25	1,1	2,75
3/2002	KPI-JAE			2,25	2,3	2,25	1,1	2,75
2/2001	Årslønn	5,5	5,5	5	5,7	4,75	4,5	
3/2001	Årslønn	5,5	5,5	5	5,7	5	4,5	
1/2002	Årslønn			5	5,7	5	4,5	5
2/2002	Årslønn			5,75	5,7	5,75	4,5	5,75
3/2002	Årslønn			5,75	5,7	5,5	4,5	5,25
2/2001	Importpriser	3,75	0,6	0	-6,8	1,5	0,9	
3/2001	Importpriser	0	0,6	-1	-6,8	0,5	0,9	
1/2002	Importpriser			-1,25	-6,8	0,5	0,9	1
2/2002	Importpriser			-0,75	-6,8	-0,75	0,9	0,5
3/2002	Importpriser			-1,25	-6,8	-2,5	0,9	-0,5
1/2002	Ledighet			3,75	3,9	3,75	4,5	
2/2001	Ledighet	3,25	3,6	3,25	3,9	3,25	4,5	
3/2001	Ledighet	3,5	3,6	3,5	3,9	3,5	4,5	3,75
2/2002	Ledighet			3,75	3,9	4	4,5	4
3/2002	Ledighet			4	3,9	4,25	4,5	4,25
2/2001	BNP, F-N	1,5	1,2	1,75	1,3	1,75	1,9	
3/2001	BNP, F-N	1,25	1,2	1,5	1,3	1,75	1,9	
1/2002	BNP, F-N			1,75	1,3	2,25	1,9	2
2/2002	BNP, F-N			2	1,3	2,25	1,9	2,5
3/2002	BNP, F-N			1,5	1,3	1,75	1,9	2,25

Kilde: NB og SSB

Når inflasjonsmål som pengepolitisk system omtales blir det ofte trukket frem viktigheten av åpenhet, troverdighet og uavhengighet. Sett i lys av dette er det ingen grunn til å tro at Norges Bank ikke prøver å nå inflasjonsmålet. Dersom det er viktig for en sentralbank å ha troverdighet i pengepolitikken, vil det å mislykkes med å nå målet undergrave denne troverdigheten. For en uavhengig sentralbank vil det samtidig være mulig å ta taktiske hensyn. Hvis sentralbanken ønsker å fremheve sin rolle i samspillet mellom finanspolitikken, inntektsoppgjørene og pengepolitikken, kan inflasjonsmålet bli skadelidende. Ut fra redegjørelsen i avsnittene tidligere, ser man at kostnadsutviklingen (les: lønnsutviklingen) er det som driver inflasjonsprosessen innenlands i Norges Banks modeller. Det har i denne perioden vært debatt om forståelsen av hvordan lønnsdannelsen foregår i Norge. I et innlegg 6. september 2002, holdt på en konferanse arrangert av Fafo og Makt- og demokratiutredningen, uttalte sentralbanksjef Svein Gjedrem at ...*”det er flere trekk som kan tyde på at lønnsdannelsen i Norge er i endring”*. Og videre ...*”Erfaringene fra årets lønnsoppgjør indikerer at lønnsomheten i konkurranseutsatt sektor er tillagt mindre vekt i lønnsforhandlingene enn tidligere”*. Dette synet er blitt gjentatt senere, blant annet i forbindelse med Inflasjonsrapport 1/03. Dermed kan man si at Norges Bank har en ny oppfatning av situasjonen i inntektsoppgjørene, hvor K-sektor ikke lenger blir å regne som lønnsleder. SSB<sup>6</sup> har på sin side en annen forståelse. Etter deres syn må utviklingen tolkes som at enkelte grupper har fått et engangsløft for å ta igjen tapt ”terreng”. Når dette nå er rettet opp, vil lønnsoppgjørene igjen følge den solidariske linjen som tidligere.

Norges Bank har i Inflasjonsrapport 3/01 antatt at årslønnsveksten for 2002 og 2003 ville bli 5,0 %. Den faktiske årslønnsveksten ble ifølge Det tekniske beregningsutvalget for inntektsoppgjørene noe høyere i 2002 (5,7 %), mens den i 2003 ble litt lavere (4,5 %). I gjennomsnitt ble årslønnsveksten for disse to årene omtrent nøyaktig lik anslagene. Dermed blir det vanskelig å begrunne feile inflasjonsprediksjoner med at man har antatt for høy årslønnsvekst. I Norges Bank Watch<sup>7</sup> 2003 blir dette også diskutert. Ifølge denne rapporten traff inflasjonsanslagene for 2002 rimelig presist. I evalueringen av anslagene for 2003 velger rapporten å ta utgangspunkt i anslagene som Norges Bank gjorde i juli 2002. Etter deres syn

---

<sup>6</sup> Se Økonomiske analyser 4/2002 side 17, utdypet tekst med tittel: Fortsatt solidariske oppgjør.

<sup>7</sup> Norges Bank Watch er en uavhengig vurdering av pengepolitikken og Norges Bank. Oppdragsgiver er Centre for Monetary Economics.

skyldes den kraftige nedgangen i inflasjonen i 2003 hovedsakelig den sterke valutakursen og fallende globale priser (vil bli diskutert senere). Disse faktorene var kjent for Norges Bank i juli 2002 og burde derfor være tatt hensyn til i deres anslag. I stedet peker rapporten på at det høye lønnsoppgjøret i 2002 fikk sentralbanken til å endre anslagene på lønnsveksten. Dette fremkommer av tabell 2.2 hvor anslagene for årslønn i IR 2 og 3/2002 er rapportert å være henholdsvis 5,75 og 5,5 %. Beregninger i ettertid viser at inflasjonsanslaget til Norges Bank ville blitt nesten 0,5 % lavere dersom faktisk lønnsvekst hadde vært benyttet i stedet for anslaget på 5,75 %. Som jeg har diskutert tidligere medførte lønnsoppgjøret i 2002 at sentralbanken endret sin forståelse av lønnsfastsettelsen. Hevingen av både renten og anslagene for årslønnsveksten i juli 2002 kan sees på som et signal fra sentralbanken om at slike lønnsoppgjør er en trussel mot oppnåelsen av inflasjonsmålet. Norges Bank har ved flere anledninger tatt til orde for at en slik kostnadsutvikling ikke kan vare ved. De ser for seg en ikke-inflasjonsdrivende lønnsvekst på 4,5 %. Tankegangen bak dette er at med en trendvekst i BNP på 2,0 % og en inflasjon på 2,5 % utgjør dette en nøytral lønnsutvikling. Forutsetningen her er at inflasjonen blir 2,5 %. Ved lavere inflasjon vil også lønnsutviklingen måtte bli lavere. I forhold til overprediksjonene fra 2001 virker det ikke rimelig at lønnsvekstanslagene er årsaken. Ser man på anslagene fra 2002 hevder Norges Bank Watch 2003 at økningen i anslagene for lønnsveksten er hovedgrunnen til at pengepolitikken ble for stram. Rapporten skriver videre at transmisjonsmekanismen i Norges Banks modell ser ut til å undervurdere en internasjonal tilbakegang, det økte presset på marginene til forskjellige sektorer innenlands som følge av tilbakegangen og overgangseffekten dette har på lønn. Konklusjonen i forhold til inflasjonsanslagene til Norges Bank med hensyn på 2003 ser ut til å bli forskjellige alt etter om man tar utgangspunkt i estimatene fra 2001 og 2002. Med tanke på anslaget fra 2001 synes konklusjonen å måtte bli: Enten er det feil i sammenhengen mellom lønnsvekst og inflasjon, eller så er det andre forutsetninger i RIMINI som er feile og samtidig motvirker lønnseffekten på inflasjon.

Den empiriske sammenhengen mellom lønn og konsumpriser som Norges Bank regner med, har jeg dokumentert. En mulighet er at sammenhengen har svekket seg i den senere tid. Innføringen av inflasjonsstyring kan i så måte være en mulig forklaring. En annen mulighet er at modellen i sin helhet ikke egner seg til å lage inflasjonsanslag. I Norges Bank Watch 2002<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> Gruppen ansvarlig for 2002 rapporten var ledet av L. E. O. Svensson, Princeton University.

kommer man inn på dette problemet. En av grunnene til at denne typen modell ikke passer til inflasjonsstyring, er at den er basert på det som "har vært" i stedet for det som "skal skje". Dette kommer til uttrykk ved at det ikke er noen fremoverskuende variabler eller forventningsvariabler i modellen. Anslagene gjort med RIMINI, hvor forutsetningene har vært uendret rente og valutakurs (eventuelt at valutakursen følger udekket renteparitet), er ifølge rapporten ikke godt nok for inflasjonsstyring. Det som er viktig er å se på ulike utviklinger i disse variablene og effekten dette har for inflasjonsanslagene. Slik Norges Bank Watch 2002 ser det, er ikke en modell som RIMINI egnet til denne typen prediksjoner. Et annet problem er at modellen baserer seg på data fra en tid med andre pengepolitiske målsetninger. I avsnitt 2.2.1 gjorde jeg rede for hvilke forutsetninger som Norges Bank nå legger til grunn for anslagene sine. I tillegg til å benytte uendret rente og valuta, bruker de terminrente og terminkurs som grunnlag for sine estimat. Dermed kan man si at de nå delvis tar hensyn til forventet utvikling i disse variablene.

For å unngå problemene knyttet til RIMINI, anbefaler Norge Bank Watch 2002 at det legges mindre vekt på denne modellen når man lager inflasjonsanslag. I stedet bør Norges Bank gå over til å bruke mindre strukturelle modeller som er bedre egnet til fremoverskuende analyser slik som andre sentralbanker med inflasjonsstyring gjør<sup>9</sup>. Det er flere fordeler med å ha mindre strukturelle modeller til ulike formål fremfor en stor modell som skal passe til alt. Likningene har strukturelle tolkninger og kan derfor være mindre påvirket av politiske endringer. Dette betyr at disse modellene kan tilpasses både bakover- og fremoverskuende variabler, og således inkludere fremoverskuende forventningsdannelser og priser på aktiva. Samtidig vil man lettere kunne overføre erfaringer mellom miljøene i sentralbankene dersom modellene som benyttes ligner på hverandre. Andre ulemper med en stor alt-i-ett-modell som RIMINI, er at det er umulig for andre å gjøre detaljerte evalueringer av modellens egenskaper. Dette fordi det ikke er publisert noen dokumentasjon for hele modellen, og fordi den er under konstant revisjon og utvikling. Ergo vil den vokse seg større og større over tid, og vedlikehold og oppdatering vil binde opp store resurser som i stedet kunne vært utnyttet til viktigere eller mer nyttige oppgaver.

---

<sup>9</sup> Rapporten nevner Sveriges Riksbank, Reserve Bank of New Zealand og Bank of Canada.

Tidligere nevnte jeg at en mulig forklaring på de feile inflasjonsanslagene kunne komme av at forutsetningene ikke stemmer. Disse måtte i så fall motvirke lønnsvekstens effekt på inflasjonen. Importprisene er en mulig slik variabel. Utviklingen internasjonalt har i flere år vært svak, med tilbakegang både i USA og Europa. Dette har medført ledige ressurser og svak utvikling i priser på det internasjonale markedet. Likevel er den viktigste grunnen til utviklingen i importprisene at mye produksjon er flyttet til lavkostland i Asia. Samtidig er tollene som tidligere var på import fra disse landene fjernet. I USA har dette medført at enkelte politiske interesser har tatt til orde for en revaluering av den kinesiske valutaen, eventuelt å innføre tollmurer for å verne amerikanske arbeidsplasser. For Norge sin del har ikke dette vært tema, men det er klart at økt import fra disse landene er medvirkende til den lave importprisveksten. I Norges Bank Watch 2003 hevder man at omtrent halvparten av nedgangen i inflasjonen fra 2002 til 2003 kommer av lavere importpriser. Den andre halvparten skyldes utvikling i husleie, konkurranseutsatte varer produsert i Norge og priser på tjenester hvor lønn ikke er dominerende prisfaktor. I forhold til nedgangen i importprisene peker man på at valutakursen var en viktig faktor. Ved å etterprøve inflasjonsanslagene med korrekt valutakurs for perioden 2002 til 2003, viser det seg at inflasjonsanslaget ville blitt nesten 0,4 % lavere. I juli 2002 var Norges Banks anslag for underliggende inflasjon ett år frem i tid 2,1 %. I juli 2003 viste det seg at inflasjonen var 0,7 %. Ved å legge til grunn korrekt lønns- og valutakursutvikling viser Norges Bank Watch 2003 at inflasjonsanslaget ville blitt ca 0,9 % lavere (dvs. 1,2 %). Dermed er mye av feilen i inflasjonsanslaget forklart ved disse to faktorene. I forhold til å etterprøve anslagene fra 2001 har ikke Norges Bank Watch 2003 gjort dette. I avsnittet hvor jeg diskuterte lønnsveksten konkluderte jeg med at anslaget i gjennomsnitt var bra for denne variabelen. I tabell 2.2 ser man at anslaget for importprisveksten fra 2001 var desto dårligere med antatt vekst på 0 og -1 % mens den faktisk ble -6,8 %. Man kan fastslå at en av årsakene til den lave inflasjonen kommer av utviklingen i importprisene og at dette har hatt betydning for inflasjonsanslaget til Norges Bank. Det er likevel ikke grunn til å tro at dette alene har ført inflasjonen, målt som tolv måneders prisendring i KPI-JAE, ned til 0,1 % (jan. 2004).

I evalueringen av Norges Banks anslag trekker Norges Bank Watch 2003 frem flere forhold i tillegg til de som har vært diskutert så langt. Valutakursens effekt på innenlandsk inflasjon er et slikt forhold. Spesielt nevnes påvirkningen denne effekten har på inntjening og dermed lønnsvekst i K-sektor. Et annet forhold er forutsetningene om finanspolitikken. Dette trekkes frem på grunn av potensialet som ligger i økt bruk av oljefondet. Dermed vil vurderinger av



innfasingen av disse pengene spille en viktig rolle med hensyn på innenlandsk etterspørsel. Til tross for handlingsregelen som er utarbeidet for bruken av disse midlene, peker rapporten på at den politiske situasjonen fikk sentralbanken til å anta større vekst i offentlige utgifter for 2001 og 2002 enn det som i realiteten ble tilfellet. Grunnen til at bruken av penger ble mindre enn antatt, var hovedsakelig nedgangen i internasjonale aksjemarkeder og at underskuddet på handelsbalansen ble større enn forutsatt. Norges Bank har ved flere anledninger tatt opp bruken av disse pengene og uttrykte i denne perioden stor bekymring. Rapporten mener at redselen og vurderingene til Norges Bank tidlig i 2002 virker noe overdrevet. Rapporten tar også opp Norges Banks betraktninger i forhold til internasjonal økonomi. Selv om bankens analyser var i tråd med konsensus, mener rapporten at det var flere forhold i markedet som tidlig signaliserte at utviklingen internasjonalt var på vei ned. Eksempler som nevnes er fallet i aksjemarkedet på 30 % fra april til juli 2002, samt store finansskandaler som økte risikoaversjonen til investorer. Norges Bank Watch 2003 anbefaler at det legges mer vekt på signaler fra finansmarkedet da dette kan gjøre at man fanger opp utviklingen tidligere enn ved å vente på at trendene blir synlig i publisert statistikk. Med tanke på 2-årshorizonten mener rapporten at sentralbanken bør utøve mer fleksibilitet. Dette med tanke på kompromisset mellom stabilitet i inflasjonen og produksjonen. Når inflasjonen er langt unna målet er dette ekstra viktig og som Rødseth et. al. foreslår i sin rapport, bør anslagene presenteres for lengre perioder enn 2 år. En annen grunn til behovet for mer fleksibilitet i tidshorizonten, er syklusen for hovedlønnsoppgjørene i Norge. Det siste momentet som Norges Bank Watch 2003 tar opp er dannelsen av inflasjonsforventninger. Empiri viser at det er vedvarende tregheter i inflasjonsprosessen. Dersom en periode med lav inflasjon fører til endringer i forventningene, kan dette medføre at det tar lengre tid å komme tilbake til målet. I en slik situasjon vil det være nødvendig med kraftigere virkemiddelbruk av sentralbanken fordi lavere forventninger vil øke realrenten og dermed gi en strammere pengepolitisk situasjon. I sin helhet er rapporten forsiktig med å kritisere Norges Bank for deres beslutninger. Sett i lys av den informasjonen som var tilgjengelig når beslutningene ble fattet, er det etter deres syn vanskelig å kritisere sentralbanken. Motforestillingene mot den politikken som er ført kommer derfor frem mer som viktige punkt hvor banken kan hente lærdom og bli bedre, enn som dårlig utførelse av mandatet. Slik jeg ser det er det kun på et punkt rapporten fremmer direkte kritikk, og det er i forhold til sentralbankens bruk og tolkning av informasjon fra finansmarkedene.

Da Norge innførte inflasjonsmål var et av argumentene større frihet i pengepolitikken. Det ville dermed bli mulig for Norge å drive en konjunkturpolitikk som følger våre egne

konjunktursyklus. Innfasing av avkastningen til oljefondet var også et godt argument. I perioden 2001 og frem til i dag har verden opplevd en lavkonjunktur. Fram til begynnelsen av 2003 hadde Norges Bank den oppfatning at man her i landet hadde sterkt press i økonomien, med andre ord en høykonjunktur. Sentralbanken har derfor praktisert denne friheten som inflasjonsmålet skulle gi dem. Resultatet har vært at kronen ble svært sterk og gjorde en vanskelig tid for norsk eksportindustri enda vanskeligere. I den forbindelse har noen økonomer ment at dette er et bevis på at friheten i pengepolitikken ikke har vært oss til noe nytte.

For å oppsummere: Det er altså slik at lavkonjunktoren har kommet til Norge. Dette har gjort at det er satt fokus på kostnadsutviklingen i næringslivet. Lønn og andre kostnader er satt under press, mens arbeidsledigheten har økt noe. Samtidig har kjøpekraften holdt seg svært sterk. Norges Bank har i løpet av 2003 og begynnelsen av 2004 senket renten mye. Dette er i kontrast til den praksis som tidligere har vært annonsert med små og gradvise renteendringer. Grunnen til at en ønsket å endre renten gradvis er blant annet at man skal se an effektene av endringen, og at markedet skal få tid til å tilpasse seg. Fordi sentralbanken har vært sene med rentenedsettelsene sine, har de nå fraveket fra denne praksis og senket renten med store og raske steg.

