

Har Sveriges Riksbank blivit mer flexibel i sin penningpolitik?

En analys av rekursivt skattade Taylorregler baserade på realtidsdata

Henrik Siverbo

Kandidatuppsats

Lunds Universitet, Nationalekonomiska institutionen

Handledare: Klas Fregert

30 januari 2009

Abstract

Since the altering of exchange rate regime and adaptation of inflation targeting in the end of 1992 and beginning of 1993 respectively, the Swedish central bank (Sveriges Riksbank) has conducted monetary policy anchored by a low inflation, interest rate controlled regime. According to macroeconomic theory, such a system creates an inescapable trade-off between variability in inflation and variability in the output gap. Following an increased credibility of the new monetary policy regime, the central bank publicly announced in the beginning of 1999 to take variability of the output gap into more consideration, hence allowing for a somewhat higher variability in inflation. By estimating modified Taylor rules based on real time data of the central bank's expectations for the output gap and inflation, this essay investigates to what extent Swedish monetary policy has become more flexible over time. The results show that the influence of the output gap on the central bank policy interest rate has been essentially unchanged between 1993 and 2005.

Keywords: Monetary policy, inflation target, Taylor rule, recursive estimation, real time data

Abstract

Sedan bytet av växelkurssystem och introducerandet av inflationsmålsstyrning i slutet av 1992 respektive början av 1993 har Sveriges Riksbank bedrivit penningpolitik förankrad i ett räntestyrningssystem där låg och stabil inflation eftersträvas. Enligt makroekonomisk teori skapar ett sådant system med nödvändighet krav på kompromiss mellan å ena sidan liten variation i inflation och å andra sidan liten variation i BNP-gapet (konjunkturen). Som följd av en ökad trovärdighet för den nya penningpolitiken meddelade Riksbanken i början av 1999 officiellt att mer hänsyn ska tas till den reala ekonomin på bekostnad av något större variation i inflationen. I den här uppsatsen undersöks genom skattning av modifierade Taylorregler baserade på realtidsdata över Riksbankens prognoser på inflation och BNP-gap i vilken utsträckning penningpolitiken har blivit mer flexibel över tiden. Resultaten visar att BNP-gapets påverkan på reporäntan har varit i princip oförändrad mellan 1993 och 2005.

Nyckelord: Penningpolitik, inflationsmål, Taylorregeln, rekursiv estimering, realtidsdata

Innehållsförteckning

Tabell- och figurförteckning	2	
1	Introduktion	3
1.1	Inledning och syfte	3
1.2	Avgränsningar	5
1.3	Disposition	5
2	Teori	6
2.1	Grundläggande teori om penningpolitik	6
2.2	Penningpolitiska regler	9
2.3	Taylorregeln	10
2.4	Penningpolitik, Taylorregeln och AS-AD	11
2.5	Modifierade Taylorregler	14
3	Metod	16
3.1	Replikering och utökning	16
3.2	Data	17
3.3	Konstruktion av prognoshorisont	19
3.4	Stabilitetstest och residualanalys	21
4	Resultat	23
4.1	Test för stationäritet	23
4.2	Replikering	24
4.3	Utökad studie	31
4.4	Stabilitetstest	36
5	Analys	39
6	Diskussion	43
7	Konklusion	46
8	Referenser	47
A	Dataappendix	49
B	Specifikation av ekvationer för EViews	51

Tabell- och figurförteckning

Tabell 1. Resultat av test för stationaritet (Augmented Dickey-Fuller)	23
Tabell 2. Resultat av skattad Taylorregel enligt IR-modellen – Replikering.....	25
Tabell 3. Resultat av Wald's test för restriktioner på koefficienter – Replikering	27
Tabell 4. Resultat av skattad Taylorregel enligt JV-modellen – Replikering	29
Tabell 5. Resultat av skattad Taylorregel enligt IR-modellen – Utökning.....	31
Tabell 6. Resultat av Wald's test för restriktioner på koefficienter – Utökning.....	33
Tabell 7. Resultat av skattad Taylorregel enligt JV-modellen – Utökning	34
Tabell 8. Resultat av Chow's brytpunktstest	37
Figur 1. Avkastningskurvan.....	8
Figur 2. Taylorregeln i AS-AD.....	13
Figur 3. Prognoshorisont.....	21
Figur 4. Residualdiagram – replikering.....	26
Figur 5. Residualdiagram – utökning.....	32
Figur 6. Riksbankens reporänta 1993-2005.....	35
Figur 7. Grafisk presentation av rekursiv estimering – IR modellen	36
Figur 8. Grafisk presentation av rekursiv estimering – JV modellen	38

1 Introduktion

1.1 Inledning och syfte

Mer än femton år har förflutit sedan Sverige övergick från fast till flytande växelkurs och i samband med detta införde ett explicit inflationsmål med räntestyrning som bas för penningpolitiken. Tiden före övergången präglades av långa perioder av fast växelkurs med endast korta övergångsperioder där kronan lämnades flytande. Den fasta växelkursen som huvudsakligt mål för penningpolitiken innebar ett implicit inflationsmål där den svenska inflationen förankrades vid de länder till vilkas valutor den svenska kronan knöts. När den fasta växelkursen övergavs behövdes en ny strategi och valet föll på en explicit inflationsmålspolitik¹, på engelska "inflation targeting". I januari 1993, knappa två månader efter bytet av växelkurssystem, deklarerade Riksbanken ett inflationsmål på två procent plus minus en procentenhet, mätt som den årliga förändringstakten i konsumentprisindex, KPI. Inflationsmålet stadgades i lag med verkan från och med 1995 och konsoliderades 1999 i och med Riksbankslagen som även gjorde Riksbanken formellt självständig från den politiska makten (Andersson 2003; se även Nyberg & Viotti 2007:178-185).

I samma veva som Sveriges Riksbank deklarerade sitt inflationsmål och utarbetade ramverk för den nya penningpolitiken publicerade den amerikanske nationalekonomen John B. Taylor (1993) en enkel regel för inflationsmålsstyrning som fått mycket stort genomslag inom forskningen på området. Den ursprungliga s.k. Taylorregeln har sedermera modifierats på olika vis över tiden och kan i olika former användas för att approximera centralbankens beteende vad gäller räntestyrning. Se t.ex. Fernandez & Nikolsko-Rzhevskyy (2007) för en kort översikt eller Faust et al (2001) för en undersökning mer inriktad på diskussion av Taylorregelns parametervärden.

Syftet med denna uppsats är att undersöka Riksbankens penningpolitik med fokus på bankens preferenser för låg och stabil inflation kontra minsta möjliga konjunktursvängningar. I samband med tillkommandet av Riksbankslagen 1999 publicerade Riksbanken ett PM där penningpolitiken förtydligades med tillägget att avvikelser från inflationsmålet kan tillåtas för att

¹ För mer detaljerad återgivning av händelseförloppet som föregick och efterföljde övergången från fast till flytande växelkurs se t.ex. "500 %" (1998) av dåvarande riksbankschef Bengt Dennis, för ett riksbanksperspektiv, eller antologin "På jakt efter ett nytt ankare – från fast kronkurs till inflationsmål" (2003) redigerad av Lars Jonung, för ett mer allmänt perspektiv.

undvika stora fluktuationer i den reala ekonomin (Riksbanken 1999a). Vidare gav nuvarande riksbankschef Stefan Ingves i ett tal den 19 januari 2007 följande bild av penningpolitikens utveckling.

... [F]lexibiliteten [är] en del av vårt sätt att bedriva penningpolitik som gradvis har förändrats under tiden med inflationsmål... Omedelbart efter det att inflationsmålet introducerades 1993 så var trovärdigheten för både penning- och finanspolitiken låg och utrymmet för real hänsyn därför begränsat... Men från mitten av 1990-talet har den reala stabiliteten fått ökat utrymme och Riksbanken har på olika sätt försökt klargöra att vi tar hänsyn till hur produktionen och sysselsättningen utvecklas (Ingves 2007).

Jansson & Vredin (2001) rapporterar i motsats till detta en icke-signifikant koefficient för produktionsgapet för perioden 1993-1998 och finner därmed inget stöd för en ökad flexibilitet i penningpolitiken. Här replikeras deras undersökning med ett utvidgat datamaterial som täcker perioden 1993-2005. Genom rekursiv skattning av två varianter på Taylors penningpolitiska regel baserade på framåtblickande förväntningar testas i vilken utsträckning Riksbanken har bedrivit en flexibel penningpolitik med reala hänsynstaganden och även hur denna utvecklats över tiden sedan införandet av inflationsmålsregimen. Den konkreta frågeställningen specificeras enligt följande:

- *Har Sveriges Riksbanks penningpolitik förändrats över tiden vad gäller avvägningen mellan variation i inflation och variation i produktionsgap?*²

Sedan inflationsmålets införande har det skett två viktiga förändringar i Riksbankens arbetssätt, båda viktiga för metod och resultat i denna undersökning. För det första konstruerades prognoser endast på kalenderårsbasis fram till fjärde kvartalet 1997 då Riksbanken även började göra prognoser löpande på ett och två år, s.k. 12-månaderstal. För det andra övergick Riksbanken i och med sin inflationsrapport i juni 2005 till att publicera inflationsprognoser baserade på antagandet att reporäntan följer de implicita terminsräntorna. Dock inkluderades även en inflationsprognos baserad på antagandet om en konstant reporänta, vilket även gjordes i de två efterkommande inflationsrapporterna för tredje och fjärde kvartalet 2005. Inflationsprognoserna som gjordes under 2006 baserades även de på de implicita terminsräntorna medan Riksbanken från och med den första penningpolitiska rapporten från 2007 publicerar inflationsprognoser baserade på en av banken prognostiserad reporänta. Således skedde ett definitivt skift i metod från första inflationsrapporten

² En utförlig presentation av bakgrunden till denna teoretiskt betingade avvägning presenteras i kapitel 2.

2006 vilket motiverar avgränsningen i datamaterial. Förändringen är dock, avgränsningen satt åtsida, intressant ur ett metodologiskt perspektiv då den lyfter fram frågan om hur Taylorregeln (eller Riksbankens modifierade variant) kan skattas när prognosen för inflationen inte längre bygger på oförändrad reporänta. Detta tas upp i diskussionen i kapitel 6.

Det skall också göras en terminologisk notering gällande Riksbankens penningpolitiska publikationers benämning över tiden. Den första publikationen från 1993 kallades *Penningpolitiska indikatorer*, ett namn som byttes ut till *Inflationsförväntningar* redan till påföljande utgivning och som höll i sig fram till första kvartalet 1996 då publikationen döptes om till *Inflationsrapport*. 2007 gjordes ytterligare ett namnbyte och sedan dess gäller benämningen *Penningpolitisk rapport*. Namnbyten till trots så har det för denna undersökning relevanta innehållet varit detsamma bortsett från ovan nämnda ändringar vilka behandlas mer utförligt i kapitel 3 om metod.

1.2 Avgränsningar

Undersökningen avgränsas naturligt till att undersöka den datatidsserie som sträcker sig från starten av inflationsmålsstyrningen fram till och med 2005 då Riksbanken övergick till att basera sina inflationsprognoser på en förväntad, icke-konstant utveckling av reporäntan. I diskussionen i kapitel 6 förs ett visst resonemang kring kvalitativ analysmetod men undersökningens tyngdpunkt ligger vid kvantitativ, ekonometrisk analys. Det antas att reporäntan endast beror av de variabler som ingår i de regressionsmodeller som ligger till grund för analysen. Sålunda bortses från t.ex. växelkursens påverkan på inflationen, något som dock i viss mån behandlas i diskussionen.

1.3 Disposition

Uppsatsen är upplagd på följande vis. I kapitel två presenteras den teoretiska bakgrunden till penningpolitiska regler med fokus på Taylorregeln. I kapitel tre presenteras metod, datamaterial, en beskrivning av hur prognoshorisonten har konstruerats samt detaljer kring den ekonometriska metoden för skattning. Kapitel fyra innehåller presentation av resultaten av undersökningen och inkluderar residualanalys och stabilitetstest. Vidare analyseras och diskuteras resultaten i kapitel fem respektive sex och slutligen konkluderas uppsatsen i kapitel sju.

2 Teori

2.1 Grundläggande teori om penningpolitik

En centralbank kan kontrollera antingen utbudet av pengar eller nivån på styrräntan, men inte både och. I fallet då centralbanken kontrollerar utbudet av pengar blir denna variabel exogen och räntan endogen. Kontrollerar centralbanken istället räntan är denna exogen och utbudet av pengar blir endogen (se t.ex. Burda & Wyplosz 2005:186ff, 212). Eftersom den svenska centralbanken, Riksbanken, kontrollerar nivån på styrräntan gäller det senare fallet i Sverige. Genom att justera räntan påverkar Riksbanken efterfrågan på pengar och justerar utbudet därefter. Efterfrågan på pengar är i sin tur kopplat till den aggregerade efterfrågan i ekonomin vilket är vad Riksbanken vill kunna kontrollera, eller åtminstone påverka, för att kunna mildra konjunktursvängningar. Dock är inte Riksbankens uttryckliga mål att minska konjunktursvängningar utan att eftersträva prisstabilitet, manifesterat i en låg och stabil inflation (Riksbanken 2005b:7).

Tillvägagångssättet för penningpolitiken är i princip enligt följande. Om det är dålig fart på ekonomin vill riksbanken öka efterfrågan för att på så vis även påverka utbudssidan i ekonomin. Då efterfrågan på varumarknaden är låg är även efterfrågan på pengar låg vilket innebär ett lågt inflationstryck. Åtgärden blir då att sänka räntan i ekonomin vilket leder till att pengar blir billigare (det blir billigare att låna och inte lika lönsamt att spara) och efterfrågan ökar. Om det istället är så att efterfrågan på pengar är hög innebär detta ett högt inflationstryck vilket betyder att Riksbanken tvärtom behöver höja räntan för att minska den aggregerade efterfrågan och därmed efterfrågan på pengar. En detalj som vi återkommer till är att ränteförändringar inte får direkt effekt utan marknaden reagerar på att temperaturen i ekonomin höjs eller sänks med en viss eftersläpning. Normalt tar det mellan ett och två år innan ränteförändringar får full effekt. Av denna anledning behöver Riksbanken titta framåt och göra prognoser för hur ekonomin utvecklas, man har framåtblickande förväntningar. Med prognoserna som grund bedöms sedan hur penningpolitiken ska utformas (se t.ex. Burda & Wyplosz 2005:211f; Svensson 1998:2f; Nyberg & Viotti 2007:189, 198f).

Den fortsatta teoretiska beskrivningen av penningpolitik och penningpolitiska regler görs med den svenska centralbanken som modell, varför benämningen *Sveriges Riksbank* alternativt *Riksbanken* kommer att användas. Anledningen till detta är att det är svenska data som används varför

det är relevant att lägga fokus vid det svenska penningpolitiska systemet. Det mesta av teorin är dock ändå generaliserbar till andra länder med flytande växelkurs och inflationsmålsstyrning.

Styrräntan, korta och långa marknadsräntor samt avkastningskurvan

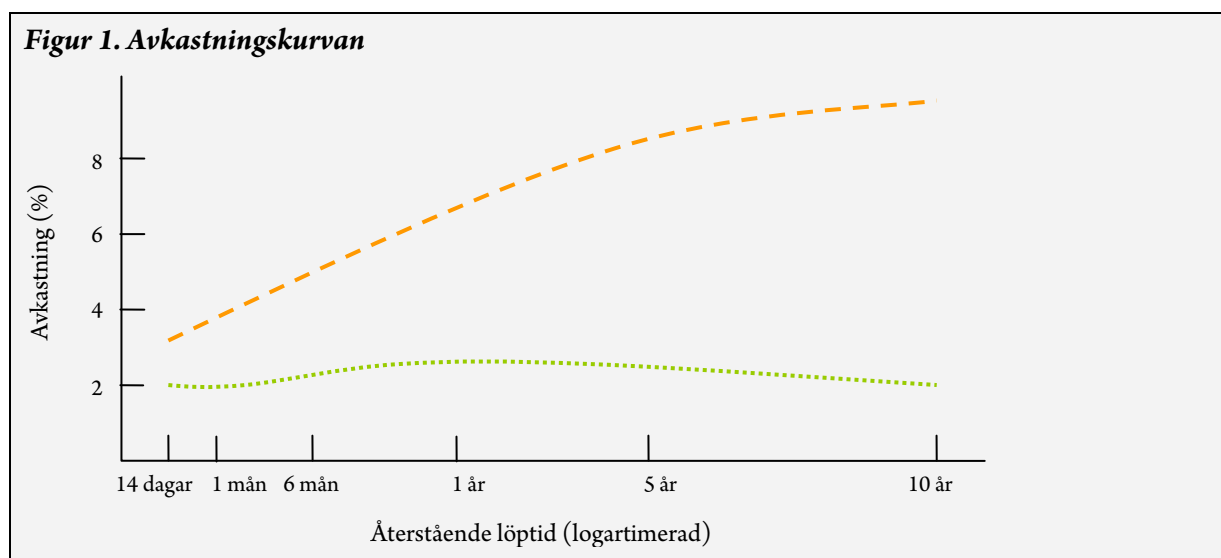
Sveriges Riksbank använder sig av flera styrräntor av vilka den viktigaste är reporäntan. Med hjälp av reporäntan kontrollerar Riksbanken med (relativt) hög precision de korta marknadsräntorna. Systemet är uppbyggt kring det svenska betalningssystem, RIX, som Riksbanken tillhandahåller och genom vilket transaktioner mellan olika kommersiella banker sker. Bankerna har konton i Riksbanken och mot säkerhet erhåller de även räntefria lån över dagen, s.k. intradagskredit, för att smidigt hantera betalningar mellan varandra. Vid dagens slut ska dock lån betalas tillbaka och överskott placeras. I första hand gör bankerna detta sinsemellan då det oftast är mer fördelaktigt och detta sker då till den s.k. dagslåneräntan. Det är dock även möjligt för bankerna att låna och placera hos Riksbanken över natten och detta görs till utlånings- respektive inlåningsräntan som styrs av reporäntan.

