



01.12.2015

Har valutakursen blitt mer volatil etter at Norge innførte inflasjonsstyring?



[Christian Dahl Uthus](#)

NORGES TEKNISK-NATURVITENSKAPELIGE UNIVERSITET
FAKULTET FOR SAMFUNNSVITENSKAP OG TEKNOLOGILEDELSE
INSTITUTT FOR SAMFUNNSØKONOMI

Forord

Denne oppgaven markerer slutten på et toårig masterstudium i finansiell økonomi ved NTNU, der jeg har forsøkt å benytte en del av de teknikkene vi har lært i løpet av studiet, til å drøfte hvorvidt innføring av inflasjonsstyring har gjort at valutakursens volatilitet har økt. Jeg vil takke professor Kåre Johansen ved Institutt for samfunnsøkonomi for god veiledning og en fleksibel tilnærming til utfordringer som har oppstått underveis.

Christian Dahl Uthus

Trondheim, 1.desember 2015

Innhold

1. Innledning	s. 1
2. Kort historisk oversikt over nyere pengepolitikk i Norge	s. 3
3. Fleksibel inflasjonsstyring og udekket renteparitet	s. 6
4. Datamateriale	s. 15
5. Modellspesifikasjon	s. 22
6. Resultater	s. 25
7. Alternative dummyvariabler	s. 28
8. Konklusjon	s. 37
Litteratur	s. 38
Appendiks	s. 42

Figurer og tabeller

Figur 1: Transmisjonsmekanismen for rentens påvirkning på inflasjonen.	s. 10
Figur 2: Historisk utvikling i valutakursindeksene KKI og I44	s. 16
Tabell 1: Resultat av regresjon for å undersøke enhetsrot i I44.	s. 17
Tabell 2: Resultat av regresjon for å undersøke enhetsrot i KKI.	s. 17
Tabell 3: Resultat av alternative modeller for å undersøke enhetsrot i I44.	s. 42
Tabell 4: Resultat av alternative modeller for å undersøke enhetsrot i KKI.	s. 42
Tabell 5: Resultat av alternative modeller for å undersøke enhetsrot i $\Delta I44$.	s. 19
Tabell 6: Resultat av alternative modeller for å undersøke enhetsrot i ΔKKI .	s. 19
Tabell 7: Resultat av tester for ARCH-effekter i I44 modellene for I44.	s. 20
Tabell 8: Resultat av tester for ARCH-effekter i I44 modellene for KKI.	s. 43
Tabell 9: Grunnmodell, GARCH (1,1) for I44.	s. 25
Tabell 10: Grunnmodell, GARCH (1,1) for KKI.	s. 25
Tabell 11: Langsiktig likevekt for volatiliteten til I44/KKI. Flere modeller.	s. 43
Tabell 12: Alternativer til grunnmodellen for I44 i tabell 9, med tilhørende γ .	s. 43
Tabell 13: Alternativer til grunnmodellen for KKI i tabell 10, med tilhørende γ .	s. 44
Tabell 14: Ny grunnmodell for KKI, med kontroll for liberalisering av pengepolitikken.	s. 31
Tabell 15: Alternativer til tabell 14 med varierende antall lag, og tilhørende γ . KKI.	s. 44
Tabell 16: Ny grunnmodell til for KKI, med endret tidspunkt for innføring av inflasjonsstyring.	s. 34
Tabell 17: Ny grunnmodell for I44, med endret tidspunkt for innføring av inflasjonsstyring.	s. 35
Tabell 18: Alternativer til modellen fra tabell 16, med varierende antall lag, og tilhørende γ .	s. 45

Tabell 19: Alternativer til modellen fra tabell 17, med varierende antall lag, og tilhørende γ .

s. 45

1. Innledning

Ulike systemer og mål for pengepolitikken har fascinert meg i flere år. Særlig med tanke på de store svingningene i den norske kronens verdi, målt mot store valutaer som dollar, pund og euro de siste årene så er ulike pengepolitiske mål som lav og stabil inflasjon (som kan sees som stabil innenlands verdi av et lands valuta) kontra stabil valutakurs (stabil utenlands verdi av et lands valuta) et interessant tema. Det er bred enighet om at den sterke depresieringen av norske kroner de siste årene i hvert fall delvis er knyttet til fallet i oljeprisen. Olje er svært viktig for norsk eksportøkonomi, og prisen har klart redusert valutainntekter til Norge, noe som vil svekke etterspørselen etter norske kroner. Under et pengepolitisk regime innrettet mot stabilisering av kronekursen ville det vært nødvendig med en kraftig renteøkning for å motvirke effekten av oljeprisfallet. Det som i stedet har skjedd under det nåværende regimet med fleksibel inflasjonsstyring er at norsk styringsrente gradvis har blitt senket mot et svært lavt nivå. Dette henger blant annet sammen med gjeldende mål for pengepolitikken, og den økonomiske utviklingen ellers i verden. Resultatet er at kronekursen ikke støttes opp av renten, slik det ville vært påkrevd under fast valutakurs. Renteendringene har i stedet gått motsatt vei for å stabilisere realøkonomien, noe som tydelig viser hvordan ulike mål for pengepolitikken prioriteres under de ulike regimene. Dermed har det vært lite som motvirker det negative sjokket i kronens verdi, og resultatet blir at den faller markant mot de fleste andre valutaer. Dette viser at inflasjonsstyringens fokus på stabilisering av inflasjon og realøkonomi/sysselsetting tillater betydelig mindre kontroll over valutakursen. På den andre siden vil fast valutakurs i nevnte scenario som sagt kreve klar renteøkning, noe som ville rammet inflasjonsnivået og realøkonomien langt hardere enn hva tilfellet er under inflasjonsstyring, som altså tar mer direkte hensyn til disse to faktorene. Disse motsetningene i mål og resultat ved ulike former for pengepolitisk styring synliggjør det Mundell (1963) kalte «the impossible trinity» mellom frie kapitalbevegelser, fast valutakurs, og en uavhengig pengepolitikk med handlingsrom i rentesettingen. Forutsatt dagens relativt frie bevegelse av kapital i Europa har man i prinsippet valgt mellom en fast valutakurs som binder opp alt handlingsrommet i pengepolitikken ved å diktere nødvendig rente for å forsvare valutakursen, og en mer flytende valutakurs, som gir større handlingsrom i pengepolitikken for å jobbe mot andre målsetninger enn stabilitet i valutakursen. Flere og flere vestlige land har de siste tiårene beveget seg fra målsetning om fast valutakurs og mot fleksibel inflasjonsstyring. Overgangen fra fast/stabil valutakurs til fleksibel inflasjonsstyring gir klart redusert mulighet til å motvirke svingninger i kronekursen, noe som gjør økt volatilitet kronekurs/valutakurs

(som er hverandres invers) til en naturlig hypotese. Jeg skal i denne oppgaven gjennom bruk av data fra Norges Bank, forsøke å finne svar på hvorvidt vi kan finne statistisk belegg for at innføring av inflasjonsstyring i Norge har ført til høyere volatilitet i landets valutakurs. Videre vil jeg drøfte mulige årsaker til at dette er, eventuelt ikke er mulig.

Oppgaven er organisert på følgende måte: Kapittel 2 gir en kort historisk oversikt over nyere pengepolitikk i Norge, der blant annet ulike måter å forsøke å styre pengepolitikken etter mest mulig stabil valutakurs presenteres. Kapittel 3 gir en introduksjon til teorien om fleksibel inflasjonsstyring, og litt hva denne pengepolitiske styringsformen innebærer for valutakursen. Det gis også en kort introduksjon til udekket renteparitet, for å forklare den delen av transmisjonsmekanismen som går fra renter som virkemiddel til valutakursen. Kapittel 4 presenterer datamaterialet, og inneholder en analyse av ulike egenskaper ved dette. Blant annet drøftes hvorvidt valutakursindeksene er stasjonære, eller om de inneholder (minst) én enhetsrot, slik at sjokk i valutakursen vil være permanente. Videre viser jeg at datasettet utvilsomt er preget av heteroskedasitet, noe som legger føringer for kapittel 5, som dreier som om modellspesifikasjon. Under modellspesifikasjon presenteres hovedmodellen GARCH (1,1), som i ulike former brukes gjennom hele oppgaven. Videre modelleres innføringen av inflasjonsstyring som en del av varianslikningen i denne modellen. Kapittel 7 presenterer resultater fra estimering av en rekke ulike modeller, og fortsetter med en diskusjon om alternativ modellering av tidspunktet for innføring av inflasjonsstyring, og et forsøk på å separere effekten av selve inflasjonsstyring, fra overgangen fra en fast til en mer flytende valutakurs. Kapittel 8 oppsummerer de viktigste resultatene, og konkluderer.

2. En kort historisk oversikt over nyere pengepolitikk i Norge

Norske myndigheter har tradisjonelt sett hatt en eller annen form for valutakurs som anker for pengepolitikken. En slik politikk legger åpenbart begrensninger for hvor mye valutakursen tillates å variere, men da først og fremst mot den eller de valutaen(e) som brukes som «anker». Bretton-Woods samarbeidet fra slutten av andre verdenskrig til starten av 1970-tallet hadde amerikanske dollar som anker, der deltagende valutaer hadde faste valutakurser for veksling til dollar, og der sistnevnte igjen kunne veksles inn i gull. Dette systemet begynte å kollapse i 1971, da det hadde utviklet seg et parallelt marked for gull, der metallens pris var høyere den offisielle prisen i valutasamarbeidet. Dette førte til at USAs gullreserver kom under sterkt press, og landet ble nødt til å oppheve retten til innløsning i gull. Dette bidro sterkt til slutten av Bretton-Woods samarbeidet, som kollapset for godt i 1973.

Da Bretton-Woods brøt sammen var det bred enighet blant norske myndigheter om at landets valuta ikke burde stå alene. Landet valgte derfor å fortsatt være en del av «slangesamarbeidet», et valutakurssamarbeid mellom EF-land og enkelte ikke-medlemmer hvor innbyrdes svingninger mellom de ulike lands valutaer ble forsøkt holdt innenfor betydelig smalere svingninger i forhold til hverandre, enn det som gjaldt under Bretton-Woods. Tyske mark hadde rollen som anker. Appresieringen som fulgte av kronens deltagelse i dette samarbeidet (godt synlig i figur 2 under datamateriale), og sprikende økonomisk utvikling etter oljekrisen i 1973 bidro til at Norge ikke klarte å oppnå samme lave prisstigning som Tyskland, til tross for de lave inflasjonsimpulsene fra utlandet gjennom billigere import. Fra 1976 begynte enigheten om norsk deltagelse i slangesamarbeidet å slå sprekker, da flere uttrykte ønske om et mykere kursregime, der man fulgte internasjonalt inflasjonsnivå fremfor det som rådet i EF. I perioden 1976-1978 ble kronen devaluert flere ganger innenfor slangesamarbeidet, uten at resultatene var tilfredsstillende. Norge besluttet å trekke seg fra slangesamarbeidet i desember 1978, og gikk deretter over til å forsøke å holde en fast valutakurs mot en kurv/indeks av valutaene til Norges viktigste handelspartnere. (Kleivset, 2010). Dette reflekteres også i figur 2, der perioden fra slutten av 1978-1981 er preget av små svingninger i KKI, som nettopp er en indeks av valutaene til landets viktigste handelspartnere. Videre utover første del av 1980-tallet hadde landet flere utfordringer knyttet til sin finans- og pengepolitikk. Staten hadde i etterkrigstiden sett det som sitt ansvar å opprettholde både en lav rente, og lav arbeidsledighet. Før oljeprissjokket i 1986 var viljen til å justere på disse målene liten, noe som førte til flere devalueringer av valutakursen i årene 1982 og 1984. Dette skjedde blant annet som følge av appresieringspresset på kronen som fulgte av store

valutainntekter, hovedsakelig fra oljenæringen. Videre sørget dollarens kursstigning for å «dra med seg» den norske kronen høyere i forhold til europeiske valutaer, enn mange mente var ønskelig. I tillegg gjorde pris- og lønnsutviklingen sitt til at den reelle valutakursen steg. Dette ble under Willoch-regjeringen forsøkt løst gjennom de nevnte devalueringene i 1982 og 1984. Dette ble ingen suksess, ettersom devalueringene i seg selv bidro til pris- og kostnadsveksten i disse årene. Oljekrisen i 1986 markerte en omlegging av landets økonomiske politikk, der Norges Bank fikk et mer selvstendig ansvar for rentesetting, og den tidligere vedvarende lavrentepolitikken ble forlatt, til fordel for et mer dedikert forsvar av en stabil kronekurs. (Kleivset, 2010). Også denne historien kan gjenkjennes i figur 2, der devalueringer i 1982, 1984, og fremfor alt i 1986 utgjør mye av volatiliteten i KKI i disse årene, mens perioden etter devaluering i 1986 og frem til desember 1992 er preget av en mer stabil indeksverdi, i hvert fall uten tilsvarende store utslag.

«Perioden mellom desember 1992 og mars 2001 var en brytningstid for norsk pengepolitikk. I disse årene gikk norske myndigheter bort fra det tradisjonelle målet om å opprettholde en fast valutakurs og over til et flytende valutakurssystem med et mål om å styre mot lav og stabil inflasjon.» (Kleivset/Norges Bank, 2012). I 1990 valgte norske myndigheter igjen å knytte seg til EFs valutakurssamarbeid, denne gangen som en unilateral tilslutning, uten intervensjonsstøtte slik EF-landene hadde. Samlingen av de to tyske statene førte til etterspørselssjokk etter tyske mark, og renteheving fra den tyske sentralbanken. Dette passet dårlig for mange av landene som var knyttet til valutakurssamarbeidet i EF, da landenes økonomi var tilpasset lavt rentenivå. Da aktørene i valutamarkedet oppfattet dette, bidro det til sterkt press på valutaer som ble oppfattet som sårbare for devaluering, muliggjort av avregulering av kontroll med kapitalbevegelser, og stor teknologisk utvikling. Dette førte til at flere land i løpet av sommeren og høsten 1992 ble tvunget til å suspendere og oppgi sine fastkurser, og la sine valutakurser være flytende. Norske myndigheter forsøkte å møte presset gjennom intervensjon i form av støttekjøp og kraftige rentehevinger, men måtte gi opp og la kronen flyte den 10. desember 1992 (Kleivset, 2012).