Mitt fokus er inflasjonsanslagene. Det ser ut som at disse treffer dårligere og dårligere. Samtidig er det flere økonomiske indikatorer som taler for en strengere pengepolitikk. For eksempel er låneveksten for private husholdninger så stor at enkelte frykter en prisbølge i boligmarkedet. Dermed er det fare for at man igjen vil oppleve en bølge med gjeldsofre slik man fikk etter jappetiden på 1980-tallet. Slik situasjonen er nå kan det virke som vi er inne i en tilstand som inflasjonsmålsystemet ikke har tatt høyde for. Nemlig at det kan være perioder der det er naturlig med inflasjon under målet.

Jeg har i dette kapittelet vist hva Norges Bank mener med inflasjon og noe av tankegangen deres rundt inflasjonsprosessen. Etter at de i en lengre periode har lykket godt med sine prognoser og ført en pengepolitikk som har medført stabil inflasjon rundt målet, har de nå bommet kraftig. Dette har jeg diskutert med bakgrunn i den debatten som har vært rundt dette temaet og med egne innspill basert på den fremstillingen som er gjort i tidligere avsnitt. I det neste kapittelet vil jeg se på teorien for sammenhengen mellom pengemengdevekst og inflasjon. Dette er en sammenheng som Norges Bank legger liten vekt på, men som vil være sentral i den videre fremstillingen i denne oppgaven.

# Kapittel 3 Teoretisk bakgrunn

I dette kapittelet skal jeg gi en redegjørelse for det teoretiske grunnlaget som denne oppgaven bygger på. Kvantitetsteorien vil her være sentral. De to første avsnittene gir en fremstilling av teorien og utviklingen som har vært fra de klassiske økonomene fram til og med monetarismen. I avsnitt 3.3 ser jeg på de erfaringer som noen land gjorde på 1970- og 80-tallet, hvor pengemengdeaggregat var viktig i pengepolitikken. Avsnittene 3.1-3.3 bygger på oversiktslitteratur som er blitt gitt av Friedman (1992)<sup>10</sup> og lærebok av Mishkin (1997)<sup>11</sup>. Avsnitt 3.4 tar opp hvilken betydning monetarismen og pengemengdeaggregat spiller i dagens pengepolitiske analyse. Dette avsnittet er skrevet på bakgrunn av Edward Nelson (2003). Avslutningsvis utleder jeg modellen som skal estimeres økonometrisk i de neste kapitlene.

## 3.1 Kvantitetsteorien

Selve ideen bak kvantitetsteorien kan spores flere hundre år tilbake. Det er likevel vanlig å regne utviklingen av den tradisjonelle kvantitetsteorien tilbake til Irving Fishers utgivelse av ”The Purchasing Power of Money” i 1911. Teorien fylte den gang to funksjoner. Den ene var at den forklarte endringer i det generelle prisnivået. I tillegg gjorde den rede for pengeetterspørselen.

Fisher sin utgave av teorien var transaksjonsbasert. Det viktigste motivet for å holde penger var at de ble brukt til å utføre transaksjoner. Kvantitetslikningen ble dermed skrevet som:

$$MV = PT, \tag{3.1}$$

hvor M er pengemengde, V omløpshastighet, P er prisnivå og T er antall transaksjoner. Etter hvert er denne transaksjonsbaserte formen blitt erstattet med en inntektsbasert form. Dette

---

<sup>10</sup> M. Friedmans tekst er hentet fra ”The New Palgrave Dictionary of Money and Finance” Peter Newman, Murray Milgate og John Eatwell (ed.) in three volumes, 1992, hvor han er forfatter av emnet ”quantity theory of money”.

<sup>11</sup> Mishkin ”The economics of money, banking, and financial markets” Fifth Edition 1997

medfører at  $T$  er byttet ut med nasjonalinntekt (eller BNP),  $Y$ . I moderne lærebøker vil man se kvantitetslikningen skrevet som:

$$MV = PY \quad (3.2)$$

Det er flere grunner til denne endringen. For det første er det praktiske problemer med å måle og definere transaksjoner. Ved å bruke BNP forsvinner dette problemet. Den teoretiske forskjellen er likevel av større betydning. Denne går på hvilken funksjon penger har i økonomien. I inntektsversjonen er den viktigste rollen for penger at de blir holdt, ikke at de blir brukt som transaksjonsmiddel. Dette har blant annet betydning for hvordan pengemengden defineres. Dette vil jeg komme tilbake til i avsnitt 3.2 hvor jeg presenterer monetarismens bidrag til kvantitetsteorien.

For å få frem hvordan kvantitetsteorien forklarer prisvekst vil jeg ta utgangspunkt i likning (3.2). På logaritmeform:

$$m_t + v_t = p_t + y_t, \quad (3.3)$$

hvor små bokstaver betegner logaritmer. Skriver man førstedifferansen til en variabel som  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ , blir kvantitetslikningen på vekstform:

$$\Delta m_t + \Delta v_t = \Delta p_t + \Delta y_t, \quad (3.4)$$

dvs. at pengemengdevekst og vekst i omløpshastigheten er lik inflasjon og vekst i BNP. Teorien på sin enkleste form antar at omløpshastigheten er konstant, dvs.  $\Delta v_t = 0$ . Når man ser på utviklingen i BNP er det vanlig å skille mellom kort og lang sikt. På kort sikt kan det være til dels store og varierende svingninger i etterspørselen som følge av at det tar tid å gjenopprette en likevekt etter et sjokk. Slike tregheter har ikke samme betydning på lang sikt. Da antar man gjerne at økonomien er i likevekt med lukket produksjonsgap og full sysselsetting. I en slik situasjon er veksten i BNP gitt av produktivitetsvekst og demografisk utvikling, dvs. eksogent gitt lik  $\overline{\Delta y_t}$ . I Norge antar man for eksempel at trendvekst i BNP er på ca 2,0 %. Da står en igjen med en sammenheng hvor pengemengdeveksten og inflasjonen er endogene. Følger man en monetaristisk tradisjon går kausaliteten fra pengemengde til priser. Sammenhengen kan da skrives som:

$$\Delta p_t = \Delta m_t - \Delta \bar{y}_t \quad (3.5)$$

Kvantitetsteorien sier altså at pengemengdevekst er den eksogene variabelen som bestemmer inflasjonen på lang sikt.

## 3.2 Den videre utviklingen av pengeetterspørselen og kvantitetsteorien

Omtrent samtidig som Irving Fisher utviklet sin kvantitetsteori studerte en gruppe økonomer ved Cambridge universitetet i England, med Marshall og Pigou som de mest kjente, det samme emnet. Deres tilnærming tar utgangspunkt i den inntektsbaserte kvantitetsteorien som ble presentert i forrige avsnitt. Etter deres syn hadde penger funksjon både som transaksjonsmiddel og som "lagringsmiddel" for formue. Deres pengeetterspørselsfunksjon hadde følgende form:

$$M^d = kPY \quad (3.6)$$

Dersom  $k$  defineres som  $1/V$  ser vi at likningen er identisk med kvantitetslikningen (3.2). Med noen forbehold vil en slik definisjon være korrekt. Et av disse forbeholdene er at Cambridge-økonomene mente at  $k$  var avhengig av variabler som renter og forventet avkastning på ulike verdipapirer.

Når penger brukes til å lagre formue vil man være nødt til å ta hensyn til forhold som renter, alternative avkastningsrater, inflasjon og forventninger om en usikker fremtid. Det vil også være naturlig å innføre et bredere pengemengdebegrep enn i Fishers teori. Utviklingen av kvantitetsteorien banet først vei for teorien til John M. Keynes. Ifølge denne teorien er pengeetterspørselen bestemt av inntekt og en kortsiktig rente. Denne teorien forkastet kvantitetsteorien og skulle bli den rådende teorien i nesten 30 år. Senere når monetaristene med Friedman i spissen revitaliserte kvantitetsteorien, var det med bakgrunn i de tidlige Cambridge-økonomenes arbeid.

### 3.2.1 Den Keynesianske pengeetterspørselsfunksjonen

I sin teori fra 1936 la Keynes vekt på investeringer og stabilitet i konsumfunksjonen fremfor pengemengden og stabilitet i pengeetterspørselen. I den forbindelse mente han at finanspolitikk var det beste instrumentet for å påvirke den økonomiske utviklingen. Denne teorien var fundert på følgende forutsetninger: Arbeidsledighet, eller undersysselsetting som han kalte det, var en normaltilstand i økonomien. Under denne tilstanden ville pengeetterspørselsfunksjonen (også kalt likviditets-preferansefunksjonen) være kjennetegnet ved en svært ustabil  $V$  som passivt tilpasset seg alle endringer i inntekt og pengemengde. I tillegg anså han priser, og spesielt lønn, for å være rigide. Dermed blir forskjellen mellom reelle og nominelle størrelser lite viktig for kortsiktige økonomiske svingninger.

Keynes mente aktørene hadde tre motiv for å holde penger. To av disse, transaksjonsmotivet og forsiktighetsmotivet, knyttet han til inntekt. Disse motivene antok han utgjorde en forholdsvis konstant andel av inntekt og ville derfor svinge i takt med inntekten. Det siste motivet kalte han spekulasjonsmotiv og dette var avhengig av renten. Han så for seg at man hadde valget mellom å holde penger eller obligasjoner når man skulle lagre formue. I så måte var det dagens rente og forventninger om fremtidig rente som var avgjørende for aktørens valg. Forventningene ble ikke modellert eksplisitt, men ble sett på som en mulig årsak til svingninger og usikkerhet om fremtidig rente. Ifølge teorien ville man holde penger når renten var lav. Når renten var høy ønsket man derimot å holde obligasjoner. Sammenhengen mellom renten og pengeetterspørselen er derfor negativ.

Pengeetterspørselsfunksjonen uttrykte Keynes som en funksjon av kortsiktig rente,  $R$ , og inntekt:

$$\frac{M^d}{P} = f\left(R, Y\right) \quad (3.7)$$

Fordi kjøpekraft er av betydning for konsumet, uttrykte Keynes etterspørselen ved realbalansen,  $M/P$ . Han argumenterte for at aktørene ønsket å holde en forholdsvis fast andel kjøpekraft (realbalanser). En volatil rente vil medføre store svingninger i pengeetterspørselen. Dersom dette ikke skal ha effekt på realbalansen, må det være en mekanisme som motvirker endringene i pengeetterspørselen. Denne mekanismen mente Keynes var omløpshastigheten (ikke uttrykt eksplisitt i likning (3.7)). For gitt  $Y$ , vil omløpshastigheten gå opp når

pengeetterspørselen går ned som følge av høy rente. Dermed vil man ikke ha behov for å øke pengemengden som igjen ville påvirke realbalansen.

Keynes mente at antagelsene som ligger til grunn i de klassiske modellene om fleksible priser og full sysselsetting ikke er en god beskrivelse av økonomien. Han endret på disse forutsetningene, og gav renten en viktig rolle i pengeetterspørselen. Et av motivene for å utvikle teorien var at han ønsket å forklare depresjonen på 1930-tallet. Under depresjonen var den nominelle renten lav. Dette ble den gangen tolket som at man førte en ekspansiv pengepolitikk. Ifølge kvantitetsteorien fører en slik politikk til inflasjon. Dermed oppstod det et brudd mellom kvantitetsteorien og den situasjonen man observerte. Dette medførte at man trakk i tvil relevansen og gyldigheten av kvantitetsteorien. I ettertid har det vist seg at pengepolitikken ikke var ekspansiv, og at depresjonen lar seg forklare med kvantitetsteorien. Friedman (1992) peker på at politikken til Federal Reserve reduserte pengemengden med en tredjedel i perioden 1929 til 1933. Problemet den gangen var at man ikke hadde data tilgjengelig slik at man kunne måle pengemengdevekst. Derfor gjorde man den feiltolkning at man trodde pengemengden økte fordi den nominelle renten var lav. Mishkin (1997) tar opp den samme problematikken. Han viser til at realrenten i perioden 1931-1933 varierte mellom 7 og 10 prosent mens den nominelle renten var mellom 0 og 2 prosent. Sett i ettertid viser det seg altså at pengetilbudet under depresjonen ble sterkt redusert og den deflasjonen man opplevde stemmer overens med at prisutvikling er pengemengdebestemt. En kan spørre seg om teorien til Keynes hadde fått samme betydning og blitt like populær, hadde man vært klar over disse fakta tidligere.

### **3.2.2 Friedman og kvantitetsteorien**

Med sin kjente artikkel "The Quantity Theory of Money: A Restatement" fra 1956 aktualiserte Milton Friedman kvantitetsteorien og utviklet den videre. Som jeg skrev i innledningen til dette avsnittet baserte Friedman seg på arbeidet til de tidlige Cambridge-økonomene. Han mente at penger må ses på som et aktivum og pengeetterspørselen må analyseres ved hjelp av porteføljevalgsteori.

For de som skal lagre formue er pengeetterspørselen avhengig av flere forhold. Det ene er total formue, hvor inntekt kan fungere som et mål. På grunn av svingninger på kort sikt mente Friedman at et konsept som permanentinntekt vil passe bedre. Det vanligste og mest målbare

er imidlertid inntekt. Videre vil forventede avkastningsrater på penger og andre aktiva være viktig. For penger er dette typisk rente og inflasjon. For andre aktiva spiller fremtidig pris en like stor rolle som rente, utbytte og inflasjon. Avkastningsrater er ikke uavhengige av hverandre. I pengeetterspørselsfunksjonen vil de typisk være uttrykt som forventet avkastning eller avkastning i forhold til hverandre, da det er dette som er av betydning for hvor man velger å plassere. I tillegg kommer andre variabler som kan påvirke etterspørselen. Eksempler kan være forventet økonomisk stabilitet eller ens potensielle inntjeningsmulighet.

Friedman diskuterer også pengeetterspørselen til bedrifter spesielt. Denne vil ikke være begrenset av deres totale formue. Bedriftene styres av profittmaksimering og inndelingen i ulike former for kapital bestemmes av dette. I så måte vil man kunne reise kapital gjennom kapitalmarkedet dersom dette vil heve profitten. Avkastningsrater vil også være viktige for bedrifter, da disse vil bestemme nettokostnaden ved å holde penger. Avkastningsratene som er av betydning for bedriftene, kan være forskjellige fra dem som er viktige for aktører som bare skal forvalte formuen sin. Igjen vil forventninger om økonomisk stabilitet og inflasjon også være viktig for bedrifter.

Tatt i betraktning alle disse hensyn kommer Friedman frem til følgende pengeetterspørselsfunksjon:

$$\frac{M^d}{P} = f(Y, \mathbf{R}, \pi, u) \quad (3.8)$$

Her er funksjonen uttrykt som etterspørsel etter realbalanser og variablene er inntekt,  $Y$ , ett sett av avkastningsrater representert ved  $\mathbf{R}$ , inflasjon,  $\pi$  og andre faktorer som påvirker etterspørselen,  $u$ .

Omløpshastigheten som følger av denne pengeetterspørselsfunksjonen er i mye mindre grad påvirket av endringer i den kortsiktige renten. Dette kommer av at denne bare er en av mange avkastningsrater, og ikke den eneste slik Keynes modellerer i sin funksjon. Resultatet av en endring i den kortsiktige renten oppfattes derfor ikke til å føre til like store svingninger som i Keynes sin modell. Derfor oppfattes også omløpshastigheten som mye mer stabil og lik den som blir presentert i den tradisjonelle kvantitetsteorien.



## Monetaristene og inflasjon

Den nominelle pengemengden blir bestemt av forhold i penge- og finansmarkedet, hvor pengepolitiske myndigheter (sentralbanken) spiller en viktig rolle. Den reelle pengemengden derimot, blir bestemt i interaksjonen mellom det nominelle tilbudet og den reelle etterspørselen. I denne prosessen vil endringer i realetterspørselen ha tilbakevirkningseffekter på det nominelle tilbudet. Det samme vil gjelde når det nominelle tilbudet endrer seg. I kvantitetsteorien regner man at disse effektene er relativt små. Da kan variablene som bestemmer det nominelle tilbudet regnes som forskjellige fra de som bestemmer realetterspørselen. Den nominelle pengemengden vil bli regnet som fastsatt av tilbudet, mens den reelle pengemengden blir bestemt av etterspørselen. I likevekt må tilbudet være likt etterspørselen. Dette kan skrives som en kvantitetslikning:

$$M^S = Pf(Y, \mathbf{R}, \pi, u) \quad (3.9)$$

I prinsippet vil en endring i de underliggende variablene som bestemmer tilbudet kunne produsere en forandring i alle andre variabler. I praksis vil førsterundeeffektene fra en endring i pengetilbudet påvirke  $Y$  og  $\mathbf{R}$ . Den endelige effekten derimot, vil hovedsakelig være på  $P$ . På dette området skiller monetaristene og keynesianerne seg vesentlig fra hverandre. Den keynesianske tilnærmingen har fokus på kortsiktige endringer i konsum. Dermed er det nesten utelukkende disse førsterundeeffektene som vektlegges. Monetaristene legger nesten ikke vekt på førsterundeeffektene. Deres fokus er aktivabeholdningen. En økning i pengetilbudet vil føre til ubalanse, og dermed vil man heve sin betalingsvillighet for å kvitte seg med pengene man har "til overs". Førsterundeeffektene blir da regnet som midlertidige, og tidshorisonten må økes for å se de endelige effektene på prisene.

### 3.3 Pengemengde og pengepolitikk

Selv om Friedman publiserte sin reformulering av kvantitetsteorien i 1956, var det først på begynnelsen av 1970-tallet at sentralbanker fattet interesse for dette. Flere gikk da over til en pengepolitikk hvor man søkte å få kontroll over inflasjonen ved å redusere pengemengdeveksten. Blant de landene som innførte pengemengdevekstmål var USA, Canada, Storbritannia, (Japan) og Tyskland.

Verken USA, Canada eller Storbritannia kan sies å ha lyktes spesielt godt med denne politikken. Grunnene til dette er flere. For USA sitt vedkommende, er det stilt spørsmål ved oppriktigheten i deres binding til pengemengdemålet. Samtidig som man fastsatte vekstbånd for pengemengden hadde man smale bånd for styringsrenten. Dersom disse to ulike målene ikke lot seg gjennomføre skulle man søke å holde renten innenfor båndgrensene. I en situasjon hvor renten presses over grenseverdien ville man da typisk øke pengemengdeveksten for å nå rentemålet selv om denne pengemengdeveksten førte til et brudd med pengevekstmålet. USA endret politikken sin på slutten av 1979. Nå ble rentebåndet økt betraktelig. Dette skulle man tro førte til at det ble lettere å oppnå pengemengdemålet, men igjen viste det seg at pengemengdeveksten ble ustabil. Det har blitt hevdet i ettertid at pengemengdemålet bare var et skalkeskjul for at sentralbanken ikke skulle bli kritisert for å ha for høy styringsrente. Denne høye styringsrenten ble ansett for å være nødvendig for å få bukt med den høye inflasjonen. Med andre ord brydde man seg ikke så mye om hvordan det gikk med pengemengdemålet. Samtidig ble det vanskelig å holde kontroll med pengemengden på grunn av innovasjoner og dereguleringer i finansmarkedet. Utover 1980-tallet gjorde dette at man la mindre og mindre vekt på pengemengden, og tilslutt gikk man helt bort fra å bruke mål for pengemengdeveksten i pengepolitikken.

