

Penningpolitiken 1999–2001*

Specialstudie Nr 1, mars 2002

Utgiven av
Konjunkturinstitutet
Stockholm 2002

* Denna rapport har utgjort underlag till finansutskottets utvärdering av penningpolitiken våren 2002. Rapporten har beställts av finansutskottets kansli.

Konjunkturinstitutet (KI) gör analyser och prognoser över den svenska och internationella ekonomin samt bedriver forskning i anslutning till detta. Konjunkturinstitutet är en statlig myndighet under Finansdepartementet och finansieras till största delen med statsanslag. I likhet med andra myndigheter har Konjunkturinstitutet en självständig ställning och svarar själv för de bedömningar som redovisas.

I serien *Specialstudier* publiceras rapporter som härrör från utredningar eller andra externa uppdrag. Forskningsresultat publiceras i serien *Working Paper*. Av dessa publiceras vissa i internationella vetenskapliga tidskrifter och utges då på nytt under beteckningen *Reprints*. Rapporter i dessa tre serier kan beställas utan kostnad.

Konjunkturläget innehåller analyser och prognoser över svensk och internationell ekonomi. Rapporten publiceras fyra gånger per år, i mars, juni, augusti och november. *The Swedish Economy* är motsvarande rapport på engelska. *Analysunderlag* publiceras i anslutning till Konjunkturläget (inte i juni) och består av ett omfattande sifferunderlag i tabellform. Flertalet publikationer kan också laddas ner direkt från konjunkturinstitutets hemsida, www.konj.se.

Konjunkturinstitutet
Kungsgatan 12-14
Box 3116
SE-103 62 Stockholm
Telefon: 08-453 59 00, Telefax: 08-453 59 80
E-post: ki@konj.se, Hemsida: www.konj.se

ISSN 0023-3463

Förord

Riksdagens finansutskott gör sedan 1999 en årlig utvärdering av penningpolitiken de tre senaste åren. De utvärderingar som hittills har gjorts har rört perioderna 1997–1999 och 1998–2000. Utvärderingen denna gång avser perioden 1999–2001.

Finansutskottets kansli har för innevarande års utvärdering givit Konjunkturinstitutet uppdraget att utarbeta ett kompletterande bakgrunds- och faktaunderlag. Detta underlag redovisas i föreliggande rapport.

Arbetet med rapporten har letts av biträdande prognoschef Per Jansson. Arbetet avslutades den 26 mars 2002.

Ingemar Hansson
Generaldirektör

Innehåll

1. Inledning och sammanfattning.....	7
2. Riksbankens inflationsprognoser	13
2.1 Hur träffsäkra har inflationsprognoserna varit?	13
2.2 Vad beror prognosfelen på?	16
2.3 Hade det varit möjligt att göra bättre prognoser än dem som Riksbanken gjort?	19
3. Reporäntans utveckling	23
Appendix	29
Appendix 1: Metoder för att justera inflationsprognosen baserad på oförändrad reporänta.....	29
Appendix 2: Modellbaserade inflationsprognoser	31
Appendix 3: Skattning av Riksbankens enkla handlingsregel	36
Appendix 4: Data	41
Figurer	45
Tabeller.....	55
Referenser	57

1. Inledning och sammanfattning

Att utvärdera penningpolitiken under en viss tidsperiod är behäftat med problemet att politiken påverkar ekonomin med en viss tidsmässig eftersläpning. Detta innebär att inflationsutfallen under åren 1999–2001 är resultatet av bedömningar och penningpolitiska beslut som Riksbanken delvis gjort och fattat före dessa år. Riksbanken (liksom många andra centralbanker som arbetar med inflationsmål) har tagit som utgångspunkt att penningpolitiken påverkar inflationsutvecklingen med en fördröjning på ett till två år. I praktiken brukar penningpolitiken beskrivas med hjälp av en enkel handlingsregel: om inflationsprognosen på ett till två års sikt överstiger 2 procent ska reporäntan höjas och om prognosen understiger 2 procent ska reporäntan sänkas.

Riksbankens sätt att bedriva penningpolitiken innebär således att inflationsprognosen på ett till två års sikt fungerar som ett slags *intermediärt (mellanliggande) mål* för det *egentliga målet* att inflationen ska vara 2 procent. Genom att hela tiden förändra reporäntan så att den prognostiserade inflationstakten är lika med inflationsmålet bör den faktiska inflationen också hamna nära målet. Avgörande för hur väl en sådan penningpolitik i praktiken kommer att fungera är dels prognosernas träffsäkerhet, dels om de ränteförändringar som görs, på basis av dessa prognoser, är väl avvägda. En utvärdering av den förda penningpolitiken bör således omfatta såväl en undersökning av *inflationsprognosernas kvalitet* som en analys av *räntebe-slutens lämplighet* givet prognoserna.