Norge hadde imidlertid forestillingen om fast valutakurs en relativt sentral posisjon også etter problemene i 1992, noe som hadde sammenheng med måten landet hadde innrettet sin økonomiske politikk, der budsjettpolitikken hadde et betydelig ansvar for stabilisering av økonomien, mens pengepolitikken fortsatt hadde stabil valutakurs som et av hovedmålene, selv om valutakursregimet var løsere det neste året. Fra sommeren 1993 ble svingningsmarginene mellom valutaene i EF-samarbeidet utvidet fra 2,25 til 15 prosentpoeng.

Denne reduserte presset på å holde den norske kronen stabil på kort sikt, noe som la grunnlaget for en ny tankegang rundt pengepolitikken i Norge. Arbeidet med å forstå hvordan et inflasjonsstyringsregime kan fungere ble påbegynt, og i mai etablerte norske myndigheter et nytt og mer fleksibelt valutakursmål. Fra 1996 oppstod det pengepolitiske styringsproblemer i form av motstridende føringer fra målet om små svingninger i valutakurs, og målet om stabilitet i økonomien, som «dro» renten i hver sin retning. Parallelt ble det i Norges Bank jobbet med å konkretisere hvordan et system med inflasjonsstyring skulle operasjonaliseres. Fra august 1998 begynte Norges Bank å ta mer hensyn til prisutvikling enn til kursstabilitet i sin rentesetting, og mandag 4. januar 1999 møtte den nye sentralbanksjefen pressen og beskrev hvordan han mente at pengepolitikken skulle føres. Det var et mål å holde valutakursen stabil, men det var ikke nødvendig eller mulig å finstyre den til enhver tid. Gjedrem la i stedet vekt på at en pris- og kostnadsvekst ned mot nivået euro-landene siktet mot var en forutsetning for en stabil valutakurs på lengre sikt. Reaksjonene på Gjedrems pressekonferanse lot ikke vente på seg. Allerede klokken 11.18 publiserte Reuters den nye sentralbanksjefens uttalelser hvor de konkluderte med at han hadde lagt om pengepolitikken til inflasjonsstyring. Dette var signalet markedet hadde ventet på, og pengemarkedsrenten falt umiddelbart.» (Kleivset, 2012). Svein Gjedrems uttalelser og markedets reaksjon viser at man kan argumentere for at overgangen til inflasjonsstyring var en realitet før det ble formalisert i mars 2001.

3. Fleksibel inflasjonsstyring

Da Norges Bank i 2001 fikk innført et nytt mandat for pengepolitikken den 29.mars, innebar det et banken skulle jobbe mot et mål om lav og stabil inflasjon. Samtidig er ikke inflasjon det eneste målet i systemet Norge innførte, som kalles fleksibel inflasjonsstyring. I tillegg til å sørge for lav og stabil inflasjon, har Norges Bank som mål å bidra til å stabilisere produksjonsnivå, og sysselsetting. På lengre sikt harmonerer disse målene godt, da prisstabilitet normalt vil være en forutsetning for høy og stabil produksjon og sysselsetting. På kortere sikt kan det imidlertid inntreffe «sjokk» som gjør at optimal rentesetting for å nå hvert av målene drar i hver sin retning. Dermed blir en avveining mellom hensynet til inflasjonsmålet og hensynet til realøkonomisk stabilitet viktig, noe som er kjernen i fleksibel inflasjonsstyring (Bergo, 2004). Norges Bank legger ifølge sine retningslinjer for pengepolitikken til grunn at pengepolitikken virker med et betydelig tidsetterslep. Banken ser derfor at den er nødt til å være fremoverskuende i sin rentesetting. Virkningene av renteendringer er usikre og variable over tid, og vil derfor foretas gradvis, slik at banken får anledning til å vurdere virkningene av renteendringene og annen ny informasjon om den økonomiske utviklingen (Gjedrem, 2001). I Norges Banks mandat for pengepolitikken står følgende;

«Det operative målet for pengepolitikken skal vere ein årsvekst i konsumprisane som over tid er nær 2,5 prosent. Pengepolitikken skal samstundes medverke til å stabilisere utviklinga i produksjon og sysselsetjing. Noregs Bank sitt viktigaste verkemiddel er styringsrenta, som er renta på bankane sine innskot i Noregs Bank.

Noregs Bank legg til grunn at inflasjonsstyringa skal vere fleksibel, slik at både variasjon i inflasjon og variasjon i produksjon og sysselsetjing blir tillagde vekt. Pengepolitikken verkar med eit tidsetterslep. Noregs Bank set renta med sikte på å stabilisere inflasjonen nær målet på mellomlang sikt. Den aktuelle horisonten vil avhenge av forstyrningane økonomien er utsett for og korleis dei vil verke inn på utviklinga av inflasjon og realøkonomi framover.

Horisonten for måloppnåelse kan altså variere noe avhengig av hvilke forstyrrelser økonomien er utsatt for, noe som i praksis gir Norges Bank et visst rom for utøvelse av skjønn i rentesettingen. Horisonten for måloppnåelse sier implisitt noe om vektleggingen av realøkonomisk stabilitet kontra inflasjonsmålet. Jo lengre horisonten er, jo mindre rigid er

inflasjonsstyringen, og jo større vekt kan legges på stabilisering av realøkonomien. (Olsen m.fl., 2004). Sentralbankens styring/estimering av rentebanen modelleres typisk gjennom en tapsfunksjon, f.eks. som i Røisland og Sveen (2006), der tapsfunksjonen ser slik ut:

$$L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y^*)^2 + \xi(\Delta i_t)^2] \quad (i)$$

L representerer sentralbankens «tap» på et gitt tidspunkt t , π_t er inflasjonen på samme tidspunkt, mens π^* er inflasjonsmålet. y_t er produksjonsnivået på tidspunkt t , y^* er potensiell produksjon/produksjonsnivå ved naturlig arbeidsledighet, mens Δi_t er renteendring. λ og ξ angir hvor stor vekt som legges på henholdsvis realøkonomisk stabilitet og på å unngå renteendringer. Røisland og Sveen nevner flere potensielle grunner til aversjon mot renteendringer. Hensynet til finansiell stabilitet kan tilsi at renten bør endres i små skritt for å redusere usikkerhet i finansmarkedene. For det andre vil informasjons- og dataproblemer på kort sikt være et argument for gradvis renteendring. For det tredje argumenterer de for at gradvis endringer i renten kan gi en troverdighetsgevinst siden det delvis binder opp fremtidig rentesetting. Norges Bank bruker selv (Evjen og Kloster, 2012) en tapsfunksjon som likner veldig på den Røisland og Sveen drøfter i sin artikkel:

$$L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y^*)^2 + \gamma(i_t - i_{t-1})^2 + \tau(i_t - i_t^*)^2] \quad (ii)$$

Vi ser at banken her tar hensyn både til endringer i- og nivået på renten. Tredje ledd gir uttrykk for at en renteendring i seg selv isolert sett er negativt, og påfører banken et «tap». Fjerde ledd introduserer et tap også for avvik i rentenivået fra et lansiktig likevektsnivå. Banken har med denne nye tapsfunksjonen endret vekten på realøkonomisk stabilitet, λ , fra 0,5 til 0,75. γ og τ er henholdsvis 0,25 og 0,05, noe som viser at stabilitet i inflasjons- og produksjonsgap har klart størst betydning. Banken justerer λ etter en endring av et av kriteriene de benytter for fastsetting av rentebanen. Disse kriteriene er nå som følger, der det tredje kriteriet er endret, og erstatter to eldre kriterier:

1. *The inflation target is reached: The interest rate should be set with a view to stabilising inflation at target or bringing it back after a deviation has occurred.*

2. *The inflation targeting regime is flexible: The interest rate path should provide a reasonable balance between the path for inflation and the path for overall capacity utilisation in the economy.*
3. *Monetary policy is robust: The interest rate should be set so that monetary policy mitigates the risk of a buildup of financial imbalances, and so that acceptable developments in inflation and output are also likely under alternative assumptions concerning the functioning of the economy.*

Banken argumenterer ut fra et nytt tredje kriterie for å øke den nevnte vekten på realøkonomisk stabilitet. Dette forklares gjennom økt vekt på å unngå oppbygning av finansielle ubalanser, noe som ofte skjer i perioder med høy kapasitetsutnyttelse. Det siste leddet i ny tapsfunksjon tar direkte hensyn til rentenivået, og kan sees som en respons på det svært lave rentenivået i store deler av tiden etter finanskrisen i 2008. Banken nevner spesifikt bekymring for at lave renter over tid kan bidra til oppbygning av gjeldsnivå og prisnivå som ikke er bærekraftige over tid; «*Low interest rates for extended periods can increase the risk that debt and asset prices will move up and remain higher than what is sustainable over the economic cycle*». *By incorporating the interest rate level in the loss function, the Bank is seeking to counter the build-up of such imbalances. This does not imply that the interest rate becomes an independent objective of monetary policy. Rather, the purpose is to overcome flaws in our analytical tools related to the effects of low interest rates. Monetary policy will continue to react to shocks that affect the path for inflation, output and employment*» (Evjen og Kloster, 2012). Dette er også noe av problematikken Cecchetti m.fl. (2002) er inne på når de drøfter hvorvidt prismessige ubalanser som kan føre til bobler i økonomien med påfølgende store svigninger i flere makrovariabler, bør hensyntas direkte under fleksibel inflasjonsstyring.

Tapsfunksjonen finnes altså i flere former i ulike modeller, og oppdateres/endres også av banken når de finner det hensiktsmessig. Tapsfunksjonen er ment å representere måten sentralbanken tenker på når de forsøker å sette en fornuftig rentebane for pengepolitikken. Som vi ser av tapsfunksjonene ovenfor inngår alle leddene kvadratisk. Minimering av tapsfunksjonen innebærer at store avvik tillegges langt større vekt av banken enn små avvik. Dette innebærer selvfølgelig også at sentralbanken faktisk kan sette en styringsrente som

isolert sett vil øke inflasjonen, gitt at rentesettingen samtidig reduserer et større produksjonsgap. I sum viser dette tydelig at det er langt flere hensyn enn inflasjon alene som påvirker pengepolitikken under (fleksibel) inflasjonsstyring.

I mange tilfeller vil en forstyrrelse i økonomien være av en slik art at påfølgende avvik fra målet både for inflasjon og produksjon begge kan reduseres med samme retning i en renteendring. For eksempel kan et positivt etterspørselssjokk (større etterspørsel etter varer og tjenester) føre til at både inflasjon, produksjon og sysselsetting blir for høye i forhold til målnivåene. En økning i styringsrenten kan da sørge for å redusere både inflasjons- og produksjonsgapet i sentralbankens tapsfunksjon, og man har ingen tydelig målkonflikt, selv om en renteendring i seg selv ansees som negativt (men med klart mindre vekt). I andre tilfeller vil målene for stabilitet i inflasjon og produksjon gi motstridende signaler for rentesettingen. For eksempel vil et kostnadssjokk kunne påvirke produksjon og sysselsetting negativt, samtidig som det på kort sikt vil føre til økt inflasjon. En renteøkning vil da kunne motvirke økningen i inflasjon, men samtidig forverre utsiktene for produksjon og sysselsetting, og øke avviket fra potensiell produksjon. Motsatt vil en reduksjon i styringsrenten kunne motvirke fallet i produksjon og sysselsetting, men samtidig bidra til å øke inflasjonsgapet. Dermed blir sentralbankens oppgave å forsøke å balansere de ulike «tapene» fra tapsfunksjonen best mulig, slik at det totale tapet minimeres. Ettersom hvert avvik fra de ulike målene sentralbanken har inngår kvadratisk i tapsfunksjonen, vil bankens valg av styringsrente og rentebane typisk ikke søke å eliminere noen av avvikene, men heller balansere totalbildet slik at ingen av avvikene blir store, da store avvik tillegges langt mer vekt når de kvadreres. I praksis vil økonomien være utsatt for mange ulike sjokk som «drar» i ulike retninger når det gjelder rentesettingen, noe som kompliserer Norges Banks oppgave betydelig. Dette er også som nevnt noe av grunnen til at banken prioriterer en viss forsiktighet gjennom gradvise renteendringer for å plukke opp egne «feil» før de får for stor betydning, og for å kunne justere etter hvert som man ser hvilke konsekvenser valgt rentebane får, samt hvilke nye sjokk som inntreffer.