Storbritannia og Canada begynte noe senere enn USA med pengemengdemål. Heller ikke disse landene gikk seriøst inn for å holde veksten innenfor de bånd som var bestemt. Med stadige endringer i både båndene og definisjonen av pengemengden, kan en ikke si at politikken var vellykket. Etter hvert oppgav også disse landene denne politikken. England gikk inn i fastkurssamarbeidet i EMS (et samarbeid de senere gikk ut av for å forfølge prisstabilitet). Canada på sin side var en periode uten en uttalt pengepolitikk før de fikk inflasjonsmål.

Japan begynte først i 1978 å legge vekt på pengemengdevekst i pengepolitikken. Selv om de aldri offisielt bandt seg til pengemengdemål, ble de etter dette veldig fokusert på pengemengden. Sentralbanken i Japan brukte i denne perioden renten som sitt operative mål. Slik lignet deres politikk på den som hadde vært ført i USA gjennom 1970-årene. Det at Japan klarte å få kontroll med inflasjonen under dette regimet, viser at det å bruke rente som operativt instrument ikke er uforenlig med en politikk som fokuserer på pengemengdevekst. Mishkin (1997) mener at det var viljen til å forplikte seg, og ikke valg av operativt instrument som gjorde at erfaringene til USA og Japan ble så forskjellig.

Tyskland må sies å være det landet som har hatt størst suksess med å bruke pengemengdemål. Igjen ser det ut som at det er viljen til å binde seg til en politikk som sørger for lav inflasjon som er det viktigste. Opp gjennom årene har pengemengdeveksten flere ganger gått over målet. Dette har likevel ikke ført til at systemet har brutt sammen. I stedet har man maktet å senke veksten igjen slik at man har opprettholdt troverdigheten. Erfaringene fra Tyskland har gjort at pengemengdevekst har en viktig rolle i pengepolitikken som Den Europeiske Sentralbanken fører i dag. I så måte er Tyskland det eneste av landene som er presentert her som fremdeles gir pengemengdevekst en viktig rolle i pengepolitikken.

### 3.4 Nyere teoretisk utvikling

Flere forhold på 1980-tallet gjorde at pengemengden ble tillagt mindre vekt i pengepolitikken. Teoretisk har utviklingen gått samme vei. Spesielt arbeidet til Taylor fra 1993 har endret måten man analyserer pengepolitiske beslutninger på. Taylor viste at en enkel renteregulering som baserte seg på endringer i inflasjon og produksjon gav en god beskrivelse av pengepolitikken. Denne innsikten har tilrettelagt en framvekst av småskalamodeller som analyserer pengepolitikk, konjunktursykler og inflasjon med renteregler.

I artikkelen "The future of monetary aggregates in monetary policy analysis", publisert i *Journal of Monetary Economics* 50 (2003), gjør Edward Nelson et forsøk på å vekke kvantitetsteorien til live igjen. Her ser han teorien i lys av nyere utvikling, og da først og fremst i forhold til den såkalte nykeynesianismen. Målet med artikkelen er å bestemme om et pengemengdeaggregat fortjener å bli brukt i beslutningsprosessene til sentralbanker.

Diskusjonen til Nelson organiseres rundt Friedmans påstand: Inflasjon er alltid og allesteds et monetært fenomen. Denne påstanden gir Nelson følgende tolkning: Dersom en sentralbank skal tillate en varig økning i inflasjonen på  $g$  prosent, må den tillate en økning i pengemengdeveksten på  $g$  prosent. I tillegg kan bevegelser i inflasjonen rundt likevekt for det meste forklares ved bevegelser i pengemengdeveksten. For at tolkningen skal være gyldig må det tillates tilstrekkelig tidsforsinkelse for at sammenhengen mellom pengemengdevekst og inflasjon skal etableres. Man må også være oppmerksom på at signifikante ubalanser kan forekomme. Dette gjelder spesielt ved tilpasningen til et nytt pengepolitisk regime. Andre faktorer kan påvirke inflasjonen, for eksempel vil økt omløpshastighet per produsert enhet være ekvivalent med en økning i vekstraten til nominell pengemengde så sant denne ikke endrer seg. Slike endringer forekommer både på kort og lang sikt.

Nelsons diskusjon skiller seg fra tidligere arbeider ved at den ikke legger vekt på debatten om stabilitet i pengeetterspørselen; dvs. at han hevder at poengene i analysen er gyldige selv om pengeetterspørselsfunksjonen er ustabil.

## Det nykeynesianske synet

I det følgende tar jeg utgangspunkt i:

$$\text{IS-kurve: } y_t = E_t y_{t+1} - \sigma r_t + v_t, \quad \sigma > 0 \quad (3.10)$$

$$\text{Phillipskurve: } \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \alpha (y_t - y_t^*), \quad 0 < \beta < 1, \alpha > 0 \quad (3.11)$$

$$\text{Fisher-identitet: } R_t = r_t + E_t \pi_{t+1} \quad (3.12)$$

Her er  $R_t$  nominell rente,  $r_t$  er realrente.  $y_t$  og  $y_t^*$  er henholdsvis BNP og potensielt BNP på logaritmeform og  $\pi_t$  er kvartalsvis inflasjon. Variablene  $R_t, r_t$  og  $\pi_t$  er uttrykt som avvik fra deres steady-state verdi, mens  $y_t$  og  $y_t^*$  er uttrykt som avvik fra den beregnede vekstbanen til variablene i likevekt.

McCallum (2001), som Nelson henviser til, erstatter Fisher-identiteten med en Taylor-regel:

$$\text{Taylor-regel: } R_t = \mu_0 + E_t \pi_{t+1} + \mu_1 (E_t \pi_{t+j} - \pi^*) + \mu_2 (y_t - y_t^*) + e_t, \quad \mu_1, \mu_2 > 0 \quad (3.13)$$

Likningene (3.10), (3.11) og (3.13) kan man løse ut med hensyn på variablene  $y_t, \pi_t$  og  $R_t$ . Disse likningene utgjør i så måte et kompelett system. Pengemengdevekst er da overflødig for å beskrive inflasjonen. Dette er det nykeynesianske synet som er fremmet av en del fremstående økonomer som Galí, Svensson og Woodford.

Som McCallum (2001) fremhever, kan pengemengden komme inn ved å innføre en pengeetterspørselsfunksjon:

$$m_t - p_t = c_0 + c_1 y_t + c_2 R_t + \eta_t, \quad c_1 > 0, c_2 < 0 \quad (3.14)$$

Her er variablene  $m_t$  og  $p_t$  pengemengde og priser på logaritmeform, mens  $\eta_t$  er en sjokkparameter. Likning (3.14) vil ikke påvirke likevektsløsningene til det ovenstående systemet (3.10), (3.11) og (3.13). Det som skjer ved denne utvidelsen av modellen, er kun at man finner basispengemengden som er forenlig med likevektsløsningene til variablene  $y_t, \pi_t$  og  $R_t$ .

McCallum (2001) argumenterer mot det nykeynesianske synet. Han peker på at resonnementet deres hviler på antagelsen om at basispengemengden passivt tilpasser seg den økonomiske utviklingen. Denne antagelsen er nødvendigvis ikke riktig. Argumentet til McCallum er at sentralbankens mulighet til å kontrollere renten stammer fra deres evne til å kontrollere basispengemengden. Hvis andre aktører enn sentralbanken kan eksogent manipulere banen til  $m_t$ , vil likevekten bli annerledes. Da vil likningene (3.10), (3.11) og (3.14) bestemme banen for  $y_t, \pi_t$  og  $R_t$ , og (3.13) vil være overflødig.

Det viktigste motargumentet mot det nykeynesianske synet, som fremhevet av både McCallum og Nelson, er følgende: Den langsiktige sammenhengen mellom pengemengdevekst og inflasjon kan i seg selv være verdifull. Denne har ingen motpart i likningene som beskriver økonomien. I stedet er den skjult i konstantleddene til de strukturelle relasjonene som ligger til grunn for likning (3.10)-(3.12), og blir således holdt tilbake i de dynamiske likningene som er uttrykt som avvik fra steady-state. Dermed fortjener denne sammenhengen en spesiell status som må sees på separat fra andre langtidssammenhenger.

## **Pengemengden og aggregert etterspørsel**

Jeg skal nå se på pengemengdens betydning i forholdet mellom pengepolitikk og aggregert etterspørsel. I den forbindelse er spørsmålet om man kan mene at pengemengden er viktig for aggregert etterspørsel, uten at det da kreves at et pengemengdeledd inkluderes i IS-funksjonen.

Denne debatten har tradisjonelt dreiet seg om monetaristenes fokus på pengetilbudet mot den keynesianske rentemekanismen. I den sammenheng tillegges det monetaristiske syn, viktigheten av troen på realbalanseeffekten. Det vil si den stimulans som skjer i konsumet eller i den aggregerte etterspørselen ved økning i finansiell kapital som følge av at realpengemengden øker. Nelson viser til at det både empirisk og teoretisk ikke finnes støtte for å inkludere et realbalanseledd i IS-funksjonen. Dermed vil det bli galt å hevde at denne effekten er viktig. Det en da må stille spørsmål ved, er om man må forkaste den monetaristiske tolkning av transmisjonsmekanismen? Ifølge Nelson er ikke dette nødvendig. Ved grundige studier av tekstene til viktige monetarister som Friedman, Schwartz, Meltzer og

Brunner, kommer det frem at det etter deres syn finnes flere transmisjonskanaler for pengepolitikk. Og når det gjelder realbalanseeffekten, så mente de at den ikke er viktig.

Nelson legger stor vekt på at pengemengdeveksten kan bli sett på som en kvantitetsmessig indikator for den monetære situasjonen forårsaket av sentralbankens politikk. Dette begrunner han ut fra følgende scenario: Sentralbanken øker pengemengdeveksten noe som senker renten (f.eks. ved bruk av åpne markedsoperasjoner). Dersom det er treghet i inflasjonsfastsettelsen vil reelle renter falle på kort sikt og påføre svingninger i aggregert realetterspørsel relativt til potensielt BNP og dermed i inflasjonen. Pengemengdevekst forklarer således inflasjonsdynamikken via effekten pengepolitikken har på aggregert realetterspørsel relativt til potensielt BNP. Dermed genereres en korrelasjon mellom pengemengdevekst og inflasjon. Ifølge Nelson viser dette at pengemengdevekst har virkninger på økonomien. Virkningene er ikke direkte, men går gjennom variasjon i alternativkostnadsvariabler som inngår både i realpengemengden og i aggregert etterspørsel. I det videre skal jeg se nærmere på IS-funksjonen og senere på pengeetterspørselsfunksjonen.

For å få frem hvorfor Nelson mener pengemengden har viktige indikatoregenskaper må man se på monetaristenes tolkning av rentens betydning for etterspørselen. Friedman og Schwartz beskriver en monetær ekspansjon som ”økning i prisen på aktiva og en reduksjon i rentene”. Forskjellen fra keynesiansk analyse er at markedsrenten bare er en liten del av det totale spekteret av avkastningsrater som er relevant for aggregert etterspørsel. De tar altså til orde for at flere avkastningsrater enn den kortsiktige renten er viktig for aggregert etterspørsel. Betydningen til pengemengden i denne analysen kommer ikke fra en direkte effekt på realbalansen. I stedet inneholder pengemengden informasjon om disse avkastningsratene. Dersom pengemengden fanger opp flere av disse transmisjonskanalene, innehar den viktige indikatoregenskaper. Disse indikatoregenskapene stammer fra pengemengdens evne til å inneholde informasjon om substitusjonseffekter og ikke formueseffekter av pengepolitikk. Denne hovedvekten på substitusjon fremfor formueseffekter er konsistent med dagens modeller.

Ser man tilbake på IS-funksjonen (3.10) så inneholder denne bare en rente. Dette stemmer dårlig med monetaristenes syn på transmisjonsmekanismen og argumentet om at det eksisterer flere avkastningsrater som er viktige for aggregert etterspørsel. Nelson skriver at selv om IS-funksjonen bare inneholder en rente, er ikke dette nok til å forkaste den monetaristiske måten å tolke transmisjonsmekanismen på. Det er viktig å merke seg at IS-funksjonen også

inneholder forventet produksjon. Man kan tolke dette som at det inkludert i denne variabelen ligger forventninger om fremtidige korte og langsiktige realrenter som er sentrale for privat sektors beslutninger om dagens og fremtidens konsum. Modellens transmisjonsmekanisme er i så måte mer sofistikert enn i en standard IS-LM lærebok analyse hvor bare en rente inngår, og dette gir modellen egenskaper som er mer i tråd med den monetaristiske tankegangen. Denne fremoverskuende egenskapen ved aggregert etterspørsel, gjør at pengemengden har en viktig indikatorrolle for den makroøkonomiske "tilstanden". Det er imidlertid ikke mulig å skille denne indikatorrollen for pengemengden fra spørsmålet om hvordan man spesifiserer pengeetterspørselsfunksjonen i modellen. Som jeg vil se på i neste del, er uenigheten på dette området mellom den nykeynesianske og monetaristiske tilnærmingen fremdeles betydelig.

## **Den monetaristiske transmisjonsmekanismen**

Ovenfor gjorde jeg rede for hvordan IS-likningen tar hensyn til flere avkastningsrater ved at forventet produksjon er inkludert. Jeg skal nå ta for meg pengeetterspørselsfunksjonen og spesifiseringen av denne. Dersom det er de samme avkastningsratene som har virkning på både aggregert etterspørsel og pengeetterspørselen, har dette betydning for spesifiseringen til LM-funksjonen. LM-funksjonen inneholder bare en kortsiktig rente. Nelson mener derfor at det ikke passer å bruke denne. I stedet argumenterer han for å bruke en pengeetterspørselsfunksjon som likner på den Friedman utledet. På denne måten kan dagens nykeynesianske modeller tilføres en ny dimensjon. Indikatoregenskapene til pengemengden kommer da tydeligere frem gjennom at avkastningsratene blir spesifisert i modellen.

Nelson viser til at den Friedmanske pengeetterspørselsfunksjonen ikke er foretrukket i dagens teoretiske analyse. En utgave av en slik etterspørselsfunksjon er å erstatte den kortsiktige renten i en standard funksjon med en langsiktig rente. På sidene 1049-1050 henviser Nelson (2003) til empiriske arbeider fra 2001 gjort av Anderson og Rasche, fra 1998 av Meltzer og fra 2002 av Gerlach og Svensson, som alle støtter sammenhengen mellom en langsiktig rente og pengeetterspørselen. Dermed konkluderer han med at man har empiri som viser en robust rolle for langsiktige renter i pengeetterspørselsfunksjonen.

En modell med langsiktig rente som den relevante alternativkostnaden følger fra optimeringsanalyse. Argumentet er at kostnader forbundet med endring av portefølje medfører endringer i pengeetterspørselen. Slike endringer kan ha sitt opphav fra endring i



fremtidige korte og dermed lange renter, og disse er dermed relevante for dagens beslutninger om pengeetterspørsel.

Avslutningsvis i artikkelen til Nelson blir det presentert en empirisk modell. Denne har de nykeynesianske egenskapene som har kommet frem i diskusjonen så langt. I tillegg er det en pengeetterspørselsfunksjon som tar hensyn til både langsiktige og kortsiktige renter. Resultatene han presenterer viser at med en slik spesifisering av pengeetterspørselsfunksjonen blir modellen bedre enn med den tradisjonelle funksjonen. Dette empiriske resultatet tar han til inntekt for sitt syn om at pengemengden må tillegges mer vekt når pengepolitiske beslutninger skal fattes.

## **Inflasjonsdynamikk**

Den nykeynesianske modellen bruker Phillipskurven for å beskrive inflasjonsdynamikken. Denne er spesifisert slik at priser justeres i lys av dagens og fremtidig markedsituasjon. Pengemengden inngår ikke i denne spesifiseringen. Dersom man mener at pengemengden er viktig for inflasjonsanalyse skulle en tro at en monetaristisk tilnærming tilsa at pengemengden burde inngå direkte i analysen, for eksempel i Phillipskurven. I så fall må dette kunne påvises empirisk. Nelson mener dette ikke er nødvendig. Det å bruke den tradisjonelle Phillipskurven for å beskrive inflasjonsdynamikken er i tråd med at inflasjon er et monetært fenomen. Grunnen til dette er at i en verden med rigide priser vil pengepolitikken virke gjennom aggregert realetterspørsel. Når utviklingen i priser er styrt av et mål på overskuddsetterspørsel eller kostnadspress, er dette i harmoni med en kvantitetsteoretisk tilnærming.

Det at pengemengdevekst forklarer inflasjonsprosessen gjennom pengepolitikken effekt på realetterspørselen relativt til potensielt BNP, må sees i sammenheng med analysen av konsekvensene et ikke-monetært sjokk har for inflasjonen. Ifølge lærebokfremstillinger fører slike hendelser til vedvarende inflasjon kun dersom sentralbanken tillater en varig økning i pengemengdeveksten. For eksempel vil et kostnadssjokk som økt oljepris redusere potensielt BNP, og bare dersom pengemengdeveksten øker permanent relativt til produksjonsveksten vil dette gi varig økning i inflasjonen.

Hovedpoenget når det gjelder inflasjonsdynamikk er at det å bruke Phillipskurve for å beskrive inflasjonsprosessen er helt i tråd med kvantitetsteorien og det monetaristiske synet på

inflasjon. Den påståtte viktigheten til pengemengdeaggregat for bestemmelse av inflasjon hviler ikke på en direkte kanal som binder pengemengdevekst til inflasjon. Kvantitetsteorien hevder heller ikke dette.

På samme tid som at pengemengden ikke skal inkluderes i Phillipskurven, gir det mening å estimere en likning hvor pengemengdevekst forklarer inflasjon. Basert på ovenstående ideer har Nelson testet denne langsiktige sammenhengen med månedsdata fra USA for perioden 1970-2001. I likningen som estimeres inngår tidsforsinket pengemengdevekst som eneste forklaringsvariabel foruten konstantledd. Resultatet av regresjonen er gitt ved likning (3.15):

$$\pi_t^A = -0.006 + 0.257M2_{t-24}^A + 0.376M2_{t-36}^A + 0.182M2_{t-48}^A, R^2 = 0.555 \quad (3.15)$$

hvor  $\pi_t^A$  er årlig inflasjon målt ved konsumprisindeksen (CPI) og  $M2_{t-i}^A$  er årlig pengemengdevekst målt ved (amerikansk) M2. Pengemengdeveksten er tidsforsinket med to, tre og fire år.