Om det är likviditetsunderskott i betalningssystemet kommer dagslåneräntan att ligga nära utlåningsräntan och vice versa. För att dagslåneräntan, som styr de korta marknadsräntorna, ska ligga nära den av Riksbanken önskade nivån, representerad av reporäntan, är det viktigt att betalningssystemet är i balans. Detta löses genom att lånebehovet prognostiseras för en veckas tid varpå Riksbanken genomför en penningpolitisk repa, vilket innebär att Riksbanken köper värdepapper av de kommersiella bankerna för belopp motsvarande det prognostiserade underskottet i betalningssystemet. För lånet betalas ränta – reporäntan – och efter utgången av den veckolånga löptiden köper bankerna tillbaka värdepappren. Skulle det tvärtom vara likviditetsöverskott i betalningssystemet säljer Riksbanken istället certifikat och lånar på så vis av de kommersiella bankerna till reporäntan. Uppstår det över eller underskott under tiden mellan reporna kan bankerna låna och placera hos varandra eller genom Riksbankens s.k. stående faciliteter³. Slutligen genomför Riksbanken även finjusterande åtgärder för att hålla dagslåneräntan så nära reporäntan som möjligt. Sammantaget ger ovanstående åtgärder Riksbanken god kontroll över de korta marknadsräntorna eftersom dessa i princip styrs av dagslåneräntan (Riksbanken 2005b; jfr Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:503).

³ För en mer detaljerad beskrivning av Riksbankens räntestyrning, nyttja med fördel bankens egen publikation "Riksbankens räntestyrning – penningpolitik i praktiken" (2005) som finns tillgänglig på www.riksbank.se.

När det gäller de långa marknadsräntorna har Riksbanken inte samma direkta inflytande. Här styr istället förväntningar om framtida ränteutveckling vilket påverkas av många faktorer, t.ex. inflation och risk. Det nödvändiga arbitragevillkoret gör att avkastning på räntebärande instrument med kort löptid i varje tidpunkt är ekvivalent med avkastning på instrument med lång löptid, inklusive riskpremie. Sambandet mellan korta och långa räntor kan grafiskt åskådliggöras i avkastningskurvan, godtyckligt avbildad i figur 1, där den vertikala axeln mäter avkastning och den horisontella axeln mäter löptid för räntebärande finansiella instrument.

Avkastningskurvan har tydliga implikationer för Riksbankens trovärdighet, men också för den reala ekonomins utveckling. Räntesänkningar i syfte att öka den ekonomiska aktiviteten ska ha effekt på avkastningskurvan för att få någon verkan på den reala ekonomin. Syftet med sänkningen är att få ned räntan på lång sikt för att ge incitament till långsiktiga investeringar som ger högre ekonomisk aktivitet och minskar sannolikheten för lågkonjunktur. I avsnittet nedan, om betydelsen av bland annat förväntningar, diskuteras avkastningskurvan mer detaljerat i termer av penningpolitik (se t.ex. Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:507-511; Asgharian & Nordén 2007:70-72; jfr Riksbanken 2005b).



Källa: Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen (2005:510)

Betydelsen av förväntningar, trovärdighet och självständighet

Förväntningar är en central del av teorin kring penningpolitik och påverkar ekonomin på flera sätt. I det här sammanhanget är det dock mest intressant i vilken utsträckning marknadens förväntningar sammanfaller med Riksbankens bedömningar. Om Riksbanken bedömer att ekonomin är på väg in i en lågkonjunktur och därför sänker sin styrränta innebär inte detta med nödvändighet att de långa

marknadsräntorna sjunker. Marknaden behöver inte dela centralbankens uppfattning utan kan istället bedöma nedgången som tillfällig. Detta illustrerar begränsningarna i centralbankens kontroll över ekonomin och att transmissionsmekanismen mellan reporäntan och de långa marknadsräntorna via korta marknadsräntor, styrs av marknadens förväntningar. På samma vis kan de långa räntorna stiga kraftigt om marknaden skulle tappa förtroendet för Riksbankens låginflationspolitik, ett scenario som återspeglas av den grövre streckade avkastningskurvan i figur 1 (se t.ex. Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:511-512; Nyberg och Viotti 2007:183).

Ponera nu att inflationen är stabil kring centralbankens inflationsmål och marknadens förväntningar är statiska för en viss period framåt i tiden, t.ex. $t+5$ år, dvs. marknaden förväntar sig inga stora förändringar vare sig i den reala ekonomin eller i penningpolitiken. Eftersom reporäntan inte förväntas ändras förväntas heller inte de korta räntorna förändras nämnvärt under perioden fram till år $t+5$. Om det antas att marknadens aktörer är riskneutrala kommer avkastningskurvan då att vara i det närmaste helt horisontell, enligt den finare streckade avkastningskurvan i figur 1.

Det ska påpekas att förväntningar om framtida inflation har betydelse för avkastningskurvans utseende och påverkar i motsatt riktning jämfört med effekten som kommer av sambandet mellan räntor på olika löptider. En sänkning av räntan kan generera förväntningar om en högre inflation i framtiden vilket minskar det reala värdet på räntebärande instrument varför investerare kräver högre ersättning och sålunda högre långa räntor. Vilken effekt som dominerar varierar över tiden (Asgharian & Nordén 2007:70f). Samtidigt påverkar även marknadens och hushållens förväntningar om framtida inflation den faktiska inflationen mer direkt, exempelvis genom att högre förväntad inflation avspeglas i högre lönekrav vilket leder till högre priser. För att hålla förväntningarna i schack är det sålunda viktigt att Riksbanken är trovärdig i sin penningpolitik, något som tros fungera bättre vid självständighet gentemot den politiska makten (se t.ex. Burda & Wyplosz 2005:290f; Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:669-673).

2.2 Penningpolitiska regler

I avsnitt 2.1 har beskrivits att Sveriges Riksbank genom justering av reporäntan kan påverka konjunktoren via aggregerad efterfrågan och efterfrågan på pengar. I detta avsnitt beskrivs i mer generella termer vad det är som styr om räntan ska höjas, sänkas eller lämnas oförändrad.

Till att börja med finns två sätt på vilka beslutsfattande kan ske. Antingen följs en strikt beslutsregel som när den matas med data för förväntningar på inflation och produktion (BNP) samt det rådande ränteläget ger anvisning om hur räntan ska justeras. Den andra varianten är att räntan justeras diskretionärt, dvs. att centralbanken beslutar om räntan utan att följa en strikt regel, snarare pragmatiskt för att uppnå bästa möjliga stabiliserande effekt. Båda tillvägagångssätten har fördelar och nackdelar, att fritt kunna sätta räntan utan att vara bunden av en regel som måste följas är naturligtvis mer flexibelt medan den strikta regeln innebär tydligare penningpolitik som kan resultera i högre trovärdighet och transparens, vilka båda är viktiga, t.ex. för att undvika "inflation bias".

"Inflation bias" innebär att centralbanken justerar räntan efter det att privata agenter gjort sina antaganden om framtida inflation och kan därmed skapa oväntad inflation vilket kan påverka efterfrågan och därmed inducera en mer expansiv ekonomisk utveckling. Problemet med "inflation bias" är att marknadsaktörer lär sig beteendet och förväntar sig en högre inflation än vad som sägs i centralbankens förväntningar. Resultatet kan bli att marknaden lär sig undvika oväntad inflation genom högre inflationsförväntningar vilket i och för sig endast hindrar den expansiva impulsen, dvs. effekterna tar ut varandra. Risken finns dock att marknaden överkompenserar vilket kan leda till ett uppåtttryck på inflationen, vilket i slutändan måste innebära att centralbanken reagerar med höjd ränta som verkar dämpande på ekonomin. På så vis kan ett försök att använda oväntad inflation som en metod för expansiv penningpolitik leda till motsatsen. En lösning på detta problem och även trovärdighetsproblem är att penningpolitiken till fullo sköts av en självständig centralbank, som inte styrs av politiska intressen. Centralbanken kan även åläggas att, liksom Sveriges Riksbank, följa ett inflationsmål vilket ytterligare ökar trovärdigheten, underlättar för agenter att formera förväntningar och skapar stabila spelregler (se t.ex. Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:609f; kap 22).

Exempel på penningpolitiska regler är Milton Friedmans regel om konstant penningtillväxt och Taylorregeln. Den senare beskrivs mer utförligt i avsnitt 2.3 och är även den regel som i modifierad form kommer att användas för att estimeras hur Riksbanken justerar reporäntan.

2.3 Taylorregeln

John B. Taylor utarbetade som en kritik till regeln för konstant penningtillväxt en liknande regel där räntan beror av utvecklingen av inflation och produktion (BNP). En viktig skillnad jämfört med

regeln för konstant penningtillväxt är att i den s.k. Taylorregeln kan centralbanken på ett bättre sätt styra penningpolitiken i termer av hur inflation och produktions ska vägas mot varandra. Formellt kan regeln uttryckas

$$i = \bar{r} + \pi + h(\pi - \pi^*) + b(y - \bar{y}) \quad (1)$$

där i är den nominella räntan, \bar{r} är den långsiktiga realräntan i jämvikt, π^* är inflationsmålet och \bar{y} är potentiell BNP. Parametrarna⁴ h och b talar om hur stor vikt centralbanken lägger vid variation i inflation kontra variation i BNP (se t.ex. Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:502-506). Det är denna ursprungliga regel från vilka Riksbankens ”enkla regel” och Jansson och Vredins regel, som beskrivs i avsnitt 2.5, härstammar. Taylor framhöll att inkludandet av real BNP ger ett bättre resultat än om endast inflation används, men att det är oklart huruvida denna variabel ska ges mer eller mindre tyngd än inflationen, dvs. om parametern b ska vara större eller mindre än h (Taylor 1993). Senare forskning har tagit sig an detta problem (t.ex. Svensson & Rudebusch 1998) och vi kommer här att bygga vidare på detta genom att undersöka betydelsen av konjunktursvängningar för räntestyrningen.

2.4 Penningpolitik, Taylorregeln och AS-AD

Med hjälp av AS-AD-ramverket kan vi modellera hur ekonomin påverkas av utbuds- och efterfrågechocker. En negativ efterfrågechock till följd av exempelvis mer pessimistiska hushåll ger ett nedåtskift i AD-kurvan medan en negativ utbudschock, t.ex. högre oljepris, leder till ett uppåtskift i AS-kurvan. I båda fallen resulterar skiften i ett minskande positivt alternativt ökande negativt produktionsgap. Påverkan på inflationen skiljer sig däremot åt, den negativa efterfrågechocken leder till minskad inflation medan den negativa utbudschocken ger högre inflation. Hur stor påverkan blir på produktionsgapet (konjunktoren) och inflationen beror således på vilken typ av chock som drabbar ekonomin samt lutningen på AD-kurvan, vilken i sin tur beror på centralbankens penningpolitiska inriktning som förenklat kan sammanfattas i en penningpolitisk policyregel. Figur 2 visar exempel på AD-kurvans utseende för två olika konfigurationer av Taylorregeln och vad de ger

⁴ β_{Ki} i den ekonometriska modellen $y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + e_i$ refereras framöver till som antingen parametrar, riktningskoefficienter eller endast koefficienter.

för effekter vid efterfråge- respektive utbudshöjningar. Som framgår av figuren ger en brant kurva det bästa bemötandet av en efterfrågechock (a) eftersom det ger en liten förändring i såväl inflation som produktionsgap. När det gäller utbudshöjningar (b) är valet inte lika enkelt då en brant kurva ger liten variation i produktionsgapet men samtidigt jämförelsevis stor variation i inflationen. På motsatt vis gäller att en flack kurva ger liten variation i inflation på bekostnad av större variation i produktionsgapet.

I Taylorregeln bestäms centralbankens preferenser för variation i inflationen kontra variation i produktionsgapet av värdet på parametrarna h och b , dvs. vikterna för inflation och produktionsgap. För parametern b gäller att ett högt värde ger en brant AD-kurva. Parametern h har två effekter; ett högt värde minskar lutningen på AD-kurvan men minskar samtidigt avståndet den skiftar vid en efterfrågechock. Den senare effekten är dominerande vilket innebär att ett högt värde på b och ett högt värde på h ger en brant kurva som inte skiftar så mycket. Detta är således en bra konfiguration för att hantera efterfrågechocker, vilket kan verifieras i figur 2a. Som nämnts ovan innebär en utbudshöjning en kompromiss mellan variation i inflation och variation i produktionsgap. Ett högt värde på b och ett värde på h som går mot noll ger en så brant kurva som möjligt (värdet på h behöver inte vara högt i syfte att inducera ett litet skift eftersom AD-kurvan inte skiftar vid en utbudshöjning), vilket ger minsta möjliga variation i produktionsgapet, dock på bekostnad av större variation i inflationen. Ett lågt värde på b och ett högt värde på h ger istället en flack kurva vilket resulterar i liten variation i inflationen på bekostnad av större variation i produktionsgapet⁵. Centralbankens val av värden på parametrarna h och b avgör således vilken tyngd som läggs vid liten variation i inflation kontra liten variation i produktionsgapet (se t.ex. Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:612-615).

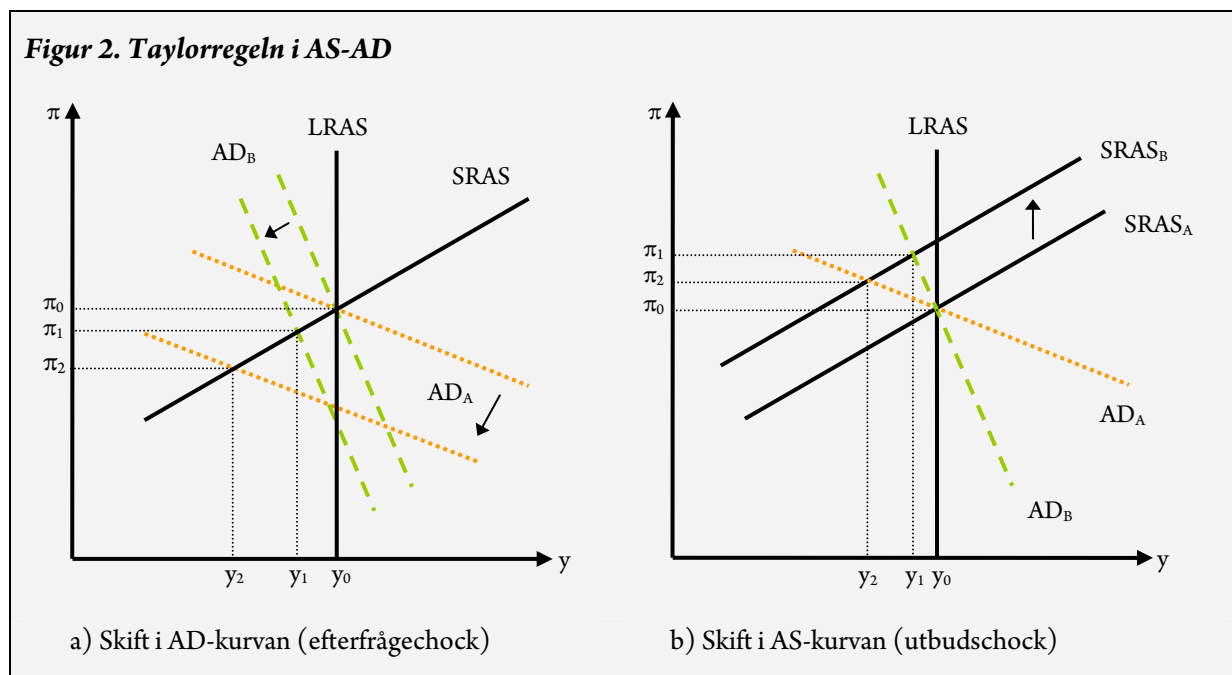
Konfigurationen bör rimligen väljas på så vis att penningpolitiken kan reagera effektivt vid både efterfråge- och utbudshöjningar. Om parametern h kan generellt sägas att även om den för liten variation i produktionsgapet ska vara nära noll så bör den alltid vara i alla fall något större än noll eftersom det är en förutsättning för att styrräntan ska höjas mer än ökningen i inflation, dvs. att den

⁵ För en matematisk representation av AS-AD-ramverket som visar hur Taylorregeln inkorporeras i AD-kurvan, se t.ex. kap. 20 i "Introducing Advanced Macroeconomics" (2005) av Peter Birch Sørensen & Hans Jørgen Whitta-Jacobsen, varifrån även figur 2 är hämtad. Som ett komplement till det resonemang som förs i detta avsnitt inkluderas här den AD-kurva som författarna härleder, vilken visar hur parametrarna h och b påverkar kurvans utseende.

$$\pi = \pi^* - \left(\frac{1 + \alpha_2 b}{\alpha_2 h} \right) (y - \bar{y}) + \frac{v}{\alpha_2 h}$$

reala räntan stiger vid ökad inflation. Detta är den så kallade Taylorprincipen. För parametern b gäller att den inte får vara alltför hög eftersom detta skulle kunna innebära en negativ nominell ränta, vilket inte är möjligt (se t.ex. Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:506; 614, 616f).

Taylor (1993) föreslog att värdet för båda parametrarna sätts till 0,5. I den här undersökningen testas i vilken utsträckning parametrarna h och b överrensstämmer med de värden som Taylor föreslog. Test görs även för kontroll om parametrarna är signifikant skilda från noll, vilket kräver lite annorlunda tillvägagångssätt i IR-modellen. Beskrivning av metod ges i avsnitt 3.1 och resultaten presenteras i kapitel 4.



Källa: Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen (2005:613, 615)

Flexibel penningpolitik

Då begreppet *flexibel penningpolitik* är centralt i den här undersökningen ska det här förtydligas att det innebär att låg inflation inte prioriteras över variation i produktionsgapet till vilket pris som helst. Uttryckt i termer av parametrarna i Taylorregeln innebär flexibilitet i penningpolitiken således att b tillåts ha ett högre värde och h tillåts ha ett lägre värde. Exempelvis kan det ta sig uttryck på så vis att Riksbanken bedömer att inflationen på två års sikt kommer att överstiga målet, men avstår från att höja räntan om den ökade inflationen förväntas vara tillfällig eller en orsak av en prisökning på en enskild vara (t.ex. höjt oljepris). På så vis undviks störningen i den reala ekonomin som resultat av att inflationen tillåts överstiga målet under en begränsad tid (enligt den hypotetiska bedömningen).