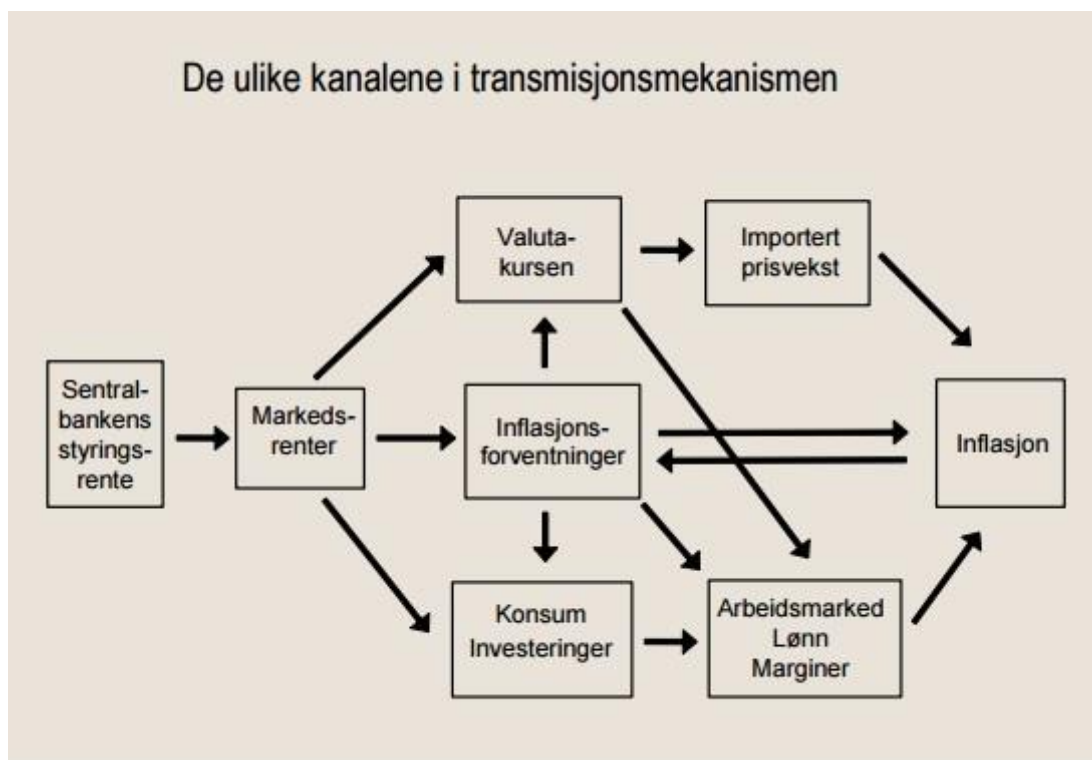
Det nevnte tidsetterslepet i virkningene av styringsrenten kompliserer bildet ytterligere, ettersom banken også må være fremoverskuende i rentesettingen. Det nytter ikke å sette renten slik at tapsfunksjonen minimeres akkurat nå, hvis det samtidig fører til voldsomme

avvik noen måneder eller år frem i tid. Banken må i stedet prøve å minimere en «uendelig» sum av avvik fra sine mål. Røisland og Sveen (2006) modellerer dette slik:

$$\tilde{L}_t = \sum_{k=0}^{\infty} \delta^k L_{t,t+k}^e \quad (\text{iii})$$

δ er her diskonteringsfaktoren som representerer hvor mye mindre vekt man legger på minimering av tapsfunksjonen jo lengre fremover man ser i tid. En neddiskontering er nødvendig ettersom det vil være gradvis vanskeligere for Norges Bank å anslå hvordan situasjonen vil være, og hvordan politikken vil påvirke, jo lengre frem i tid man kommer. \tilde{L}_t er forventet neddiskontert tap totalt, og tar altså hensyn til hvordan politikken påvirker målvariablene både i inneværende og fremtidige perioder (Røisland og Sveen, 2006).

Hvordan påvirker så renten de forskjellige variablene i makroøkonomien? Både Røisland og Sveen (2006) og Brubakk og Sveen (2008) bruker følgende figur for å forklare dette:



Figur 1: Transmisjonsmekanismen for styringsrentens påvirkning på inflasjonen.

Jeg begynner med en kort omtale av de mekanismene som er litt mindre sentrale for min problemstilling, for å fylle ut totalbildet litt. Realrentekanalene til samlet etterspørsel beskriver rentens påvirkning på samlet etterspørsel, via konsum og investeringer i nedre del av figuren. Høyere nominell rente påvirker konsumetterspørsel negativt fordi stive priser og lønninger sørger for at også realrenten økes. Det alt annet blir mer attraktivt å spare, mens det også påvirker investeringsetterspørsel negativt ved å øke terskelen for en god investering/avkastningskravet. Dette påvirker videre gjennom det vi kaller etterspørselskanalen til inflasjon arbeidsmarkedet negativt, og lønnspresset blir begrenset. Videre fører begrenset konsumetterspørsel til press på bedriftenes marginer, noe som sammen med svakt lønnspress ender opp i lav inflasjon. Forventinger til den fremtidige utviklingen i renter og inflasjon spiller en sentral rolle fordi de indirekte påvirker dagens nivå på både inflasjon, produksjon og sysselsetting. Dette skyldes at en forventning om f.eks. høye rente og inflasjon i fremtiden fører til at bedrifter vil kreve høyere lønnsomhet nominelt for gjennomføre en investering, mens lønnstakere vil kreve høyere lønnsøkning, for å kompensere for fremtidig forventet høy rente og inflasjon. Disse kravene vil i seg selv gi økt press på lønninger og priser, og føre til at høye inflasjonsforventninger gjerne blir en selvoppfylgende profeti (Brubakk og Sveen, 2008).

Spesielt de mekanismene som involverer valutakursen er interessant for meg, ettersom det er her nøkkelen til å forstå forskjellen mellom inflasjonsstyring og et fast valutakursregime ligger. Hvorvidt volatiliteten i valutakursen øker signifikant etter overgang til inflasjonsstyring vil blant annet avgjøres av hvorvidt inflasjonsstyring som pengepolitisk metode også implisitt styrer etter, eller i hvert fall reagerer på store utslag i valutakursen. Brubakk og Sveen kaller øvre del av figur 1 for den direkte valutakurskanalen til inflasjon. Norge merker, og vil få merke utslaget av siste del (fra valutakursendring til inflasjon) denne mekanismen nå, ettersom den norske kronen har svekket seg mye det siste året mot mange av de viktigste valutaene vi handler med. Hartwig (2015) sin nyhetsartikkel i Dagens Næringsliv fra oktober beskriver mekanismen tydelig, med følgende sitat fra direktør Bror Stende for møte og fritid i Virke: *«Nå har butikkene slitt med valutakursen en stund, så nå er de nødt til å ta ut høyere priser i markedet. Før har de tatt mye på egen kappe, men nå må de ta det ut på forbruker»*. Mye av det vi forbruker av mat, klær og liknende i Norge importeres fra utlandet. En markant svekket krone vil da slå ut i at importerte varer blir dyrere målt i norske kroner. *Virkningen på inflasjonen vil avhenge av hvor raskt og hvor mye importprisene blir*

justert som følge av en endring i valutakursen (valutakursgjennomslaget). (Brubakk og Sveen, 2008)

Stende er i artikkelen fra DN inne på valutakursgjennomslaget, da han konstaterer at importørene over tid har slitt med den svake kronen, men at de har forsøkt å skjerme kundene fra effekten, sannsynligvis i håp om at svekkelsen skulle reverseres, og at man skulle slippe omfattende og uønskede prisøkninger til kundene. Når svekkelsen av NOK i stedet vedvarer og fortsetter, er det åpenbart at næringsdrivende med en betydelig andel av kostnader i dollar og euro, og inntekter utelukkende i norske kroner, etter hvert blir tvunget til å øke prisene. På kort sikt vil importert inflasjon øke gjennom høyere priser målt i norske kroner på importvarer. På lengre sikt er totaleffekten mer usikker, ettersom en vedvarende klart svekket krone vil forbedre handelsbalansen gjennom en viss dreining av etterspørselen både fra inn- og utland fra utenlandske varer mot norske varer. Dette kan bidra til reversering av effekten fra importert inflasjon. Videre vil økt etterspørsel etter norske varer isolert sett føre til økt aktivitet i økonomien, større press på lønninger og brukerpris på kapital. Dyrere innsatsfaktorer vil gi økte marginalkostnader, og legge til rette for prisøkninger hos innenlandske bedrifter, og dermed økende inflasjon (Brubakk og Sveen). Essensen i transmisjonsmekanismens betydning for min problemstilling er at valutakursen påvirker både aktivitetsnivå i økonomien og inflasjon, både direkte og indirekte. Dette bidrar til at sentralbanken selv under inflasjonsstyring vil være opptatt av den norske kronens styrke mot valutaene til våre handelspartnere. Selv om den ikke lenger er det primære målet for pengepolitikken, vil det komplekse samspillet mellom makrovariable som renter, inflasjon, valutakurs, konjunkturer gjøre at valutakursen indirekte har stor betydning for hvordan pengepolitikken utøves, også under inflasjonsstyring. Valutakursen inngår ikke selvstendig i sentralbankens tapsfunksjon. Så i den grad valutakursen hensyntas ved fastsettelse av styringsrenten under inflasjonsstyring så skjer det ved å vurdere styringsrentens virkning på i første rekke aktivitetsnivået i økonomien og inflasjonen, der valutakursens rolle i transmisjonsmekanismen på flere måter er viktig. Dermed er den første del av den nevnte valutakurskanalen til inflasjon, øverst i figur 1, sentral. Hvordan påvirker styringsrenten, gjennom markedsrentene, valutakursen?

Standardmodellen som brukes for å forklare dette er udekket renteparitet, der rentedifferansen i forhold til andre land forklarer valutakursene. Empirisk er UIP-teorien lite holdbar (Chaboud og Wright, 2003) ettersom en rekke andre faktorer også påvirker valutakursen (den store svekkelsen av den norske kronen det siste året skyldes definitivt ikke massive renteendringer i

inn- og utland). Modellen beskriver imidlertid den mest sentrale sammenhengen mellom renter og valutakurser godt, og forteller at forventet avkastning under følgende forutsetninger ved plassering av midler i norske kroner og utenlandsk valuta er den samme:

1. Fri bevegelse av kapital, ingen hindringer for arbitrasje mellom ulike land.
2. Ingen, eller neglisjerbare transaksjonskostnader.
3. Fravær av likviditetspremie (aktuelt for en liten valuta som den norske), fravær av konkursrisiko knyttet til de ulike landene.
4. Risikonøytralitet. Investering i utenlands valuta for å utnytte renteforskjell krever flere transaksjoner, og innebærer risiko knyttet til hvorvidt fremtidig rente blir lik den forventede. Teorien krever at denne risikoen er likegyldig for investorene, noe som åpenbart er tvilsomt, ettersom risikoaversitet både er en vanlig antagelse innenfor økonomisk teori, og et vanlig empirisk funn. (Opstad, 2010).

Argumentet baserer seg på at markedsaktører raskt vil eliminere en arbitrasjegevinst som oppstår hvis dette ikke stemmer. Forventes større avkastning ved plassering i f.eks. dollar med samme risiko som ved plassering i norske kroner, så vil kjøpspress på dollar/salgspres på norske kroner endre vekslingskursen de to imellom slik at forskjellen i forventet avkastning elimineres. Formelt kan dette beskrives slik:

$$E = \frac{1+i}{1+i^*} E^e \quad (\text{iv})$$

der E er dagens kronekurs (definert som utenlandsk valuta per krone), E^e er forventet fremtidig kronekurs, i er innenlands rente i perioden mellom E og E^e , mens i^* er utenlandsk rente i den samme perioden. Teorien etablerer en enkel sammenheng mellom rentenivå i to ulike land, og valutakursen de to imellom. Som vi ser av likning (iv) så vil for eksempel høyere innenlandsk enn utenlandsk rente $i > i^*$, nødvendigvis bety at $E > E^e$. Altså er kronekursen i dag høyere enn fremtidig kronekurs, og markedet forventer en svekkelse av kronen, slik at forventet avkastning ved plassering i de to valutaene er den samme. (Opstad, 2010). Et relativt ferskt tema som kan gi et godt bilde på tankegangen her er det store fallet i oljeprisen det siste året. Oljen er svært viktig for norsk økonomi, og oljeprisfallet kan betraktes som et sjokk i E^e , da klart reduserte valutainntekter til Norge vil svekke etterspørselen etter norske kroner, og svekke forventet fremtidig kronekurs E^e . Under et

pengepolitisk regime innrettet mot stabilisering av kronekursen E ville det da vært nødvendig med renteøkning for å motvirke effekten av $E > E^e$. Det som i stedet har skjedd under nåværende regime er at norsk styringsrente gradvis har blitt senket. Dette gjør at «støtten» til E som ville vært påkrevd under fast valutakurs uteblir, samtidig som renteendringene er blitt gjort motsatt vei for å stabilisere realøkonomien. Dermed har det vært lite som motvirker det negative sjokket i E^e , og resultatet blir at spotkursen E følger etter, og faller markant mot de fleste andre valutaer. Dette viser at inflasjonsstyring innebærer betydelig mindre kontroll over valutakursen. På den andre siden vil fast valutakurs i nevnte scenario kreve klar renteøkning, som vil ramme inflasjonsnivået og realøkonomien hardere enn hva tilfellet er under inflasjonsstyring, som tar mer direkte hensyn til disse to faktorene.

Dette gir åpenbart et kraftig forenklet bilde av valutakursdannelse i virkeligheten, da de fleste forutsetningene ikke er oppfylt, det finnes en rekke andre faktorer enn rentenivå som påvirker valutakursen, og så videre. Teorien illustrerer imidlertid hovedsammenhengen mellom renter og valutakurs fra første del av transmisjonsmekanismen i figur 1 godt, da vi ser at en (uventet) renteøkning fra Norges Bank vil føre til at kronen styrker seg, og motsatt.