En måte å evaluere resultatet av regresjonen er å undersøke summen av koeffisientene til pengemengdeveksten. En ren kvantitetsteoretisk betraktning tilsier langsiktig homogenitet mellom inflasjon og pengemengdevekst. Dette betyr at koeffisientene til pengemengdeveksten skal summeres til 1. I denne regresjonen blir summen 0,815 noe som Nelson mener støtter opp under kvantitetsteorien. Nelson finner med andre ord en statistisk signifikant sammenheng mellom inflasjon og pengemengdevekst for amerikanske data.

## **Inflasjon og pengepolitisk regime**

Enkelte økonomer har hatt behov for å knytte analysen av inflasjon opp mot valg av pengepolitisk regime. I den forbindelse skriver Svensson i en artikkel fra 2002<sup>12</sup>: Det er høy korrelasjon mellom pengemengdevekst og inflasjon på lang sikt. En kan likevel ikke bestemme kausalitet fordi begge er endogene variabler. Kausalitetsretningen er avhengig av hvilken pengepolitikk som føres. I et stengt regime med inflasjonsmål eller et strengt regime med pengemengdevekstmål, kan begge variablene gjøres eksogen i forhold til den andre.

---

<sup>12</sup> Kilde: Nelson (2003).

Nelson mener det ikke er nødvendig å gjøre forholdet mellom pengemengdevekst og inflasjon avhengig av pengepolitisk regime. Monetarister har lenge vedkjent at pengepolitikken gjør pengemengdeveksten til en "tilstand i økonomien". Likevel ser man det som fruktbart å betrakte inflasjon som styrt av bevegelser i pengemengdeveksten. I lys av dette kan Friedmans påstand tillegges samme tolkning på tvers av ulike regimer.

For å illustrere dette, viser Nelson til en del fellestrekk som har beskrevet forholdene i USA og Storbritannia for det meste av de siste 50 årene. Inflasjon har, under alle pengepolitiske regimer, vært en endogen variabel som er avhengig av utviklingen i potensielt BNP, aggregert etterspørsel, osv. Videre har pengemengdeaggregat aldri blitt brukt som pengepolitisk instrument. Dette har primært vært kortsiktig nominell rente. Det sittende regime har til en hver tid hatt den oppfatning at pengemengdeveksten beveger seg som følge av at realsjokk påvirker økonomien. Det siste Nelson tar opp er at pengemengdevekst ikke er upåvirket av pengepolitiske beslutninger. Disse beslutningene innebærer et mønster for pengemengdeveksten. Anta at realsjokk følger en gitt bane og man foretar operasjoner som hever renten, dette vil redusere pengemengdeveksten. På den måten kan pengemengden fungere som en "kvantitetssideindikator" for de monetære forholdene som oppstår som følge av sentralbankens politikk, selv om pengemengden ikke er det operative instrumentet. En slik indikatorrolle har jeg allerede skissert. På samme tid er det klart at pengemengden er følsom også for annen påvirkning som både kan svekke og styrke indikatorrollen (eksempler kan være endret omløpshastighet eller at den innehar informasjon om fremtidige bevegelser i aggregert etterspørsel).

Basert på denne gjennomgangen finner ikke Nelson det riktig at man i regimer med inflasjonsmål kan betrakte inflasjon som eksogen. Målet er eksogent, men inflasjonen bestemmes endogent ved pengepolitiske beslutninger som skal motvirke sjokk i produksjonsgapet og i andre variabler. Samtidig er det ikke nødvendig å betrakte pengemengdevekstmål som det eneste regime hvor pengemengdevekst kan gi oss informasjon om den pengepolitikken som føres.

## **Oppsummering**

I Nelson (2003) argumenteres det sterkt for å gi pengemengde en sentral rolle i analysen av inflasjon. Her tilbakeviser han langt på vei argumentene til motstanderne av dette synet. Et

sentralt poeng i artikkelen til Nelson, er at dagens modellapparat er forenlig med den monetaristiske forståelsen av inflasjon. Han peker likevel på at disse modellene kan forbedres dersom man tilfører en pengeetterspørselsfunksjon som er i tråd med den Friedman utledet.

Selv om det innenfor enkelte miljøer er stor uenighet med synspunktene til Nelson, mener ikke alle motstanderne at forbindelsen mellom inflasjon og pengemengdevekst er irrelevant. Svensson uttaler i en artikkel fra 1999<sup>13</sup>, at pengemengdeaggregat kan ha en meningsfull rolle innenfor et rammeverk med inflasjonsmål som indikatorer, og deres verdi må bedømmes etter hvor godt disse kan predikere inflasjon. Svensson har også gjort det klart at inflasjon og pengemengdevekst er tett korrelert uten at han kan si at dette kommer av at pengemengdevekst fører til inflasjon. I så måte kan en si at det er av interesse for flere enn bare monetarister å se på sammenhengen inflasjon og pengemengdevekst.

Sett i lys av dette, vil jeg i neste avsnitt ta for meg en liten åpen økonomi. Modellapparatet som har vært utgangspunkt for diskusjonen i dette avsnittet trenger da noen modifikasjoner. Basert på modellen for den åpne økonomien vil jeg så utlede en likning for bestemmelse av inflasjon som senere i oppgaven estimeres ved regresjonsanalyse. Denne modellen er relativt enkel og kan betraktes som umoderne i den forstand at den inkluderer pengemengde eksplisitt i inflasjonsfastsettelsen.

---

<sup>13</sup> Kilde: Nelson (2003).

### 3.5 En liten åpen økonomi

I avsnitt 3.4 ble det presentert et nykeynesiansk modellapparat som beskrev økonomien ved likningene (3.10) – (3.12). Denne modellen var beregnet på en lukket økonomi. For at modellen skal beskrive en liten åpen økonomi kreves det noen endringer. I en åpen økonomi vil inflasjon og produksjon påvirkes av forhold som valutakurs og prisnivået til importerte og eksporterte varer. Ved å følge Clarida et. al. (2001) kan disse forholdene taes hensyn til ved å inkludere en konkurransekurs:

$$\text{IS-kurve: } y_t = E_t y_{t+1} - \sigma(R_t - E_t \pi_{t+1} - r_t) + v_t, \quad \sigma > 0 \quad (3.16)$$

$$\text{Phillipskurve: } \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \alpha(y_t - y_t^*), \quad 0 < \beta < 1, \alpha > 0 \quad (3.17)$$

$$\text{Konkurransekurs: } s_t = \phi(y_t - y_t^*) + s_t^0, \quad \phi > 0 \quad (3.18)$$

IS-kurven er en kombinasjon av likningene (3.10) og (3.12). Phillipskurven er identisk med likning (3.11), mens likning (3.18) bestemmer konkurransekursen,  $s_t$ <sup>14</sup>. Konkurransekursen øker med produksjonen innenlands og er dermed positivt relatert til produksjonsgapet. Grunnen er at en innenlandsk produksjonsøkning krever at relativ pris på hjemlandsvaren reduseres for at markedet skal klarere. Dette kan skje enten ved en depresiering eller en reduksjon i prisen på hjemlandsvaren.  $s_t^0$  er steady-statenivået til konkurransekursen. Denne blir blant annet bestemt av grad av åpenhet i økonomien og det relative produksjonsforholdet mellom inn- og utland. Siden en på lang sikt vil ha at produksjonen er lik den potensielle, innebærer (3.18) en forutsetning om at kjøpekraftsparitet gjelder på lang sikt.

I dette systemet er den nominelle renten,  $R_t$ , valgvariabel og basert på den eksogene banen til nominell rente løses de endogene variablene  $y_t, \pi_t$  og  $s_t$ .

---

<sup>14</sup> Konkurransekursen er definert ved:  $s_t = e_t + p_t^U - p_t^I$ , hvor  $s_t$  er konkurransekursen,  $e_t$  er nominell valutakurs og  $p_t$  er pris i henholdsvis utland og innland markert med hevet U og I.

I tråd med tidligere diskusjon kan systemet som beskriver økonomien utvides slik at en pengeetterspørselslikning inkluderes:

$$m_t - p_t = c_0 + c_1 y_t + c_2 R_t + \eta_t, \quad c_1 > 0, c_2 < 0 \quad (3.19)$$

Likning (3.19) er den samme som ble presentert som likning (3.14) i avsnitt 3.4. En forskjell er dog at prisvariabelen,  $p_t$ , nå vil være sammensatt av både innenlands - og utenlandsprisen. (3.19) spiller nå samme rolle som i den lukkede økonomien nemlig å bestemme konstantleddene (skjult) i (3.16)-(3.18), jfr. diskusjonen i 3.4 avsnitt "Det nykeynesianske synet".

Ut fra diskusjonen til Nelson er det en langsiktig sammenheng mellom inflasjon og pengemengdevekst. Ifølge ovenstående presentasjon vil ikke det at man har en åpen økonomi endre på dette bildet. Imidlertid er det slik at når økonomien er åpen må man forholde seg til to prisnivåer, et innenlandsk og et utenlandsk. Den langsiktige sammenhengen mellom inflasjon og pengemengde vil således bare gjelde for det man kan kalle innenlandsk inflasjon. I forhold til den totale inflasjonen vil en andel stamme fra utenlandsprisen. Hvor mye inflasjon som på denne måten importers blir bestemt av graden av åpenhet.

Basert på disse forholdene kan det utledes en likning som bestemmer den totale inflasjonen. En vanlig antagelse i en liten åpen økonomi er at det finnes to sektorer, en skjermet sektor og en konkurranseutsatt sektor. Disse produserer hver sin vare, en innenlandsk i S-sektor og en utenlandsk i K-sektor. Prisen på varen i S-sektor betegnes  $P_S$  mens  $P_U$  er pris på konkurranseutsatt vare.

For den konkurranseutsatte varen er hjemlandet så lite at prisen er eksogent gitt og lik  $P_U^*$ . Stjernen betyr at prisen er målt i utenlandsk valuta. I hjemlandets valuta vil prisen derfor bli bestemt ved:

$$P_U = eP_U^* \quad (3.20)$$

Her er  $P_U^*$  fabrikkprisen på K-varen i utlandet. Dette er tenkt å være en leveransepris i hjemlandets havn målt i utenlandsk valuta. For at varen skal prises i hjemlandets valuta multipliseres prisen med valutakursen,  $e$  - målt som hjemlandets valuta per utenlandsk

valutaenhet. Prisen på K-varen deles altså inn i to komponenter og vil stige når kronen svekkes og når  $P_U^*$  øker.

Prisen på skjermet vare er antatt å være påvirket av pengemengden og dette kan uttrykkes ved en funksjon:

$$P_S = g(M), \quad g'(M) > 0 \quad (3.21)$$

En vektet konsumprisindeks,  $P$ , bestående av disse to varene kan da skrives:

$$P = P_S^\alpha (eP_U^*)^{1-\alpha}, \quad \alpha > 0 \quad (3.22)$$

I henhold til likningene (3.20) og (3.21) er konsumprisen påvirket av pengemengden og utenlandsprisen. Konsumprisindeksen kan dermed uttrykkes som en funksjon:

$$P = f(M, P_U^*) \quad (3.23)$$

Denne likningen sier at innenlandsk prisutvikling blir bestemt av innenlandsk pengemengdevekst og importert prisvekst. Under forutsetning om at kjøpekraftsparitet er oppfylt, er pengemengdevekst kilde til inflasjon gjennom økte priser i S-sektor og ved svekket valuta. Importert inflasjon blir definert som en økning i  $P_U^*$ .

Med utgangspunkt i likning (3.23) er det mulig å utlede en modell som kan estimeres økonometrisk. Dersom  $f(\bullet)$  representeres ved en Cobb-Douglas funksjon og jeg inkluderer et konstantledd og et restledd, kan modellen skrives:

$$P = KM^{\beta_1} P_U^{*\beta_2} e^\varepsilon \quad (3.24)$$

Ved logtransformasjon blir dette:

$$p = k + \beta_1 m + \beta_2 p_U^* + \varepsilon \quad (3.24')$$

Til slutt innføres dynamikk, slik at modellen blir representert ved en autoregressiv distributed lag (ADL) modell:

$$p_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} p_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} m_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} p_{U_{t-i}}^* + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

Fotskrift  $t$  angir tidspunkt og fotskrift  $i$  angir antall perioders tidsforsinkelse. Konstantleddet  $K$  blir representert ved  $\beta_0$ . Foruten pengemengde og utenlandspriser, er tidsforsinket venstresidevariabel inkludert som forklaringsvariabel. Dette er en generell fremstilling av modellen. Den endelige modellspesifikasjonen vil bli presentert i kapittel 5 sammen med estimeringsresultatene.



# Kapittel 4 Beskrivelse av variablene og deres tidsserieegenskaper

## 4.1 Definisjon av variablene

I regresjonsanalysen vil det bli brukt tre variabler, konsumprisindeksen, det brede pengemengdeaggregatet M2 og en utenlandsprisindeks satt sammen av nominell effektiv valutakurs og importprisindeks for Norge. Alle variablene er hentet fra IFS database, CD-Rom utgaven for februar 2003.

Pengemengde defineres forskjellig ut fra hvor likvide pengene regnes. I denne analysen vil jeg benytte det brede pengemengdebegrepet M2. Denne pengemengdedefinisjonen består av sedler og mynt, innskudd på transaksjonskonti (i norske kroner eller valuta) i Norges Bank og forretnings- og sparebanker samt pengeholdende sektors øvrige bankinnskudd inklusive banksertifikater. Bundne innskudd inngår ikke i pengemengden<sup>15</sup>.

Som nevnt i kapittel 2, vil endring i konsumprisindeksen brukes som mål på innenlandsk prisstigning. Dette er i tråd med vanlig praksis når man analyserer inflasjon. Helt problemfritt er dette likevel ikke. For eksempel tar ikke endringer i KPI hensyn til kvalitetsforbedringer. Likeså kan utvalget av varer og tjenester medføre et problem. Dersom prisen på enkelte varer og tjenester som har en relativ stor vektandel i KPI øker, kan det gis inntrykk av at man har en allmenn prisstigning mens det egentlig er snakk om en endring av relative priser. Ellers vil jeg vise til debatten i kapittel 2 vedrørende bruk av ulike mål på inflasjon.

I Kvilekval et. al. (1998) ble det komponert en egen utenlandsprisindeks som mål på prisstigning i utlandet. Den samme indeksen vil jeg benytte i min analyse. Denne består av en

---

<sup>15</sup> Definisjonen er hentet fra Norges Bank, IMF har litt ulike tall i sine serier, men forskjellene er svært små. Dette skulle tilsi at de opererer med en noe annen definisjon. I november 2000 endret NB sine definisjoner for å få dem mer i tråd med IMF. Den mest vesentlige forskjellen er at ubenyttede kreditter er utelatt. Det har ikke vært mulig å finne IMF sine nasjonale definisjoner. I stedet viser de til "Monetary and Financial Statistics Manual", hvor IMF redegjør generelt for sin definisjon av Broad Money.

importprisindeks målt i norske kroner som er multiplisert med nominell effektiv valutakurs (og delt på 100). Fordelen med dette er at man unngår å få valutakurssvingninger med i indeksen, noe som kunne ført til en uriktig fremstilling av prisutviklingen i utlandet. Disse variablene er nok ikke helt kompatible, men av mangel på en offentlig tilgjengelig og akseptert utenlandsprisindeks anser jeg denne som et godt alternativ.

**Tabell 4.1: Variabeldefinisjoner**

Variabel	Definisjon
M2	Sedler og mynt, innskudd på transaksjonskonti i NB og andre banker samt pengeholdende sektors øvrige innskudd på bankkonti inklusive banksertifikater.
KPI	Konsumprisindeksen
UVI	Importindeks for Norge. En Paasche indeks med vektor basert på transaksjonsdata.
NEER	Nominell effektiv valutakurs for Norge.
P*	Utenlandsprisindeksen for Norge, komponert på bakgrunn av UVI og NEU.

Datasettet er kvartalsdata fra 1960(1) til 2001(4). Observasjonene for prisindeksene er periodegjennomsnitt med 1995 satt lik 100. Pengemengdeobservasjonene er gjort i slutten av hver periode og målt i milliarder kroner. For M2 mangler det observasjoner for 1. og 2. kvartal i 1987. Disse er erstattet med tall fra Norges Bank. Ifølge Eitrheim (1998) knytter det seg noe usikkerhet til observasjonene fra denne tiden pga målefeil i forbindelse med dereguleringen av finansmarkedet.

## 4.2 Variablenes tidsserieegenskaper

### 4.2.1 Stokastisk prosess, tidsserier og stasjonaritet

I denne analysen brukes tidsseriedata. Formelt kan en tidsserie beskrives som en stokastisk prosess. Med det menes en ordnet sekvens av tilfeldige variabler hvor hver observasjon har en egen sannsynlighetsfordeling. For hver periode vil den relevante variabelen ta en bestemt verdi, og til sammen utgjør dette en stokastisk prosess. En viktig egenskap ved en stokastisk

prosess er om den er stasjonær eller ikke. Med stasjonær menes at tidsserien har konstant forventning, varians og at kovariansen bare er avhengig av forskjellen i tid mellom periodene<sup>16</sup>.

Makroøkonomiske tidsserier er ofte preget av trender. Dette gjør at de ikke oppfyller kravet til stasjonaritet. Det er spesielt to typer trender som forekommer i ikke-stasjonære prosesser, stokastisk og deterministisk trend. En serie med deterministisk trend vokser med en konstant størrelse for hver periode. I en prosess med stokastisk trend, er det tidligere tilfeldige komponenter som påvirker prosessen. En tilfeldig variasjon i prosessen på et tidspunkt vil ha en ikke-avtakende betydning for prosessen på alle senere tidspunkt.

En stokastisk trend kan fjernes ved differensiering, og man sier at en slik prosess er differansestasjonær. Generelt kan en si at en variabel som må differensieres  $d$  ganger for å bli stasjonær, er integrert av orden  $d$ , forkortet  $I(d)$ . Prosesser med deterministisk trend gjøres stasjonære ved å inkludere trend variabel i regresjonen. Disse er stasjonære rundt en trend og man sier at de er trendstasjonære så fremt feilleddet oppfyller de klassiske betingelsene. Det er ikke uvanlig at tidsserier i praksis inneholder begge typer trend. Dette taes det hensyn til i testene jeg skal gjennomføre for å avgjøre stasjonaritetsegenskapene til variablene.

Når variablene en skal bruke i en regresjon er ikke-stasjonære, vil ikke de klassiske forutsetningene for bruk av minste kvadraters metode (MKM) være oppfylt. Blant annet vil man ikke lenger kunne bruke standard  $t$ -fordeling og dermed blir ikke testene gyldige. Bruker man likevel MKM på variabler som inneholder trend, vil man oppleve problem med spurios korrelasjon. Med det menes at resultatene skyldes tilfeldigheter og er meningsløse. Sammenhengene en finner mellom variablene vil være svært ”signifikante” og determinasjonskoeffisienten,  $R^2$ , vil bli høy.