När det gäller undersökningen av inflationsprognosernas träffsäkerhet krävs inte bara kännedom om prognosernas tidshorisont utan också om vilket mått på inflationen som varit mest betydelsefullt för räntebesluten. Riksbanken har i olika sammanhang framhållit att det varit inflationsutvecklingen enligt måttet UND1X som under de aktuella åren haft störst inflytande på politiken (se t.ex. Heikensten, 1999).¹ Det är således i första hand Riksbankens bedömningar av UND1X-inflationen under perioden 1997–2000 som är av intresse vid en granskning av perioden 1999–2001.

Riksbankens antagande om tidsfördröjningen i politikens effekter är inte självklart. Det är möjligt att förändringar av reporäntan påverkar ekonomin både snabbare och långsammare än på ett till två års sikt, och att effekterna är utspridda över tiden enligt någon fördelning. Forskningen på området ger dock en ganska splittrad bild.² För att Riksbankens antagande kan vara en ganska hygglig approximation talar att de flesta andra centralbankerna som bedriver inflationsmålsstyrning gör liknande antaganden.

¹ UND1X definieras som KPI exklusive räntekostnader för egna hem och direkta effekter av ändrade indirekta skatter och subventioner. Måttet beräknas sedan 1999 av SCB. Under åren 1997 och 1998 gjordes beräkningarna istället av Riksbanken (måttet kallades då för UND1). Då beräkningsprinciperna för UND1X och UND1 inte är exakt desamma skiljer sig måtten åt något. I stora drag är de dock – åtminstone i genomsnittliga termer – jämförbara. Påpekas ska också att det är UND1X-prognosen *med beaktande av olika risker* som i första hand har varit vägledande för politikbesluten (denna riskjusterade prognos sammanfaller bara med prognosen i det s.k. huvudscenariot i de fall då uppåtriskerna är lika stora som nedåtriskerna, dvs. när riskbilden är symmetrisk).

² Skattningar av penningpolitiska effekter i olika länder finns i Dedola och Lippi (2001), Bagliano m.fl. (2001), Jacobson m.fl. (2001) och Hubrich och Vlaar (2000).

Utgångspunkten i denna rapport är därför att en utvärdering av perioden 1999–2001 bör bygga på såväl prognoser som politikbeslut gjorda under åren 1997–2000.

Målet för penningpolitiken är att begränsa inflationstakten till 2 procent med en tolerans om 1 procentenhet uppåt och nedåt.³ Som ovan förklarats bör måluppfyllelsen också indikera hur väl Riksbanken lyckats förutsäga inflationsutvecklingen och huruvida räntebesluten varit lämpliga. En undersökning av måluppfyllelsen under perioden utgör därför ett första övergripande sätt att utvärdera den förda penningpolitiken.

I figur 1 och 2 visas inflationsutfallen, uppmätta både i form av s.k. tolv månaderstal och årsgenomsnitt, för såväl UND1X som KPI.⁴ Utfallen som är av störst intresse är tolv månaderstalen för UND1X-inflationen.⁵ Den genomsnittliga måluppfyllelsen visar sig vara ganska god: UND1X-inflationen var i genomsnitt ca 1,9 procent 1999–2001 medan KPI-inflationen hamnade på drygt 1,4 procent. Båda inflationsmåten är således i genomsnitt innanför toleransintervallet 1–3 procent. Studeras utfallen för de enskilda månaderna framgår att UND1X-inflationen bara vid 6 tillfällen (av 36) varit utanför toleransintervallet och att utfallen då alltid överstigit 3 procent. KPI-inflationen har däremot varit utanför toleransintervallet vid 15 tillfällen. Vid 3 av dessa har inflationen varit över 3 procent.

Även om måluppfyllelsen i genomsnitt varit förhållandevis god klargör figurerna 1 och 2 att inflationen periodvis varit både lägre och högre än 2 procent. Ingetdera inflationsmåtten översteg 2 procent vid något tillfälle under perioden januari 1999–mars 2001. Efter mars 2001 var utfallen istället konsekvent över 2 procent. Sett över tiden finns alltså en tendens till en för låg inflationstakt 1999 och 2000 medan det omvända är fallet för 2001.

En tänkbar förklaring till utvecklingen är att Riksbanken i sina prognoser överskattade inflationstrycket i ekonomin för periodens två första år men istället underskattade det för periodens sista år. Det kan ha resulterat i en alltför stram politik för åren 1999 och 2000, och i en alltför expansiv politik för 2001. Men, som framhållits ovan, kan den faktiska inflationsutvecklingen avvika från inflationsmålet även av andra skäl än att prognoserna är bristfälliga. Den för låga inflationstakten 1999 och 2000 och den för höga inflationstakten 2001 kan också vara en följd av att de vidtagna ränteförändringarna inte varit lämpliga trots att prognoserna i stort sett visade rätt.