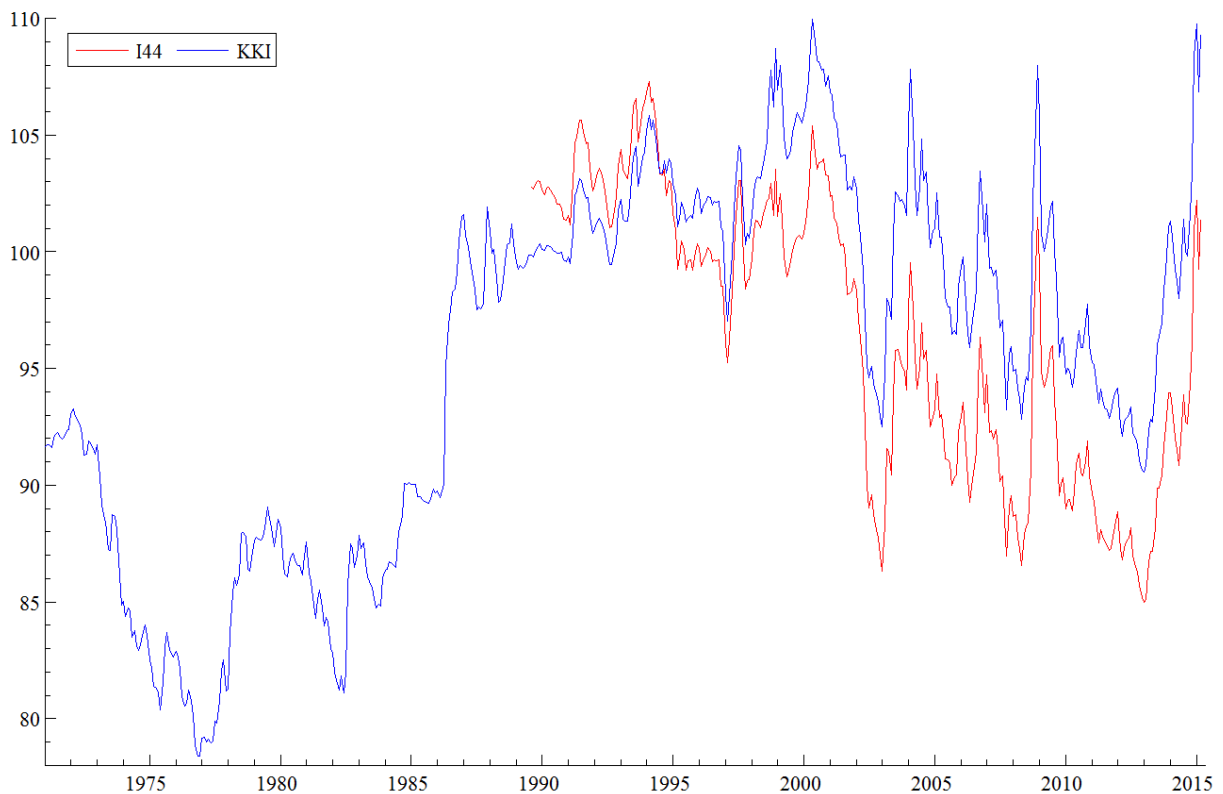
Oppsummert tilsier dette at økning i valutakursens volatilitet ved overgang fra fast valutakurs til innføring av inflasjonsstyring kanskje ikke er så åpenbart som det kan virke, gitt at en altfor ustabil valutakurs også under et inflasjonsstyringsregime vil være uønsket, og motarbeides. Usikkerheten rundt oppgavens hovedproblemstilling forsterkes av de varierende ankerfestene for fast valutakurs som ble nevnt under avsnittet om pengepolitisk historie. Disse gjør at valutakursens volatilitet kan være betydelig også i perioden med «fast» valutakurs, hvis ankerfestet for fastholding av kursen endres forholdsvis hyppig, mens målet på valutakursen (jeg bruker to ulike, beslektede indekser, som kommenteres i datamateriale under) holdes relativt fast. Når også flere devalueringer av landets valuta legges til, er det ikke opplagt at vi finner statistisk støtte for økt volatilitet i valutakursen etter innført inflasjonsstyring.

4. Datamateriale

Datasettet for norske valutakurser er hentet Norges Banks hjemmesider, og består av månedlige gjennomsnitt av daglig registrerte midtkurser (FAQ, Norges Bank 2012). Den første av tidsseriene jeg bruker fra dette datasettet er den såkalte I44, som er en multilateral, importveid kursindeks. Indeksen er nominell, og beregnet på grunnlag av kursene på NOK mot valutaene for Norges viktigste handelspartnere. I44 beregnes som et vektet geometrisk gjennomsnitt av kursene til 44 lands valutaer mot NOK, der vekter skiftes årlig på grunnlag importverdi til Norge. Landsammensetningen er altså ikke fast. Tidsserien for denne kursindeksen i datasettet løper fra august 1989 til juni 2015, noe som gjør mengden data før og etter innføring av inflasjonsstyring i mars 2001 tilnærmet like stor. Indeksen er satt til 100 i 1995. (Norges Bank, 2015)

Videre gjennomfører jeg tilsvarende analyse som for I44 også med tidsserien KKI, som er en liknende valutakursindeks. Denne er også nominell, men litt mer snever, da den beregnes på grunnlag av valutaene for Norges 25 viktigste handelspartnere. Den beregnes på tilsvarende måte, som et geometrisk gjennomsnitt veid med OECDs løpende konkurransevekter som en kjedet indeks. Tidsserien her er noe lengre, og løper fra januar 1971, til juni 2015, mens indeksen er satt til 100 i 1990. (Norges Bank, 2015)

Begge indekser er ment å representere antall NOK man må betale for en gitt mengde av de ulike valutaene indeksene rommer på gitte tidspunkt. Stigende indeksverdi betyr derfor at man må ut med flere NOK for samme mengde av andre valutaer, med andre ord at NOK depresierer – blir mindre verdt. (Norges Bank, 2015)



Figur 2: Grafen viser utviklingen til KKI og I44 fra hhv. januar 1971 og august 1989.

Innledningsvis ser vi fra figur 2 at tidsseriene krysser sine gjennomsnitt (96,561 for I44, 100,36 for KKI) relativt sjelden med tanke på at seriene inneholder henholdsvis 298 og 531 observasjoner. Dette peker i retning av at indeksene kan ha en enhetsrot (sammenlikn f.eks. med figur 8.6, s.360 i Brooks, 2014). En grafisk vurdering gir uansett kun et relativt grovt inntrykk, og å skille en eventuell enhetsrot fra for eksempel $\beta_1 + \beta_2 = 0,95$ kun ved å se på grafen vil være umulig.

Jeg valgte derfor å gjennomføre en utvidet Dickey-Fuller test, for å teste om tidsseriene jeg bruker inneholder en enhetsrot. Testen tar utgangspunkt i likning (1), der Y i mitt tilfelle er enten I44 eller KKI:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1)y_{t-1} + \beta_2(y_{t-2} - y_{t-1}) + \beta_2 y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 - 1)y_{t-1} - \beta_2 \Delta y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Omforming av (1) leder til (2), som er grunnlaget for ADF-testen med ett lag for ΔY_t .

Intuisjonen her er å teste hvorvidt y_{t-1} gir relevant informasjon for å predikere endring i y_t (altså i ΔY_t) når vi kontrollerer for lagget endring (ΔY_{t-1}). Med andre ord vil ADF-testen med ett lag for ΔY_t undersøke om $(\beta_1 + \beta_2 - 1) < 0$, mot alternativet $(\beta_1 + \beta_2 - 1) = 0$, eller $\beta_1 + \beta_2 = 1$.

For tilfellet I44, vil testen altså bestå i en regresjon av $\Delta I44$ på $I44_{-1}$, $\Delta I44_{-1}$ og en konstant. Størrelsen på koeffisienten foran $I44_{-1}$ ($\beta_1 + \beta_2 - 1$) fra likning (2) vil testes mot null.

Nullhypotesen i testen er imidlertid en enhetsrot, eller ikke-stasjonaritet. Dette medfører at testobservatoren $(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 - 1) / SE(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 - 1)$ ikke følger en standard t-fordeling.

(Brooks, 2014). Dermed kreves sterkere «bevis» for å forkaste nullhypotesen, altså blir testens kritiske verdier høyere. De kritiske verdiene beregnes ved simulering (Fuller, 1976), men oppgis direkte av OxMetrics, og vil ikke drøftes videre her. Resultatet fra følgende regresjon finnes i tabell 1: $\Delta I44 = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 - 1)I44_{-1} + \beta_2 \Delta I44_{-1} + u_t$

	Coefficient	Std.Error	t-value
I44_1	-0,02539	0,010875	-2,3345
Constant	2,4496	1,0518	2,3289
DI44_1	0,28800	0,055259	5,2119

Tabell 1: Resultat av regresjon av $\Delta I44$ på $I44_{-1}$, $\Delta I44_{-1}$ og en konstant. 1989(10) – 2015(3).

Slik tabell 1 viser, er anslått verdi på $(\beta_1 + \beta_2 - 1) = -0,02539$, eller $\beta_1 + \beta_2 = 0,97461$. Med en standardfeil på 0,010875 gir det en t-verdi på -2,3345. Kritiske verdier for testen oppgis av OxMetrics til -2,867 ved 95% signifikansnivå, og -3,445 ved 99% signifikansnivå når testen inneholder et konstantledd. Resultatene gir derfor ikke sterke nok indikasjoner på stasjonaritet til at vi kan forkaste nullhypotesen om at I44 inneholder en enhetsrot.

	Coefficient	Std.Error	t-value
KKI_1	-0,010146	0,0058465	-1,7354
Constant	0,99253	0,55927	1,7747
DKKI_1	0,28294	0,042130	6,7159

Tabell 2: Resultat av regresjon av ΔKKI på KKI_{-1} , ΔKKI_{-1} og en konstant. 1971(3) – 2015(3).

Tabell 2 viser tilsvarende for konkurransekursindeksen. Kritiske verdier er de samme som for I44, og dermed ser vi at vi heller ikke for denne indeksen kan forkaste nullhypotesen om at KKI inneholder en enhetsrot. Vi ser videre at vi er lenger unna forkastning her, noe som kan skyldes en lengre tidsserie, og dermed lavere standardfeil. At vi kvalitativt får samme

konklusjon for de to variablene er betryggende, ettersom de hovedsakelig skal speile samme økonomiske størrelse.

Tabell 3 og tabell 4 finnes i appendiks, og viser tilsvarende ADF-tester for de alternative modeller med inntil 12 lag i for kursindeksene i likning (1). Dette er gjort fordi opprinnelig valg av to lag for kursindeksene i (1) er litt tilfeldig, og svakt begrunnet. Dermed er resultatenes sensitivitet for endringer i modellspesifikasjon interessant. Hovedkonklusjonene fra tabell 3 og 4 er de samme for begge indekser, vi finner ikke grunnlag i datasettene for å forkaste nullhypotesen om en enhetsrot for noen av dem. Dette resultatet står seg altså godt uavhengig av opprinnelig valg av antall lag i modellene, og vi ser faktisk at samtlige alternative modeller er lenger unna forkastning av nullhypotesen enn det opprinnelige valget med to lag i (1). Små avvik fra verdiene i tabellene 1 og 2 (-2,312 for D-lag 1 fra tabell 3 kontra -2,3345 fra tabell 1, og -1,707 for D-lag 1 fra tabell 4 kontra -1,7354 fra tabell 2) skyldes små forskjeller i hvor mye av tidsseriene som er brukt ved testing/antall tilgjengelige frihetsgrader. Tabell 3 og 4 starter litt senere i tidsseriene for å få med totalt 11 lag for $\Delta I44$ og ΔKKI i de største ADF-testene.

En enhetsrot i valutakursindeksene innebærer at sjokk som inntreffer vil være permanente, og at landets konkurransekraft ikke «søker» tilbake til en langsiktig likevektsverdi. Milton Friedman (Friedman, 1997) omtaler valutakursens viktige funksjon ved å absorbere sjokk i sin artikkel «*The Euro: Monetary Unity To Political Disunity?*», hvor han forklarer sin skepsis til en felles valuta i et Europa med mange ulike språk, sterke og ulike regjeringer, rigiditet i lønninger og priser, og lav mobilitet for arbeidskraft. Han argumenterer sterkt for ulike valutaer i en slik situasjon: «...*flexible exchange rates provide an extremely useful adjustment mechanism.*».

Ytterligere støtte til hypotesen om en enhetsrot i valutakursindeksene finnes i Lastrapes (1992), der det hevdes at «*It is now well-understood, given evidence over the current floating rate period, that real and nominal exchange rates are probably integrated stochastic processes.*».

Brooks argumenterer for å fortsette testing for flere enhetsrøtter når man får resultater der ADF-testens H_0 ikke forkastes, ettersom tidsserien man studerer potensielt kan ha flere enhetsrøtter, slik det har vært argumentert for at f.eks. nominelle lønninger og nominelle

konsumpriser har (Brooks, 2014). Jeg oppretter derfor variabler for $\Delta I44$ og ΔKKI i datasettet i OxMetrics, og gjennomførte nye ADF-tester, for å se om $\Delta I44$ og ΔKKI også potensielt kunne ha en enhetsrot, noe som vil bety at I44 og KKI har minst to enhetsrøtter/er integrert minst av andre orden.

D-lag	t-ADF	beta Y_1
10	-4.662**	0.17587
9	-5.212**	0.12769
8	-6.100**	0.053979
7	-5.519**	0.19103
6	-5.712**	0.21394
5	-6.584**	0.16419
4	-8.007**	0.092174
3	-9.372**	0.080923
2	-9.629**	0.18254
1	-11.52**	0.19111
0	-12.82**	0.27621

Tabell 5: ADF-tester med varierende antall lag for I44. 1990(9) – 2015(3).

D-lag	t-ADF	beta Y_1
10	-6.224**	0.21963
9	-6.700**	0.20000
8	-7.883**	0.11814
7	-7.329**	0.22274
6	-7.577**	0.24270
5	-8.738**	0.19077
4	-10.13**	0.15276
3	-12.04**	0.11784
2	-12.51**	0.20108
1	-15.43**	0.18672
0	-17.02**	0.27696

Tabell 6: ADF-tester med varierende antall lag for KKI. 1972(1) – 2015(3).

Tabell 5 og tabell 6 viser resultatene fra ADF-tester av $\Delta I44$ og ΔKKI , og vi ser at nullhypotesen om enhetsrot i variablene forkastes på 99% (to asterisk representerer 99%, én asterisk representerer 95%) signifikansnivå. Altså blir konklusjonen at hvis I44 og KKI har enhetsrøtter/er integrerte, så har de én enhetsrot/er integrerte av første orden.

Selv om både tester og litteratur peker mot en mulig enhetsrot/integrasjon av første orden for I44 og KKI, er det verdt å nevne at testing for enhetsrøtter er blitt relativt sterkt kritisert. Et særlig problem er lav teststyrke hvis en prosess er stasjonær, men persistent. Antar vi f.eks. at

estimert verdi for $(\beta_1 + \beta_2 - 1)$ i likning (6) på $-0,02539$ er korrekt ($\beta_1 + \beta_2 = 0,97461$), så ligger verdien vi tester tett opp til en enhetsrot, der tallene ville vært hhv. 0 og 1. I et slikt scenario har både ADF og Phillips-Perron tester for enhetsrøtter generelt lav teststyrke (Brooks, 2014).