Som en terminologisk notering kan nämnas att i den allmänna debatten refereras det ofta till preferenser som innebär att låg variation i inflation föredras framför låg variation i produktionsgap som "hökaktiga". Motsatta preferenser benämns som "duvaktiga" och tillsammans har de givit upphov till epiteterna *räntehök* och *ränteduva* (Håstad 2006; Sydsvenskan 2007).

2.5 Modifierade Taylorregler

Riksbanken har uttryckt att den svenska penningpolitiken något förenklat kan förklaras på följande vis. Om prognosen för inflationen på två års sikt överstiger inflationsmålet på två procent ska räntan höjas och om prognosen på två års sikt understiger inflationsmålet ska räntan sänkas. Detta kan formellt uttryckas

$$i_t = \alpha_1 + \alpha_2 i_{t-1} + \alpha_3 E[(\pi_{t+4} | I_t; i_{t-1}) - \pi^*] + \alpha_4 E[(\pi_{t+8} | I_t; i_{t-1}) - \pi^*] + e_t \quad (2)$$

där i_t är Riksbankens reporänta⁶, i_{t-1} är den laggade reporäntan, π_{t+4} är prognosen för inflationen på ett års sikt, π_{t+8} är inflationsprognosen på två års sikt och π^* är inflationsmålet (Riksbanken 2002; jfr Riksbanken 2005b). Det vertikala strecket följt av notationen $I_t; i_{t-1}$ innebär att prognoserna är betingade på information tillgänglig vid tidpunkten t och räntenivån i föregående period, $t-1$. Riksbanken har i inflationsrapporten från första kvartalet 2002 genom regressionsanalys estimerat (2) och resultat och en diskussion kring detta redovisas i kapitel 4. Regressionsmodellen (2) presenterad ovan kommer framöver att refereras till som IR-modellen⁷. En nackdel med denna modell är att den endast innehåller inflationsförväntningar som förklarande variabel för variationer i reporäntan. Då vi här vill kontrollera för betydelsen av produktionsgapet introduceras därför följande modell

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 [E(\pi_{t+s,t+s-j} | I_t; i_{t-1}) - \pi^*] + \alpha_2 E(y_{t+h,t+h-i} - y_{t+h,t+h-i}^p | I_t; i_{t-1}) + \alpha_3 i_{t-1} + e_t \quad (3)$$

presenterad av Jansson & Vredin⁸ (2001), där y är prognostiserad faktisk BNP-nivå och y^p är prognostiserad potentiell BNP-nivå. När det gäller inflationsförväntningar motsvarar (3)

⁶ Reporäntan räknas i enlighet med Inflationsrapport 2002:1 om enligt formeln $\log(1+i/100)$.

⁷ Notationen har här justerats något jämfört med regressionsmodellen i Inflationsrapport 2002:1, detta för att de modeller som används i den här undersökningen ska vara konsistenta.

⁸ Jansson och Vredin har i sin tur hämtat modellen från Svensson & Rudebusch (1998).

specifikationen i (2) med undantag av att tidshorizonten inte angivits i (3). Skillnaden består sålunda i en tvådelad variabel för produktionsgapet. Denna innebär beräkning av differensen mellan faktisk och potentiell BNP-nivå, vilket är problematiskt av två anledningar. För det första är inte potentiell BNP-nivå observerbar, vilket dock kan lösas genom approximation⁹. Detta kräver emellertid information om faktisk BNP-nivå, men det finns inte tillgängligt i realtid. Jansson & Vredin (2001) har löst detta genom att skriva modellen i första differens, enligt specifikationen i (4) vilken framöver refereras till som JV-modellen.

$$\Delta i_t = \alpha_1 \Delta_t E(\pi_{t+8,t+8-1} | I_t; i_{t-1}) + \alpha_2 \Delta_t E(y_{t,t-1} | I_t; i_{t-1}) + \alpha_3 \Delta i_{t-1} + \alpha_4 + e_t \quad (4)$$

Det är med denna modifikation möjligt att använda Riksbankens prognoser för BNP-tillväxt som approximation för produktionsgapet, under antagandet att förändring i BNP-nivå, dvs. tillväxt, kan förväntas vara likvärdig med förändring i produktionsgapet. Tidshorizonten i (4) har angivits med grund i den utförliga diskussion som förs i avsnitt 3.3.

För tydlighets skull ska nämnas att både IR-modellen och JV-modellen använder framåtblickande förväntningar (se teoriavsnitt 2.1) och det är främst i detta avseende de skiljer sig från den ursprungliga Taylorregeln. Vidare skiljer sig IR-modellen eftersom inflationsvariabeln är uppdelad i två delar. För jämförelse med de ursprungliga parametervärdena enligt Taylor (1993) och för jämförelse mellan IR-modellen och JV-modellen adderas därför koefficienterna för inflationsprognos på ett och två års sikt i IR-modellen. En ytterligare skillnad är den laggade räntetermen som ger uttryck för en viss persistens i styrräntan, dvs. en vilja hos centralbanken att en räntehöjning i period t-1 ska följas av en räntehöjning även i period t. Anledningen är att penningpolitiken blir mindre ryckig vilket påverkar trovärdigheten och därmed Riksbankens möjlighet att nå önskad effekt med penningpolitiken¹⁰ (se t.ex. Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:640f). Inkluderandet av en variabel som innehåller ett laggad värde av den beroende variabeln ställer dock till problem vad gäller kontroll av autokorrelation. Diskussion kring detta och åtgärder återfinns i avsnitt 3.4.

⁹ Exempelvis genom produktionsfunktionsmetoden eller med hjälp av ett Hodrick-Prescott filter. Se t.ex. s. 421-424 respektive 403-409 i "Introducing Advanced Macroeconomics" (2005) av Peter Birch Sørensen & Hans Jørgen Whitta-Jacobsen.

¹⁰ För detaljer kring sambandet mellan styrräntan och korta och långa räntor, se avsnitt 2.1.

3 Metod

3.1 Replikering och utökning

Det metodologiska tillvägagångssättet bygger på modeller från den enklare undersökning som Riksbanken presenterade i inflationsrapporten för första kvartalet 2002 (IR-modellen) samt undersökningen "Forecast based monetary policy in Sweden 1992-1998 – a view from within" publicerad av Jansson & Vredin 2001 (JV-modellen). IR-modellen innehåller, utöver den laggade reporäntan, endast prognostiserad inflation på ett och två års sikt som förklarande variabler. Detta gör att den inte är särskilt lämplig för att avgöra om Riksbankens preferenser för konjunkturen har förändrats över tiden. Istället används den i två steg för att verifiera datamaterialet. I ett första steg replikeras undersökningen i inflationsrapporten i syfte att verifiera att specifikationen i modellen har tolkats korrekt. Steg två innebär utökning av datamaterialet till och med fjärde kvartalet 2005 vilket bör ge en fingervisning om det utökade datamaterialets förskaffenhet i allmänhet och i synnerhet med avseende på bytet av mätmetod (se avsnitt 3.2 och 3.3). Samtidigt ger det underlag för slutsatser om inflationsprognosernas betydelse i ett längre perspektiv och genom rekursiv undersökning kan kontrolleras om koefficienterna i regressionsmodellen har förändrats över tiden.

Rekursiv estimering ligger också till grund för den huvudsakliga undersökningen av Riksbankens preferenser för variation i konjunkturen kontra variation i inflationen över tiden. Genom att först replikera Jansson och Vredins undersökning verifieras modellen och data som används. Liksom med modellen från inflationsrapporten från första kvartalet 2002 utökas sedan datamaterialet till att inkludera data för inflationsprognos på två års sikt och prognos för BNP-tillväxt innevarande år. En utökning jämfört med Jansson & Vredin (2001) är att alternativa specifikationer, som även innehåller inflationsprognos på ett års sikt och prognos för BNP-tillväxt för nästkommande år, skattas.

Rekursiv estimering används sedan för att grafiskt identifiera trendbrott i koefficienternas värde och i fokus ligger prognosen för BNP-tillväxt. Om ett trendbrott kan identifieras kontrolleras om detta är statistiskt signifikant genom Chow's brytpunktstest, vilket beskrivs vidare i avsnitt 3.4. Vid ekonometriska test används en nivå på minst fem procent för bedömning om en variabel är statistiskt signifikant.

För att kontrollera huruvida koefficienterna överensstämmer med de värden som specificerats av Taylor (1993) används Wald's test för restriktioner på koefficienter. Testet fungerar enligt samma princip som ett *t*-test för kontroll om en koefficient är skild från ett visst värde. Skillnaden består i att restriktioner på en eller flera koefficienter kan specificeras, vilket är användbart för kontroll om summan av koefficienterna för inflationsförväntningar på ett och två års sikt i IR-modellen är signifikant skilda från 0,5. Det ska dock nämnas att användandet av framåtblickande (rationella) förväntningar förändrar de optimala kvantitativa värdet på koefficienterna (se t.ex. Quantitative Micro Software 2004:373-376; Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:637-640).

Med anledning av att Riksbanken förändrat sina metoder något över tiden har en del justeringar gjorts vad gäller datamaterial. Detta redovisas nedan i ett separat avsnitt. Detsamma gäller för specificering av modellen och beskrivning av hur prognoshorisonten konstruerats.

3.2 Data

Sammantaget för de två modeller som används i undersökningen finns fem variabler; reporäntan, inflationsprognos på ett och två års sikt samt BNP-prognos för innevarande och nästkommande år. Prognos för BNP-tillväxt på ett års sikt är inte inkluderad i den modell Jansson & Vredin (2001) använder sig av. Då tidsfördröjningen för när förändringar i reporäntan får genomslag på BNP är upp till ett år, eller något längre, torde dock detta vara intressant att testa som komplement till prognosen för innevarande år, särskilt som prognosen för BNP-tillväxt görs per kalenderår¹¹ (Nyberg & Viotti 2007:190, 199).

Data för reporäntan och BNP-prognoser har varit relativt oförändrad över tiden när det gäller metoden med vilken den tas fram. För inflationsprognoserna gäller dock inte samma kontinuitet, vilket behöver tas i beaktande när data används för jämförelser över tiden. Sedan Riksbanken övergick till ett explicit inflationsmål har inflationsprognoserna genomgående avsett inflation mätt som årlig procentuell förändring av konsumentprisindex, KPI, även om andra mått även börjat användas som komplement (Andersson 2003:252-255; Riksbanken 2005a). Skillnaderna ligger i vilken tidshorisont prognoserna avser. Fram till fjärde kvartalet 1997 gjorde Riksbanken endast inflationsprognoser på kalenderårsbasis vilket innebär att tidsperspektivet ändrades vid varje

¹¹ För en diskussion kring prognoser på kalenderårsbasis och dess inverkan på prognoshorisonten, se avsnitt 3.3.

prognostillfälle. Denna problematik hanteras här i princip på samma sätt som i Jansson & Vredin (2001), dock med undantag för att datamaterialet här delas upp i jämna perioder. Exakt hur matchningen hanteras beskrivs i nedan avsnitt om prognoshorisont.

Avslutningsvis ska redovisas den rådata som använts. För prognoser över inflationen och BNP-tillväxt fram till och med 1998 används den historiska data som publicerades av Riksbanken i samband med inflationsrapporten för andra kvartalet 2000, som även är del i de data som används av Jansson & Vredin (2001). Data för inflationsprognoser och prognoser över BNP-tillväxt mellan första kvartalet 1999 och fjärde kvartalet 2005 har hämtats direkt från inflationsrapporterna¹². Data för reporäntan¹³ har inhämtats från sökfunktionen för diverse räntor på Riksbankens webbplats. Samtliga dataserier, med källhänvisningar, finns bifogade i appendix A.

Stationäritet

I tidsserieanalys är det viktigt att testa för stationäritet i de dataserier som används. Att en dataserie, eller variabel, är stationär innebär att dess medelvärde och varians är konstant över tiden samtidigt som kovariansen inte får bero på någon specifik tidpunkt då data observeras. Om detta inte uppfylls sägs variabeln vara icke-stationär vilket kan ha betydelse för regressionsanalysens resultat. Problem uppstår om två icke-stationära variabler inkluderas eftersom detta kan ge felaktig inferens (Gujarati 2006:493-497; Westerlund 2005:205). Tecken på att icke-stationära variabler finns i regressionen är en mycket hög förklaringsgrad tillsammans med hög t-statistika och lågt värde på statistikan (DW) för Durbin-Watson's test för autokorrelation. Gujarati (2006:493f) refererar till Granger och Newbold som uttryckt tumregeln att om förklaringsgraden (R^2) är högre än värdet på DW-statistikan finns anledning att tro att det endast existerar ett nonsenssamband mellan variablerna, s.k. nonsensregression¹⁴. För att testa för icke-stationäritet används ett s.k. enhetsrotstest. Principen bakom detta är enkelt uttryckt att en autoregressiv modell används för att kontrollera i vilken utsträckning en observation vid tidpunkten t beror på tidigare värden. Exempel på en sådan modell visas i (5) där den autoregressiva parametern α_2 visar hur mycket r_t beror av r_{t-1} .

$$r_t = \alpha_1 + \alpha_2 r_{t-1} + e_t \quad (5)$$

¹² Ett par avvikelser förekommer gällande vilken data som används och varifrån den är hämtad. Information om detta finns i appendix A.

¹³ Fram till och med maj 1994 benämndes styrräntan *marginalränta* och hade något annorlunda funktionssätt.

¹⁴ Vi kan dock inte nyttja denna tumregel här eftersom DW-statistikan inte är användbar då regressionen innehåller parametrar med laggade värden på den beroende variabeln (se avsnitt 3.4).

Nollhypotesen för enhetsrotstestet är att α_2 är lika med 1, dvs. $H_0: \alpha_2 = 1$, vilket innebär att modellen och därmed även r har en enhetsrot och sålunda är icke-stationär. Mot detta står alternativhypotesen att α_2 är (signifikant) mindre än 1, vilket följaktligen innebär att α_2 är stationär. I enlighet med Westerlund (2005:203) bortses här från fallet då α_2 är större än 1 då detta skulle innebära att variabeln ökar i all oändlighet.

Det finns ett undantag från regeln att två variabler med enhetsrötter inte ska ingå i samma regression och det är om variablerna ifråga är kointegrerade. Att en variabel har enhetsrot är detsamma som att säga att variabeln har en stokastisk trend och två variabler är kointegrerade om de delar stokastisk trend. För att kontrollera för kointegration görs ett enhetsrotstest på residualerna för en hjälpregression innehållande de två variablerna. För att variablerna ska vara kointegrerade krävs, förutom att de har enhetsrötter, att residualerna från hjälpregressionen inte har en enhetsrot, dvs. är stationära (se t.ex. Westerlund 2005: 201-207; 209-213).

Resultaten för enhetsrotstest utförda på dataserierna i den här undersökningen presenteras tillsammans med övriga resultat i kapitel 4, där även kointegration tas upp i händelse av icke-stationära dataserier.

3.3 Konstruktion av prognoshorisont¹⁵

Den begränsade tillgången på datamaterial under de första åren med inflationsmål försvårar konstruerandet av en konsistent prognoshorisont. I enlighet med Jansson & Vredin (2001:10f) anpassas datamaterialet för att hantera problematiken och resultatet blir att vi för perioden 1993:1-1998:4 erhåller variabler för inflationsförväntningar på ett och två års sikt som har en över tiden varierande tidshorisont, enligt figur 3a. Från första kvartalet 1999 finns 12-månaderstal tillgängliga vilka ger en konsistent tidshorisont, enligt figur 3b. 12-månaderstalen visar alltid Riksbankens prognos för inflationen i aktuell månad plus 4 respektive 8 kvartal, t.ex. görs i mars 1999 prognos för inflationen i mars 2000 och mars 2001. Riksbanken har fortsatt att publicera årsgenomsnitt vid varje tillfälle men endast för innevarande plus ett år. Det är därför inte möjligt att genomgående använda data på det format som använts fram till fjärde kvartalet 1997 för att på så vis få en konsistent tidshorisont i inflationsbedömningarna över hela perioden 1993:1 till 2005:4. Förvisso publiceras

¹⁵ Detta avsnitt bygger på undersökning av samtliga inflationsrapporter mellan 1993 och 2005 med tillhörande Excel-filer innehållande underlag till figurer i rapporterna.