#### **4.2.2 Test for stasjonaritet**

Det kan benyttes grafisk analyse av variablene når en skal bestemme deres integrasjonsorden. En slik analyse kan ikke erstatte statistiske tester, men være et supplement. Jeg har derfor en

---

<sup>16</sup> Dette er definisjonen av svak stasjonaritet, som er tilstrekkelig i dette tilfellet.

grafisk presentasjon av variablene i Appendix 1. Her vil jeg gjøre rede for den statistiske testen som blir brukt for å undersøke stasjonaritetsegenskapene til variablene. Testen kalles ADF-testen og er en utvidelse av den enkle Dickey-Fuller-testen. Siden prinsippene bak testene er de samme, vil jeg først gjøre rede for Dickey-Fuller-testen.

## Dickey-Fuller-testen

Testen tar utgangspunkt i følgende modell:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ hvor restleddet er hvit støy.} \quad (4.1)$$

Parameteren  $\rho$  avgjør hvorvidt dette er en stasjonær prosess eller ikke. Dersom absoluttverdien til  $\rho$  er mindre enn 1 vil  $Y_t$  konvergere. Er absoluttverdien 1 eller større, er tidsserien ikke-stasjonær og variansen vil være en funksjon av tiden. Tilfellet med  $\rho = 1$  kalles en random walk. Denne er interessant fordi førstedifferansen er stasjonær. En tenkt testprosedyre kunne være å estimere denne modellen med MKM og testet  $\hat{\rho}$  mot hypotesene  $H_0: \rho = 1$  og  $H_A: \rho < 1$ . Dersom man forkaster  $H_0$  er modellen en stasjonær førsteordens autoregressiv prosess, AR(1). Problemet her er at testene vil være ugyldig dersom prosessen ikke er stasjonær. For å unngå dette utviklet Dickey og Fuller en test. Trekker man fra  $Y_{t-1}$  på begge sider i likning (4.1), og innfører differanseoperatoren  $\Delta$ , får man:

$$\Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \pi = \rho - 1, \varepsilon_t \text{ IID}(0, \sigma^2) \quad (4.2)$$

Nullhypotesen er  $\pi = 0$ , dvs. prosessen er en random walk mot alternativhypotesen  $\pi < 0$  som betyr at vi har en AR(1). Dette tester vi med en type t-test hvor testobservatoren kan skrives som  $t^* = \hat{\pi} / s_{\hat{\pi}}$ . Fordelingen til  $t^*$  er forventningsskjev oppover og kritiske verdier er funnet ved simuleringer. Disse verdiene er implementert i PcGive, som er statistikkprogrammet jeg benytter i denne oppgaven.

Jeg har nå beskrevet testen på dens enkleste form. I tillegg kan en utvide testen med de deterministiske komponentene drift,  $\alpha$ , tidstrend,  $t$  og/eller sesongsvingninger,  $\delta S_t$ :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta S_t + \pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

## ADF-testen

I tillegg til at tidsserier ofte ikke oppfyller kriteriene til stasjonaritet, vil regresjoner av typen (4.2) ofte ha autokorrelasjon (AK) i feilleddet. I den vanlige DF-testen blir ikke dette tatt hensyn til. Der er antagelsen at feilleddet er hvit støy. Utvidelsen av testen er gjort for å bøte på dette problemet. ADF-testen inkluderer tidsforsinket venstresidevariabel som ekstra forklaringsvariabel. Vi får da følgende modell:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta S_t + \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

Størrelsen på  $k$  bestemmes av hvor mange tidsforsinkede uttrykk som kreves før  $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})=0$ , dvs. ingen AK i feilleddet. Det finnes flere tester for å bestemme integrasjonsordenen til tidsserier. Jeg har valgt ADF-testen, da den er mye brukt og gjerne regnet for å være den mest effisiente av de enkle stasjonaritetstestene.

### 4.2.3 Resultat av ADF-testene

Alle variablene er testet på nivåform og på førstedifferanseform. Fordi jeg ikke kjenner variablenes datagenererende prosess, er det vanskelig å vite hvilke deterministiske ledd som skal inkluderes i testene. Testene er derfor rapportert med fire ulike alternativer. Konstantledd er valgt å ha med i alle alternativene da det ikke er trolig at noen har gjennomsnitt lik null. Få variabler har kvadratisk trend, likevel er trend inkludert i tilfelle variabelen er stasjonær rundt en trend. Det er også testet om sesong bør tas med. Siden det her er snakk om kvartalsdata, har jeg valgt  $k = 5$ , slik at det blir tatt hensyn til stokastisk sesongpåvirkning.

**Tabell 4.2: Resultater av ADF-testene:**

Variabel	Med konstant	Med konstant og trend	Med konstant og sesong	Med konstant, trend og sesong
kpi	-1.652	- 0.158	-1.642	- 0.145
p*	-1.363	- 0.669	-1.357	- 0.660
m2	-1.662	- 0.101	-1.718	0.0265
Dkpi	-3.712** (2)	-4.048** (2)	-3.340* (2)	-3.679* (2)
Dp*	-4.001**	-4.182**	-3.980**	-4.161**
Dm2	-3.442*	-3.843*	-3.374*	-3.780*

Noter til tabell 4.2:

1. Alle variablene er på logaritmeform.
2. Alle verdier er t-adf med 5 lag, utenom for verdiene til Dkpi som er med 2 lag.
3. Kritiske verdier er implementert i PcGive og er merket med henholdsvis en stjerne for 5 % signifikansnivå og to stjerner for 1 % signifikansnivå.

Av tabellen kan vi se at ingen av variablene er stasjonær på nivåform. På førstedifferanseform er utenlandsprisindeksen og pengemengden stasjonær når  $k$  er satt til 5, mens for konsumprisindeksen må  $k$  reduseres til 2. Når det gjelder hvilke deterministiske ledd som skal inkluderes, gir ikke testene noe entydig svar. Alle testene oppnår signifikante verdier. Basert på testene kan jeg dermed ikke utelukke noen av alternativene. Jeg velger å konkludere med at regresjon mellom variablene må foregå mellom førstedifferansene. Hvilke deterministiske komponenter som skal inkluderes i tillegg til konstant, forventer jeg at den videre analysen vil gi svar på.

# Kapittel 5 Kointegrasjon og likevektjusteringsmodellen

I dette kapitlet vil jeg bygge videre på resultatet fra integrasjonsanalysen i forrige kapittel. For at  $I(1)$  variabler skal kunne benyttes i en regresjon, må det eksistere en sammenheng som gjør at feilleddet blir  $I(0)$ . Når en slik sammenheng eksisterer, sier man at variablene er kointegrerte. Jeg skal i neste avsnitt gi en kort redegjørelse for hva kointegrasjon er, og hvordan man tester for dette. Basert på resultatene av testen vil jeg avslutte kapitlet med en likevektjusteringsmodell.

## 5.1 Kointegrasjon

En av egenskapene ved integrerte prosesser er at en lineær kombinasjon mellom slike serier vil være integrert av den høyeste orden som inngår i kombinasjonen. Generelt vil regresjon mellom integrerte variabler da medføre at feilleddet blir integrert av orden høyere enn null. Dette er et brudd på de klassiske forutsetningene for MKM som krever at feilleddet er  $I(0)$ . Det viser seg at i noen spesielle tilfeller kan en lineær kombinasjon av  $I(d)$  prosesser være integrert av lavere orden enn  $d$ . Variablene er da kointegrerte og det finnes en langsiktig sammenheng mellom dem. En mer korrekt definisjon vil være: Tidsserier er sagt å være kointegrerte av orden  $d, b, CI(d, b)$ , dersom de er integrert av orden  $d$  og det eksisterer en lineær kombinasjon mellom dem som er integrert av orden  $d-b$  hvor  $b > 0$ . I kapittel 4 kom jeg frem til at variablene jeg bruker er  $I(1)$ . Jeg skal nå teste om de er kointegrerte.

### 5.1.1 Test for kointegrasjon

Engle og Granger utviklet tidlig en test for kointegrasjon mellom to variabler. Det er senere utarbeidet tester som kan benyttes i multivariat analyse og som i tillegg har bedre statistiske egenskaper. Den metoden jeg vil bruke er basert på en vektor autoregressiv representasjon (VAR) som ble utviklet av Johansen<sup>17</sup>. I en VAR-modell er hver variabel forklart ved sine

---

<sup>17</sup> For en utfyllende beskrivelse av metoden, se Banjeree et. al. (1993) eller Doornik og Hendry (2001).

egne tidsforsinkede verdier, samt de tidsforsinkede verdiene til alle andre variabler i systemet. Siden alle variablene i systemet inngår som forklaringsvariabler når hver enkelt variabel forklares, regnes en VAR-modell som et fullt endogenisert system.

Testen tar utgangspunkt i den generelle VAR-modellen med k perioders tidsforskyvning:

$$\mathbf{y}_t = \sum_{i=1}^k \Phi_i \mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{v}_t \quad \text{hvor } \mathbf{v}_t \sim \text{IN}(\mathbf{0}, \sigma^2) \quad (5.1)$$

Når data i  $\mathbf{y}_t$  er I(1), kan man reformulere systemet på likevektjusteringsform, en får da:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{v}_t \quad (5.2)$$

Både  $\Delta \mathbf{y}_t$  og  $\mathbf{v}_t$  er stasjonære per antagelse. Dermed vil systemet kun være balansert dersom  $\Pi \mathbf{y}_{t-1}$  er I(0). Når en tester for kointegrasjon, finner man ut om det eksisterer en eller flere kombinasjoner som gjør at hele høyre siden i likning (5.2) blir I(0). For å kunne avgjøre dette må man finne rangen, r, til matrisen  $\Pi$ . Tre ulike alternativer finnes: Matrisen kan ha full rang, dvs. alle lineære kombinasjoner vil gjøre  $\Pi \mathbf{y}_{t-1}$  I(0). Dette bryter med at  $\mathbf{y}_t$  er I(1). Det neste alternativet er at rangen er null. Da vil  $\Pi$  være en nullmatrise, og leddet  $\Pi \mathbf{y}_{t-1}$  vil forsvinne. Dermed består likning (5.2) av bare differensierte variabler, og systemet har ingen langtidssammenhenger. Det siste alternativet er at rangen er positiv, men mindre enn full. Det er da mulig å skrive matrisen  $\Pi = \alpha \beta'$ , dvs. som produktet av de to (n x r)-matrisene  $\alpha$  og  $\beta'$ . Egenskapen til  $\beta$ -matrisen er at den gjør  $\beta' \mathbf{y}_{t-1}$  stasjonær selv om  $\mathbf{y}_{t-1}$  er I(1). Kolonnene til  $\beta$  blir altså kointegrasjonsvektorene i systemet og rangen til  $\Pi$  bestemmer antall slike vektorer. Likning (5.2) kan da omformes til:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \alpha (\beta' \mathbf{y}_{t-1}) + \mathbf{v}_t \quad (5.3)$$

Når systemet kan representeres på denne måten, kan det tolkes som at det finnes en langsiktig sammenheng mellom variablene som inngår. Dynamikken blir beskrevet av  $\beta' \mathbf{y}_{t-1}$  som sier hvor stort avviket fra den langsiktige likevekten er i periode t-1, mens  $\alpha$  angir hastigheten systemet bruker på å korrigere avvikene når det er i ulikevekt. I denne fremstillingen har jeg ikke inkludert deterministiske ledd. Det er fullt mulig å inkludere slike ledd, og disse kan



ligge både i den generelle modellen og i kointegrasjonsrommet. Dersom de inngår i den generelle modellen, sier man at de inkluderes uten restriksjon, og med restriksjon når de inkluderes i kointegrasjonsrommet. Hvorvidt deterministiske komponenter modelleres med eller uten restriksjon, vil avhenge av hvordan man antar den datagenererende prosessen til tallseriene er. For eksempel hvis hypotesen er at de datagenererende prosessene bak variablene er lineære, vil det være riktig å inkludere et konstantledd uten restriksjon. Hvis den samme hypotesen gjelder for den langsiktige sammenhengen, må man inkludere et trendledd i kointegrasjonsrommet<sup>18</sup>.

Resultatet av kointegrasjonstesten er presentert i tabell 5.1. I den opprinnelige Johansen-testen, som kointegrasjonsanalyse i PcGive bygger på, ble det foreslått to tester for å fastslå rangen til  $\Pi$ . Den ene er kalt trace og den andre max eigenvalue. Trace-testen tester nullhypotesen om at det finnes maks  $r$  kointegrasjonsvektorer, mot alternativhypotesen at det er  $n$  kointegrasjonsvektorer. Fremgangsmåten til trace-testen leder til en konsistent testprosedyre, mens dette ikke er dokumentert for max eigenvalue testen. Det er derfor ikke lenger vanlig å benytte begge testene, men kun trace-testen<sup>19</sup>.

I tabell 5.1 er det rapportert en VAR-modell med 3 perioders tidsforskyvning. I utgangspunktet startet jeg med 5 perioder. Dette har så blitt redusert med én periode for hver estimering. På grunnlag av dette, er den modellen som best beskriver data valgt. De endogene variablene er: Konsumprisindeksen ( $kpi$ ), utenlandsprisindeksen ( $p^*$ ) og pengemengden ( $m2$ ). Konstantledd er med i modellen uten restriksjon. Undersøkellesperioden er fra 1960(4) til 2001(4).

---

<sup>18</sup> Se Doornik og Hendry (2001), Volume II s. 40.

<sup>19</sup> Se Doornik og Hendry (2001), Volume II s. 175.

**Tabell 5.1 Multivariat kointegrasjonsanalyse**

I(1) Kointegrasjonsanalyse:						
Eigenverdi	Log-likelihood for rang		Estimerte $\alpha$ - og $\beta$ -matriser:			
	1336,186	0	$\beta$ (skalert etter diagonalen)			
0,18021	1352,580	1	kpi	1,0000	4,0671	-1,5896
0,038899	1355,853	2	p*	-0,34085	1,0000	0,3514
0,010067	1356,688	3	m2	-0,48812	-3,3780	1,0000
$H_0$ : rang $\leq$	Trace-test	p-verdi	$\alpha$			
0	41,003	[0,001]**	kpi	-0,09323	-0,000248	0,001342
1	8,2163	[0,450]	p*	-0,02788	-0,015023	-0,000203
2	1,6699	[0,196]	m2	-0,086244	0,0008258	-0,013943
Diagnostiske tester:						
kpi	Portmanteau (12)	8,51595				
p*	Portmanteau (12)	9,10842				
m2	Portmanteau (12)	73,5658				
kpi	AR 1-5 test	F (5, 150) = 0,76197			[0,5786]	
p*	AR 1-5 test	F (5, 150) = 0,30099			[0,9116]	
m2	AR 1-5 test	F (5, 150) = 8,9375			[0,0000]**	
kpi	Normalitetstest	Chi <sup>2</sup> = 63,270			[0,0000]**	
p*	Normalitetstest	Chi <sup>2</sup> = 33,670			[0,0000]**	
m2	Normalitetstest	Chi <sup>2</sup> = 13,991			[0,0009]**	
kpi	ARCH 1-4 test	F (4, 147) = 0,11973			[0,9753]	
p*	ARCH 1-4 test	F (4, 147) = 3,1242			[0,0168]*	
m2	ARCH 1-4 test	F (4, 147) = 1,4308			[0,2266]	
kpi	Hetero test	F (18, 136) = 1,2984			[0,1982]	
p*	Hetero test	F (18, 136) = 1,6203			[0,0630]	
m2	Hetero test	F (18, 136) = 0,89874			[0,5810]	
kpi	Hetero-X test	F (54, 100) = 0,78181			[0,8389]	
p*	Hetero-X test	F (54, 100) = 1,7261			[0,0094]**	
m2	Hetero-X test	F (54, 100) = 0,53268			[0,9939]	
Vektor Portmanteau (12)		206,191				
Vektor AR 1-5 test		F (45, 410) = 1,9416			[0,0005]**	
Vektor Normalitetstest		Chi <sup>2</sup> = 109,16			[0,0000]**	
Vektor hetero test		F (108, 757) = 13013			[0,0284]*	
Vektor hetero-X test		F (324, 576) = 1,2422			[0,0127]*	

Noter til tabell 5.1:

1. Små bokstaver benevner variablene på logaritmeform
2. Symbolene \* og \*\* indikerer signifikans på henholdsvis fem og en prosents nivå. Tall i klammeparentes oppgir p-verdiene til testene.
3. Beskrivelse av testene: Portmanteau (12) er en test for opp til 12. ordens autokorrelasjon, nullhypotesen er ingen autokorrelasjon. AR 1-5 er en F-test av 1.-5. ordens autokorrelasjon mellom feilleddene. Normalitetstesten er en Chi<sup>2</sup> test for om restleddet er normalfordelt,  $H_0$  er at det er normalfordelt. ARCH 1-4 er en F-test for 1.-4. ordens autoregressiv betinget heteroskedastisitet i restleddet, testen antar ingen ARCH. Hetero test er en F-test for heteroskedastisitet i residualene basert på White (1980), nullhypotesen er ikke-betinget homoskedastisitet. Hetero-X-test er en lignende test som hetero test, men nå er kryssproduktet av regressorene inkludert. Vektortestene er de multivariate utgavene av testene som er beskrevet over. For utførlig beskrivelse av testene, se Doornik og Hendry (2001).

Av tabell 5.1 ser vi at trace-testen beholder  $H_0$  når rangen til  $\Pi$  settes mindre eller lik 1. Jeg konkluderer dermed med at det finnes én kointegrasjonsvektor mellom variablene, og antar at denne er gitt ved første kolonne i  $\beta$ -matrisen. Ifølge Doornik og Hendry (2001) er det bare konstant og trend som kan inngå med og uten restriksjon i VAR-modellen. Dette skyldes at det kun er implementert p-verdier for trace-testen for disse alternativene. Jeg anser det som utenfor omfanget av denne oppgaven å simulere p-verdier for andre alternativer. Dette er en mulig grunn til at de diagnostiske testene for restleddet ikke gjør det så bra. For eksempel kan det tenkes at autokorrelasjonen ville vært fjernet dersom sesong var inkludert. Det er også sannsynlig at dummy-variabler ville korrigert for noen av uregelmessighetene i feilleddene. Jeg vil komme tilbake til dette når modellen blir estimert på sin endelige form, som en likevektjusteringsmodell.