Det vil si at testens evne til å forkaste en enhetsrot som ikke er korrekt er svak hvis parameteren som testes er nær enhetsrot (ved f.eks. $1 > \beta_1 + \beta_2 > 0,95$). Problemet er spesielt tydelig ved små utvalg. Et alternativ om man mistenker at manglende forkastning av enhetsrot kan skyldes dette problemet, og ikke at prosessen faktisk har en enhetsrot, er å gjennomføre en test der stasjonaritet er nullhypotese, og Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) er et nærliggende alternativ. Denne testen er utviklet for å komplementere f.eks. en ADF-test, der man ideelt sett vil oppnå forkastning i ADF/ikke forkastning i KPSS, eller ikke forkastning i ADF/forkastning i KPSS, slik at konklusjonene har noe mer tyngde. Jeg går ikke videre inn på denne testen i oppgaven, ettersom en enhetsrot i nominelle valutakurser har støtte i litteraturen (nevnte Lastrapes), samt at dette ikke er en sentral del av problemstillingen.

Datamaterialet inneholder åpenbart heteroskedasitet, altså avhenger forventet varians i et gitt tidspunkt av variansbildet frem til dette tidspunktet. Dette sees tydelig i ARCH-testene fra OxMetrics, som rapporteres automatisk ved OLS-estimering av likning (1), og liknende modellspesifikasjoner med varierende antall lag. Resultater fra disse testene er oppsummert i tabell 7 under for I44, der p-verdi under 0,0001 ikke levner tvil om heteroskedasitet i datasettet. Tilsvarende tester for KKI finnes i tabell 8 i appendiks, og gir gjennomgående enda litt høyere F-verdier enn for I44.

lags included	F-value ARCH 1-7 test	p-value
12	5,37	0,0000
11	5,18	0,0000
10	5,38	0,0000
9	5,63	0,0000
8	5,68	0,0000
7	5,17	0,0000
6	5,2	0,0000
5	5,33	0,0000
4	5,26	0,0000
3	5,26	0,0000
2	5,81	0,0000
1	6,91	0,0000

Tabell 7: Resultater fra tester ARCH-effekter for I44. 1990(8) – 2015(3).

ARCH-testene tester for heteroskedasitet gjennom å teste i hvilken grad kvadrerte residualer, som er et uttrykk for modellens varians på et tidspunkt t , kan forklares av laggede verdier av de kvadrerte residualene. Jo mer av variasjonen i kvadrerte residualer på et gitt tidspunkt som kan forklares av tidligere/laggede verdier av kvadrerte residualer, jo tydeligere er tegnene på heteroskedasitet i modellen. I praksis starter testen med estimering av en lineær regresjonsmodell, som f.eks. likning (1), med KKI som Y-variabel. Deretter lagres residualene fra modellen som ny variabel i datasettet. Vi lagrer også kvadratet av residualene som en ny variabel, og kjører en ny lineær regresjon av residualer² på laggede verdier av seg selv. Til slutt tester vi en hypotese om at koeffisientene foran samtlige lag av residualer² er simultant lik null med en standard F-test. Jeg gjennomførte denne testen manuelt i OxMetrics ved å lagre residualer og kvadrerte residualer fra (1) med KKI som Y-variabel og to lag. Denne testen ga en F-verdi på 8,4388, og en p-verdi $< 0,001$. Denne avviker marginalt fra oppgitt verdi i tabell 8 (appendiks) på 8,46, noe jeg antar skyldes en liten forskjell i antall frihetsgrader brukt ved testene. En alternativ test basert på samme hjelperegresjon med residualer² bruker R^2 fra denne, og bruker teststatistikken TR^2 , der T er antall observasjoner. Denne vil være k -kvadrat fordelt med q frihetsgrader, der q er antall lag inkludert for residualer². (Brooks, 2014)

5. Modellspesifikasjon

Hovedfokus i oppgaven er på variasjonen i kursindeksenens varians, og ARCH-tester av de estimerte AR-modellene viste tilstedeværelse av ARCH-effekter, uavhengig av antall inkluderte lag, og med svært høy signifikans (se tabell 7 og 8 under henholdsvis datamateriale og appendiks). Dette indikerer at indeksene bør modelleres slik at man tar hensyn til at variansen i tidsseriene ikke er konstant. Nærliggende alternativer her er derfor en ARCH-, eller GARCH-modell, som er brukt i en stor mengde litteratur av liknende tilfeller siden Robert Engle publiserte sitt berømte paper om førstnevnte modellklasse i 1982. (Engle, 1982)

Jeg tar utgangspunkt i en standard GARCH(1,1) modell der valutakursen I44 utelukkende forklares av sine egne laggede verdier (likning (3)), og der restleddets standardavvik beskrives av likning (4).

$$I44 = \beta_0 + \beta_1 I44_{-1} + \beta_2 I44_{-2} + \dots + \beta_n I44_{-n} + \mu_t \quad (3)$$

der $\mu_t \sim N(0, \sigma_t)$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma \text{DummyINF} \quad (4)$$

DummyINF er hovedfokus i oppgaven, og er definert lik 0 fra starten av datasettet (januar 1971) frem til og med mars 2001, da Norge formelt innførte inflasjonsstyring (Bergo, 2004), og til verdi 1 fra første måned etter innført inflasjonsstyring (april 2001) og ut datasettet til mars 2015.

Et av problemene ved determinering av modellen er å avgjøre optimalt antall lag av I44 (Brooks, 2014, s.273-276 drøfter tilsvarende problematikk for ARMA-modeller, med mange likhetstrekk). Jeg tok utgangspunkt i en generell modell med 12 lag, altså et helt år tilbake i tid. Deretter estimerte jeg modellen med suksessivt ett og ett lag mindre helt ned til den enkleste versjonen, der kun forrige måneds verdi på I44 ble tatt med som forklaringsvariabel i (3). Deretter gjennomførte jeg 66 likelihood ratio (LR) reduksjonstester (Brooks, 2014, s.453-454). Til å begynne med testet jeg reduksjon av opprinnelig modell med 12 lag ned til de første 11 lag. Videre testet jeg reduksjon av modellen med 12 lag ned til 10 lag, 9 lag, og tilsvarende ned til kun ett lag gjenstår. Tilsvarende reduksjonstester ble gjort med

utgangspunkt i modellen med 11 lag, 10 lag, og så videre ned til 2 lag. Testene viser at reduksjon ned til kun ett lag forkastes på svært høyt signifikansnivå (alle p-verdier $< 0,002$), slik at vi kan anta at likning (1) bør inkludere minst to lag av I44 som forklaringsvariabler. Testene finner også forkastning på 0,05-nivå flere steder ellers, for eksempel ved reduksjon av modell med 10 lag, til modellene med henholdsvis 6 og 4 lag, der p-verdiene er 0,0499 og 0,036. Med såpass mange tester vil man imidlertid forvente svakt signifikante resultater flere steder, også basert på rene tilfeldigheter. Videre finner jeg at samtlige tre informasjonskriterier, SC, HQ og AIC peker ut modellen med to lag som alternativet som best beskriver variabelens utvikling i det gjeldende datasettet. Dette understøttes også av at modellen med to lag har parametere β_1 og β_2 som er forskjellige fra 0 med stor grad av sikkerhet (p-verdi $< 0,001$), mens øvrige parametere i alternative modeller med flere enn to lag jevnt over har langt høyere p-verdi.

Jeg gjorde også tilsvarende analyse som for I44 for på den andre kursindeksen i datasettet, nemlig konkurransekursindeksen KKI. Modellen jeg startet med var lik, bare kursvariabelen er endret. Altså har jeg igjen brukt en standard GARCH(1,1) modell der kursindeksen KKI utelukkende forklares av sine egne laggede verdier (likning (5)), og der restleddets standardavvik beskrives av likning (6).

$$KKI = \beta_0 + \beta_1 KKI_{t-1} + \beta_2 KKI_{t-2} + \dots + \beta_n KKI_{t-n} + \mu_t \quad (5)$$

der $\mu_t \sim N(0, \sigma_t)$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma \text{DummyINF} \quad (6)$$

Jeg gjennomførte videre tilsvarende prosedyre som for I44, for å bestemme optimalt antall lag for å modellere kursutviklingen. En viss konsistens i resultater må man kunne forvente, ettersom de to tidsseriene delvis overlapper hverandre, der Norges 44 viktigste handelspartnere åpenbart også rommer de 25 viktigste. Det vil likevel være en ikke ubetydelig forskjell mellom de to indeksene. Dermed kan den samme analysen utført på begge variabler kunne fungere som en test av hvorvidt resultatene jeg finner med er robuste nok, ettersom indeksene i hovedsak er ment å beskrive det samme, nemlig styrken på NOK målt mot valutaene til viktige handelspartnere. Hadde denne konsistensen manglet helt, for eksempel

ved helt ulike resultater og motsatte konklusjoner ved skifte fra en indeks til den andre, så ville det svekket troverdigheten betydelig.

Jeg estimerte derfor på nytt 12 ulike modeller, fra den største med 12 lag, og dermed påvirkning fra et helt år tilbake i tid, og ned til kun ett lag, identisk med det jeg gjorde for I44. Deretter gjennomførte jeg de samme LR-testene i OxMetrics, for å formulere en modell som beskriver datamaterialet best mulig. Her er resultatene med hensyn til formulering av likning (5) mer tvetydige enn for I44. Mange flere av reduksjonstestene forkaster forenkling, også på signifikansnivå $>99\%$. For eksempel forkastes forenkling av modellen med 12 lag ned til samtlige av modellene med ni eller færre lag, deriblant med forkastning på 99% signifikansnivå ved reduksjon fra 12 til to eller færre lag. Liknende resultater finnes også for forenkling av modellen der jeg startet med 11 lag, der samtlige forenklinger faktisk forkastes på 95% signifikansnivå. Tar man utgangspunkt i 10 eller færre lag opprinnelig, så forkastes jevnt over forenkling ned til to lag på 95% nivå, mens forenkling ned til tre eller flere lag med noen få unntak ikke forkastes. Forenkling fra to eller flere lag ned til ett eller færre lag forkastes med enorme t-verdier, og er dermed helt utelukket. Oppsummert er det altså mer tvil rundt hvor mange lag som bør inkluderes i modellen (likning 5) når indeksen som brukes for å måle styrken på NOK er KKI, enn ved tilfellet I44. Informasjonskriteriet AIC har lavest verdi for modellen med 11 lag, mens SC og HQ er lavest med henholdsvis to og tre lag. Den viktigste konklusjonen som samsvarer med resultatene for I44, er at modellen krever minst to lag av kursindeksen også for KKI.

Parameterne for de to første lagene er signifikant forskjellige fra null på svært høyt signifikansnivå også med KKI som kursindeks. Dette gjelder enten modellen kun inkluderer de gjeldende to lag, eller den har flere lag i tillegg. Videre er det jevnt over få parametere tilhørende andre lag som er signifikant forskjellige fra null når modellen inkluderer flere lag. Dette har likevel noen unntak, da lag spesielt tiende lag i de tre største modellene er meget signifikant. Også tredje og fjerde lag er signifikant på 95% nivå i de fleste av de større modellene for KKI. Den direkte sammenlikningen mellom de to modellene blir enklere og mer oversiktlig ved valg av samme antall lag for å modellere de to indeksene. To lag vil derfor være utgangspunktet for min videre diskusjon av begge indekser, selv om det ikke er noe åpenbart valg. Jeg vil forsøke å kompensere for dette litt tilfeldige valget av antall lag i (3) og (5) ved å teste de viktigste resultatenes sensitivitet for endringer i modellspesifikasjonen, slik jeg også har gjort ved testing for enhetsrøtter under datamateriale. Ideelt sett vil de viktigste konklusjonene være uavhengige av spesifiseringen av (3) og (5).

6. Resultater

	Coefficient	robust-SE	t-value	t-prob
I44_1	1,23502	0,06256	19,7	0
I44_2	-0,253628	0,06248	-4,06	0
Constant	1,77791	0,8294	2,14	0,033
DummyINF	0,373251	0,1621	2,30	0,022
alpha_0	0,221134	0,07631	2,90	0,004
alpha_1	0,336071	0,1056	3,18	0,002
beta_1	0,371901	0,1093	3,40	0,001

Tabell 9: GARCH(1,1)-modell med to lag for I44. 1990(8) – 2015(3).

	Coefficient	robust-SE	t-value	t-prob
KKI_1	1,30841	0,04794	27,30	0,000
KKI_2	-0,313203	0,04780	-6,55	0,000
Constant	0,445583	0,42320	1,05	0,293
DummyINF	0,477563	0,18790	2,54	0,011
alpha_0	0,249135	0,10340	2,41	0,016
alpha_1	0,193212	0,08671	2,23	0,026
beta_1	0,439770	0,10000	4,40	0,000

Tabell 10: GARCH(1,1)-modell med to lag for I44. 1972(1) – 2015(3).

Resultatene i tabell 9 og 10 viser GARCH(1,1)-modellene tilsvarende likningene (3)-(6), med to lag for hver av valutakursindeksene. Tabell 9 er altså resultatet av estimering av følgende modell:

$$I44 = \beta_0 + \beta_1 I44_{-1} + \beta_2 I44_{-2} + \mu_t \quad (7)$$

der $\mu_t \sim N(0, \sigma_t)$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma \text{DummyINF} \quad (8)$$

Koeffisiene tilhørende I44_1, I44_2 og Constant i tabell 9 vil altså tilsvare β_1 , β_2 og β_0 i likning (7), mens beta_1 i tabell 9 svarer til β i likning (8).

På samme vis er tabell 10 resultatet av estimering av følgende modell:

$$\text{KKI} = \beta_0 + \beta_1\text{KKI}_{-1} + \beta_2\text{KKI}_{-2} + \mu_t \quad (9)$$

der $\mu_t \sim N(0, \sigma_t)$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1\mu_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\text{DummyINF} \quad (10)$$

Koeffisiene tilhørende KKI_1, KKI_2 og Constant i tabell 10 tilsvarer β_1 , β_2 og β_0 i likning (9), mens β_1 i tabell 10 svarer til β i likning (10). Jeg har valgt å bruke lik notasjon for begge modeller, for å understreke at jeg undersøker begge kursindekser først og fremst for å sjekke om resultater og konklusjoner er kvalitativt like.