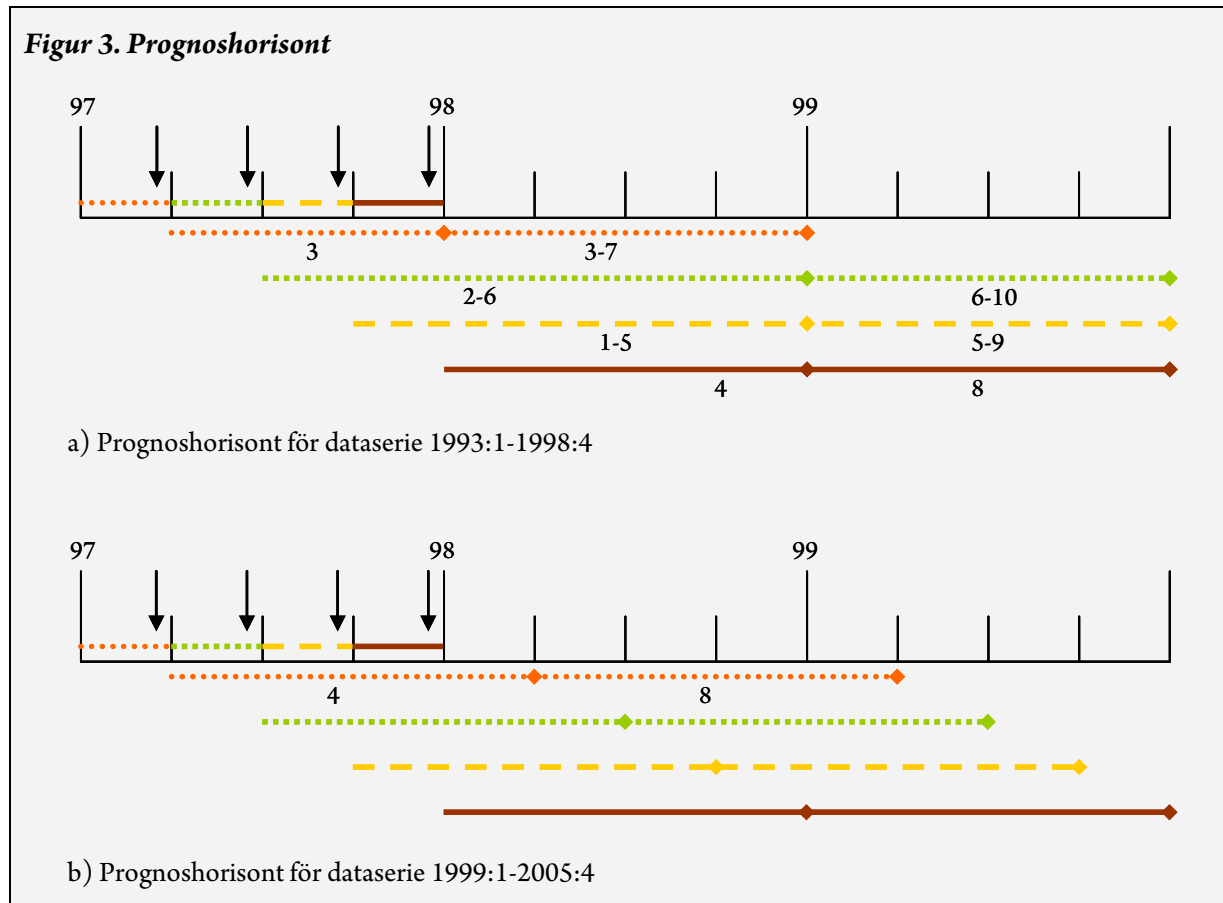
från och med andra kvartalet 1999 hela den förväntade inflationsutvecklingen som kontinuerliga 12-månaderstal, men endast till och med åtta kvartal framåt vilket inte räcker för att kunna beräkna årsgenomsnitt för år $t+2$. Prognostiserade tidsserier för inflationsutvecklingen som omfattar innevarande plus två år framåt i tiden började visserligen publiceras 2005 men i slutet på det året började Riksbanken basera sina inflationsprognoser på en av banken själv prognostiserad reporäntebana vilket i grunden förändrar analysen av metoden för måluppfyllelsen (Riksbanken 2005a:5f). Denna problematik diskuteras översiktligt i avsnitt 6.

Innan 12-månaderstalen introducerades gjordes endast prognoser för kalenderår vilket omöjliggör en konstant tidshorisont. För första kvartalet i respektive år finns endast data över prognos för innevarande plus ett år tillgänglig, vilket gör det svårt att konstruera prognoshorisonten på annat sätt än att innevarande år får utgöra prognosen för ett år framåt i tiden. Följaktligen får prognosen för ett kalenderår framåt tjäna som data för variabeln för inflationsprognos på två år. Om vi använder årsslutet som stopp för mätperioden innebär detta att prognoshorisonten för första kvartalet blir 3 respektive 7 kvartal. Enligt detta tillvägagångssätt följer att för andra kvartalet blir prognoshorisonten 6 respektive 10 kvartal, för tredje kvartalet 5 respektive 9 kvartal och slutligen 4 respektive 8 kvartal för prognoser gjorda i fjärde kvartalet. Till problemet med icke-konsistent prognoshorisont kommer även att prognos för inflation inte gjordes för alla kvartal fram till 1997. Detta hanteras genom att närmast föregående prognos används för de kvartal där prognos saknas.

Prognosdata som klassificerats med hjälp av ovan beskrivna prognoshorisont matchas med reporäntan som gällde per den sista dagen i respektive kvartal, vilket indikeras av de vertikala pilarna i figur 3. Uppgifter om tidpunkt för publicerandet av prognoser före 1999 är tvetydiga då Riksbanken anger olika prognosdatum i de datafiler som medföljer inflationsrapporterna jämfört hemsidan där inflationsrapporter finns för beställning och nedladdning¹⁶. Det senare datumet används här då det följer inflationsrapporternas publiceringsdatum vilket torde vara det datum som ligger närmast prognostillfället. Detta är också konsistent med datum för senare utförda prognoser vilket talar för att informationen på hemsidan är korrekt. Vidare betraktas av praktiska skäl prognoser gjorda i oktober som tredje kvartalets prognoser då det annars skulle saknas prognos för tredje kvartalet men finnas två prognoser gjorda i fjärde kvartalet. Åtgärden ger ingen skillnad i värden på variabeln för reporäntan.

¹⁶ Riksbanken publicerade prognoser gjorda under perioden 1993-1998 i inflationsrapporten från 2000:2. I de Excel-filer som innehåller dataunderlag till diagram i rapporten specificeras prognostidpunkt. Fr.o.m. 1999 publicerar Riksbanken sina mötesprotokoll vilka visar exakt datum för publicering av inflationsrapport samt eventuell justering av reporäntan.

Med ovan redovisade åtgärder bedöms det som möjligt att sammanfoga de två dataserierna för att konstruera en sammanhängande tidsserie från första kvartalet 1993 till fjärde kvartalet 2005. Då det får förmodas att Riksbanken inte vill låta penningpolitiken påverkas i alltför stor utsträckning av en ändring i mätmetod torde variablerna påverkas på samma vis vilket därmed inte bör påverka politiken i en alltför stor omfattning. Som kontroll av denna åtgärd riktas särskild uppmärksamhet till övergången mellan olika dataserier i den rekursiva estimeringen.



3.4 Stabilitetstest och residualanalys

Skattning av de multipla regressionsmodeller som används i den här undersökningen sker med hjälp av minsta kvadratmetoden, eller "ordinary least squares" (OLS). Metoden används av den enkla anledningen att OLS ger estimat med lägst varians bland alla linjära och väntevärdesriktiga estimatorer¹⁷. Detta gäller dock endast under förutsättning att den multipla regressionsmodellens

¹⁷ För bevis se kap. 4.5 om Gauss-Markov-teoremet i "Introduktion till ekonometri" (2005) av Joakim Westerlund.

antaganden är uppfyllda, i annat fall finns risk att inferens baserad på resultaten blir felaktig (Westerlund 2005: 96-99, 134, 173, 185). Eftersom de två modellerna som används är hämtade från tidigare studier torde inte specifikationsfel eller kolinjäritet vara ett problem då detta inte bör förändras av att datamaterialet utökas. De antaganden som gäller slumptermerna (residualerna) är dock viktiga att kontrollera då ny data kan påverka fördelningen samt förekomsten av heteroskedasticitet och autokorrelation. Jansson & Vredin (2001) redovisar i en fotnot resultaten för ett antal tester avseende residualerna och konstaterar att de är att tolka som "vitt brus", dvs. har medelvärde lika med noll och konstant varians över tiden (Kennedy 2008:510). Detta talar för att det inte borde uppstå problem med autokorrelation eller heteroskedasticitet. Oavsett detta genomförs i denna undersökning test för normalitet samt förekomst av autokorrelation och heteroskedasticitet. Teststatistik redovisas i samband med presentationen av de skattade regressionerna. I och med att både IR-modellen och JV-modellen är innehåller en laggad variabel för reporäntan, som är den beroende variabeln, kan Durbin-Watson's test inte användas för att upptäcka autokorrelation. Istället används Breusch-Godfrey's LM-test (se t.ex. Verbeek 2008:110 alt. Gujarati 2006:437). För kontroll av heteroskedasticitet används White's test i det enklare utförandet utan korsvisa termer, detta eftersom antalet frihetsgrader som går åt vid skattning av testregressionen annars blir så stort att det inte räcker till för att utföra testet på den alternativa specifikationen av JV-modellen där inflationsprognos på både ett och två års sikt ingår (jfr Wooldridge 2006: 282f).

För att kontrollera koefficienternas stabilitet över tiden i syfte att upptäcka trendbrott, främst gällande koefficienten för BNP-tillväxt, används i ett första steg rekursiv estimering. Den rekursiva estimeringen går ut på att skattning sker upprepade gånger, först med endast ett fåtal observationer. För varje skattning utökas sedan dataserien successivt för att till slut täcka hela datamaterialet. Resultatet blir en kurva som visar koefficienternas utveckling över tiden. Med hjälp av grafisk undersökning av resultaten från den rekursiva skattningen kan trendbrott identifieras. I ett andra steg kontrolleras om eventuella trendbrott är statistiskt signifikanta genom Chow's brytpunktstest. Chow-testet fungerar på samma vis som ett F-test för kontroll om två regressioner är statistiskt skilda från varandra med den skillnaden att man anger brytpunkten varpå jämförelsen görs automatiskt. Se t.ex. Quantitative Micro Software (2004), sidan 388 om rekursiv estimering och sidan 384 om Chow's brytpunktstest, för ytterligare detaljer kring respektive test.

4 Resultat

4.1 Test för stationäritet

I tabell 1 presenteras resultat för stationäritetstest av dataserierna för reporäntan, inflationsprognoser på ett och två års sikt samt prognos för BNP-tillväxt innevarande år och på ett års sikt. Testet som görs är ett utökat Dickey-Fuller (ADF) i tre olika specifikationer; utan intercept, med intercept samt med intercept och trend. Vi kommer att använda oss av resultaten för ADF med intercept.

Tabell 1. Resultat av test för stationäritet (Augmented Dickey-Fuller)

	<i>ADF utan intercept</i>	<i>ADF med intercept</i>	<i>ADF med intercept och trend</i>
i	-1,51 (0,12)	-1,53 (0,51)	-3,07 (0,13)
$E(\pi_{t+4} I_t; i_{t-1})$	-2,70 *** (0,01)	-3,79 *** (0,01)	-3,62 ** (0,04)
$E(\pi_{t+8} I_t; i_{t-1})$	-0,88 (0,33)	-1,99 (0,29)	-2,16 (0,50)
$\Delta_t E(y_{t,t-1} I_t; i_{t-1})$	-0,98 (0,29)	-3,09 ** (0,03)	-2,89 (0,17)
$\Delta_t E(y_{t+4,t+3} I_t; i_{t-1})$	-0,57 (0,47)	-4,92 *** (0,00)	-4,71 *** (0,00)
Kointegrationstest för i och π_{t+8}	-2,78 *** (0,01)		

Anmärkning: *** Signifikant på 1 % nivå ** Signifikant på 5 % nivå * Signifikant på 10 % nivå . Tabellen rapporterar värden på teststatistikan med p-värden inom parentes. H_0 : Dataserien har en enhetsrot.

Resultaten av stationäritetstesten visar att nollhypotesen om icke-stationäritet (att variabeln har en enhetsrot) inte kan förkastas för reporäntan och inflationsförväntningar på två års sikt. Detta skulle kunna innebära en risk att estimering av en modell innehållande de variablerna (dvs. både IR-modellen och JV-modellen) ger ett nonsenssamband med felaktig inferens som resultat. Om det är så att de icke-stationära variablerna är kointegrerade är det dock ändå möjligt att inkludera dem i regressionen utan att riskera oanvändbar inferens. Resultatet av ett kointegrationstest för reporäntan och inflationsprognos på två års sikt visar att vi kan förkasta nollhypotesen om enhetsrot för residualerna och därmed konstatera att variablerna ifråga är kointegrerade.

4.2 Replikering

IR-modellen

Resultaten från replikering av IR-modellen finns sammanställda i tabell 2 där även data för den ursprungliga undersökningen presenteras. Siffrorna inom parentes anger t-värden för respektive koefficient. Förklaringsgraden för den ursprungliga regressionen är 98 procent vilket innebär att förändringar i inflationsförväntningarna på ett och två år tillsammans med reporäntan laggad en period kan förklara 98 procent i variationen i reporäntan. Beräknad signifikansnivå visar att samtliga koefficienter är signifikant skilda från noll på en procents signifikansnivå med undantag för koefficienten för inflationsförväntningarna på två års sikt som inte är signifikant ens på tio procents nivå. Detta får sägas vara ett något överraskande resultat då ett till två år är vad som normalt anges som den tidshorisont då ränteförändringar får genomslag på inflationen (se t.ex. Birch Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:683; jfr Nyberg & Viotti 2007:186).

Som framgår är resultaten något annorlunda i den replikerade regressionen. Avvikelser i koefficienternas värde är dock troligen en effekt av skillnader i datamaterial då källhänvisning saknas till det material som använts i Riksbankens (2002) undersökning. När det gäller t-statistika har interceptet och den laggade räntetermen ungefär samma värde i de två regressionerna vilket även avspeglas i signifikansnivån. Innan vi går vidare med ytterligare inferens ska även nämnas att $LM \approx 7,0$ vilket tyder på autokorrelerade residualer. Även grafisk analys av residualerna visar tydliga samband då de plottas mot sina egna värden laggade en period (figur 4b). För att åtgärda problemet med autokorrelation prövas en specifikation för IR-modellen där ytterligare en laggad ränteterm inkluderas, enligt specifikationen i (4) (se t.ex. Verbeek 2008:116-118 alt. Wooldridge 2006:416).

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 (\pi_{t+4}^F - 2) + \alpha_3 (\pi_{t+8}^F - 2) + \alpha_4 i_{t-2} + e_t \quad (4)$$

Den alternativa specifikationen löser problemet med autokorrelation, $LM \approx 3,56$ efter inkluderandet av en andra laggad ränteterm. Kvalitativt blir det ingen större skillnad på resultaten, numeriska värden visas tillsammans med resultaten från den ursprungliga och replikerade regressionen i tabell 2. Det mest noterbara är att koefficienten för inflationsförväntningarna tappar i betydelse men är fortfarande signifikant på fem procents nivå. Vad gäller heteroskedasticitet visar varken grafisk undersökning (figur 4a) eller White's test (tabell 2) någon indikation på detta.

Den stora skillnaden mellan den ursprungliga regressionen och replikeringen är att de ger motsatt resultat för inflationsförväntningarna på ett och två års sikt. Replikeringen visar att koefficienten för prognosen av inflationen på ett års sikt inte är signifikant. En hundra procentig överensstämmelse mellan den ursprungliga undersökningen och replikeringen var emellertid inte att vänta då den förra presenterades i en faktaruta i en inflationsrapport och därför inte var tillräckligt utförlig i metod och databeskrivning. Värt att notera är att summan av koefficienterna för inflationsförväntningar på ett och två års sikt i den ursprungliga respektive replikerade modellen ger ungefär samma värde, vilket tyder på olika behandling av datamaterialet snarare än problem med detsamma. Då förklaringsgraden och standardfelen för regressionerna samtidigt är förhållandevis likvärdiga bör resultaten sammantaget kunna styrka datamaterialet för vidare användning i JV-modellen. Summan av

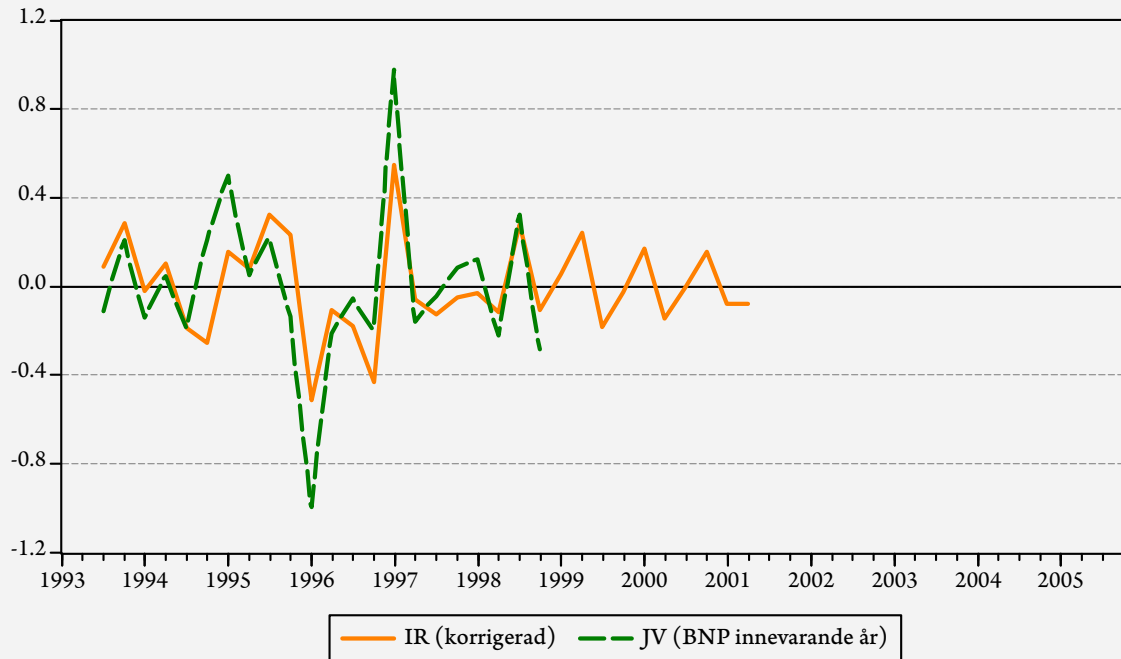
Tabell 2. Resultat av skattad Taylorregel enligt IR-modellen – Replikering

	Ursprunglig IR	Replikerad IR	Replikerad IR korrigerad för autokorrelation
Intercept	1,29 *** (5,38)	1,49 *** (6,40)	1,21 *** (6,31)
i_{t-1}	0,66 *** (13,20)	0,71 *** (14,25)	1,18 *** (10,90)
$E[(\pi_{t+4} I_t; i_{t-1}) - \pi^*]$	0,50 *** (2,63)	-0,03 (-0,29)	0,07 (1,62)
$E[(\pi_{t+8} I_t; i_{t-1}) - \pi^*]$	0,26 (1,37)	0,78 *** (5,93)	0,53 *** (3,44)
i_{t-2}			-0,42 *** (-4,68)
N	≈ 30	33	32
R ²	0,98	0,98	0,98
σ		0,003	0,002
LM		7,00 ** (0,03)	3,56 (0,17)
JB		2,87 (0,24)	0,21 (0,90)
White		6,52 (0,37)	14,68 * (0,07)

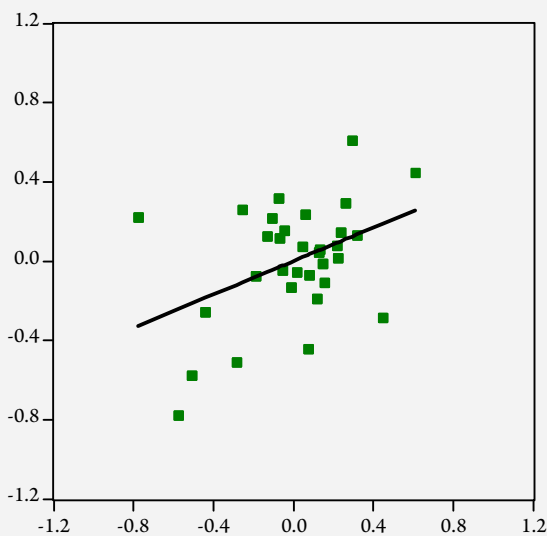
Anmärkning: *** Signifikant på 1 % nivå ** Signifikant på 5 % nivå * Signifikant på 10 % nivå. t-värden inom parentes. JB är teststatistika för Jarque-Bera's normalitetstest. H_0 = normalfördelade residualer. LM är teststatistika för Breusch-Godfrey's LM-test för autokorrelerade felterm. H_0 = ingen autokorrelation av 1:a el. 2:a graden. White är teststatistika för White's test för heteroskedasticitet. H_0 = homoskedasticitet.

koefficienterna för inflationsprognoserna på ett och två års sikt kan också utnyttjas för att kontrollera om parametern h i den ursprungliga Taylorregeln är signifikant skild från 0,5 som var det värde Taylor föreslog (1993). Som beskrivits i avsnitt 3.1 används Wald's test för detta ändamål och resultaten visar att det inte kan påvisas att de summerade koefficienterna för den prognostiserade inflationen är signifikant skilda från 0,5 (se tabell 3).