### 5.1.2 Test for svak eksogenitet

På bakgrunn av kointegrasjonsanalysen konkluderte jeg med at det eksisterer én kointegrasjonsvektor. I utgangspunktet kan denne være gitt ved hvilken som helst av de tre kolonnene i  $\beta$ -matrisen. Da jeg så antok at denne vektoren var gitt ved første kolonne i matrisen, var det med utgangspunkt i teorien og modellen som ble presentert i kapittel 3. Slik matrisen er spesifisert i tabell 5.1, sier denne vektoren at konsumprisene på lang sikt er bestemt av utenlandsprisene og pengemengden. For å undersøke om riktig vektor er identifisert, er det viktig å teste for om utenlandsprisen og pengemengden er svakt eksogene<sup>20</sup>. Dette gjøres ved at jeg legger flere restriksjoner på systemet som var grunnlaget for den multivariate kointegrasjonsanalysen. Den første restriksjonen er at systemet estimeres som en kointegrert VAR-modell med rang satt til 1. Den andre restriksjonen som gjøres, gjelder  $\alpha$ - og  $\beta$ -vektorene. Fordi rangen er satt til 1, vil disse nå være to (1x3)-vektorer som kan uttrykkes som følger (tallene er hentet fra tabell 5.1):

$$\alpha' = [ \alpha_{kpi,1} \quad \alpha_{p^*,1} \quad \alpha_{m2,1} ] = [ -0,09323 \quad -0,02788 \quad -0,86244 ]$$

---

<sup>20</sup> En forklaringsvariabel,  $x_t$ , er svakt eksogen overfor en mengde parametere,  $\omega_t$ , dersom den marginale prosessen til venstresidevariabelen  $y_t$  med hensyn på  $x_t$  ikke inneholder informasjon som er relevant for estimeringen av  $\omega_t$ . Det vil si at inferens for  $\omega_t$  effektivt kan gjøres betinget på  $x_t$  alene, og en behøver ikke ta hensyn til den marginale prosessen til  $y_t$  med hensyn på  $x_t$ . (Charemza og Deadman (1992) s. 256).

$$\beta' = [ \beta_{kpi,1} \ \beta_{p^*,1} \ \beta_{m2,1} ] = [ 1,0000 \ -0,34085 \ -0,48812 ]$$

Her benevner fotskrift hvilken variabel verdien er knyttet til, og ett-tallet henspeiler på første kolonne i matrisene. Restriksjonene som legges på vektorene er:

$$\alpha_{p^*,1} = \alpha_{m2,1} = 0 \text{ og } \beta_{kpi,1} = 1$$

Begrunnelsen er som følger: Dersom pengemengden og utenlandsprisene er svakt eksogene variabler, må det være slik at eventuelle avvik fra langsiktig likevekt korrigeres ved at innenlandske priser endres, mens de to andre variablene er upåvirket. Dette testes ved at  $\alpha$ -verdiene deres settes lik 0. For  $\beta$ -vektoren er  $kpi$ -verdien satt til 1 fordi dette er den variabelen som antas å være endogen. Disse restriksjonene utgjør nullhypotesen i testen for svak eksogenitet, og denne testes mot modellen uten restriksjon, dvs. den som er estimert i tabell 5.1. Testen er en likelihood ratio test (LR-test) som er  $\chi^2$ -fordelt. Nullhypotesen forutsetter at det eksisterer kun én kointegrasjonsvektor i systemet, og at den langsiktige sammenhengen mellom variablene kan uttrykkes ved at konsumprisindeksen blir bestemt av utenlandsprisindeksen og pengemengden.

**Tabell 5.2 Test for svak eksogenitet**

Redusert form $\beta'$		
	$p^*$	$m2$
$kpi$	0.34974	0.48644
Koeffisienten $\alpha_{kpi,1}$		-0.092242
LR-test, rang=1: $\chi^2 = 3.0377$ [0.2190]		

Testen beholder nullhypotesen, dermed kan jeg konkludere med at utenlandsprisene og pengemengden er svakt eksogene. Tabell 5.2 rapporterer også redusert form estimatene for variablene. Disse uttrykker de estimatene vi får når sammenhengen mellom variablene estimeres ved én likning og ikke på bakgrunn av et system. Den reduserte formen uttrykker følgende langsiktige sammenheng:

$$kpi = 0.34974p^* + 0.48644m2 \tag{5.4}$$

Ser man på estimatene i tabell 5.2 i forhold til 5.1, er endringene i de estimerte langtidssammenhengene og justeringshastigheten til kpi svært små. Stabiliteten i koeffisientene tolker jeg som en indikasjon på at likning 5.4 er et konsistent uttrykk for den langsiktige sammenhengen mellom konsumprisene, pengemengden og utenlandsprisene som ble påvist i kointegrasjonsanalysen (tabell 5.1). Den langsiktige sammenhengen i likning 5.4 indikerer at konsumprisindeksen stiger med ca. 0,5 prosent når pengemengden stiger med én prosent og tilsvarende ca. 0,35 prosent når utenlandsprisene stiger. Fra den estimerte  $\alpha$ -koeffisienten ser man at konsumprisene vil endre seg med en hastighet på ca. 0,09 når man er i ulikevekt. I forhold til resultatene i Kvilekval et. al. (1998) som ble presentert i kapittel 1, viser det seg at parameterverdiene har endret seg svært lite etter at datasettet er utvidet. Dermed får jeg bekreftet at uttrykket også er stabilt over ulike perioder. I neste avsnitt vil jeg komme nærmere tilbake til en sammenligning mellom resultatene i Kvilekval et. al. (1998) og mine egne funn.

Dette avslutter kointegrasjonsanalysen. Resultatene viser at sammenhengen mellom variablene er i tråd med teorien og modellen som ble presentert i kapittel 3. Fra likning (5.4) ser man hvordan innenlandske priser utvikler seg på lang sikt. I neste avsnitt vil jeg sette fokus på hvordan konsumprisveksten bestemmes på kort og mellomlang sikt. Dette gjøres ved å forlate det multivariate systemet og i stedet benytte en dynamisk modell som kun består av én likning. Første del av avsnitt 5.2 gjør rede for hvorfor dette er mulig og hvordan modellen er bygget opp.

## 5.2 En likevektjusteringsmodell

I sin artikkel fra 1987 viser Engle og Granger ved Grangers representasjonsteorem at dersom det eksisterer en kointegrasjonsforbindelse mellom variabler, er det mulig å uttrykke denne ved en likevektjusteringsmodell. Modellen tar utgangspunkt i følgende "autoregressive distributed lag" (ADL) modell:

$$y_t = z_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^l \sum_{i=0}^k \varphi_{j,i} x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.5)$$

$y_t$  er en endogen variabel,  $x_{it}$  inneholder de eksogene variablene og de deterministiske komponentene inngår i  $z_t$ . Parametrene  $\gamma_i$  og  $\varphi_{i,j}$  skal estimeres sammen med eventuelle koeffisienter knyttet til deterministiske komponenter. Denne modellen tillater momentane virkninger, det vil si effekten på den endogene variabelen  $y$  i periode  $t$ , som følge av endring i de eksogene variablene  $x_j$  i periode  $t$ . Det er mulig å reformulere modellen uten at det medfører noen restriksjoner på modellen<sup>21</sup>:

$$\Delta y_t = z_t + \sum_{i=1}^{k-1} \tilde{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^l \sum_{i=0}^{k-1} \tilde{\varphi}_{j,i} \Delta x_{j,t-i} + \gamma^* \left( y_{t-1} - \sum_{j=1}^m \theta_j x_{j,t-k} \right) + \varepsilon_t \quad (5.6)$$

der

$$\tilde{\gamma}_1 = -\gamma_k - \gamma_{k-1} - \dots - \gamma_2, \dots, \quad \tilde{\gamma}_{k-1} = -\gamma_k \quad (5.7)$$

$$\tilde{\varphi}_{j,0} = \tilde{\varphi}_{j,0}, \quad \tilde{\varphi}_{j,1} = -\varphi_{j,k} - \varphi_{j,k-1} - \dots - \varphi_{j,2}, \dots, \quad \tilde{\varphi}_{j,k-1} = -\varphi_{j,k}, j = 1, \dots, l \quad (5.8)$$

$$\gamma^* = \sum_{i=1}^k \gamma_i - 1 \quad (5.9)$$

$$\varphi_j^* = \sum_{i=0}^k \varphi_{j,i}, \quad j = 1, \dots, l \quad (5.10)$$

---

<sup>21</sup> En liknende transformasjon finnes i Vaage (1995).

$$\theta_j = -\frac{\varphi_j^*}{\gamma^*}, \quad j = 1, \dots, l \quad (5.11)$$

Fordelen med å uttrykke modellen på likevektjusteringsform er at en benytter førstedifferansen til variablene. Da vi vet at disse er I(1), vil førstedifferansen være stasjonær. Samtidig vet man at hvis  $y_t$  og  $x_t$  er kointegrert, er uttrykket inni parenteser i likning (5.6) stasjonært. Dermed tilfredsstiller modellen kravet til stasjonaritet. I tillegg har de estimerte koeffisientene en interessant tolkning. Parametrene  $\theta_j$  samsvarer med langtidsvirkningen fra  $x_t$  på  $y_t$ ,  $\gamma^*$  måler effekten på  $\Delta y_t$  av å være utenfor likevekt. Dermed er  $\gamma^*$  og  $\theta_j$  parallell til  $\alpha$  og  $\beta$  fra kointegrasjonsanalysen, og jeg vil benytte  $\beta$ -verdiene som estimat for  $\theta_j$  i likevektjusteringsleddet i modellen. Korttidsdynamikken er beskrevet av  $\tilde{\gamma}_i$  og  $\tilde{\varphi}_{j,i}$ .

### 5.2.1 Estimeringsresultater

Estimering av modellen gjennomføres på følgende måte: Som utgangspunkt velges 5 perioder tidsforskyvning, ( $k=5$ ). Så reduseres  $k$  med én til koeffisienten til den siste tidsforsinkelsen er signifikant. Dette testes med en F-test og rapporteres i tabell 5.3.

Likevektjusteringsleddet,  $EqCM_{t-1}$ , angir konsumprisindeksens avvik fra den langsiktige likevekten i forrige periode, og er definert som:

$$EqCM_{t-1} = kpi_{t-1} - 0.350p_{t-1}^* - 0.486m2_{t-1} \quad (5.12)$$

For å korrigere for strukturelle endringer som har påvirket datamaterialet, inkluderes noen dummyvariabler. Disse er de samme som inngår i Kvilekval et. al. (1998), og er som følger: OMS og MOMS - fanger opp endringer i omsetningsavgiften i 1964 (1 i første kvartal, 0 ellers) og innføringen av merverdiavgift i 1970 (1 i første kvartal, 0 ellers). PLSTP er en dummy som tar inn i seg perioden med pris- og lønnsstopp i 1978-1979 (1 i perioden 1978(4)-1979(4), 0 ellers). INTERD er en interaksjonsdummy mellom PLSTP og  $Dp^*$ . AKSJE er en dummy som fanger opp børskrakket høsten 1987 (1 i tredje og fjerde kvartal, 0 ellers).

**Tabell 5.3 Estimeringsresultater for Likevektjusteringsmodellen**

<b>Endogen variabel: dkpi</b>					
<b>Undersøkellesperiode: 1960(4)-2001(4), minus siste 16 kvartal</b>					
<b>Prognoseperiode: 1998(1)-2001(4)</b>					
	Koeffisient	Std.avvik	t-verdi	t-sanns.	Part.R <sup>2</sup>
Dkpi_1	0.1108	0.0596	1.86	0.065	0.0257
Dkpi_2	0.2844	0.0580	4.90	0.000	0.1550
Constant	-0.0044	0.0016	-2.77	0.007	0.0551
Dp*	0.0670	0.0214	3.12	0.002	0.0694
Dp*_1	-0.0508	0.0206	-2.47	0.015	0.0444
Dp*_2	-0.0500	0.0219	-2.29	0.024	0.0384
Dm2	0.0187	0.0247	0.757	0.451	0.0044
Dm2_1	-0.0514	0.0274	-1.88	0.063	0.0261
Dm2_2	-0.0745	0.0259	-2.87	0.005	0.0593
OMS	0.0238	0.0054	4.40	0.000	0.1290
MOMS	0.0398	0.0054	7.36	0.000	0.2923
PLSTP	-0.0209	0.0045	-4.64	0.000	0.1410
AKSJE	0.0097	0.0044	2.22	0.028	0.0363
INTERD	0.3422	0.1316	2.60	0.010	0.0491
EqCM_1	-0.1088	0.0140	-7.79	0.000	0.3163
Seasonal	0.0080	0.0019	4.22	0.000	0.1194
Seasonal_1	0.0064	0.0016	3.98	0.000	0.1078
Seasonal_2	0.0010	0.0018	0.574	0.567	0.0025

$\sigma = 0.005254$	RSS = 0.003617	R <sup>2</sup> = 0.7682	DW = 2.03
F(17,131) = 25.53[0.000]**		log-likelihood = 580.228	
mean(Dkpi) = 0.014374		var(Dkpi) = 0.000105	
Antall variabler: 18		Antall observasjoner: 149	

**Test for parameterstabilitet for perioden 1998(1)-2001(4):**

Forecast	Chi <sup>2</sup> (16)	=	25.197 [0.0664]
Chow	F (16,131)	=	1.434 [0.1356]

**Diagnostiske tester:**

AR 1-5 test:	F(5,126)	=	0.7982 [0.5530]
ARCH 1-4 test:	F(4,123)	=	2.4270 [0.0514]
Normalitetstest:	Chi <sup>2</sup> (2)	=	5.2316 [0.0731]
hetero test:	F(27,103)	=	0.9044 [0.6041]
RESET test:	F(1,130)	=	5.8305 [0.0171]*

**Test for signifikansen til hver variabel og hver tidsforsinkelse:**

Variabel	F-test	Verdi	[ Sanns]
Dkpi	F(2,131)	=	17.159 [0.0000]**
Constant	F(1,131)	=	7.6457 [0.0065]**
Dp*	F(3,131)	=	5.4776 [0.0014]**
Dm2	F(3,131)	=	3.1288 [0.0280]*
OMS	F(1,131)	=	19.402 [0.0000]**
MOMS	F(1,131)	=	54.108 [0.0000]**
PLSTP	F(1,131)	=	21.509 [0.0000]**
AKSJE	F(1,131)	=	4.9306 [0.0281]*
INTERD	F(1,131)	=	6.7636 [0.0104]*
EqCM	F(1,131)	=	60.614 [0.0000]**
Seasonal	F(1,131)	=	17.769 [0.0000]**
Seasonal_1	F(1,131)	=	15.828 [0.0001]**
Seasonal_2	F(1,131)	=	0.32962 [0.5669]
Lag 1	F(4,131)	=	23.083 [0.0000]**
Lag 2	F(3,131)	=	10.636 [0.0000]**



I estimeringen av modellen brukes de siste 16 kvartalene til å teste modellens prediksjonsegenskaper. For å teste parameterstabiliteten benyttes to tester: Forecast  $\chi^2$  og Chow-test. Begge rapporteres i tabell 5.3. Testene sammenligner parametrene for hele undersøkelsesperioden (1960-2001) med parametrene i prognoseperioden (1998-2001). Nullhypotesen er at parametrene er stabile over tid. I tillegg rapporteres det et sett med diagnostiske tester, samt F-test for signifikansen til hver variabel og hver tidsforsinkelse.

## Tolkning av resultatene

Fra tabell 5.3 ser vi at koeffisienten til likevektjusteringsleddet er  $-0,1088$ . Denne verdien kan sammenlignes med  $\alpha$ -verdiene som ble presentert i kointegrasjonsanalysen ( $-0,0932$  i tabell 5.1 og  $-0,0922$  i 5.2). Endringen i likevektjusteringskoeffisienten er som vi ser relativt liten når man går fra systemet og over til enlikningsmodellen. Dette bidrar til å underbygge den teoretiske årsakssammenhengen som ligger til grunn for modellen. Ser man nærmere på tallenes størrelse, kan det virke som om justeringshastigheten er noe raskere i enlikningsmodellen. Hvorvidt denne endringen er signifikant har jeg ikke mulighet for å teste, men ved å konstruere et 95 % konfidensintervall basert på standardavviket til koeffisienten for likevektjusteringsleddet vil man få en indikasjon. Dette intervallet blir  $(-0,1386, -0,808)$ , og her ser man at  $\alpha$ -verdiene ligger innenfor. Selv om dette ikke er en formell test, tyder det på at de ulike estimatene ikke er signifikant forskjellig. Et annet forhold man kan merke seg, er at undersøkelsesperioden i enlikningsmodellen er kortere enn i systemet. Stabiliteten i likevektjusteringskoeffisienten gjelder dermed også for ulike tidsintervaller.

Signifikansen til forklaringsvariablenes samtidige og tidsforsinkede verdier testes med en F-test (rapportert nederst i tabell 5.2). Nullhypotesen er at de ikke opptrer signifikant. For  $D_{kpi}$  og  $D_{p^*}$  blir nullhypotesen forkastet på  $<1$  % nivå, mens  $D_{m2}$  på  $<5$  % nivå. Antall perioders tidsforsinkning er også testet (jfr. F-tester samme sted i tabellen), og begge periodene er funnet å være signifikante. Alle dummyvariablene passerer F-testen, og det samme gjelder for de deterministiske komponentene bortsett fra det siste sesongleddet. En annen måte å evaluere hvorvidt variablene opptrer signifikant er å bruke t-verdiene og t-sannsynligheten som også rapporteres i tabell 5.3. Fordelen med dette er at man kan se på om for eksempel både den første og den andre perioden til en tidsforsinket variabel er signifikant. I F-testen blir dette slått sammen, og testen finner dermed om variabelen totalt opptrer signifikant. Av de tidsforsinkede variablene er det kun pengemengdeveksten i periode  $t$  som helt klart ikke er

signifikant. Dette stemmer med argumentet om at man må tillate tilstrekkelig tidsforsinkelse for at sammenhengen mellom pengemengde og inflasjon skal gjelde. En kan dermed ikke forvente at pengemengdeveksten i periode  $t$  skal være med å bestemme konsumprisveksten i periode  $t$ . Både pengemengdevekst og konsumprisvekst i periode  $t-1$  ligger akkurat utenfor et signifikansnivå på 5 %. En streng tolkning vil dermed være at også disse variablene ikke er signifikante. Her kan man likevel gjøre en skjønsmessig vurdering fordi 5 % signifikansnivå er en konvensjon og ikke et absolutt mål på signifikansen til en variabel. På den annen side kan det være at treghetene i pristilpassningen gjør at det tar lengre tid enn én periode før effektene merkes på konsumprisutviklingen. Dersom dette er tilfelle, er det uventet at man ikke ser den samme effekten for prisveksten i utlandet. Her er alle periodene signifikante og bidrar således med å forklare dagens konsumprisutvikling.