Att kräva att penningpolitiken ska kunna parera alla tänkbara förändringar som kan skapa målavvikelser är givetvis inte realistiskt, eller ens möjligt i teorin. Vissa avvikelser från inflationsmålet måste accepteras. Ekonomin träffas ständigt av olika oväntade störningar som kan innebära både högre och lägre inflation. Till detta kommer att tidsfördröjningen i

³ Inflationsmålet är formulerat i termer av KPI. Att Riksbanken valt att i första hand inrikta sig på att stabilisera UND1X-inflationen innebär att det finns vissa tillfälliga effekter (effekter av räntekostnader för egna och indirekta skatter och subventioner) som man *medvetet* inte motverkar. Det har beaktats i denna rapport såtillvida att diskussionen av måluppfyllelsen under perioden både avser KPI- och UND1X-inflationens avvikelser från 2 procent.

⁴ Ett tolv månaderstal visar den prisförändring som skett en viss månad jämfört med tolv månader tidigare. Årsgenomsnittet är medelvärde av tolv på varandra följande tolv månaderstal.

⁵ Om inget annat anges är inflationsmåten i denna rapport alltid i form av tolv månaderstal.

penningpolitikens effekter gör att det inte går (eller är önskvärt) att omedelbart återföra inflationen till den målsatta när en störning väl inträffat. Vilka krav som i praktiken kan ställas på Riksbankens prognoser och räntebeslut är inte heller självklart. Praktisk prognosverksamhet är förknippat med ett stort antal problem såsom ofullständig kunskap om hur ekonomin fungerar, mätfel i och revideringar av data, etc. Detta gör att prognoser nästan alltid slår mer eller mindre fel. Ett krav som förefaller rimligt är dock att Riksbankens prognoser i genomsnitt inte ska vara sämre än de prognoser som andra prognosmakare gör eller som kan åstadkommas med hjälp av olika prognosmodeller som Riksbanken mycket väl hade kunnat använda i sitt prognosarbete. Även räntebesluten påverkas av att kunskapen om ekonomins funktionssätt och relevanta samband mellan inflationen och penningpolitiken är bristfällig, både i Sverige och andra länder. Att på objektiva grunder avgöra om en viss ränteförändring varit lämplig är därför knappast möjligt. Ett förfarande som kan tillämpas är dock att studera det faktiska sambandet mellan inflationsprognoserna och reporäntans utveckling med utgångspunkt från den enkla handlingsregeln. I denna rapport har gjorts en skattning av den enkla handlingsregeln med hjälp av statistiska metoder som kvantifierar det faktiska sambandet mellan inflationsprognoserna och ränteförändringarna. Därmed blir det möjligt att bilda sig en uppfattning om huruvida ränteförändringarna varit rimliga, givet handlingsregeln och prognoserna.

Mot ovanstående bakgrund inriktas denna rapport på följande fyra frågor:⁶

- Hur träffsäkra har inflationsprognoserna varit under den aktuella perioden?
- Vad beror prognosfelen på?
- Hade det varit möjligt att göra bättre prognoser än dem som Riksbanken gjort?
- Har Riksbankens ränteförändringar varit rimliga givet handlingsregeln och prognoserna?

Resultaten kan kortfattat sammanfattas på följande sätt. Utvärderingen av Riksbankens prognoser visar att förhållandevis betydande prognosfel förekommit under den aktuella perioden. Prognoserna för 1999 och 2000 har i regel överskattat inflationen medan prognoserna för 2001 har underskattat den. När prognosfelen relateras till utvecklingen av ett antal makrovariabler finns tecken på att felen i viss mån är systematiska. Framförallt utvecklingen av reala variabler, såsom det s.k. BNP-gapet (skillnaden mellan faktisk och potentiell BNP) och importvolymen, förefaller ha ett samband med prognosfelen. Det kan tyda på att Riksbankens prognoser inte fullt ut beaktat dessa faktorer utveckling eller betydelse. Jämförelsen mellan Riksbankens prognoser å ena sidan, andra prognosmakares prognoser och

⁶ En analys av växelkursinterventionerna ingår inte i uppdraget. Det gör inte heller olika frågor av mer grundläggande karaktär såsom vilka mål penningpolitiken egentligen bör ha, för- och nackdelar med ett explicit inflationsmål, hur inflationen bäst mäts, toleransintervallens utformning och betydelse, etc.

modellbaserade prognoser å andra sidan visar dock att det inte hade varit lätt att göra bättre inflationsprognoser än dem som Riksbanken gjort. Vad beträffar prognoserna kan alltså konstateras att ibland rätt betydande prognosfel förekommit men att prognoserna i relativa termer ändå står sig ganska bra.