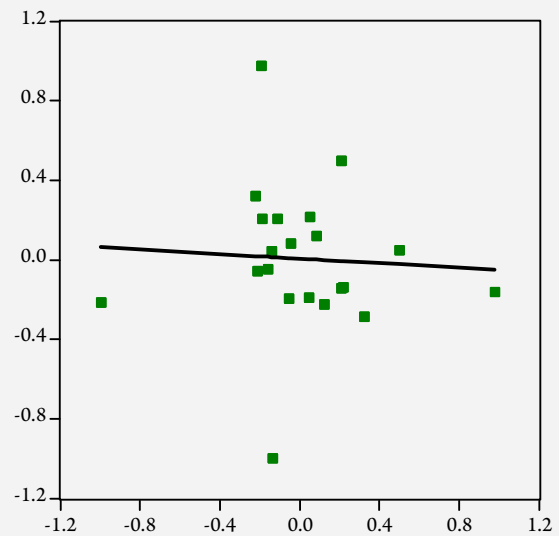
Figur 4. Residualdiagram – replikering



a) Tidsserie över residualer i JV respektive IR-modellen



b) AR(1)-regression för residualer i IR-skattning



c) AR(1)-regression för residualer i JV-skattning

Tabell 3. Resultat av Wald's test för restriktioner på koefficienter – Replikering

	<i>IR-modellen</i>	<i>JV-modellen med BNP-tillväxt för innevarande år</i>	<i>JV-modellen med BNP-tillväxt för nästkommande år</i>
$H_0: h = 0$	39,83 *** (0,00)		
$H_0: h = 0,5$	1,20 (0,27)	0,08 (0,78)	0,00 (0,97)
$H_0: b = 0,5$		44,67 *** (0,00)	1,65 (0,20)

Anmärkning: *** Signifikant på 1 % nivå ** Signifikant på 5 % nivå * Signifikant på 10 % nivå. Tabellen rapporterar värden på teststatistikan med p-värden inom parentes.

JV-modellen

Med modellen hämtad från Jansson & Vredin (2001), JV-modellen, introduceras variabeln BNP-tillväxt för innevarande år i syfte att undersöka Riksbankens preferenser för variation i konjunkturen i relation till preferenser för variation i inflationen. Utöver den ursprungliga JV-modellen skattas även två alternativa specifikationer där Riksbankens inflationsprognoser på ett års sikt respektive BNP-tillväxt för nästkommande år lagts till som förklarande variabler. Resultaten av skattningarna visas i tabell 4.

Intressant att notera gällande Jansson och Vredins resultat är att koefficienten för BNP-tillväxt inte är signifikant skild från noll. Detta innebär att Riksbanken enligt den ursprungliga skattningen inte märkbart tog hänsyn till produktionsgapet i penningpolitiken mellan 1993 och 1998. Resultatet är inte helt oväntat med tanke på att Riksbanken i början av inflationsmålsregimen av trovärdighetsskäl tog mindre hänsyn till variation i produktionsgapet, som exempelvis framgår av citatet i inledningen, hämtat från ett tal av nuvarande riksbankschef Stefan Ingves. Vad Jansson och Vredin noterar i sin artikel är att punkttestimaten av koefficienten för BNP-tillväxt ökar ju fler observationer som tas bort från början av undersökningen, något som indikerar att Riksbanken från början hade mycket starkare preferenser för en låg och stabil inflation än små konjunktursvängningar men att detta successivt minskar över tiden. Dock påpekar dem samtidigt att antalet observationer är för litet för att kunna visa på ett statistiskt säkerställt trendbrott (Jansson & Vredin 2001:13). Datamaterialet i den ursprungliga undersökningen sträcker sig mellan 1992 och 1998 vilket innebär att vi i denna undersökning har möjlighet att lägga till data motsvarande sju år. Resultatet av detta presenteras avsnitt 4.2.

Vi ska först undersöka hur väl den replikerade regressionsanalysen överensstämmer med den ursprungliga regressionen. I jämförelse följer replikeringen kvalitativt samma mönster. Liksom i den ursprungliga estimeringen av JV-modellen är inte koefficienten för BNP-tillväxt signifikant skild från noll, vilket gäller även interceptet. Övriga variabler, dvs. inflationsförväntningar på två års sikt samt förändringen i reporäntan med en periods lagg, är båda signifikant skilda från noll på en respektive fem procents signifikansnivå. Övrigt att notera är att den replikerade skattningen har något lägre förklaringsgrad än den ursprungliga men samtidigt ett något mindre standardfel för regressionen (σ).

Skillnader i resultat är sannolikt en effekt av periodiseringen av datamaterialet för matchning med ränteförändringar. Jansson och Vredin har delat upp materialet i ett antal olika perioder baserat på när prognoser och förändringar av reporäntan gjorts. Då det inte är helt klart hur författarna gått tillväga vid bestämmandet av periodernas längd och efter författarnas uttryckliga rekommendation att följa mer traditionell indelning har istället kvartalsindelning gjorts för replikeringen. Exakt hur periodindelning har hanterats beskrivs i avsnitt 3.3.

Värt att notera är att då interceptet utelämnas ges ett resultat som är kvalitativt oförändrat. Då en liknande undersökning som Jansson & Vredin (2001) gjordes i inflationsrapporten från första kvartalet 2001 utelämnades interceptet ur regressionsmodellen vilket i allt väsentligt gav ett resultat i linje med det som presenteras i ursprunglig JV, med den skillnaden att värdet på koefficienten för inflationsprognosen på två år var lägre och mer i linje med vad som här presenteras avseende den replikerade JV-modellen (Riksbanken 2001).

Den alternativa specifikation som inkluderar Riksbankens prognoser för inflationen på ett års sikt presenteras samman med övriga skattningar i tabell 4. Som framgår är koefficienternas värden sämre än i replikeringen, där specifikationen från JV-modellen bibehålls, samtidigt som de estimerade standardfelen är större. Interceptet är det enda koefficientvärde som är bättre än i den ursprungliga specifikationen, men ett högre standardfel ger ett lägre t-värde, och därmed en än lägre signifikansnivå. Förklaringsgraden är endast försumbart bättre och med en t-statistika på 0,15 är koefficienten för ett års-variabeln inte signifikant skild från noll varför den ursprungliga specifikationen rimligen borde vara bättre. För den andra alternativa specifikationen, där BNP-tillväxt för innevarande år byts ut mot dito för nästkommande år blir resultaten däremot marginellt bättre, varför denna specifikation även testas på det utökade datamaterialet.

Tabell 3 visar resultaten av Wald's test för restriktioner på koefficienter. För JV-modellen behöver inte koefficienterna summeras, men testet kan fortfarande användas för att kontrollera om

inflationsprognosen på två års sikt samt BNP-tillväxten för innevarande år överensstämmer med Taylors föreslagna värden på 0,5 för båda koefficienterna. Testen visar att vi inte kan förkasta nollhypotesen om att koefficienten h (inflationsprognos) är lika med 0,5 i specifikationerna med BNP-tillväxt för innevarande respektive nästkommande år. För den senare specifikationen kan dessutom nollhypotesen om att koefficienten b (BNP-tillväxt) är lika med 0,5 inte förkastas vilket är ett intressant resultat då detta skulle kunna innebära att det finns ett samband mellan förändringar i reporäntan och variation i produktionsgapet. Resultat för Wald's test i den utökade modellen som täcker en längre tidsperiod redovisas i avsnitt 4.3.

Tabell 4. Resultat av skattad Taylorregel enligt JV-modellen – Replikering

	<i>Ursprunglig JV</i>	<i>Replikerad JV</i>	<i>Replikerad JV inkl. 1-års inflationförv.</i>	<i>Replikerad JV med 1-års BNP förv.</i>
$\Delta_t E(\pi_{t+8,t+8-1} I_t; i_{t-1})$	0,81 ** (2,80)	0,55 ** (2,78)	0,54 ** (2,24)	0,51 ** (2,22)
$\Delta_t E(y_{t,t-1} I_t; i_{t-1})$	0,05 (0,36)	-0,02 (-0,31)	-0,03 (-0,34)	
Δi_{t-1}	0,62 *** (2,95)	0,72 *** (4,33)	0,72 *** (4,20)	0,65 *** (3,59)
Intercept	-0,09 (-0,26)	0,04 (0,20)	0,05 (0,24)	-0,36 (-0,47)
$\Delta_t E(\pi_{t+4,t+4-1} I_t; i_{t-1})$			0,03 (0,15)	
$\Delta_t E(y_{t+4,t-3} I_t; i_{t-1})$				0,13 (0,46)
N	≈ 20	22	22	22
R ²	0,65	0,61	0,61	0,61
σ	0,53	0,39	0,40	0,39
LM		0,15 (0,93)	0,15 (0,93)	0,01 (0,99)
JB		6,36 ** (0,04)	6,66 ** (0,03)	4,00 (0,13)
White		9,51 (0,30)	13,43 (0,34)	7,96 (0,44)

Anmärkning: *** Signifikant på 1 % nivå ** Signifikant på 5 % nivå * Signifikant på 10 % nivå. t-värden inom parentes. JB är teststatistika för Jarque-Bera's normalitetstest. H₀: normalfördelade residualer. LM är teststatistika för Breusch-Godfrey's LM-test för autokorrelerade feltermen. H₀: Ingen autokorrelation av 1:a el. 2:a graden. White är teststatistika för White's test för heteroskedasticitet. H₀: Homoskedasticitet.

Vad gäller residualanalys ska nämnas att JV-modellen inte verkar ha problem med autokorrelation, vilket gäller även för de alternativa specifikationerna¹⁸ (se figur 4c samt LM-statistikan för respektive specifikation i tabell 4). Vad gäller heteroskedasticitet visar figur 4a vissa tecken på att variansen för residualerna inte är konstant över tiden. White's test visar dock att nollhypotesen om homoskedastiska residualer inte kan förkastas på fem procents signifikansnivå. Slutligen visar normalitetstest att nollhypotesen om normalfördelade residualer förkastas på fem procents signifikansnivå för JV-modellen i specifikationerna med prognos för BNP-tillväxt för innevarande år och då inflation på ett års sikt inkluderas. Detta har betydelse för den inferens som görs på resultaten varför det måste tas i beaktande i den utökande undersökningen och i analysen.

Sammantaget tycks resultatet i den replikerade skattningen kvalitativt stå i samklang med resultaten presenterade av Jansson & Vredin (2001), vilket tyder på att datamaterial och modell med alternativt konstruerad prognoshorisont är redo för en utökning.

¹⁸ Problem med autokorrelerade feltermar är inte lika vanligt förekommande då regressionsmodellen är skriven i första differens, för detaljer se t.ex. avsnitt 12.2 i "Introductory econometrics – A modern approach" (2006) av Jeffrey Wooldridge.

4.3 Utökad studie

IR-modellen

Resultatet av den utökade regressionsanalysen av IR-modellen presenteras tabell 5. Även om de numeriska värdena för koefficienterna har förändrats något är förklaringsgraden fortfarande mycket hög och i övrigt ges i kvalitativ mening samma resultat som den replikerade regressionsanalysen av IR-modellen. Inflationsprognoserna på ett års sikt är fortfarande inte signifikanta medan interceptet, den laggade reporäntan och inflationsförväntningarna på två års sikt alla är skilda från noll på en procents signifikansnivå. Som framgår av figur 5b och LM-statistikan i tabell 5, finns liksom i den replikerade regressionen problem med autokorrelation. Även här åtgärdas problemet genom att en

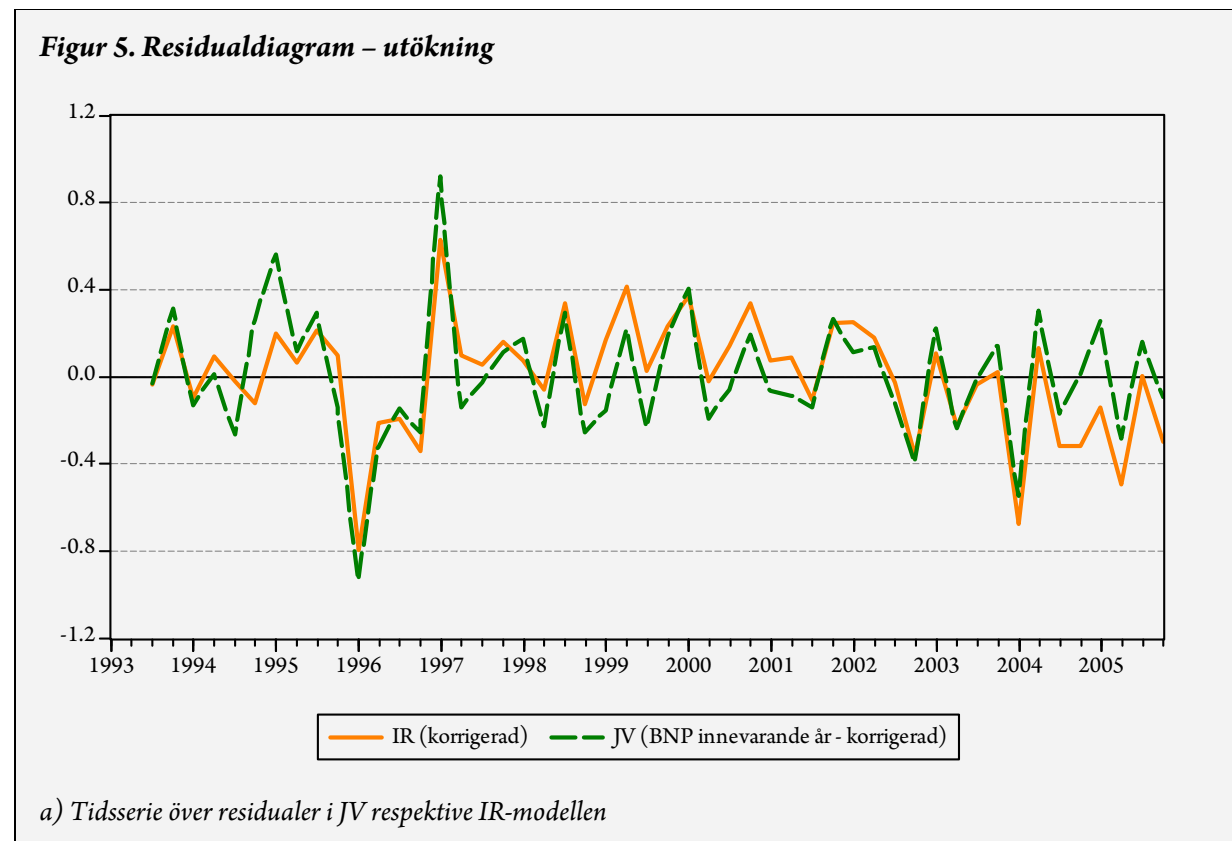
Tabell 5. Resultat av skattad Taylorregel enligt IR-modellen – Utökning

	<i>Replikerad IR korrigerad för autokorrelation</i>	<i>Utökad IR</i>	<i>Utökad IR korrigerad för autokorrelation</i>
Intercept	1,21 *** (6,31)	1,08 *** (5,09)	0,89 *** (4,68)
i_{t-1}	1,18 *** (10,90)	0,83 *** (21,97)	1,29 *** (11,89)
$E[(\pi_{t+4} I_t; i_{t-1}) - \pi^*]$	0,07 (1,62)	-0,09 (-0,80)	0,00 (0,01)
$E[(\pi_{t+8} I_t; i_{t-1}) - \pi^*]$	0,53 *** (3,44)	0,63 *** (4,85)	0,44 *** (3,07)
i_{t-2}	-0,42 *** (-4,68)		-0,43 *** (-4,47)
N	32	51	50
R ²	0,98	0,97	0,98
σ	0,002	0,003	0,003
LM	3,56 (0,17)	18,93 *** (0,00)	5,53 * (0,06)
JB	0,21 (0,90)	2,89 (0,24)	5,69 * (0,06)
White (F)	14,68 * (0,07)	9,30 (0,16)	12,72 (0,12)