Av de diagnostiske testene er F-testen for feilspesifikasjon av modell (RESET) den eneste som gir signifikant utslag. Nullhypotesen er at modellen ikke er feilspesifisert. Denne hypotesen forkastes på fem prosents nivå. Prøver har vist at når deterministisk sesong utelates fra modellen, viser testen et godt resultat (p-verdi på ca 0,5). Det er vanskelig å si hvorfor sesong påvirker denne testen. Jeg har likevel valgt å inkludere deterministisk sesong fordi erfaring viser at kvartalsdata ofte inneholder denne typen trender. En antagelse som blir styrket gjennom signifikanstestene som er kommentert tidligere. I kointegrasjonsanalysen ble flere av nullhypotesene til de diagnostiske testene forkastet. Spesielt gjaldt dette normalitetstestene som ingen av variablene passerte. Overgangen til enlikningsmodellen har bedret disse problemene betraktelig selv om ARCH 1-4 og normalitetstesten passerer med svært liten margin.

Testene for parameterstabilitet i prognoseperioden beholder nullhypotesen, men p-verdiene er relativt lave. Dette skyldes imidlertid innføring av halv matmoms og moms på tjenester i juli 2001. Da PcGive ikke er helt fortrolig med vanlige dummyvariabler i prognoseperioden har det vært vanskelig å justere for dette. Ved å konstruere en ”kvasi-dummy” har jeg likevel fått til å korrigere for momsreformen. Dummen er kalt HMAMO og er 0 i perioden 1960-1998, deretter er verdien satt til 0,01 utenom 3. kvartal 2001 hvor verdien er -1. Parameterstabilitetstestenes p-verdier øker betydelig etter at HMAMO inkluderes<sup>22</sup>. Dermed

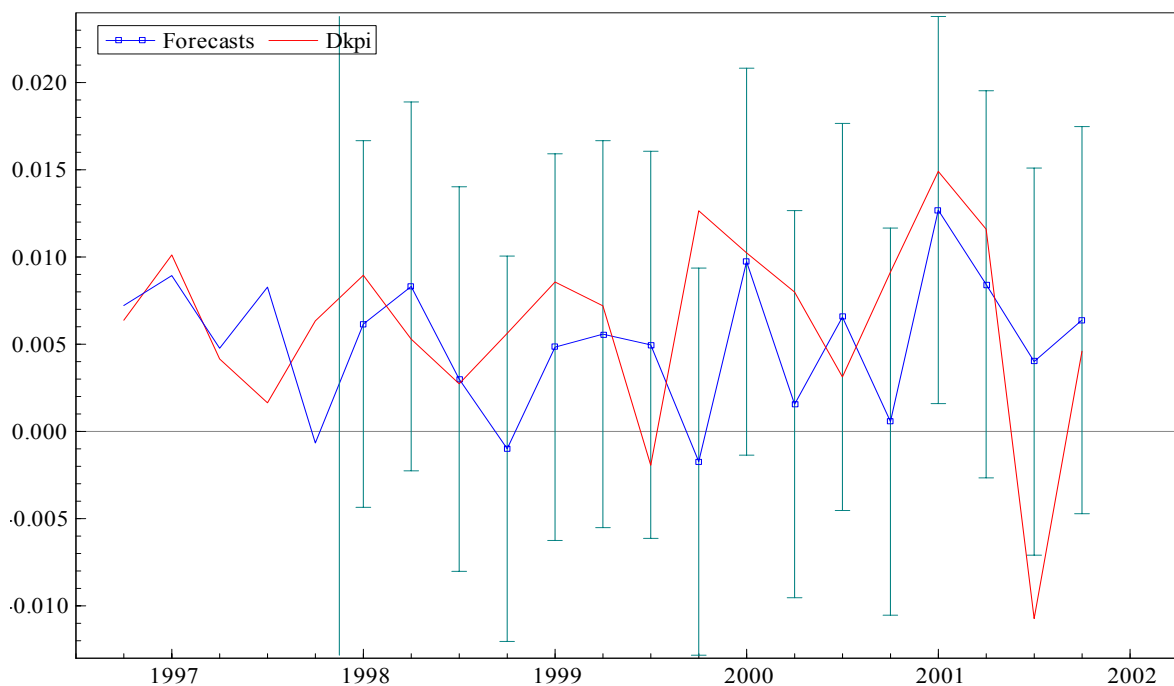
---

<sup>22</sup> Fullstendige estimeringsresultater og graf for prognoseperioden rapporteres i Appendiks 2.

bekreftes mistanken om at modellens prognoseegenskaper er bedre enn det de opprinnelige testene gir inntrykk av.

Figur 5.1 viser faktiske og predikerte verdier til dkpi for prognoseperioden 1998-2001. Predikert dkpi beregnes på bakgrunn av observasjonene til  $p^*$  og  $m_2$  i prediksjonsperioden, og koeffisientene i undersøkelsesperioden. Båndene som er tegnet inn, angir 95 % prediksjonsintervall for de anslåtte verdiene. Ttreff innefor disse tolkes som om parametrene er stabile over tid.

**Figur 5.1 Faktisk og predikert dkpi for perioden 1998:1-2001:4**



Dersom hele prediksjonsperioden sees under ett, må det sies at det er god overensstemmelse mellom modellanslagene og faktisk prisutvikling. Ved to anledninger ligger faktisk verdi utenfor prediksjonsintervallene. Med tanke på tredje kvartal 2001, kommer dette trolig av momsreformen, jfr. diskusjonen tidligere. I tillegg er det en feilprediksjon i fjerde kvartal 1999. Hva som er årsaken til denne, er mer usikkert. En hypotese kan være at prisveksten ble uforutsigbar høy som følge av tusenårsskiftet. Ser man tilbake var det svært store forventninger til denne hendelsen, og det vil ikke være utenkelig at kjøpsstanden utnyttet dette. Studerer man kurvene mer detaljert kan det se ut som om faktisk prisutvikling følger et mønster. Det samme mønsteret finnes i modellanslagene, men det virker som om topp og bunn ligger en periode etter faktiske verdier. Disse observasjonene gjelder spesielt de tre

første årene. Fordi perioden er så kort er det vanskelig å si noe sikkert. Tilfeldigheter kan gjøre at modellen tilsynelatende har random walk egenskaper. Samlet sett vil jeg konkludere med at de estimerte parametrene er stabile over tid og at prognoseegenskapene til modellen er tilfredsstillende.

Sammenlignet med resultatene i Kvilekval et. al. (1998) må forandringene sies å være svært små. De langsiktige sammenhengene er tilnærmet identiske. Effekten av en økning i utenlandsprisene er blitt litt redusert (fra 0,363 til 0,35), mens pengemengdens betydning for konsumprisene er korrigert enda mindre. Når det gjelder enlikningsmodellen, er grunnlaget for sammenligning også godt. Strukturen i modellene er den samme med tanke på antall perioders tidsforsinkelse, deterministiske komponenter og dummyvariabler. Determinasjonskoeffisienten og standardavviket er omtrent uendret, og tatt i betraktning datautvidelsen har ikke koeffisientestimatene forandret seg mer enn man må regne med. Resultatene som er presentert i dette avsnittet støtter dermed opp under funnene og konklusjonene i artikkelen til Kvilekval et. al.(1998). I så måte vil jeg hevde at målsettingen om å etterprøve resultatene har vært vellykket. Inflasjon i Norge kan fremdeles analyseres ved bruk av pengemengdevekst, og de empiriske resultatene støtter argumentet som ble fremmet tidligere i oppgaven om at pengemengdevekst er en relevant indikatorvariabel for inflasjonsutviklingen på lang sikt.

## Kapittel 6 Avslutning

I dette kapittelet vil jeg gi en kort oppsummering av diskusjonen og resultatene som har vært presentert i denne oppgaven. Artikkelen til Kvilekval et. al. (1998) hvor den empiriske sammenhengen mellom inflasjon og pengemengdevekst undersøkes, har dannet utgangspunkt for arbeidet. Innføringen av inflasjonsstyring som pengepolitisk system har medført at det igjen er interessant å teste denne sammenhengen empirisk. Den antatte utviklingen i inflasjonen er basisen for rentesettingen i dette systemet, og dermed er det viktig at informasjonsgrunnlaget og kunnskapen om inflasjonsdynamikken i økonomien er best mulig. I den forbindelse har jeg ønsket å etterprøve tidligere resultater for å se om det fremdeles er empirisk belegg for å hevde at pengemengdeveksten bør tillegges vekt ved analyse av inflasjon i Norge.

For å finne ut på hvilket grunnlag sentralbanken analyserer inflasjonsprosessen i Norge, gikk jeg i kapittel 2 gjennom pengepolitikken de siste årene. Her diskuterte jeg Norges Banks valg av mål på inflasjon. Selv om det kan reises innvendinger mot bruk av KPI-JAE, konkluderte jeg med at valget er i tråd med forskrift for pengepolitikken og at det på dette området ikke er grunnlag for kritikk mot sentralbanken. For å kunne evaluere inflasjonsanslagene til Norges Bank gikk jeg så igjennom hvordan inflasjonsprosessen modelleres i RIMINI-modellen. Her kom det frem at inflasjonen på lang sikt blir drevet av lønnsvekst og utviklingen i importpriser. Samtidig er konsumprisene den forklaringsvariabelen som har størst betydning for fastsettelsen av lønnsveksten. Basert på gjennomgangen av artikkelserien ”Etterprøving av Norges Banks anslag” kom det frem at konsumpriser er en av variablene som historisk har vært best predikert i RIMINI-modellen. Det er dermed forståelig at sentralbanken har følt at de har kunnet stole på sine egne anslag på dette området. På samme tid er det verdt å merke seg at dette for det meste har vært i en periode der inflasjonsanslagene ikke har vært hovedgrunnlag for rentesettingen slik det er nå.

I evalueringen av Norges Banks inflasjonsanslag for perioden 2001-2003 diskuterte jeg så flere forhold. I tråd med sentralbankens egen tidshorisont valgte jeg å ta utgangspunkt i anslagene fra 2001. Her kom det frem at anslagene for 2002 var relativt gode, mens for 2003 var anslagene derimot langt unna den faktiske utviklingen. Sett i forhold til analysen i Norges Bank Watch 2003, presenterte jeg så konklusjonen av denne gjennomgangen. I forhold til

2001 anslagene var utviklingen i importprisene og utviklingen i internasjonal økonomi noe av årsaken til at inflasjonsanslagene ble ukorrekte. Norges Bank Watch rapporten trakk i tillegg frem betydningen av endrede anslag på lønnsutviklingen i 2002 samt betydningen av en sterk valutakurs. Ellers ble det satt spørsmål ved forståelsen av inflasjonen og om måten den modelleres på er tilstrekkelig god.

Kapittel 3 tok for seg den teoretiske bakgrunnen for sammenhengen mellom inflasjon og pengemengdevekst. Her presenterte jeg den historiske utviklingen av kvantitetsteorien fra de klassiske økonomene via Keynes, til Friedman og monetaristene. Jeg gikk så igjennom de erfaringene enkelte land gjorde på 1970- og begynnelsen av 1980-tallet ved å la pengemengdeveksten spille en sentral rolle i pengepolitikken. Konklusjonen var at land som ikke forpliktet seg tilstrekkelig til pengemengdemålet mislyktes, mens land som Japan og Tyskland hadde suksess med dette systemet.

Videre ble kvantitetsteorien diskutert i forhold til nyere teoretisk utvikling i faget. Her så jeg spesielt på dens betydning i forhold til nykeynesianismen. På bakgrunn av Nelson (2003) ble et standard nykeynesinask modellapparat presentert som utgangspunkt for diskusjonen. Jeg argumenterte så for at pengemengdeaggregat, til tross for hva enkelte motstandere har hevdet, fremdeles har en viktig funksjon i forståelsen av inflasjonsprosessen. Spesielt legges det her vekt på at flere avkastningsrater enn den kortsiktige renten er relevant for utviklingen i aggregert etterspørsel. I den forbindelse inneholder pengemengden informasjon om disse avkastningsratene, og kan dermed fungere som en indikator for fremtidig prisutvikling.

Til slutt i kapittelet tilpasset jeg den nykeynesianske modellen til en liten åpen økonomi. Ved å ta hensyn til at en del av inflasjonen er importert, utledet jeg modellen som estimeres i siste del av oppgaven. I denne modellen blir innenlandsk inflasjon bestemt av utenlandsprisene og innenlandsk pengemengdevekst.

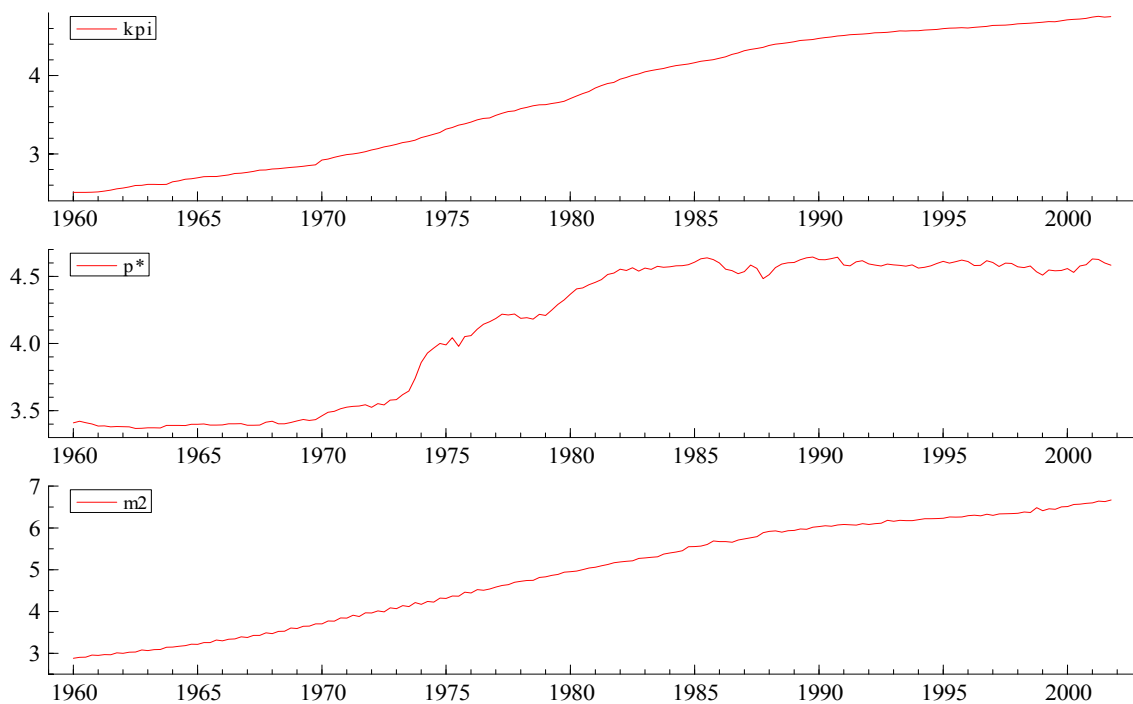
I den empiriske delen av oppgaven fant jeg en langsiktig sammenheng mellom inflasjon, utenlandspriser og pengemengdevekst. Dette ble gjort ved bruk av kointegrasjonsanalyse. Sammenhengen sier at på lang sikt vil en økning i pengemengdeveksten på 1 prosent øke inflasjonen med ca. 0,5 prosent. Tilsvarende øker inflasjonen med 0,35 prosent når utenlandsprisene øker med 1 prosent. Denne sammenhengen inngår videre som en selvjusteringsmekanisme i den endelige modellen.

I underkapittel 5.2 ble modellen estimert på likevektjusteringsform. Dette er en dynamisk modell som forklarer utviklingen i inflasjonen. Denne tar hensyn til både samtidige og kortsiktede virkninger. Modellen består de fleste av de diagnostiske testene og prognoseegenskapene viser seg å være tilfredsstillende. Resultatene er også konsistente med hensyn til Kvilekval et. al. (1998). Dette gjelder både for den langsiktige sammenhengen og den dynamiske modellen. Konklusjonen blir derfor at modellen er godt egnet til å forklare den innenlandske prisutviklingen.

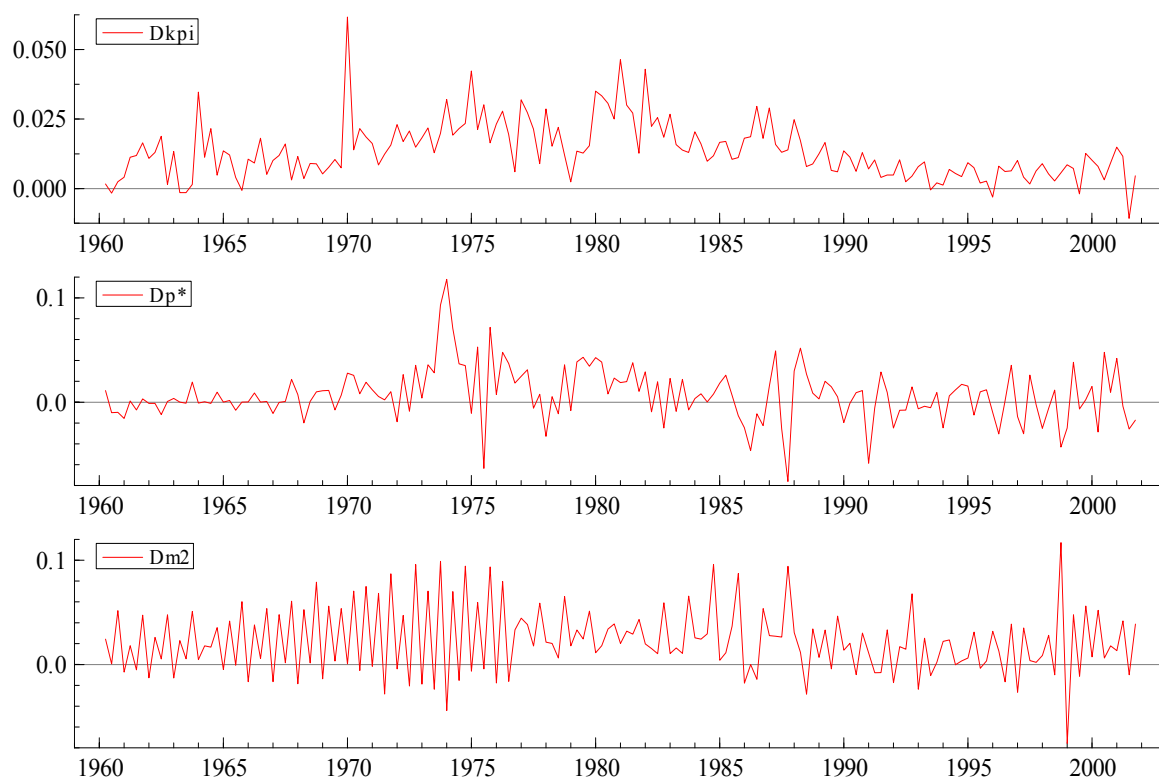
Tatt i betraktning av at sentralbanken ikke har lyktes særlig godt med pengepolitikken de siste årene, er det flere som har tatt til orde for at det må gjøres endringer. Enkelte har ment at Norge bør legge mer vekt på å holde valutakursen fast, og noen har til og med tatt til orde for å innføre Euro. Andre igjen, har uttrykt at sentralbanken må bli flinkere til å hente informasjon i aksjemarkedet da dette markedet tidlig gir signaler om den økonomiske utviklingen. Argumentene i den teoretiske delen av oppgaven og de empiriske resultatene jeg har presentert, viser at pengemengden må vies større interesse i utøvelsen av pengepolitikken. Selv om dette er en størrelse som ikke direkte kan kontrolleres, viser det seg at denne inneholder relevant informasjon om fremtidig utvikling i prisene. For at beslutningsgrunnlaget i fremtiden skal bli best mulig, bør derfor utviklingen i pengemengdeveksten følges nøye og tillegges vekt i inflasjonsanalysen.