De tre første linjene i tabellene 9 og 10 viser altså resultatene fra likningene (7) og (9). Som nevnt kan vi ikke utelukke en enhetsrot i noen av de to indeksene, og vi ser at de estimerte koeffisientene β_1 og β_2 varierer relativt lite mellom de to modellene, noe som underbygger at de viser to alternative mål på omtrent samme størrelse. Konstantleddet β_0 varierer noe mer, med henholdsvis 0,446 og 1,778. Dette har ingen praktisk betydning, da verdiene for begge indekser ikke beveger seg veldig langt unna 100, som er indekseringsverdien. Et anslag på indeksverdi der lagget indeksverdi én og to perioder tilbake er 0 gir uansett ingen mening.

Når det gjelder de fire siste estimerte koeffisientene fra tabellene 9 og 10 viser de resultatene fra varianslikningene (8) og (10). Spesielt γ er av stor betydning, da denne er ment å fange opp hvorvidt volatiliteten har økt etter at Norge innførte inflasjonsstyring, noe som er oppgavens hovedproblemstilling. Vi ser av nevnte tabeller at γ er estimert til 0,373/0,478 for henholdsvis I44 og KKI. Videre er robuste standardavvik rapportert å være 0,162/0,188, noe som gir t-verdier på 2,3/2,54 (p-verdi 0,022/0,011), og relativt klar forkastning av nullhypotesen om $\gamma = 0$ (ingen endring i valutakursens volatilitet etter innføring av inflasjonsstyring). Dette gir en tydelig indikasjon på at valutakursens volatilitet har økt etter innføring av inflasjonsstyring.

α_0 er estimert til henholdsvis 0,221134/0,249135, og klart signifikant forskjellig fra null på 95% nivå. En eventuell enhetsrot i nivået på valutakursen betyr ikke at også volatiliteten har en enhetsrot. Volatiliteten vil være stasjonær forutsatt av $\alpha_1 + \beta < 1$. Tabell 7 viser at $\alpha_1 + \beta$ for I44 er estimert til 0,708, mens vi i tabell 8 finner tilsvarende verdi for KKI, på 0,633.

Dette antyder at volatiliteten til begge indekser er stasjonær, ettersom $\alpha_1 + \beta < 1$ med relativt god margin. Permanente sjokk som gir endret varians i valutakursen gir også intuitivt lite mening. Likningene (8) og (10) angir betinget varians, ettersom verdiene for σ_t avhenger av

laggede verdier både av feilledet fra (7)/(9), og laggede verdier av seg selv. Ubetinget varians for feilledet μ_t vil imidlertid være gitt ved (Brooks, 2014, s.430):

$$\text{var}(\mu_t) = \frac{\alpha_0}{1 - (\alpha_1 + \beta)} \quad (11)$$

Tabell 11 i appendiks viser at konklusjonene når det gjelder langsiktig likevekt for volatilitet gjelder uavhengig av antall inkluderte lag i GARCH-modellene (7)-(8) og (9)-(10).

Sensitivitet for antall inkluderte lag i modellene er essensielt når valget av modellspesifikasjon såpass usikkert fundert som det er her, spesielt for KKI, men også for I44 med tanke på manglende føringer i økonomisk teori for antall lag i en slik modell. Hovedspørsmålet i oppgaven er som nevnt hvorvidt kursindeksenens volatilitet har økt etter at Norge innførte inflasjonsstyring. Dette er kommentert kort for modellene med to inkluderte lag, der γ ble estimert til 0,373/0,478 for henholdsvis I44 og KKI, med p-verdier 0,022/0,011. Holder dette resultatet også ved alternative spesifikasjoner med hensyn til antall lag i modellene for kursutviklingen? Tabellene 12 og 13 i appendiks viser svaret på dette spørsmålet for begge kursindekser. Tabell 12 viser at antall lag i likning (7) på ingen måte er avgjørende for konklusjonen om at volatiliteten i valutakursen har økt etter at Norge innførte inflasjonsstyring. Verdiene varierer bemerkelsesverdig lite med antall inkluderte lag, der koeffisienten γ for samtlige 12 varianter ligger i intervallet 0,373-0,41. Tilhørende p-verdi varierer i intervallet 0,008-0,022.

Tabell 13 viser på samme måte at antall lag i likning (9) heller ikke med utgangspunkt i KKI er avgjørende for nevnte konklusjon. Verdiene varierer igjen lite med antall inkluderte lag, der koeffisienten γ ligger i intervallet 0,477-0,531. Tilhørende p-verdi varierer i intervallet 0,005-0,032. Merk at p-verdi 0,032 her svarer til kun ett inkludert lag i (10), en modell som var utelukket med bakgrunn i reduksjonstestene fra modellspesifikasjonen. Alle øvrige spesifikasjoner har p-verdier for γ mellom 0,005-0,011 for KKI.

7. Alternative dummyvariabler

Det at valutakursens volatilitet øker når et lands pengepolitiske regime skifter fra et regime som i første rekke vektlegger stabilitet i valutakursen, til inflasjonsstyring, der prisstabilitet og eventuelt stabilitet i økonomisk aktivitet/kapasitetsutnyttelse er hovedmålene, er ikke overraskende. Særlig hvis valutakursmålet man studerer volatiliteten til er det samme som det valutamålet man opprinnelig forsøker å styre etter å holde stabilt, ville det vært veldig overraskende om ikke volatiliteten øker, når man oppgir nettopp dette målets stabilitet som hovedmål for pengepolitikken. Dette kompliseres i datasettet jeg studerer her av at de større landets myndigheter har forsøkt å holde kronas kurs stabil mot har vært skiftende, og til dels betydelig forskjellige fra både I44 og KKI (Kleivset, 2011 og Kleivset, 2012), som er de to indeksene jeg bruker for å studere volatilitet før og etter innføring av inflasjonsstyring. Videre kompliseres bildet av relativt hyppige devalueringer av landets valuta, særlig på 1980-tallet, som er omtalt under avsnittet om nyere pengepolitisk historie i Norge. Særlig den betydelige devalueringen i 1986 har som vi ser av figur 2 vesentlig betydning for volatiliteten i KKI i perioden før innføring av inflasjonsstyring. I sum gjør altså devalueringer sammen med skiftende «ankerfeste» i styringen mot stabil valutakurs at svingningene spesielt i KKI i perioder er store. Dette gjør at den plausible konklusjonen om økt volatilitet i valutakursen når landet går fra styring mot stabil valutakurs til styring etter inflasjon og stabil sysselsetting ikke er et opplagt resultat når man analyserer disse kursindeksene, som for øvrig heller ikke selv har fast sammensetning eller faste vekter (se datamateriale). Sebastian Edwards (2006), drøfter årsaken til en eventuell økning i valutakursens volatilitet etter innføring av inflasjonsstyring: «*Many authors have pointed out that since IT requires (some degree of) exchange rate flexibility, it necessarily results in higher exchange rate volatility. This, however, is not a very interesting statement. A more useful analysis would separate the effects of IT, on the one hand, and of a more flexible exchange rate regime, on the other, on exchange rate volatility*».

Forfatteren er her inne på at en overgang fra en pengepolitikk som fokuserer på å stabilisere valutakurs til en politikk som i hovedsak innrettes mot å stabilisere prisstigningen nødvendigvis medfører høyere volatilitet i valutakursen, i alle fall hvis vi måler volatilitet i den samme valutakursen som politikken søker å stabilisere. Edwards argumenterer for at dette ikke er interessant i seg selv, og at det heller ikke besvarer spørsmålet om hvorvidt innføring

av inflasjonsstyring øker valutakursens volatilitet: *«This is not an adequate comparison. From a policy evaluation perspective it is important to separate the issue of the selection of the exchange rate regime with the adoption of IT. The correct question is whether the adoption of IT increases exchange rate volatility, controlling for the exchange rate regime»*. Han forsøker altså å separere effekten av selve inflasjonsstyringen som pengepolitisk metode, og konsekvensen av et mer fleksibelt regime for valutakursen. Edwards tilnærmer seg dette på to måter. Han formulerer en GARCH-modell som i prinsippet likner de jeg har brukt i analysen, og ser på data fra en rekke ulike land. Han trekker frem Australia og Canada blant land som hadde hatt et fleksibelt valutakursregime over tid før innføringen av inflasjonsstyring: *«For example, in the cases of Australia and Canada – two countries with a long tradition with floating rates -- a comparison of conditional volatility before and after the implementation of IT will provide information on the effects of the new policy regime on exchange rate behavior»*. Dette gjør en direkte analyse av en dummy for innføring av inflasjonsstyring hensiktsmessig, ettersom innføringen av inflasjonstyring i disse landene ikke samtidig innebar noen klar endring i landenes valutakursregimer.

«The estimated coefficient of the inflation targeting dummy DIT is positive and very small in three of the countries – Australia, Canada, and Korea. However, in none of these cases it is significantly different from zero. This indicates that (at least in this sample) there is no evidence that the adoption of IT increases nominal multilateral exchange rate volatility.»

Resultatene fra analysen av disse landene som har hatt et fleksibelt valutakursregime over tid hos Edwards finner altså ingen klare holdepunkter for å hevde at innføring av inflasjonsstyring i seg selv medfører økt volatilitet i valutakursen.

«My main interest is to investigate whether the adoption of an IT operating procedure for monetary policy has affected exchange rate volatility. In addition, I am interested in understanding whether the adoption of a floating exchange rate regime had an effect on volatility. For this reason, I included two dummy variables... : DIT, which as before takes the value of one if the country has implemented an IT regime, and FLOAT, which takes the value of one if the country has a floating exchange rate regime.»

Edwards argumenterer altså videre for å kontrollere for innføring av et friere valutakursregime gjennom en ekstra dummy som tar verdien én i perioden etter innføring av friere valutakursregime, og null før dette. Dermed vil man, gitt at tidspunktene for de to dummyene er ulike, kunne kontrollere om effekten som fanges opp i en enkelt dummyvariabel for innføring for inflasjonsstyring beholder sin tilsynelatende effekt på

valutakursens volatilitet, også når vi kontrollerer for liberalisering av valutakursregimet. Tanken er å forsøke å isolere effekten av inflasjonsstyring i seg selv. Hvorvidt Norge har vært igjennom en markert, og tilstrekkelig sterk liberalisering av valutakursregimet fra fast valutakurs, til mer flytende er et åpent spørsmål. Man kan argumentere for at det skjedde en gradvis oppmykning av pengepolitikkenes bånd til valutakursstabilisering i 1993 og 1994: *«Selv om norske myndigheter ikke etablerte et inflasjonsmål i mai 1994, hadde det likevel dannet seg en forholdsvis bred forståelse i regjeringen og i Stortinget om at lav inflasjon var en forutsetning for å nå målene i den økonomiske politikken, og at de ulike politikkomponentene måtte dra i samme retning hvis en ville oppnå dette. Sentralbanksjefen bestemte derfor etter tilråding fra ØKA at banken fra høsten 1994 skulle publisere kvartalsvise inflasjonsrapporter i bankens tidsskrift. Dette skulle hjelpe til å motivere de nødvendige tiltak i den økonomiske politikken. Et av de viktigste instrumentene for inflasjonsstyring kom dermed på plass selv om norske myndigheter hadde bestemt seg for å fortsette med valutakursmål.»* (Kleivset, 2012). Selv om Norge ikke gikk over til flytende valutakurs på dette tidspunktet, var endringen i politikk vesentlig. Jeg velger derfor å lage en dummy for denne liberaliseringen av kursregimet analogt til det Edwards har gjort med sin «FLOAT»-variabel, for å sjekke hvorvidt kontroll for denne endringen påvirker konklusjonen om statistisk, og størrelsesmessig signifikant γ i likningene (8)/(10). Jeg kaller variabelen «LIB» for liberalisering av valutakursregimet, og definerer denne til verdi 1 fra juni 1994, og 0 før dette tidspunktet.

Vi ender derfor opp med følgende modell:

$$KKI = \beta_0 + \beta_1 KKI_{-1} + \beta_2 KKI_{-2} + \dots + \beta_n KKI_{-n} + \mu_t \quad (12)$$

der $\mu_t \sim N(0, \sigma_t)$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma \text{DummyINF} + \varepsilon \text{LIB} \quad (13)$$

Hvis vi igjen tar utgangspunkt i to lag for KKI i modellspesifikasjonen (12), ser vi av tabell 14 at kontroll for «LIB» endrer både størrelsen på- og signifikansverdien til γ svært lite sammenliknet med tilsvarende tall fra tabell 13. γ er endret fra 0,477563 til 0,471917, mens signifikansverdien er endret fra 0,011 til 0,022.

	Coefficient	robust-SE	t-value	t-prob
KKI_1	1,30858	0,04787	27,3	0,000
KKI_2	-0,313364	0,04772	-5,67	0,000
Constant	0,445037	0,4246	1,05	0,295
DummyINF	0,471917	0,2053	2,3	0,022
LIB	0,009063	0,105	0,0863	0,931
alpha_0	0,247961	0,1102	2,25	0,025
alpha_1	0,191236	0,08547	2,24	0,026
beta_1	0,439892	0,1012	4,35	0,000

Tabell 14: Resultat fra estimeringen av grunnmodellen av likning (12), med to lag for KKI. 1972(1) – 2015(3).

Tabell 15 i appendiks viser at resultatet også i dette tilfellet er lite følsomt for valg av modellspesifikasjon, da γ ligger i intervallet 0,471917-0,522607 for 1-12 lag i (12), mens signifikansverdien ligger i intervallet 0,013-0,039. Høyeste signifikansverdi, som skiller seg litt ut på 0,039 tilhører igjen modellen med kun ett lag i (12), noe som også her forkastes som en forenkling av de øvrige spesifikasjonene.

Tabell 15 viser videre at koeffisienten ε foran «LIB» gjennomgående er svært nær null, med p-verdi større enn 0,8 for samtlige alternative spesifikasjoner med 1-12 lag i (12).