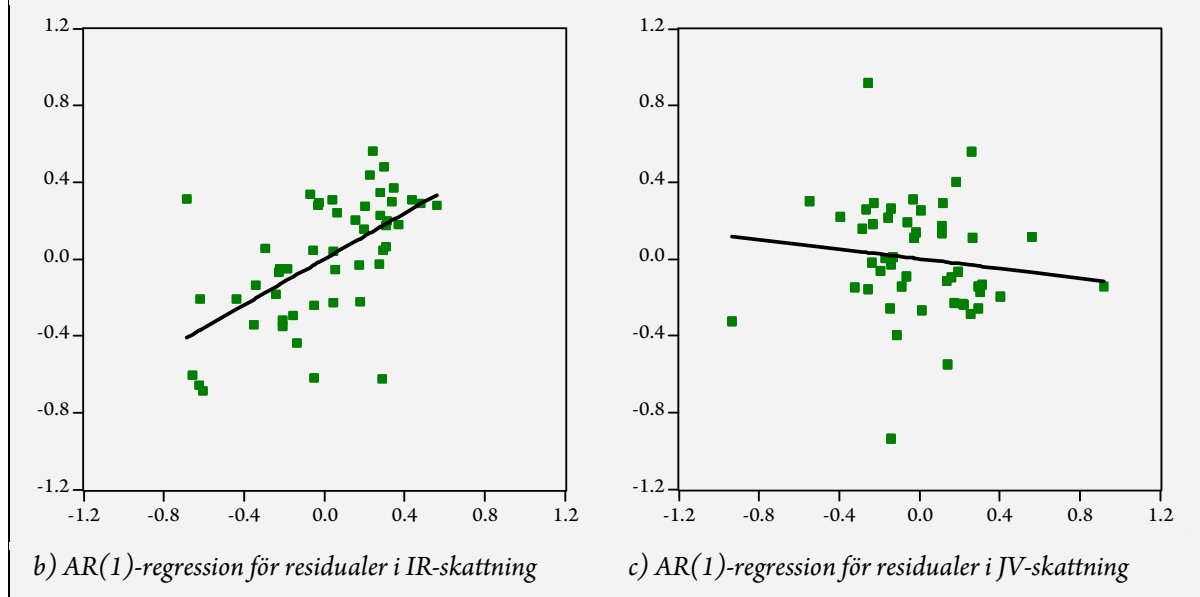
Anmärkning: *** Signifikant på 1 % nivå ** Signifikant på 5 % nivå * Signifikant på 10 % nivå. t-värden inom parentes. JB är teststatistika för Jarque-Bera's normalitetstest. H_0 = normalfördelade residualer. LM är teststatistika för Breusch-Godfrey's LM-test för autokorrelerade feltermen. H_0 = ingen autokorrelation av 1:a el. 2:a graden. White är teststatistika för White's test för heteroskedasticitet. H_0 = homoskedasticitet.

andra laggad ränteterm läggs till som förklarande variabel, så att regressionsmodellen motsvarar ekvation (4). Skattning av den utökade IR-modellen korrigerad för autokorrelation ger kvalitativt samma resultat som den ordinära utökade modellen och även den replikerade IR-modellen korrigerad för autokorrelation. Figur 5a visar inte några uppenbara tecken på heteroskedasticitet och resultaten för White's test, redovisade i tabell 5, ger inga motstridiga bevis.

Liksom för den replikerade modellen kan koefficienterna för inflationsförväntningar på ett och två år summeras vilket ger värdet 0,54 för den utökade modellen och 0,44 för den utökade modellen korrigerad för autokorrelation. Tabell 6 visar resultaten för Wald's test under restriktion att de summerade inflationskoefficienterna är lika med 0,5. Som framgår kan nollhypotesen inte förkastas vilket innebär att inte heller i den utökade IR-modellen är koefficienten för inflation signifikant skild från det värde Taylor föreslagit.



Figur 5. Residualdiagram – utökning (forts.)



Tabell 6. Resultat av Wald's test för restriktioner på koefficienter – Utökning

	IR-modellen	JV-modellen med BNP-tillväxt för innevarande år	JV-modellen med BNP-tillväxt för nästkommande år
$H_0: h = 0$	22,84 *** (0,00)		
$H_0: h = 0,5$	0,15 (0,70)	0,08 (0,77)	0,01 (0,92)
$H_0: b = 0,5$		177,64 *** (0,00)	43,99 *** (0,00)

Anmärkning: *** Signifikant på 1 % nivå ** Signifikant på 5 % nivå * Signifikant på 10 % nivå. Tabellen rapporterar värden på teststatistikan med p-värden inom parentes.

JV-modellen

Regressionsanalysen baserad på JV-modellen med utökat datamaterial ger inga större kvalitativa avvikelser från replikeringen vad gäller värdet på koefficienterna. Resultatet, som presenteras i tabell 7, visar dock på högre t-statistiska vilket innebär lägre standardfel och därmed högre signifikansnivå även om förklaringsgraden har minskat något. Inflationförväntningarna har fått marginellt ökad betydelse tillsammans med interceptet och BNP-tillväxten. Samtidigt har den laggade reporäntan minskat något i betydelse, något som möjligen kan ha betydelse för minskningen i förklaringsgrad. För den alternativa specifikationen som innehåller prognos för BNP-tillväxt för nästkommande år ges ett något högre värde som också resulterar i ett bättre p-värde på ungefär 0,17. Tolkningen av detta är

att koefficienten för variabeln BNP-tillväxt är signifikant skild från noll på 17 procents signifikansnivå, dvs. vid ett hypotestest där nollhypotesen är att koefficienten för BNP-tillväxt är lika med noll skulle vi behöva ha en beslutsregel som innebar att vi förkastade en sann nollhypotes i knappt en femtedel av fallen (Gujarati 2006:116f). Detta är något orimligt och i den här undersökningen har genomgående använts en signifikansnivå på minst fem procent för att beteckna en variabel som statistiskt signifikant, varför koefficienten för BNP-tillväxt följaktligen är att tolka som av liten betydelse för reporäntans förändring. Wald's test visar samtidigt att nollhypotesen att koefficienten för BNP-tillväxt nästkommande år är lika med 0,5 här förkastas på en procents signifikansnivå till

Tabell 7. Resultat av skattad Taylorregel enligt JV-modellen – Utökning

	<i>Replikerad JV</i>	<i>Utökad JV</i>	<i>Utökad JV korrigerad för heteroskedasticitet¹</i>	<i>Utökad JV med 1-års BNP prognos. Korrigerad för heteroskedasticitet¹</i>
$\Delta_t E(\pi_{t+8,t+8-1} I_t; i_{t-1})$	0,55 ** (2,78)	0,60 *** (4,54)	0,60 *** (2,89)	0,56 *** (2,88)
$\Delta_t E(y_{t,t-1} I_t; i_{t-1})$	-0,02 (-0,31)	0,02 (0,40)	0,02 (0,52)	
Δi_{t-1}	0,72 *** (4,33)	0,62 *** (5,70)	0,62 *** (4,89)	0,60 *** (5,44)
α_4	0,04 (0,20)	-0,07 (-0,62)	-0,07 (-0,76)	-0,25 (-1,37)
$\Delta_t E(y_{t+4,t+3} I_t; i_{t-1})$				0,08 (1,38)
$\Delta_t E(y_{t+4,t-3} I_t; i_{t-1})$				
N	22	50	50	50
R ²	0,61	0,56	0,56	0,56
σ	0,39	0,31	0,31	0,30
LM	0,15 (0,93)	2,08 (0,35)	2,08 (0,35)	1,98 (0,37)
JB	6,36 ** (0,04)	7,83 ** (0,02)	7,83 ** (0,02)	8,27 ** (0,02)
White	9,51 (0,30)	17,44 ** (0,03)	17,44 ** (0,03)	16,24 ** (0,04)

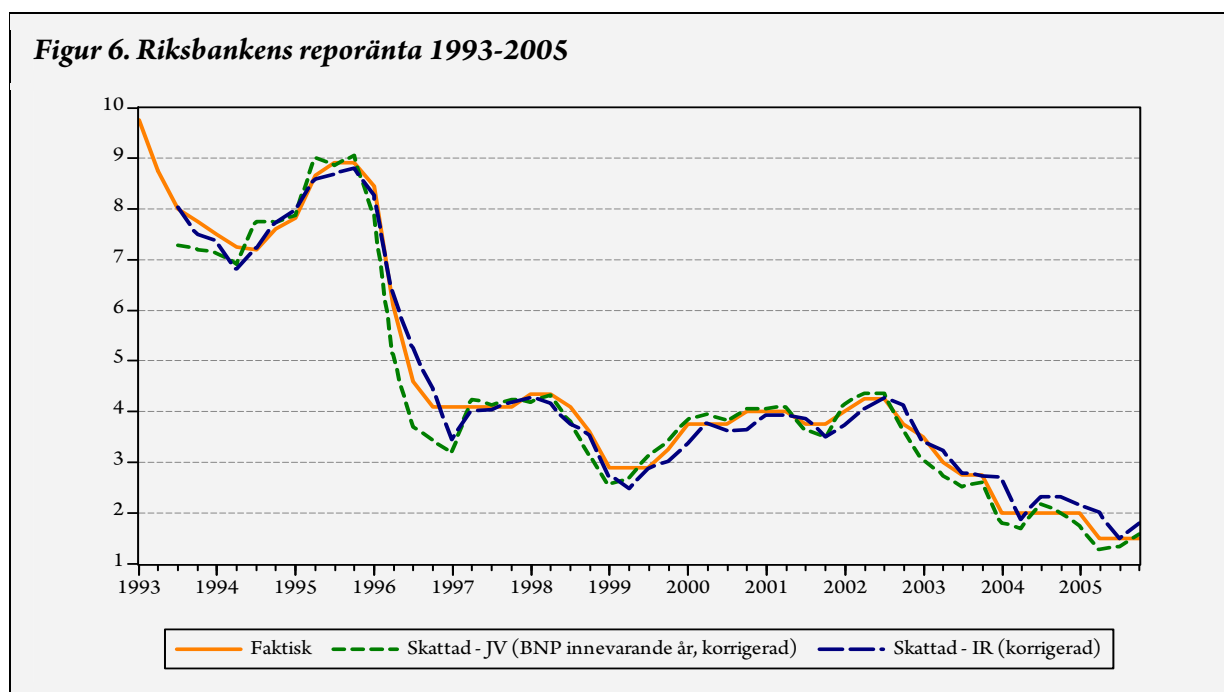
Anmärkning: *** Signifikant på 1 % nivå ** Signifikant på 5 % nivå * Signifikant på 10 % nivå. t-värden inom parentes. JB är teststatistika för Jarque-Bera's normalitetstest. H_0 = normalfördelade residualer. LM är teststatistika för Breusch-Godfrey's LM-test för autokorrelerade feltermen. H_0 = ingen autokorrelation av 1:a el. 2:a graden. White är teststatistika för White's test för heteroskedasticitet. H_0 = homoskedasticitet.

¹ Korrigerade skattningar är gjorda med Newey-West's robusta standardfel konsistent för heteroskedasticitet.

skillnad från i replikeringen. Detsamma gäller för Wald's test att nollhypotesen att BNP-tillväxten för innevarande år är lika med 0,5. Icke desto mindre är det intressant att vidare undersöka i vilken utsträckning BNP-tillväxten alls påverkar och den eventuella förändringen av detta över tiden. Vi kommer i nästa avsnitt utföra stabilitetstest i form av rekursiv estimering för att undersöka BNP-tillväxtens betydelse över tiden. Givet det höga p-värdet, även för specifikationen med BNP-tillväxten för nästkommande år, är det inte troligt att vi kan påvisa en statistiskt säkerställd brytpunkt men det kan vara intressant att undersöka om det finns någon trend i utvecklingen.

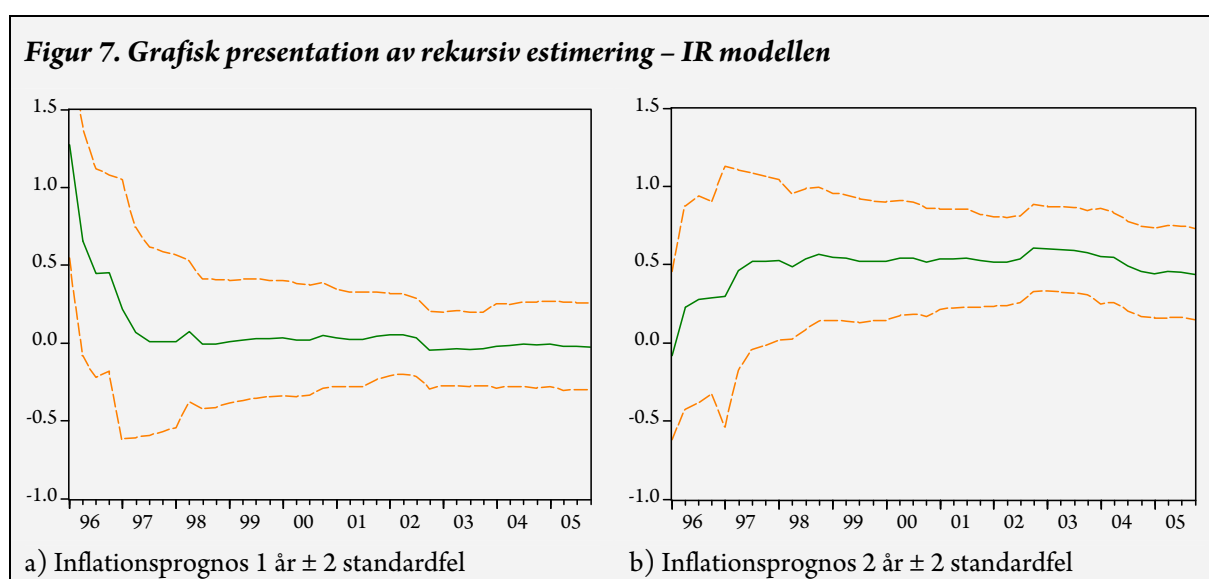
Residualanalysen av skattningen av den utökade JV-modellen visar ett förstärkt problem med heteroskedasticitet vilket åtgärdas genom att basera inferensen på Newey-West's robusta standardfel. Liksom resultaten för replikeringen finns inga tecken på autokorrelation men residualerna uppvisar samma tendens att inte följa normalfördelningen, vilket diskuteras mer utförligt i kapitel 5. Det ska också nämnas att detta problem försvinner om de två första, mest turbulenta åren utesluts.

Avslutningsvis ska ges ett par kommentarer till figur 6 vilken visar den faktiska utvecklingen för Riksbankens reporänta mellan 1993 och 2005 tillsammans med skattningarna baserade på IR-modellen och JV-modellen. Som framgår ger de relativt enkla reglerna en god överensstämmelse den faktiska utvecklingen och bortsett från de upprepade sänkningarna under 1996 då de skattade värdena, i synnerhet de baserade på JV-modellen, antyder en mer expansiv politik jämfört med den faktiska är de båda modellerna också relativt likvärdiga sinsemellan.



4.4 Stabilitetstest

Figur 7 åskådliggör grafiskt den rekursiva estimeringen av IR-modellens koefficienter för Riksbankens inflationsprognoser på ett och två års sikt. Införandet av 12-månaderstal skedde *de facto* i och med inflationsrapporten för fjärde kvartalet 1997, dock görs övergången inte förrän första kvartalet 1999 i denna undersökning. Anledningen till detta är att prognoshorizonten för 12-månaderstalen av okänd anledning inte var 12 månader under 1998. Som framgår av diagrammen är utvecklingen av värdena för koefficienterna stabila över tiden med undantag för tiden fram till ungefär mitten av 1997. Tabell 8 ger resultat för Chow-test med brytpunkten 1997:1 respektive 2000:1. För båda tidpunkterna visar testresultatet att nollhypotesen om ingen strukturell förändring förkastas på en respektive fem procents signifikansnivå. Då det genom grafisk undersökning framgår att utvecklingen tiden efter mitten av 1997 är stabil testas även att utesluta perioden fram till 1997:1 och sedan utföra ett test med brytpunkt 2001:2 vilket är mitt i den resulterande perioden. Även för detta test förkastas nollhypotesen om ingen strukturell förändring. Stabilitetstesten för IR-modellen tyder sålunda på att koefficienternas värden förändrats över tiden. Bortsett från den första delen av perioden ligger dock ändå inflationsförväntningarna på ett års sikt stabilt runt noll över hela tidsperioden. För inflationsförväntningarna på två års sikt är koefficienten stabil fram till kring ungefär mitten av 2002, då det sker en liten uppgång i värde som dock vänder ned igen två år senare. Det är därför inte troligt att det är ett trendbrott och värdet för koefficienten verkar stabiliseras igen efter nedgången. Kontroll med hjälp av Chow's test med två brytpunkter, 2002:2 och 2004:2, ger ett värde på teststatistikan som innebär signifikans på en procents nivå, vilket visar på att även om



förändringen inte innebär ett långsiktigt trendbrott så är den tillfälliga uppgången under två års tid statistiskt säkerställd. Vidare analys på detta och minskningen respektive ökningen i värde i början av diagrammen ges i kapitel 5.