## Appendiks 1

Variabler på nivåform:

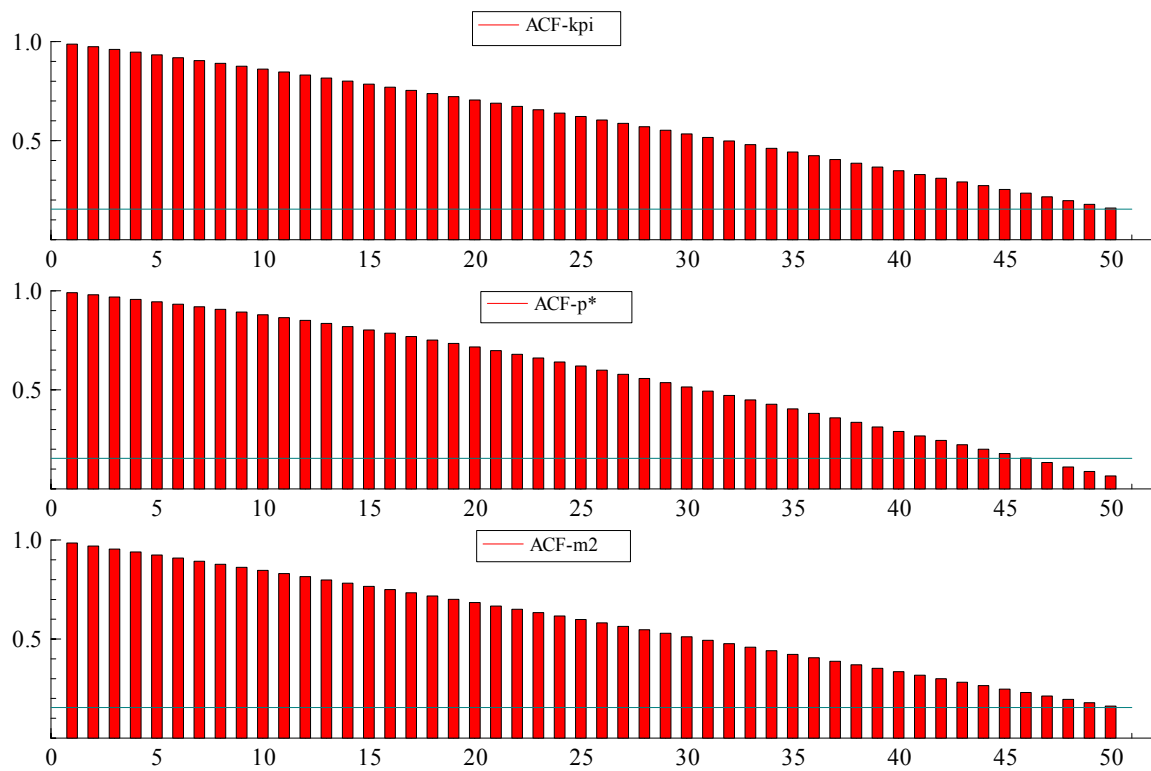


Variabler på førstedifferanseform:

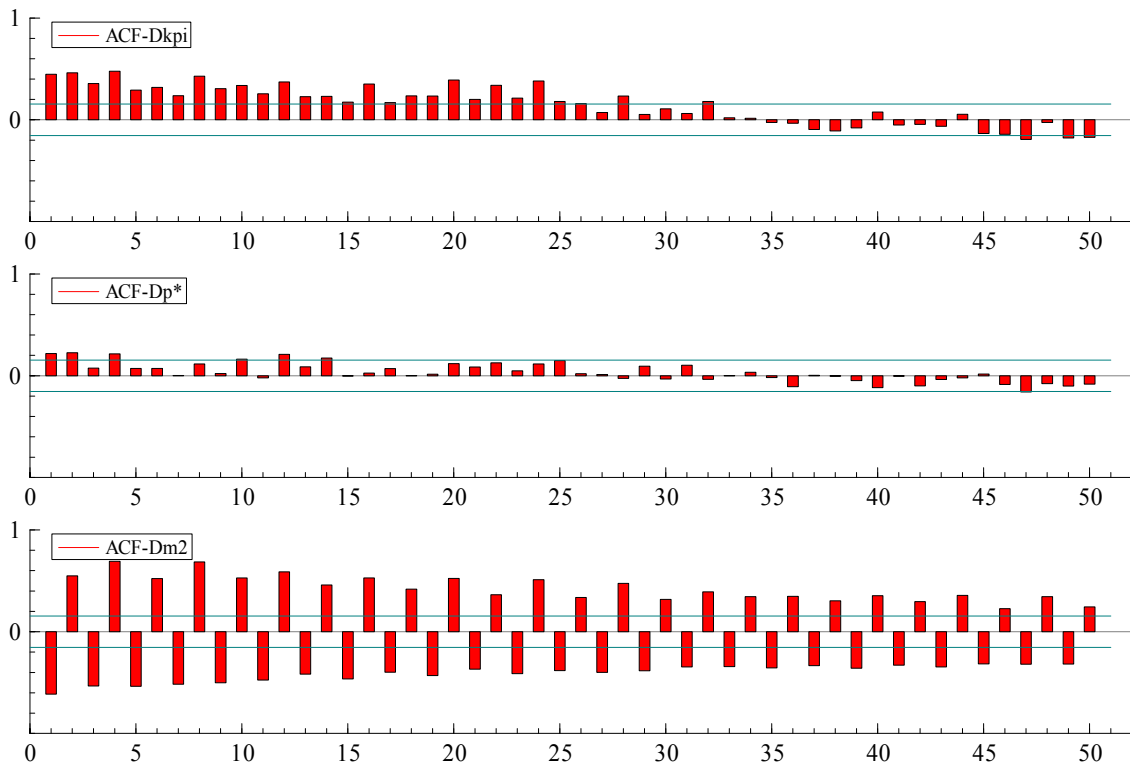




Korrelogram av variabler på nivåform:



Korrelogram av variabler på förstедifferansform:



## Appendiks 2

Modellen estimert med dummy for innføring av halv moms på mat, HMAMO. Dummen HMAMO blir ikke funnet å være signifikant, men som en kan se er testene for parameterstabilitet blitt mye bedre. I tillegg presenteres figuren for faktisk og predikert dkpi basert på denne utgaven av modellen.

Estimeringsresultater for alternativ modell:

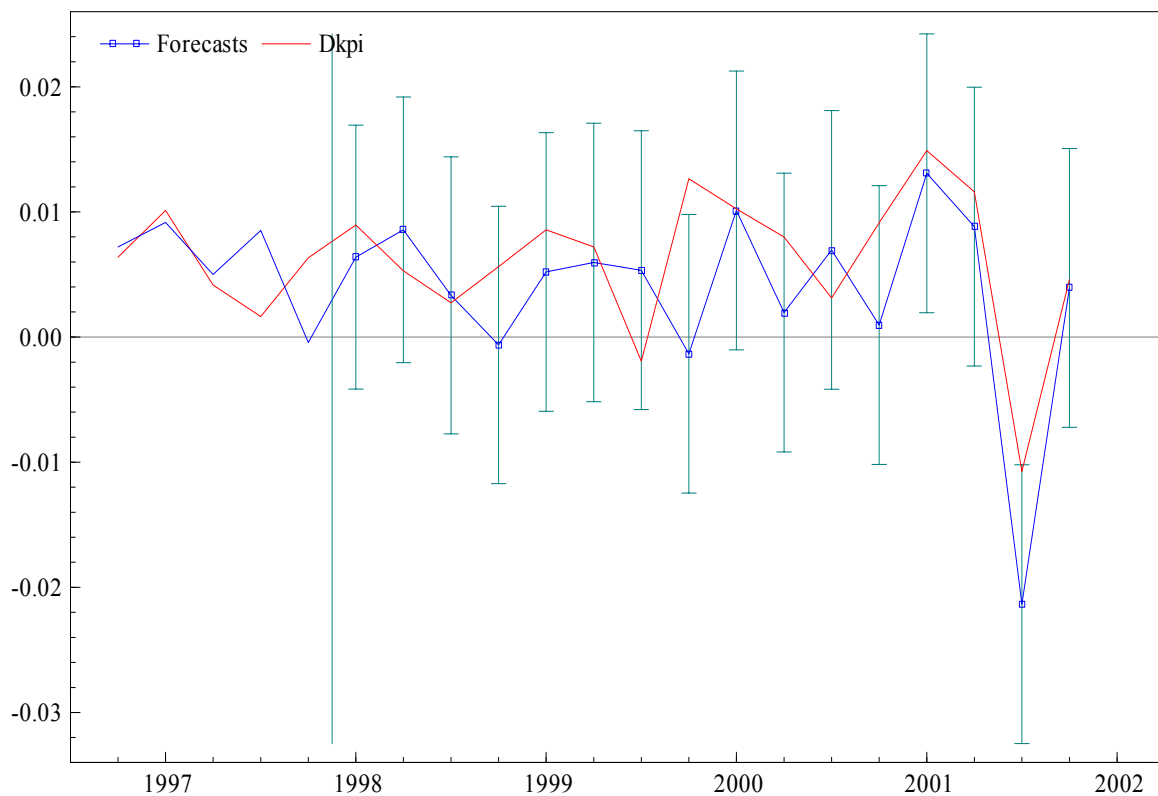
<b>Endogen variabel: dkpi</b>					
<b>Undersøkellesperiode: 1960(4)-2001(4), minus siste 16 kvartal</b>					
<b>Prognoseperiode: 1998(1)-2001(4)</b>					
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dkpi_1	0.110912	0.05984	1.85	0.066	0.0257
Dkpi_2	0.284437	0.05824	4.88	0.000	0.1551
Constant	-0.00443316	0.001639	-2.70	0.008	0.0532
Dp*	0.0670766	0.02154	3.11	0.002	0.0694
Dp*_1	-0.0508792	0.02068	-2.46	0.015	0.0445
Dp*_2	-0.0500804	0.02197	-2.28	0.024	0.0384
Dm2	0.0189391	0.02495	0.759	0.449	0.0044
Dm2_1	-0.0512382	0.02755	-1.86	0.065	0.0259
Dm2_2	-0.0744005	0.02606	-2.86	0.005	0.0590
OMS	0.0238263	0.005429	4.39	0.000	0.1291
MOMS	0.0398207	0.005434	7.33	0.000	0.2923
PLSTP	-0.0208695	0.004516	-4.62	0.000	0.1411
AKSJE	0.00971237	0.004389	2.21	0.029	0.0363
INTERD	0.342196	0.1321	2.59	0.011	0.0491
EqCM_1	-0.108926	0.01407	-7.74	0.000	0.3155
Seasonal	0.00803888	0.001914	4.20	0.000	0.1195
Seasonal_1	0.00635253	0.001602	3.96	0.000	0.1078
Seasonal_2	0.00102010	0.001770	0.576	0.565	0.0025
HMAMO	0.0254956	0.2757	0.0925	0.926	0.0001
sigma	0.00527427	RSS		0.00361632606	
R <sup>2</sup>	0.768178	F(18,130) =	23.93	[0.000]**	
log-likelihood	580.233	DW		2.03	
no. of observations	149	no. of parameters		19	
mean(Dkpi)	0.0143744	var(Dkpi)		0.000104695	
<b>Test for parameterstabilitet for perioden 1998(1)-2001(4):</b>					
Forecast	Chi <sup>2</sup> (16)=	19.223	[0.2573]		
Chow	F(16,130)=	0.83412	[0.6451]		
<b>Diagnostiske tester:</b>					
AR 1-5 test:	F(5,125) =	0.79181	[0.5575]		
ARCH 1-4 test:	F(4,122) =	2.4087	[0.0530]		
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) =	5.2200	[0.0735]		
hetero test:	F(28,101)=	0.86211	[0.6646]		

RESET test:  $F(1,129) = 5.7977 [0.0175]^*$

**Test for signifikansen til hver variabel og hver tidsforsinkelse:**

Variable	F-test	Value	[ Prob]	Unit-root t-test
Dkpi	$F(2,130) =$	17.032	[0.0000]**	-8.3797**
Constant	$F(1,130) =$	7.3118	[0.0078]**	
Dp*	$F(3,130) =$	5.4349	[0.0015]**	-1.1504
Dm2	$F(3,130) =$	3.0984	[0.0291]*	-1.9678
OMS	$F(1,130) =$	19.263	[0.0000]**	4.389
MOMS	$F(1,130) =$	53.705	[0.0000]**	7.3284
PLSTP	$F(1,130) =$	21.352	[0.0000]**	-4.6209
AKSJE	$F(1,130) =$	4.8978	[0.0286]*	2.2131
INTERD	$F(1,130) =$	6.7105	[0.0107]*	2.5905
EqCM	$F(1,130) =$	59.921	[0.0000]**	-7.7409
Seasonal	$F(1,130) =$	17.641	[0.0000]**	
Seasonal_1	$F(1,130) =$	15.715	[0.0001]**	3.9642
Seasonal_2	$F(1,130) =$	0.33208	[0.5654]	0.57627
HMAMO	$F(1,130) =$	0.0085487	[0.9265]	0.092459
Lag 1	$F(4,130) =$	22.633	[0.0000]**	
Lag 2	$F(3,130) =$	10.555	[0.0000]**	

Figur tilhørende alternativ modell:



# Referanser

Banerjee, A. J., Dolado, J., Galbraith, J. W. and Hendry, D. F. (1993): “*Co-integration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*”. Oxford University Press, Oxford.

Charemza, W. W. and Deadman, D. F. (1992): “*New Directions in Econometric Practice*”. Edward Elgar, Aldershot.

Clarida, R., Gali, J., and Gertler, M. (2001): “Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated Approach”. *American Economic Review* 91:2, p. 248-252.

Doornik, J. A. and Hendry, D. F. (2001): “*Empirical Econometric Modelling Using PcGive 10, Volume I*”. Timberlake Consultants Ltd., London.

Doornik, J. A. and Hendry, D. F. (2001): “*Modelling Dynamic Systems Using PcGive 10, Volume II*”. Timberlake Consultants Ltd., London.

Eitrheim, Ø. (1998): “The demand for broad money in Norway, 1969-1993”. *Empirical Economics* 23, p. 339-354.

Friedman, M. (1992): “*Quantity Theory of Money*”. In: Newman, P., Milgate, M. og Eatwell, J. (eds.), “*The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*”. The Macmillian Press Limited, London, p. 247-264.

Hendry, D. F. and Juselius, K. (2000): “Explaining Cointegration Analysis: Part I”. *The Energy Journal* 21:1, p. 1-42.

Hendry, D. F. and Juselius, K. (2001): “Explaining Cointegration Analysis: Part II”. *The Energy Journal* 22:1, p. 75-120.

Jore, A. S. (1997): ” Etterprøving av Norges Banks anslag for 1994 til 1996”. *Penger og Kreditt*, 4/97.

Jore, A. S. (1999): ” Etterprøving av Norges Banks anslag”. *Penger og Kreditt*, 1/99.

Jore, A. S. (1999): ” Etterprøving av Norges Banks anslag”. *Penger og Kreditt*, 4/99.

- Jore, A. S. (2000): ”Etterprøving av Norges Banks anslag for 1999”. *Penger og Kreditt*, 4/00.
- Kvilekval, E., Vaage, K. og Vårdal, E. (1998): ”Sammenhengen mellom pengemengdevekst og inflasjon i Norge”. *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 112, s. 185-211.
- Lohrmann, H.: ”Etterprøving av Norges Banks anslag for 2001 og 2002”. *Penger og Kreditt*, 1/03.
- McCallum, B. T. (2001): ”Monetary Policy Analysis in Models Without Money”. *Federal Reserve Bank of St. Louise Review* 83, p. 145-160.
- Mishkin, F. S. (1997): ”*The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*” Fifth Edition. Addison-Wesley, USA.
- Nelson, E. (2003): ”The future of monetary aggregates in monetary policy analysis”. *Journal of Monetary Economics* 50, p. 1029-1059.
- Norges Bank: Inflasjonsrapport 2/01, 3/01, 1/02, 2/02, 3/02, 1/03, 2/03 og 3/03.
- Norges Bank: Tale: ”Sentralbankens oppgave” holdt av sentralbanksjef Svein Gjedrem ved konferanse arrangert av Makt- og demokratiutredningen og FAFO, Oslo, 6. september 2002.
- Olsen, K. og Wulfsberg, F. (2001): ”Hvilken rolle spiller vurderinger og skjønn i bruken av den makroøkonomiske modellen RIMINI?”. *Penger og Kreditt*, 1/01.
- Statistisk Sentralbyrå: Økonomiske analyser 4/2002.
- Sturød, M. (2002): ”Etterprøving av Norges Banks anslag for 2000”. *Penger og Kreditt*, 1/02.
- Steigum, S., Houg, K., Haug, A. K., Ekeli, T. (2003): ”*Norges Bank Watch 2003, An Independent Review of Monetary Policy in Norway*”. Centre for Monetary Economics, September 2003.
- Svensson, L. E. O. (1999): ”How should monetary policy be conducted in an era of price stability?”. *New Challenges for Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, p. 195-249.

Svensson, L. E. O., Houg, K., Solheim, H. O. Aa. og Steigum, E. (2002): "*Norges Bank Watch 2002, An Independent Review of Monetary Policy and Institutions in Norway*". Centre for Monetary Economics, September 2002.

Torvik, R. (2003): "Finanspolitikk, inflasjon og valutakurs". *Økonomisk Forum*, 8, s.10-14.

Vaage, K (1995): "Econometric Analyses of Energy Markets". Dissertations in Economics 9, University of Bergen.