Konklusjonen her er dermed klar. Kontroll for liberalisering av pengepolitikken med hensyn til fasthet av styring mot stabil valutakurs ser ikke ut til å ha påvirket volatiliteten i KKI.

Videre er effekten på volatiliteten av KKI av innføring av inflasjonsstyring i praksis uendret ved kontroll for denne liberaliseringen av pengepolitikken. Hvorvidt disse konklusjonene skyldes at valutakursen også etter mai 1994 var for «fast» til meningsfylt å kunne sammenliknes med overgangene som er representert ved «FLOAT»-variabelen i Edwards studie er vanskelig å vurdere. En annen mulig forklaring på konklusjonen er som jeg har vært inne på at norske myndigheter historisk har styrt mot å holde NOK stabil mot ulike «ankerfester» i ulike perioder, som til dels har vært veldig forskjellige fra KKI. Da er det ikke overraskende at man ser vesentlig volatilitet i kursindeksen KKI, selv om myndighetene i hver periode hadde klart å holde kursen fast mot til enhver tid gjeldende «ankerfeste». Det som er klart, er at datasettet ikke gir grunnlag for samme hovedkonklusjon som Edwards finner i sin studie, om at kontroll for oppmykning av fastkurspolitikken fjerner, og hos enkelte land til og med reverserer den positive effekten av innføring av inflasjonsstyring på valutakursens volatilitet. Forfatteren argumenterer for at negative γ i de landene hvor han finner dette kanskje kan forklares med en mer forutsigbar pengepolitikk fra sentralbankens side: «These results suggest that, after controlling for the exchange rate regime, the adoption of IT has tended to reduce conditional volatility in some countries. The most likely reason for this is that IT is a transparent and predictable monetary framework that tends to reduce unexpected shocks or news».

En ytterligere, og det jeg anser som den mest sannsynlige muligheten etter min analyse at den mest betydelige liberaliseringen med hensyn til valutakursregimet sammenfaller med innføringen av inflasjonsstyring i mars 2001. I så fall er det fullt mulig at økningen i valutakursens volatilitet skyldes en mer flytende kurs, og ikke inflasjonsstyringen isolert sett, slik Edwards argumenterer for. Hvis dette er tilfellet, er det dessverre ikke mulig å separere effektene av flytende valutakurs og inflasjonsstyring, ettersom tidspunktene sammenfaller.

Tilsvarende kontroll for liberalisering av pengepolitikken i form av mindre fokus på fast valutakurs fra 1994, kan også gjennomføres med I44 som valutaindeks, for igjen å sjekke om et litt endret mål på den norske kronens styrke endrer hovedkonklusjonene av analysen. Tidsserien for I44 starter imidlertid så sent som i august 1989. Dette gjør at perioden før skiftet «LIB» sin verdi fra 0 til 1 i 1994, er kort. Man kan argumentere for at dette gjør tilfellet med I44 mer likt Australia og Canada i Edwards studie, som er land han trekker frem som har hatt flytende valutakurs over lengre tid, før innføring av inflasjonsstyring. Han argumenterer som nevnt derfor for å utelate sin «FLOAT» variabel i disse landene, ettersom dummyvariabelen for innføring av inflasjonsstyring vil isolere denne effekten, uten kontroll

for overgang til mer flytende valutakurs. En analog fremgangsmåte med I44 hvis vi forutsetter at endringen i norsk pengepolitikk er stor nok til å representere en flytende valutakurs (noe som helt klart er tvilsomt), vil være å teste effekten av DummyINF uten noen ekstra kontrolldummy, men der man gjør analysen med start i juni 1994. Dette gir ikke overraskende liknende resultat som i tabell 12, da eneste forskjell er en noe avkortet tidsserie for analysen, der de knappe fire første årene hvor det finnes tall for I44 utelates ettersom disse er før endringen av politikk i mai 1994. Samtlige signifikansverdier for γ for 1-12 lag er under 5%, mens estimatet for γ gjennomgående fortsatt ligger i intervallet 0,3-0,4. Hovedkonklusjonen er derfor den samme som for KKI, at datamaterialet ikke gir grunnlag for å hevde at den økte volatiliteten i valutakursen etter innføring av inflasjonsstyring skyldes overgangen til mer flytende valutakurs (noe som ville gitt en statistisk ikke-signifikant γ når tidsserien for I44 startes i 1994, etter at liberaliseringen vi diskuterer har skjedd). Igjen hviler konklusjonen på at man anser overgangen fra fast til flytende valutakurs å ha skjedd i mai 1994, og ikke samtidig med innføringen av inflasjonsstyring i 2001. Om sistnevnte er riktig, er det som nevnt umulig å isolere effekten av inflasjonsstyring fra overgangen fra fast til flytende valutakurs.

En annen hypotese jeg ønsker å se litt nærmere på er Kleivsets (2012) hypotese om at inflasjonsstyring i praksis var innført drøyt to år før den formelle innføringen i mars 2001. Kleivset skriver at «*Svein Gjedrems tiltredelse som sentralbankssjef ved årsskiftet 1998/99 og hans uttalelser i forbindelse med dette og ved årstalen halvannen måned senere, viste at overgangen fra fastkursregime til inflasjonsmål var en realitet. To år senere, i mars 2001, ble inflasjonsmålet formalisert*». Hvordan vil resultatet av analysen bli om vi dermed erstatter DummyINF som er variabelen for innføring av inflasjonsstyring vi har brukt tidligere, med en alternativ dummyvariabel (DummyINF2) definert lik 1 fra januar 1999, altså det årsskiftet Kleivset sikter til? Igjen velger jeg å estimere modellen som følger;

$$KKI = \beta_0 + \beta_1 KKI_{-1} + \beta_2 KKI_{-2} + \dots + \beta_n KKI_{-n} + \mu_t \quad (14)$$

der $\mu_t \sim N(0, \sigma_t)$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma \text{DummyINF2} \quad (15)$$

Estimerer igjen først en grunnmodell med to lag for hver av valutakursindeksene, for deretter å estimere samtlige versjoner av ny modell (likningene (14) og (15)) med 1-12 lag, for å teste resultatenes sensitivitet for antall lag i modellen. Variabelen «LIB» fra forrige modell fjernes, mens DummyINF altså byttes ut med alternativ variabel for innføring av inflasjonsstyring, DummyINF2.

	Coefficient	robust-SE	t-value	t-prob
KKI_1	1,30459	0,0484	27	0,000
KKI_2	-0,309603	0,0483	-6,41	0,000
Constant	0,464429	0,4309	1,08	0,282
DummyINF2	0,320801	0,1609	1,99	0,047
alpha_0	0,231397	0,1114	2,08	0,038
alpha_1	0,200775	0,0861	2,33	0,020
beta_1	0,479676	0,1220	3,93	0,000

Tabell 16: Resultat fra estimeringen av grunnmodellen av likning (14), med to lag for KKI. 1972(1) – 2015(3).

Sammenlikner vi denne med den opprinnelige grunnmodellen med to lag og DummyINF for å markere overgangen til inflasjonsstyring, ser vi at resultatene fortsatt er signifikante på 95%-nivå for alternativ dummyvariabel. Effekten er imidlertid en del svakere, da koeffisienten γ er redusert fra 0,477563 til 0,320801. Vi ser videre at effekten er blitt klart mindre signifikant, med en p-verdi som har økt fra 0,011 i tabell 10/tabell 13 til 0,047 her.

Sammenlikner vi tabell 18 i appendiks som altså bruker alternativ dummyvariabel for innføring av inflasjonsstyring, med opprinnelig modell i tabell 13, ser vi at samtlige modellspesifikasjoner fra 2-12 lag igjen viser en statistisk signifikant effekt av innføring av inflasjonsstyring på kursindeksens volatilitet. Effekten er imidlertid svekket for alle alternative spesifikasjoner. Modellen med kun ett lag av KKI er med alternativ dummyvariabel ikke signifikant på 95% nivå, slik den var opprinnelig. Denne forkastes imidlertid også her som gyldig forenkling av modellene med flere inkluderte lag for KKI, så det er av begrenset interesse. Viktigere er at koeffisienten γ entydig er lavere i (15), uansett valg av spesifisering mellom 1 og 12 lag for KKI. Gjennomsnittlig estimert koeffisient synker fra 0,5121 i tabell 13 til 0,3670 i tabell 18. I tillegg øker gjennomsnittlig p-verdi fra 0,0068 i tabell 14 til 0,0255 i tabell 15. Med andre ord blir estimert effekt av innføring av

inflasjonsstyring på volatilitet i kursindeksen både redusert og mindre statistisk signifikant når vi bruker alternativ variabel for å representere overgangen til inflasjonsstyring.

Tilsvarende resultater med I44 som variabel gir følgende grunnmodell:

	Coefficient	robust-SE	t-value	t-prob
I44_1	1,229650	0,0635	19,4	0,000
I44_2	-0,247234	0,0638	-3,88	0,000
Constant	1,669310	0,8498	1,96	0,050
DummyINF2	0,224565	0,1579	1,42	0,156
alpha_0	0,224598	0,1135	1,98	0,049
alpha_1	0,333335	0,1351	2,47	0,014
beta_1	0,417190	0,1995	2,09	0,037

Tabell 17: Resultat fra estimeringen av grunnmodellen av likning (14), med to lag, og med variabel I44, ikke KKI som i (14). 1990(8) – 2015(3).

Resultatet her i grove trekk det samme som for KKI, bare sterkere. Koeffisienten γ er her redusert fra 0,373251 i tabell 9 til 0,224565 tabell 17/19. Den mest betydelige forskjellen er imidlertid i graden av signifikans, der p-verdien går fra 0,022 i modellen med opprinnelig dummyvariabel, til 0,156 her. Dette innebærer at økt volatilitet som følge av innføring av inflasjonsstyring går fra å være statistisk sett klart signifikant på 95%-nivå, til ikke lenger å være i nærheten av å være signifikant. Dette resultatet peker klart i retning av at den offisielle overgangen til inflasjonsstyring i mars 2001 også er den mest reelle når vi dømmer ut fra volatiliteten i valutakursindeksene, spesielt I44.

Tabell 19 i appendiks viser tilsvarende resultater med 1-12 lag oppsummert, og sammenliknes med tabell 12. DummyINF i sistnevnte er erstattet med DummyINF2, helt likt hva vi gjorde for KKI fra tabell 13 til tabell 18. Hovedkonklusjonene ved bruk av alternativ dummy for overgangen til inflasjonsstyring er de samme også ved bruk av I44 som kursindeks, bare i enda sterkere grad. I dette tilfellet har gjennomsnittskoeffisienten γ for alle spesifikasjoner med 1-12 lag gått fra 0,3902 i tabell 12, til 0,2569 i tabell 19. Videre har p-verdien gått fra 0,0132 i snitt, til 0,0731. Dermed er faktisk effekten av innføring av inflasjonsstyring (hvis vi anser denne som i praksis gjennomført i 98/99) på kursindeksens (I44) volatilitet ikke lenger signifikant for modellspesifikasjonen med 1-7 lag, og heller ikke i snitt. Størrelsesmessig er den også klart redusert, slik som i tilfellet med KKI.

I sum ser det altså ut til, ut fra min analyse, at vi ikke kan hevde at inflasjonsstyring allerede i praksis var innført allerede ved årsskiftet 1998/1999, slik Kleivset argumenterer for. Økningen i volatilitet i de to kursindeksene er i alle fall både større og mer statistisk signifikant når offisielt tidspunkt for overgang til inflasjonsstyring, mars 2001, benyttes. Dette kan selvfølgelig skyldes tilfeldigheter, da periodene før/etter endring av verdi for dummyvariabel i ganske stor grad overlapper enten man bruker DummyINF eller DummyINF2. Tidspunktet for variabelen forskyves 27 måneder, i to tidsserier som totalt rommer 296 og 531 måneder. For KKI betyr dette overgang fra 363/168 måneder før/etter innføring av inflasjonsstyring, til 336/195. Altså er 92,56% (336/363) av datasettet før innføring av inflasjonsstyring med DummyINF bevart som før-data ved bruk av alternativet, DummyINF2. Datamengden etter innføring av inflasjonsstyring øker på samme måte med 16,07% (195/168). Hoveddelen av datasettet før/etter består altså, ettersom det alternative tidspunktet vi undersøker for innføring av inflasjonsstyring kun er drøyt to år før det offisielle. Dette taler isolert sett for at vi ikke burde finne veldig klare forskjeller ved bruk av de ulike dummyvariablene. Det gjør vi heller ikke, men forskjellene er tydelige nok til at det er naturlig å tro at perioden januar 1999-mars 2001 «likner» mer på perioden før januar 1999, enn på perioden etter 2001. Dette kan sees best for I44, der kursindeksens standardavvik i periodene 1989(8) – 1998(12), 1999(1) – 2001(3) og 2001(4) – 2015(3) er henholdsvis 2,3787, 1,7457 og 4,0006. Tilsvarende tall for KKI gir et mer blandet bilde fordi de store utslagene i denne indeksen på 70- og 80-tallet bidrar til at perioden før 1998 er den med klart høyest standardavvik. Også grafisk fremstår perioden mellom de to dummyvariablene som mer lik årene før 1999, enn årene etter 2001. Perioden etter 1986 er relativt stabil i begge indekser, selv om vi ser et par mindre topper i indeksverdiene mellom 1998 og 2000. Det går tydelig frem av figur 2 at de virkelig betydelige endringene i volatilitet etter 1986 alle kommer etter offisiell innføring av inflasjonsstyring i mars 2001.