Figur 8 visar den rekursiva skattningen av koefficienterna i JV-modellen, vilket inkluderar produktionsgapets (konjunktorens) betydelse för reporäntans förändring över tiden. Då produktionsgapet inte kan observeras kan det heller inte prognostiseras varför prognos över BNP-tillväxten används som proxy, enligt beskrivning i avsnitt 2.5. Till viss del verifieras det resultat som Jansson och Vredin (2001) presenterar i sin artikel, BNP-tillväxten visar på en något ökad påverkan på Riksbankens räntebeslut. Diagrammet i figur 8a visar en mycket svag successiv ökning som dock får förmodas vara för liten för att kunna säkerställas statistiskt. Den rekursiva estimeringen ger en grafisk bild av förändringen där det är lätt att identifiera trendbrott. Huruvida förändringen är statistiskt signifikant avgörs med ett Chow-test, enligt beskrivning i avsnitt 3.1, och resultaten presenteras i tabell 8 tillsammans med brytpunktstesten för IR-modellen. Då det inte framgår någon förändring av särskild stor skala i den rekursiva estimeringen av koefficienten för BNP-tillväxt delas regressionen helt enkelt ungefär vid mittpunkten, vilket motsvarar observationen för första kvartalet 2000. Som möjligen kan anas från den mycket svaga trenden av ökande koefficient ger Chow-testet inget stöd för en statistiskt signifikant förändring. Inte heller den alternativa specifikationen med

Tabell 8. Resultat av Chow's brytpunktstest

<i>Brytpunkt</i>	<i>Utökad IR, korrigerad för autokorrelation</i>	<i>Utökad JV med BNP-tillväxt för innevarande år, korrigerad för heteroskedasticitet</i>	<i>Utökad JV med BNP-tillväxt för nästkommande år, korrigerad för heteroskedasticitet</i>
1997:1	5,54 *** (0,00)	3,58 ** (0,01)	2,97 ** (0,03)
2000:1	2,79 ** (0,03)	0,64 (0,64)	0,46 (0,76)
2001:2 ¹	4,17 *** (0,01)		
2002:2, 2004:2	3,95 *** (0,00)		
2004:1		0,82 (0,52)	1,09 (0,37)

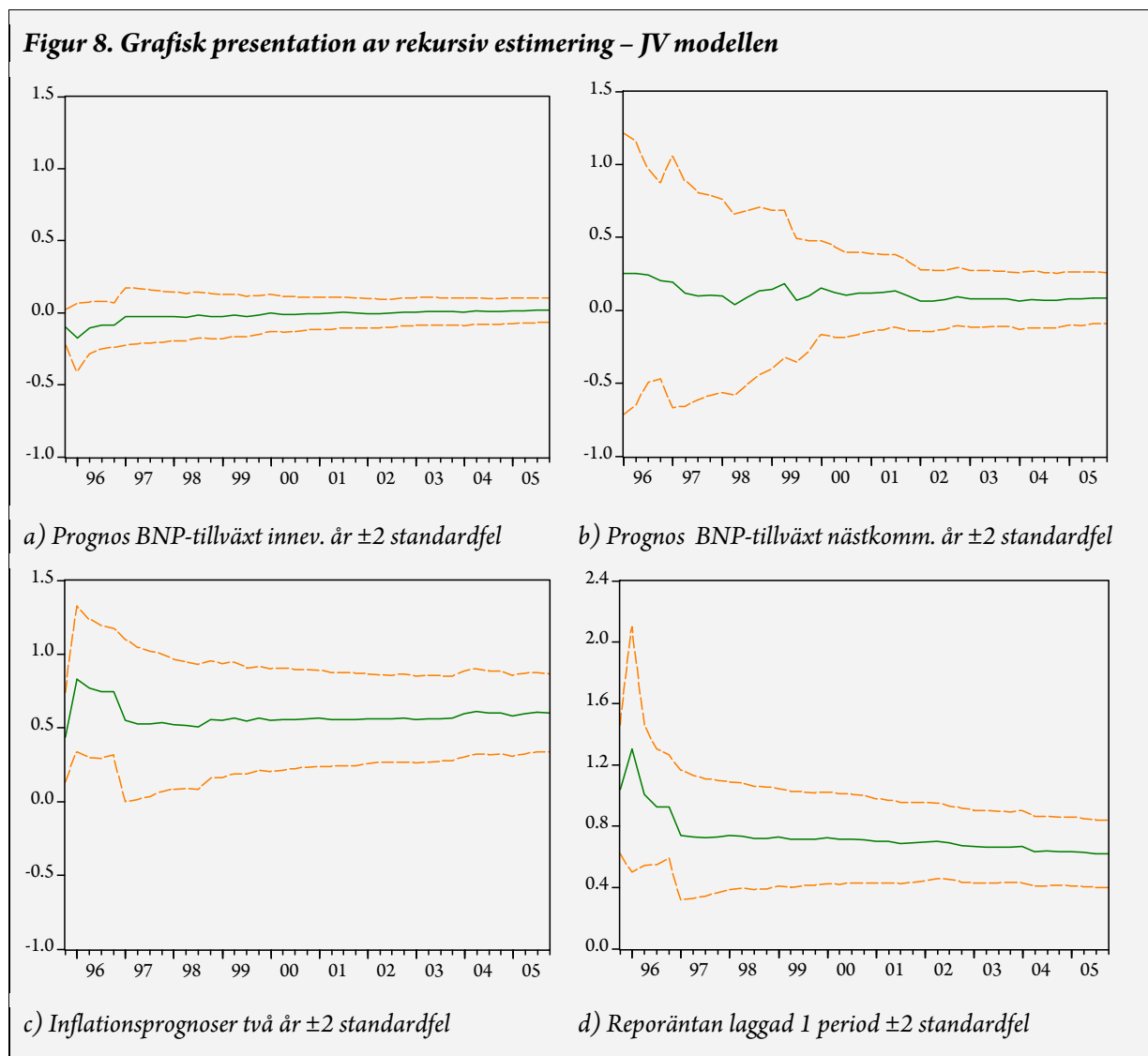
Anmärkning: *** Signifikant på 1 % nivå ** Signifikant på 5 % nivå * Signifikant på 10 % nivå. p-värden inom parentes. H₀ = ingen strukturell förändring.

¹ Period för skattning är nedkortad till att täcka 1997:1 – 2005:4.

prognos för BNP-tillväxt nästkommande år visar på en statistiskt säkerställd brytpunkt. För att undersöka de förändringar som föregår den stabila utvecklingen efter 1996 görs även Chow-test med brytpunkt 1997:1, vilket visar på att det för den tidpunkten finns en statistiskt säkerställd brytpunkt och detta gäller för båda specifikationerna av JV-modellen. Avslutningsvis testas även för strukturell förändring vid första kvartalet 2004 i syfte att kontrollera om den svaga men kontinuerliga ökningen av betydelsen för BNP-tillväxten givit upphov till en statistiskt signifikant brytpunkt över tiden. Resultatet visar dock att nollhypotesen inte kan förkastas på vare sig en, fem eller tio procents signifikansnivå i någon av de båda specifikationerna.

För inflationsprognosen på två års sikt finns inget som visar på något trendbrott i koefficientvärdet efter 1996. När det gäller den laggade räntetermen kan vi notera en svagt minskande betydelse över tiden, något som dock inte torde påverka resultaten nämnvärt förutom att möjligen dra ned förklaringsgraden något.

Figur 8. Grafisk presentation av rekursiv estimering – JV modellen



5 Analys

Resultatet av undersökningen visar att koefficienten för BNP-tillväxt inte är signifikant skild från noll, vilket innebär att regressionsanalysen inte kan påvisa att konjunktursvängningar har något samband med reporäntans variation över tiden. Annorlunda uttryckt; Riksbanken tar inte märkbar hänsyn till variation i produktionsgapet vid justering av reporäntan. Mot bakgrund av citatet i inledningen, hämtat från ett tal av nuvarande riksbankschef Stefan Ingves, och det PM gällande förtydligande av arbetssätt som publicerades 1999 är resultatet inte i linje med hur Riksbanken beskriver penningpolitiken. Som framgår av den rekursiva estimeringen finns emellertid vissa tecken på en utveckling som går mot en ökad betydelse för konjunkturförändringar. Då den mycket svaga positiva trenden inte kan säkerställas med statistiska metoder får en eventuell förändring ändå betraktas som osäker. Det torde vara möjligt att tendensen till förändring helt kan försvinna eller ändra skepnad om t.ex. en annan specifikation av modell eller annan konstruktion av prognoshorisont och matchning av datamaterial skulle användas.

Replikering av IR-modellen såväl som JV-modellen utfördes i syfte att i första hand verifiera specifikationen för den senare men även kontrollera datamaterialets förskaffenhet. Resultaten visar tecken på autokorrelation i IR-modellen varför en variabel med den beroende variabeln, reporäntan, laggad ytterligare en period inkluderas. För JV-modellen visar den grafiska presentationen av residualerna vissa tecken på heteroskedasticitet, vilket dock inte kan styrkas genom test för detta. JV-modellen visar också tecken på att residualerna inte följer normalfördelningen, både vid replikering och utökning. Som nämns i resultatdelen följer residualerna normalfördelningen givet att de två första åren utesluts ur regressionsanalysen. Detta är dock endast en notering eftersom inga data utesluts i de slutgiltiga resultaten. Tecken på icke-normalitet får därmed beaktas som en osäkerhetsfaktor vid tolkning av resultatet.

Vidare visade resultatet av skattningen av IR-modellen ett något överraskande resultat vad gäller koefficienterna för Riksbankens inflationsprognoser på ett års sikt. Varken i replikeringen eller i den utökade regressionsanalysen är de signifikant skilda från noll. Inflationsprognoserna på två års sikt är å andra sidan signifikanta både i den replikerade och i den utökade analysen. Således ges omvända resultat jämfört med den ursprungliga skattningen. Att koefficienten för förväntningarna på två års sikt är signifikant är dock inte oväntat rent teoretiskt. I forskningslitteraturen om

penningpolitik och penningpolitiska regler såväl som i Riksbankens inflationsrapporter anges perioden ett till två år som den vedertagna tidshorisonten. Anledningen är, som även beskrivits i teoriavsnittet tidigare, att ränteförändringar har visat sig slå igenom fullt ut i ekonomin först efter ett till två år. En intressant notering är att vid summering av prognoserna för inflationen på ett och två års sikt erhålls ungefär samma summa för både den ursprungliga och den replikerade IR-modellen. En tänkbar förklaring är, som nämnts i anslutning till redovisning av resultaten, att den här undersökningen är mer strikt i periodiseringen alternativt att en annan prognoshorisont används. Det ska därmed framhållas att även om replikering av de två modellerna inte lyckas fullt ut är resultaten likväl stabila över tiden och de kvalitativa avvikelser som finns kan identifieras och ges en plausibel förklaring.

Den rekursiva skattningen av inflationsförväntningarna gjordes främst i syfte att kontrollera övergången mellan olika mätmetoder. Varken den grafiska undersökningen av de rekursivt estimerade koefficienterna eller Chow-testet, vilket statistiskt kontrollerar för en brytpunkt, visade något tecken på förändring vid tidpunkten för införande av 12-månaderstal. Det visade sig finnas en statistiskt säkerställd brytpunkt vid första kvartalet 1997, vilket emellertid inte kan hänföras till bytet av mätmetod. Utöver denna kontroll, vilken ligger till grund för sammanslagningen av de två datamaterialen, kan den rekursiva estimeringen användas för att analysera förändringar i variablerna för inflationsförväntningarna. Resultatet visar för IR-modellen att ettårsvariabeln i början av perioden snabbt minskade i betydelse för att sedan stabiliseras och ligga kring noll (dvs. icke-signifikant) över i princip hela mätperioden. För tvåårsvariabeln gäller det omvända, den ökade i betydelse och stabiliserades på en högre nivå på vilken den varit stabil fram till perioden mellan 2002 och 2004 då den ökade något i betydelse för att sedan minska igen. Detta skulle kunna hänga samman med den eventuella ökning som den svagt positiva tendensen i koefficienten för BNP-tillväxt visar. Dock visar den rekursiva estimeringen av koefficienten för inflationsförväntningarna på två års sikt i JV-modellen inget stöd för detta utan istället en svagt positiv tendens. Ingen av förändringarna, eller antydning till förändringar, är heller statistiskt signifikant vilket innebär att vi inte kan säga annat än att det finns en tendens som lika gärna kan bero på oregelbundenheter i datamaterialet eller metodologiska faktorer. Samtidigt är standardfelet för den rekursiva skattningen av BNP-tillväxten för innevarande år (figur 8a) litet vilket tyder på ett stabilt icke-signifikant värde. Figur 8b, med diagram över den rekursivt skattade koefficienten för BNP-tillväxt för nästkommande år, visar på ett större standardfel vilket kan

förklara att denna variabel visar större förklaringskraft samtidigt som den i och med detta får betraktas som mindre stabil.

De relativt stora förändringarna i början av mätperioden skulle kunna härledas till Riksbankens övergång från prognoser på kalenderårsbasis till 12-månaderstal (fjärde kvartalet 1997), dock sker övergången i den här undersökningen inte förrän första kvartalet 1999 då kurvan planat ut sedan nästan två år tillbaka. En annan tänkbar förklaring är att inflationsmålet började få genomslag och anses trovärdigt kring 1996, vilket skulle kunna innebära att penningpolitiken inriktades på att nå inflationsmålet på två års sikt. Om trovärdighet saknades kan räntan ha justerats efter andra principer än de modifierade Taylorreglerna som analyseras här varför överensstämmandet blir sämre. Figur 6 som visar den faktiska utvecklingen av reporäntan i jämförelse med skattningarna av IR-modellen och JV-modellen visar också på relativt stora avvikelser mellan faktiska och skattade värden vid tiden kring 1996, vilket kan vara relaterat till trovärdighetsaspekten eller ändring av prognosmetod men det kan även vara en effekt av att det skedde upprepade sänkningar av reporäntan vilket kan ha betydelse för hur väl regeln fungerar.

Med den analysen av resultaten och dess implikationer i ryggen kan vi nu återknyta till teorin kring Riksbankens räntestyrning och dess påverkan på ekonomin genom transmissionsmekanismen.

Som beskrivs i teoriavsnitt 2.4 anger värdet på parametrarna b och h i Taylorregeln hur stor vikt Riksbanken lägger vid variationen i BNP-gapet jämfört med variationen i inflationen. Om preferenserna talar för låg och stabil inflation innebär det att man får acceptera större variation i konjunkturen, dvs. det är nödvändigt att kompromissa mellan variation i inflationen och variation i BNP-gapet.

Resultatet i den här undersökningen ger ett lågt värde på b vilket innebär en relativt plan AD-kurva, i extremfallet nära horisontell då nollhypotesen om $b=0$ inte kan förkastas. En sådan situation innebär att Riksbanken justerar reporäntan i syfte att hålla variationen i inflationen på en låg nivå nära inflationsmålet till priset av en större variation i BNP-gapet. Både IR-modellen och JV-modellen visade sig ha värden på parametern h som är i linje med vad Taylor föreslagit (1993). Wald's test visade också att nollhypotesen om att värdet för parametern b är lika med 0,5 enligt Taylor (1993) inte kan förkastas i modellen med prognos för BNP-tillväxt för nästkommande år. Dock ska detta tolkas med försiktighet då de kvantitativa resultaten under antagande om rationella, framåtblickande förväntningar inte kan jämföras rakt av med värden som bygger på bakåtblickande förväntningar

vilket används i den ursprungliga Taylorregeln (se metodavsnitt 3.1). Även om koefficienten för BNP-tillväxten, som här agerar proxy för BNP-gapet, inte är signifikant skild från noll är det ändå troligt att Riksbanken tagit viss hänsyn till konjunkturen, de är inga "inflation nutters" som Stefan Ingves även uttrycker i det tal som refereras till i inledningen.

Det kan tyckas att trots bra förklaringsgrad så är de modeller som använts i denna undersökning mycket enkla och det kan inte antas att Riksbanken begränsar sig till ett fåtal variabler vid prognostisering av inflationen och beslutande om reporäntans nivå. Detta är en rimlig invändning, samtidigt som de enkla reglernas styrka inte ska underskattas. De innehåller visserligen bara ett fåtal prognosvariabler, men de består i själva verket av en numerisk sammanfattning ett stort antal ekonomiska variabler (Svensson & Rudebusch, 1998:21). Detta innebär också att inflationsprognoserna indirekt kan innehålla information om t.ex. förväntat BNP-gap och växelkursens förväntade utveckling. På så vis skulle det kunna vara så att Riksbanken ändå tar hänsyn till BNP-gapet, men att förväntningarna ingår i prognoserna för inflationen. Nedanstående citat avseende inflationsprognoserna, hämtat från publikationen *Riksbankens räntestyrning – penningpolitik i praktiken*, ger viss antydning till att så kan vara fallet.

Prognoserna baseras på analyser av både den internationella och den svenska ekonomiska utvecklingen samt utvecklingen av den svenska kronans växelkurs och allmänhetens inflationsförväntningar.

Avslutningsvis ska ges en kommentar om penningpolitiska regler och betydelsen av signalering. Riksbankens enkla regel är ett bra sätt att kommunicera inflationsmålet på ett enkelt och förståeligt sätt. Att marknadens aktörer, i form av myndigheter och företag såväl som hushåll, förstår och kan ta ställning till Riksbankens agerande är viktigt för deras förmåga att bedöma trovärdigheten av inflationsmålet och den politik som bedrivs i syfte att uppnå det. Vid beslut om reporäntan följer dock inte Riksbanken en simpel regel till punkt och pricka. Inflationsrapporterna fungerar då som en kanal för Riksbanken att kommunicera skälen för diskretionära avsteg från regeln, vilka kan tolkas som skillnaden mellan den faktiska reporäntan och de skattade värdena i figur 6. Rapporterna är i brist på en tvingande regel således viktiga för att upprätthålla trovärdigheten och undvika problem med att penningpolitiken inte är konsistent över tiden (se avsnitt 2.1).

6 Diskussion

Som nämnts både i metodavsnittet och i analysen finns metodologiska svårigheter med att undersöka Riksbankens policy för penningpolitik över tiden. Vad som senare skulle komma att kallas *Inflationsrapporter* (och som nu heter *Penningpolitisk rapport*) innehöll under de första åren med inflationsmål inte något konkret numeriskt värde för inflationen. Inte heller specificerades det exakt vilken tidshorisont prognosen baserades på. Data för de fem första åren av penningpolitik med inflationsmål publicerades dock i samband med inflationsrapporten för andra kvartalet 2000. Problemet med datamaterialet för inflationsförväntningarna före fjärde kvartalet 1997 är att de är angivna på kalenderårsbasis, vilket innebär att tidshorisonten för prognoserna inte blir exakt lika i samtliga observationer. När Riksbanken även började göra prognoser som genomgående var för 12 och 24 månader framåt åtgärdades problematiken med varierande tidshorisont. Problemet blir då istället att analysen måste göras med två olika datatyper eftersom det för perioden efter 1998 inte finns publicerat data för inflationsprognoser på kalenderårsbasis för två år fram i tiden. Genom rekursiv estimering görs kontroll för hur detta påverkar resultaten, men då detta inte är någon garanti för att resultaten inte påverkats vore det intressant att undersöka möjligheten att ta fram ett datamaterial som är konsistent över tiden. Enda möjligheten här torde vara att Riksbanken har data som inte publicerats, antingen över inflationsförväntningar uttryckta som 12-månaderstal för perioden före fjärde kvartalet 1997 eller, mer troligt, att kalenderårsgenomsnitt finns för perioden efter 1998.

En annan potentiell svaghet i undersökningen är matchningen mellan förändringar i reporäntan och inflationsprognoserna som förändringarna bygger på. Inflationsrapporter publicerades från 1996 till och med 2005 fyra gånger per år, dvs. varje kvartal. Före 1996 publicerades tre gånger per år skriften *Inflationsförväntningar* med undantag för 1993 då två publiceringar gjordes varav den ena var *Inflationsförväntningar* vilken föregicks av *Penningpolitiska indikatorer*. Som beskrivs i metodavsnittet inkluderas i regressionsanalysen en observation per kvartal från periodens början till slut. Här avviker den här undersökningen från Jansson & Vredin (2001) som skapar egna perioder anpassade efter inflationsförväntningarnas tillgänglighet, men samtidigt uppmanar till att följa vedertagen kalenderbaserad periodisering varför denna undersökning bygger på kvartalsdata. Lösningen som används är att en förändring i reporäntan som sker i ett kvartal då

inflationförväntningar inte publiceras antas bygga på närmast föregående publicerade förväntningar. Med tanke på att resultaten från replikeringen inte avvek alltför mycket från de ursprungliga undersökningarna torde den förändrade metoden inte haft särdeles stor påverkan på resultatet i den utökade regressionen, om tendensen från replikeringen får antas gälla även där. Som ett bemötande till denna potentiella kritik mot använd metod står, förutom de invändningar som gjorts ovan, även utförliga ekonometriska test av såväl specifikation av modellerna som brytpunkten mellan olika datamaterial. Som framgår av avsnitt 4.3 framträdde inga tecken på allvarliga förändringar som följd av övergång i datamaterial.

Då Riksbanken presenterar sin inflationsprognos lämnas även en bedömning av riskbilden, hur sannolikt det är att det s.k. huvudscenariot ska inträffa. Detta är inte en uppenbar källa till fel av mät eller metodkaraktär utan påverkar indirekt genom att en prognostiserad inflation som överstiger inflationsmålet på exempelvis två års sikt inte nödvändigtvis behöver innebära en höjning av räntan (Riksbanken 1999b:46). Skälet kan vara att Riksbanken bedömer att inflationen beror på en utbudschock som inte påverkas av en räntehöjning eller att det bedöms bli en kortvarig ökning varför man avvaktar tillsvidare. Det kan då hända att variabeln för inflationsförväntningar indikerar att en höjning eller sänkning borde ske medan variabeln för reporäntan inte förändras. På så vis visar t.ex. osäkerhet och risk kring bedömningen hur Riksbankens diskretionära agerande spelar in, något som inte kan uppfattas av den enkla regel som skattats i den här undersökningen (Nyberg & Viotti 2007:188f). När gäller att justera för diskretionär policy och finjusteringar är det sålunda mer fördelaktigt med kvalitativ analys som kan gå på djupet. I den här undersökningen görs endast enstaka anmärkningar av kvalitativ karaktär, vilket endast är att skrapa på ytan. Ultimat vore att följa upp en kvantitativ undersökning med en kvalitativ analys, vilket är något som föreslås som ämne för vidare forskning. Den här undersökningen får därmed nöja sig med att uppdatera och i viss mån utöka resultaten i Jansson & Vredin (2001) och lämna deras uppmaning till utförlig kvalitativ analys av resultaten vidare.

Diskussionen bör även uppmärksamma den turbulens som rådde vid övergången från fast till flytande växelkurs och den omläggning i penningpolitiken som det medförde. Det är troligt att det hade en inverkan på datamaterialet för de första åren av inflationsmålspolitik. De två första åren av mätperioden hade inflationsmålet inte officiellt trätt i kraft även om det var förankrat i lag och när det gäller Riksbankens självständighet lagstiftades det om detta först 1999. Lägg därtill själva övergången

mellan fast och flytande växelkurs och konsekvenserna av detta på stabiliteten i penningpolitiken¹⁹. Med den sannolika egenskapen att vara svårt att mäta bör ändå penningpolitisk oro läggas med som tänkbar variabel för påverkan av resultaten. Med beaktande av att perioden för detta ändå bör ha varit begränsad till de första par åren, då inget annat framgår av de rekursiva skattningarna, torde det ändå inte tillmätas alltför stor betydelse.

Avslutningsvis ska sägas något om Riksbankens metodförändring gällande att inflationsprognoserna från och med 2006 baseras på en icke-konstant utveckling av reporäntan. I förordet till inflationsrapporten för tredje kvartalet 2005 anges att den enkla regel som beskrivs i avsnitt 2.5 inte längre kan tillämpas. Problematiken diskuteras vidare i inflationsrapporterna för första och andra kvartalet 2007 samt första kvartalet 2008. Det framgår att Riksbanken i sitt verktyg för penningpolitisk analys, RAMSES, även fortsättningsvis använder sig av en regel liknade Taylorregeln som tar hänsyn till både BNP-gapet och inflationen, dock presenteras ingen närmare information om hur problematiken med en icke-konstant reporäntan hanteras (Riksbanken 2005a; 2007a; 2007b; 2008). Då en vidare analys av detta ligger utanför ramen för denna uppsats får frågan lämnas vidare som förslag på vidare forskning.

¹⁹ Här kan återigen refereras till litteratur kring övergången mellan fast och flytande växelkurs samt dess för- och efterspel. Se fotnot 1.

7 Konklusion

Som anges i inledningen är syftet med uppsatsen att undersöka huruvida Riksbanken blivit mer flexibel i sin penningpolitik över tiden, dvs. lagt större vikt vid liten variation i BNP-gap på bekostnad av högre variabilitet i inflationen. Resultaten visar att ett sådant skift i penningpolitiken inte kan påvisas under perioden 1993-2005. Genom en alternativ specifikation av den ursprungliga modellen hämtad från Jansson & Vredin (2001), där BNP-tillväxt för innevarande år, vilken används som proxy för produktionsgapets påverkan på reporäntans utveckling, byts ut mot dito för nästkommande år blir resultaten marginellt bättre. Dock kan inte nollhypotesen att parametern för BNP-tillväxt är lika med noll förkastas på varken en eller fem procents signifikansnivå.

Den rekursiva analysen av parametervärdet för BNP-tillväxt visar på en svagt positiv utveckling men värdet ligger dock fortfarande kring noll och det kan inte påvisas någon statistiskt säkerställd brytpunkt. Även övriga parametrar uppvisar stabil utveckling över tiden med undantag för en del variation under de första två-tre åren med den nya penningpolitiska regimen.

Vad gäller residualanalysen uppvisar IR-modellen tecken på autokorrelation, särskild i den utökade regressionen, vilket korrigeras för genom inkludering av ytterligare en laggad term för den beroende variabeln, reporäntan. Den alternativa specifikationen löser problemet med autokorrelation och resultaten är kvalitativt konsistenta med både den replikerade och den ursprungliga modellen. För JV-modellen finns tecken på heteroskedasticitet i den utökade skattningen, vilket hanteras genom att inferens baseras på teststatistika beräknad med Newey-West's robusta standardfel.

Vidare uppvisade reporäntan och inflationsprognoserna på två års sikt tecken på icke-stationäritet, men visade sig också vara kointegrerade vilket innebär att det inte bör vara någon risk att inkludera dem i samma regression.

Avslutningsvis ska sägas att resultatet bör tolkas med viss försiktighet då datamaterial med olika prognoshorisont sammanlänkas för att bilda en sammanhängande tidsserie. Som tas upp i analys och diskussion visar dock de ekonometriska testerna, framförallt den rekursiva analysen, inte på några större förändringar i datamaterialet vid övergången mellan de två typerna. En viktigare aspekt att vidare utforska torde snarare vara att med hjälp av kvalitativ analys grundligt blottlägga huruvida hänsyn till konjunkturen tas implicit genom inkludering i inflationsprognoserna.

8 Referenser

- Andersson, K (2003) "Utformningen av inflationsmålet och den penningpolitiska analysramen", i Jonung, L (red), *På jakt efter ett nytt ankare – från fast kronkurs till inflationsmål*, SNS Förlag, Stockholm.
- Asgharian, H & Nordén, L (2007), *Räntebärande instrument – värdering och riskhantering*, Studentlitteratur, Lund.
- Burda, M & Wyplosz, C (2005), *Macroeconomics: A European text*, Fjärde upplagan, Oxford University Press, New York.
- Faust, J, Rogers, J H and Wright J H (2001), "An empirical comparison of Bundesbank and ECB monetary policy rules", *International Finance Discussion Papers 705*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Fernandez, A Z & Nikolsko-Rzhevskyy, A (2007), "Measuring the Taylor rule's performance", *FRBSF Economic Letter*, juni 2007, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Gujarati, D N (2006), *Essentials of Econometrics*, McGraw-Hill, New York.
- Håstad, D (2006), "Ränteduvan' Kristina Persson lämnar Riksbanken", *Dagens Nyheter*, 9 september 2006.
- Ingves, S (2007), "Svenska erfarenheter av penningpolitik med inflationsmål", tal, *Konferens "Inflation Targeting" 2007-01-19*, Budapest Ungern.
<http://www.riksbank.se/templates/Page.aspx?id=23711> (2009-01-27)
- Jansson, P & Vredin, A (2001), "Forecast-based Monetary Policy in Sweden 1992-1998: A View from Within", *Working Paper Series 120*, Sveriges Riksbank.
- Kennedy, P (2008), *A Guide to Econometrics*, Sjätte upplagan, Blackwell Publishing, Oxford
- Nyberg, L & Viotti, S (2007), "Svensk penningpolitik", i Hultkrantz, L & Tson Söderström, H (red), *Marknad & Politik*, Sjunde upplagan, SNS Förlag, Stockholm.
- Quantitative Micro Software, LLC (2004), *EViews 4.1 Student Version User's Guide*, Irvine.
- Sørensen Birch, P & Whitta-Jacobsen, H J (2005), *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth & Business cycles*, McGraw-Hill, New York.
- Svensson, L E O & Rudebusch, G (1998), "Policy Rules for Inflation Targeting" *Seminar Papers 637*, Stockholm University, Institute for International Economic Studies.

- Svensson, L E O (1998), "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule," *Seminar Papers 646*, Stockholm University, Institute for International Economic Studies.
- Sveriges Riksbank (1999a), *Riksbankens inflationsmål – förtydliganden och utvärdering*, PM 1999-02-05, Stockholm.
- Sveriges Riksbank (1999b), *Inflationsrapport 1999:1*, Stockholm.
- Sveriges Riksbank (2000), *Inflationsrapport 2000:2*, Stockholm.
- Sveriges Riksbank (2001), *Inflationsrapport 2001:1*, Stockholm.
- Sveriges Riksbank (2002), *Inflationsrapport 2002:1*, Stockholm.
- Sveriges Riksbank (2005a), *Inflationsrapport 2005:3*, Stockholm.
- Sveriges Riksbank (2005b), *Riksbankens räntestyrning – penningpolitik i praktiken*, Stockholm.
- Sveriges Riksbank (2007a), *Inflationsrapport 2007:1*, Stockholm.
- Sveriges Riksbank (2007b), *Inflationsrapport 2007:2*, Stockholm.
- Sveriges Riksbank (2008), *Inflationsrapport 2008:1*, Stockholm.
- Sydsvenskan* (2007), "Srejber lämnar Riksbanken", 30 mars 2007
- Taylor, J B (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 39, s. 195-214.
- Verbeek, M (2008), *A guide to modern econometrics*, 3:e utgåvan, John Wiley & Sons Ltd, Chichester.
- Westerlund, J (2005), *Introduktion till ekonometri*, Studentlitteratur, Lund.
- Wooldridge, J M (2006), *Introductory econometrics – A modern approach*, 3:e utgåvan, Thomson Learning, New York.

A Dataappendix

Period	Reporänta ¹	Inflationsprognos ²		Prognos BNP-tillväxt ²	
		4 kvartal	8 kvartal	innevarande år	nästkommande år
1993:1	9,75	<u>5,60</u>	<u>3,20</u>	-1,30	<u>-1,30</u>
1993:2	8,75	<u>5,60</u>	<u>3,20</u>	-1,30	<u>-1,30</u>
1993:3	8,00	<u>3,20</u>	<u>3,20</u>	-1,80	<u>2,20</u>
1993:4	7,75	<u>3,20</u>	<u>3,20</u>	-1,80	<u>2,20</u>
1994:1	7,25	<u>2,90</u>	<u>2,90</u>	2,10	<u>2,10</u>
1994:2	6,92	3,10	2,90	2,20	<u>2,20</u>
1994:3	7,20	<u>3,50</u>	<u>4,20</u>	2,20	<u>2,70</u>
1994:4	7,60	<u>3,50</u>	<u>4,20</u>	2,00	<u>2,70</u>
1995:1	8,20	<u>3,20</u>	<u>3,90</u>	2,40	<u>2,40</u>
1995:2	8,66	<u>3,20</u>	<u>3,90</u>	2,40	<u>2,40</u>
1995:3	8,91	<u>3,10</u>	<u>3,40</u>	2,40	<u>3,10</u>
1995:4	8,91	<u>3,10</u>	<u>3,40</u>	3,40	<u>3,10</u>
1996:1	7,40	<u>2,10</u>	<u>2,50</u>	2,00	<u>2,00</u>
1996:2	6,10	<u>2,30</u>	<u>2,50</u>	1,60	<u>1,80</u>
1996:3	5,05	<u>1,90</u>	<u>2,40</u>	1,60	<u>2,50</u>
1996:4	4,10	<u>1,90</u>	<u>2,40</u>	1,50	<u>2,50</u>
1997:1	4,23	<u>1,00</u>	<u>1,90</u>	2,10	<u>2,10</u>
1997:2	4,23	<u>1,90</u>	<u>2,20</u>	1,80	<u>3,10</u>
1997:3	4,23	<u>2,10</u>	<u>2,30</u>	2,00	<u>3,00</u>
1997:4	4,35	<u>2,10</u>	<u>2,60</u>	1,50	<u>2,80</u>
1998:1	4,35	<u>1,60</u>	<u>2,10</u>	2,50	<u>2,50</u>
1998:2	4,10	<u>0,90</u>	<u>2,10</u>	2,70	<u>3,00</u>
1998:3	4,10	<u>0,80</u>	<u>1,90</u>	2,90	<u>2,80</u>
1998:4	3,40	<u>0,60</u>	<u>1,20</u>	2,70	<u>2,10</u>
1999:1	2,90	1,10	1,40	2,10	2,10
1999:2	2,90	1,00	1,60	2,50	3,00
1999:3	2,90	1,10	2,00	3,60	3,80
1999:4	3,25	1,40	2,30	3,40	3,70
2000:1	3,75	1,30	2,10	4,00	4,00
2000:2	3,75	1,30	1,90	4,30	3,50
2000:3	3,75	1,40	2,00	4,00	3,70
2000:4	4,00	1,80	2,10	3,90	3,40
2001:1	4,00	1,90	2,00	2,40	2,40
2001:2	4,00	1,80	2,20	2,20	2,50
2001:3	3,75	1,50	2,10	1,30	2,20
2001:4	3,75	2,00	2,00	1,20	1,80
2002:1	4,00	2,20	2,30	1,60	1,60
2002:2	4,25	2,00	2,30	1,60	2,70
2002:3	4,25	2,10	2,30	1,70	2,30
2002:4	3,75	2,30	2,20	1,50	2,10
2003:1	3,50	1,00	2,00	1,70	1,70
2003:2	3,00	1,30	1,90	1,20	2,40
2003:3	2,75	1,60	2,10	1,50	2,40
2003:4	2,75	1,50	2,20	1,50	2,40
2004:1	2,00	1,20	1,90	2,80	2,80
2004:2	2,00	1,10	2,20	2,90	2,80

2004:3	2,00	1,60	2,50	3,60	3,20
2004:4	2,00	1,70	2,50	3,60	3,00
2005:1	2,00	1,20	2,10	3,20	3,20
2005:2	1,50	1,20	1,80	1,90	2,70
2005:3	1,50	1,30	2,10	2,30	3,30
2005:4	1,50	1,50	2,30	2,40 ³	3,20 ³

Datakällor:

¹ Data för reporäntan är hämtad från Riksbankens webbplats,
<http://www.riksbank.se/templates/stat.aspx?id=16736>

² Data för inflationsprognoser samt prognoser för BNP-tillväxt för innevarande och nästkommande år är hämtad från *Inflationsrapport* från respektive kvartal, undantaget de kvartal för vilka ingen *Inflationsrapport* publicerats då data är samma som föregående kvartal. Data för perioden fram till och med 1998:4 (understruket) är hämtad från Excel-dokumentet *Underlag till figurer i rutorna*, bifogat *Inflationsrapport 2000:2* (Blad 13-15). Data markerad med fet stil är hämtad från Jansson & Vredin (2001). Inflationsrapporterna finns tillgängliga på Riksbankens webbplats,
<http://www.riksbank.se/templates/YearList.aspx?id=10532>

³ Prognos för BNP-tillväxt baseras på Riksbankens uppskattade reporäntebana och är hämtad från *Inflationsrapport 2005:4*.

B Specifikation av ekvationer för EViews

IR-modellen

$$r_qend_log=c(1)+c(2)*r_qend_log(-1)+c(3)*(yr1x-2)+c(4)*(yr2x-2)+c(5)*r_qend_log(-2)$$

r_qend_log är reporäntan (i) på formatet $\log(1+i/100)$

$yr1x$ är inflationsprognos på ett års sikt i decimalformat

$yr2x$ är inflationsprognos på två års sikt i decimalformat

JV-modellen

$$rd_qend=c(1)*(yr2-yr2(-1))+c(2)*bnp0+c(3)*rd_qend(-1)+c(4)$$

$$rd_qend=c(1)*(yr2-yr2(-1))+c(2)*bnp1+c(3)*rd_qend(-1)+c(4)$$

rd_qend är reporäntan i första differens angiven i procentenheter

$yr1$ är inflationsprognos på ett års sikt angiven i procentenheter

$yr2$ är inflationsprognos på två års sikt angiven i procentenheter

$bnp0$ är prognos för BNP-tillväxt för innevarande år angiven i procentenheter

$bnp1$ är prognos för BNP-tillväxt för nästkommande år angiven i procentenheter

Anmärkning: Samma ekvationer används för replikering och utökning, endast omfånget på datamaterialet skiljer sig.