8. Konklusjon

Hovedfunnet i denne oppgaven er at det finnes statistisk belegg for å hevde at valutakursens (målt gjennom to ulike indekser av valutaer for viktige handelspartnere) volatilitet har økt etter at Norge i mars 2001 innførte inflasjonsstyring som pengepolitisk styringsform. Dette er i utgangspunktet et forventet resultat, ettersom Norge et i en lang periode før dette har styrt etter en eller annen form for fast/stabil valutakurs. Når dette målet vrakes, eller i alle fall nedprioriteres til fordel for et fokus på stabil inflasjon og realøkonomi, er større svingninger i valutakursen en naturlig konsekvens. Hvorvidt man kan finne støtte for dette empirisk er imidlertid ikke en selvfølge, av flere grunner. For det første påvirker valutakursen både inflasjonsnivå og realøkonomien gjennom den pengepolitiske transmisjonsmekanismen, slik at Norges Bank indirekte tar hensyn til valutakursen også under inflasjonsstyring. For det andre er makroøkonomien komplisert, slik at det ikke er noen selvfølge at målsetningene for pengepolitikken nås. For det tredje er fast eller stabil valutakurs ikke entydige, klart definerte begreper. Hva vil det si å holde valutakursen fast? Hvor store avvik tolereres? Hvilken eller hvilke valutaer er det man forsøker å holde kronens verdi stabil mot? Dette har variert historisk, og gjør at valutakursens nivå målt ved KKI og I44 har variert betydelig også under perioder der det primære pengepolitiske målet har vært stabil inflasjon. Likevel finner jeg altså empirisk støtte for at valutakursens volatilitet har økt etter 2001, i en rekke ulike modellspesifikasjoner med utgangspunkt i en GARCH(1,1)-modell. Videre tyder mine resultater på at valutakursen kan inneholde en enhetsrot, og dermed ikke er stasjonær, noe som harmonerer med øvrig teori (f.eks. Lastrapes, 1992). Jeg har også undersøkt et alternativt tidspunkt for «reell» innføring av inflasjonsstyring basert på utsagn i Kleivset (2012), der konklusjonen ble at det offisielle tidspunktet for innføringen ser klart mer korrekt ut, også med bakgrunn i datasettet. Til slutt har jeg forsøkt å separere effekten av selve inflasjonsstyring og effekten av et friere valutakursregime, slik Edwards (2006) har gjort, der resultatene tyder på at økningen i valutakursens volatilitet i alle fall ikke skyldes liberaliseringen av valutakursregimet i 1994. Hvorvidt økningen i volatilitet skyldes inflasjonsstyring i seg selv, eller først og fremst en mer flytende valutakurs er vanskelig å svare på, ettersom det fremstår som sannsynlig av det viktigste «frislippet» av valutakursen inntraff på samme tidspunkt som inflasjonsstyring ble innført.

Litteratur

Bergo, J. (2004): «Fleksibel inflasjonsstyring», *Penger og Kreditt: Nr 2*, 2004, s. 76-83.

Brooks, C. (2014): *Introductory Econometrics for Finance*. 3. edition. New York: Cambridge University Press.

Brubakk, L., Sveen, T. (2008): «NEMO – en ny makromodell for prognoser og pengepolitisk analyse», *Penger og Kreditt nr 1*. 2008. Tilgjengelig fra http://static.norges-bank.no/Pages/66495/NEMO_ny_makromodell.pdf?v=03042011153811&ft=.pdf (lastet ned 13.november 2015).

Cecchetti, S.G., Genberg, H., Wadhvani, S. (2002): «Asset prices in a flexible inflation targeting framework», *National Bureau of economic research, Cambridge, MA 02138*.

Chaboud, A. P. and J. H. Wright (2003): «Uncovered Interest Parity: It works, but not for long», *IFDP Working Papers No. 752, International Finance Discussion Papers*.

Edwards, S. (2006): «The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited». *National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA 02138*. Tilgjengelig fra <http://www.nber.org/papers/w12163.pdf> (lastet ned 27.oktober 2015)

Engle, Robert F. (1982): «Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation.», *Econometrica* **50** (4): 987–1008.

Evjen, S., Kloster, T.B. (2012): «Norges Bank's new monetary policy loss function – further discussion», *Staff memo, nr 11 2012*. Tilgjengelig fra http://static.norges-bank.no/pages/88483/Staff_Memo_1112.pdf?v=3/29/201232853PM&ft=.pdf (lastet ned 9.november 2015)

Friedman, M. (1997): «The Euro: Monetary Unity To Political Disunity?». Tilgjengelig fra <http://www.project-syndicate.org/commentary/the-euro--monetary-unity-to-political-disunity> (lastet ned 10.august 2015)

Fuller, W. A. (1976): «*Introduction to Statistical Time Series*», Wiley, New York.

Gjedrem, S. (2001): «Retningslinjene for pengepolitikken», *Norges Banks brev til Finansdepartementet 27.mars 2001*. Tilgjengelig fra <http://www.norges-bank.no/Publisert/Brev-og-uttalelser/2001/brev-2001-03-27html/> (lastet ned 9.november 2015)

Hartwig, K. (2015, 10.oktober): «Alle er nødt til å legge på prisene nå». *Dagens Næringsliv*. Hentet fra www.dn.no

Kleivset, C (2010): «Inflasjon og akkomodasjon - Norsk valutapolitikk fra 1971 til 1986», Publisert i *Norges Banks «Staff memo, nr 21, 2011*. Tilgjengelig fra http://www.norges-bank.no/Upload/Publikasjoner/Staff%20Memo/2011/StaffMemo_2111.pdf (lastet ned 15.oktober 2015).

Kleivset, C (Norges Bank). (2012): «Fra fast valutakurs til inflasjonsmål - et dokumentasjonsnotat om Norges Bank og pengepolitikken 1992-2001», *Staff memo, nr 30 2012*. Tilgjengelig fra: http://www.norges-bank.no/pages/91893/Staff_Memo_3012_2.pdf (lastet ned 15.oktober 2015).

Lastrapes, W.D. (1992): «Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates.» *The Review of Economics and Statistics: Vol. 74, No. 3 (Aug., 1992), pp. 530-539.*

Mundell, Robert A. (1963): «Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates». *Canadian Journal of Economic and Political Science* 29 (4): 475–485.

Norges Banks mandat for pengepolitikken. «Pengepolitikk». (2006). Tilgjengelig fra <http://www.norges-bank.no/Om-Norges-Bank/Mandat-og-oppgaver/Pengepolitikken-i-Noreg/> (lastet ned 9.november 2015).

Norges Bank (1999). «Inflasjonsrapport 1999/1». Tilgjengelig fra: <http://static.norges-bank.no/Upload/import/front/rapport/no/ir/1999-01/ir-1999-01.pdf?v=03042011151747&ft=.pdf> (lastet ned 9.juli 2015), side 12-13.

Norges Bank (2012). «FAQ – VALUTAKURSAR OG VALUTARESERVAR». Tilgjengelig fra <http://www.norges-bank.no/FAQ/valutakursar-og-valutareservar/> (lastet ned 9.juli 2015)

Norges Bank (2015). «EFFEKTIV KRONEKURS». Tilgjengelig fra <http://www.norges-bank.no/Statistikk/Valutakurser/Effektiv-kronekurs-beregnete-kurser/> (lastet ned 9.juli 2015)

Olsen, K., Røisland, Ø., Svendsen, I. (2004): «Avveininger i pengepolitikken». *Penger og Kreditt nr 1. 2004*. Tilgjengelig fra http://www.norges-bank.no/Upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-01/svendsen.pdf (lastet ned 9.november 2015).

Opstad, L. (2010): «Innføring i makroøkonomi for økonomisk-administrative studier». Cappelen Damm.

Røisland, Ø., Sveen, T. (2005): «Pengepolitikk under et inflasjonsmål». *Norsk økonomisk tidsskrift* 119, s. 16-38.

Røisland, Ø., Sveen, T. (2006): «Pengepolitikk under et inflasjonsmål: en dynamisk analyse».
Norsk økonomisk tidsskrift 120, s. 90-103.

Appendiks

D-lag	t-adf	beta Y_1
11	-2.043	0.97593
10	-1.949	0.97715
9	-1.835	0.97855
8	-2.074	0.97570
7	-2.115	0.97540
6	-2.007	0.97677
5	-1.876	0.97834
4	-1.852	0.97874
3	-2.051	0.97650
2	-2.061	0.97657
1	-2.312	0.97388
0	-1.764	0.97932

Tabell 3: Tilsvarende resultater som i tabell 1, for alternative modeller med varierende antall lag. Variabel I44. 1990(9) – 2015(3).

D-lag	t-adf	beta Y_1
11	-1.465	0.99117
10	-1.420	0.99147
9	-1.277	0.99232
8	-1.483	0.99106
7	-1.529	0.99083
6	-1.411	0.99155
5	-1.333	0.99204
4	-1.261	0.99250
3	-1.446	0.99139
2	-1.402	0.99170
1	-1.707	0.98990
0	-1.111	0.99318

Tabell 4: Tilsvarende resultater som i tabell 1, for alternative modeller med varierende antall lag. Variabel KKI. 1972(2) – 2015(3).

lags included	F-value ARCH 1-7 test	p-value
12	7,16	0,0000
11	7,11	0,0000
10	7,23	0,0000
9	7,58	0,0000
8	7,67	0,0000
7	7,26	0,0000
6	7,31	0,0000
5	7,57	0,0000
4	7,76	0,0000
3	7,73	0,0000
2	8,46	0,0000
1	9,08	0,0000

Tabell 8: Resultater fra tester ARCH-effekter for KKI. 1972(1) – 2015(3).

Lags included	$\alpha_1 + \beta$ (KKI)	LR equilibrium KKI	$\alpha_1 + \beta$ (I44)	LR equilibrium I44
12	0,596	0,666086	0,662	0,73369
11	0,596	0,666234	0,65	0,743923
10	0,597	0,666256	0,647	0,734823
9	0,592	0,659211	0,658	0,74589
8	0,594	0,66058	0,657	0,744808
7	0,602	0,663275	0,676	0,768389
6	0,603	0,658218	0,672	0,727213
5	0,607	0,658652	0,672	0,731991
4	0,601	0,65926	0,694	0,745252
3	0,604	0,659003	0,693	0,747466
2	0,633	0,678809	0,708	0,757236
1	0,6	0,786323	0,712	0,874926

Tabell 11: $\alpha_1 + \beta$ samt langsiktig likevektsverdi (Long run/LR equilibrium) for indeksenes varians.

lags included	DummyINF (γ)	Robust SE	t-value	t-prob
12	0,376156	0,1449	2,6	0,01
11	0,383494	0,1512	2,54	0,012
10	0,396982	0,1515	2,62	0,009
9	0,39462	0,1475	2,67	0,008
8	0,393332	0,1474	2,67	0,008
7	0,379641	0,1469	2,58	0,01
6	0,410247	0,1608	2,55	0,011
5	0,408372	0,1596	2,56	0,011
4	0,39129	0,1647	2,38	0,018
3	0,390401	0,165	2,37	0,019
2	0,373251	0,1621	2,3	0,022
1	0,385032	0,164	2,35	0,02

Tabell 12: γ for varierende antall lag i likning (8), med tilhørende robuste standardavvik, samt t- og p-verdier. Variabel I44. 1990(8) – 2015(3).

lags included	DummyINF (γ)	Robust SE	t-value	t-prob
12	0,49727	0,1808	2,75	0,006
11	0,496325	0,1798	2,76	0,006
10	0,502249	0,1813	2,77	0,006
9	0,520514	0,1867	2,79	0,005
8	0,514575	0,1846	2,79	0,005
7	0,517068	0,1878	2,75	0,006
6	0,524971	0,1916	2,74	0,006
5	0,52107	0,1917	2,72	0,007
4	0,530983	0,2024	2,62	0,009
3	0,530705	0,2005	2,65	0,008
2	0,477563	0,1879	2,54	0,011
1	0,518959	0,2412	2,15	0,032

Tabell 13: γ for varierende antall lag i likning (10), med tilhørende robuste standardavvik, samt t- og p-verdier. Variabel KKI. 1972(1) – 2015(3).

Lags included	DummyINF (γ)	t-prob	LIB (ϵ)	t-prob
12	0,48883	0,015	0,0151215	0,949
11	0,487815	0,015	0,0146714	0,899
10	0,492124	0,026	0,0181533	0,877
9	0,506861	0,014	0,0268186	0,821
8	0,504017	0,013	0,0193751	0,867
7	0,504553	0,015	0,0217994	0,849
6	0,511092	0,016	0,0234105	0,838
5	0,508394	0,017	0,0205728	0,855
4	0,515036	0,021	0,0274384	0,81
3	0,515584	0,019	0,0256719	0,82
2	0,471917	0,022	0,00906337	0,931
1	0,522607	0,039	-0,00836423	0,951

Tabell 15: γ og ϵ for varierende antall lag i likning (12), med tilhørende p-verdier. Variabel KKI. 1972(1) – 2015(3).

lags included	DummyINF2 (γ)	Robust SE	t-value	t-prob
12	0,372851	0,1544	2,41	0,016
11	0,371407	0,1529	2,43	0,016
10	0,370465	0,1579	2,35	0,019
9	0,389095	0,1639	2,37	0,018
8	0,377092	0,1601	2,35	0,019
7	0,366787	0,1598	2,3	0,022
6	0,372871	0,1663	2,24	0,025
5	0,36449	0,164	2,22	0,027
4	0,366914	0,1749	2,1	0,036
3	0,364172	0,172	2,12	0,035
2	0,320801	0,1609	1,99	0,047
1	0,3704	0,203	1,82	0,069

Tabell 18: γ (likning 15) for varierende antall lag i likning (14), med tilhørende robuste standardavvik, samt t- og p-verdier. Variabel KKI. 1972(1) – 2015(3).

lags included	DummyINF2 (γ)	Robust SE	t-value	t-prob
12	0,259602	0,124	2,09	0,037
11	0,266449	0,1287	2,07	0,039
10	0,276727	0,1339	2,07	0,04
9	0,269482	0,1327	2,03	0,043
8	0,267838	0,1315	2,04	0,043
7	0,250877	0,1281	1,96	0,051
6	0,272534	0,1462	1,86	0,063
5	0,272089	0,1453	1,87	0,062
4	0,238678	0,1542	1,55	0,123
3	0,238725	0,1544	1,55	0,123
2	0,224565	0,1579	1,42	0,156
1	0,245698	0,1477	1,66	0,097

Tabell 19: γ for varierende antall lag, med tilhørende robuste standardavvik, samt t- og p-verdier. Variabel I44. 1990(8) – 2015(3).