Analysen av ränteförändringarna tyder på att Riksbanken följt sin enkla handlingsregel tämligen väl. Under de aktuella åren förklarar en statistisk skattning av den enkla handlingsregeln ca $\frac{3}{4}$ av de ränteförändringar som Riksbanken valt att göra. Vid tre tillfällen har Riksbanken dock valt att avvika mer påtagligt från denna: under hösten 1998 och våren 1999 (då ovanligt stora räntesänkningar gjordes) samt under våren 2000 (då en ovanligt stor räntehöjning gjordes). De två första avvikelserna hänger att döma av förklaringarna i inflationsrapporterna samman med den osäkerhet som uppstod i samband med den globala finansiella oron under hösten 1998. Till bilden hör också att kronans växelkurs utvecklades oväntat gynnsamt under våren 1999. Det är svårare att hitta förklaringar till den ovanligt stora räntehöjningen under våren 2000. Viss antydning finns dock att denna kan ha haft att göra med de stundande löneförhandlingarna och de risker för alltför höga lönelöft som dessa bedömdes kunna resultera i. Med utgångspunkt från de antaganden som gjorts om tidsfördröjningen i penningpolitikens effekter och de inflationsutfall som uppmätts under perioden framstår dessa avvikelser från regeln (s.k. penningpolitiska chocker) i efterhand som inte helt omotiverade.

Skattningen av den enkla handlingsregeln visar också att Riksbanken vanligen genomför förändringarna av reporäntan gradvis. Den sammanlagda effekten på reporäntan av en förändring av inflationsprognosen på ett till två års sikt är till en början ganska liten men växer över tiden. Det är möjligt att beräkna en tumregel som säger att en höjning av inflationsprognosen på ett till två års sikt med 0,1 procentenheter på lång sikt leder till en sammanlagd genomsnittlig höjning av reporäntan med ca 0,25 procentenheter (och omvänt när prognosen sänks). Tumregeln innebär att den långsiktiga sammanlagda uppgången i reporäntan är betydligt större än uppgången i den förväntade inflationen (inflationsprognosen), vilket är en förutsättning för att penningpolitiken ska påverka den förväntade *real* räntan i rätt riktning, och därmed så småningom också kunna väntas återföra inflationen till målet när en avvikelse uppstår.

De skattningar som gjorts kan även användas för att beräkna mått på (Riksbankens uppfattning om) jämviktsräntans nivå under 1997–2000. Ett sådant mått kan, om det beräknas för en längre tidsperiod, bl.a. användas för att avgöra om en viss nivå på reporäntan är att betrakta som expansiv eller åtstramande. En reporänta under jämviktsnivån innebär att hushåll och företag har lättare att lånefinansiera sina konsumtions- och investeringsutgifter eftersom kostnaden att låna är lägre. Reporäntans nivå är därför expansiv i detta fall. En reporänta över jämviktsnivån innebär däremot att det är relativt dyrt att låna, vilket håller tillbaka konsumtion och inve-

steringar. Reporäntans nivå är därför åtstramande i fallet då reporäntan överstiger jämviktsräntans nivå.⁷

Enligt skattningarna uppgick Riksbankens implicit valda jämviktsrepo-ränta till ca 3,75 procent 1997–2000 (eller 1,75 procent i reala termer). Denna nivå på Riksbankens jämviktsränta innebär att reporäntan var över sin uppskattade jämviktsnivå under 1997 och stora delar av 1998 men under sin jämviktsnivå 1999 och 2000.

Det bör framhållas att jämviktsräntan kan förskjutas när grundläggande förutsättningar för penningpolitiken förändras. Konsolideringen av de offentliga finanserna som genomfördes under 1990-talet torde exempelvis ha inneburit en lägre jämviktsränta än vad som annars skulle blivit fallet. Beräkningarna kan av detta skäl inte användas för att göra bedömningar av den framtida jämviktsräntans nivå.

Sammantaget kan konstateras att Riksbankens räntepolitik, givet de prognoser som gjorts, på det hela taget verkar ha varit rimligt upplagd. Prognosernas träffsäkerhet har dock inte varit perfekt. Inflationstrycket överskattades under 1999 och 2000 och underskattades under 2001. Dessa prognosfel kan ha resulterat i en penningpolitik som under utvärderingsperiodens första hälft var för stram och i en politik som under periodens andra hälft var för expansiv. Viktigt att understryka är dock att Riksbankens prognoser, trots de periodvisa över- och underskattningarna, står sig väl i jämförelse med andra prognoser. Det betyder att det inte hade varit lätt att göra bättre prognoser än dem som Riksbanken gjorde.

⁷ Räntepolitiken påverkar i verkligheten ekonomin givetvis inte bara genom effekter på konsumtion och investeringar. Dessa effekter brukar dock vanligen betraktas som de viktigaste. Att också andra effekter förekommer spelar ingen roll för det resonemang som här förs. En annan förenkling är att det egentligen är reporäntan i *reala* termer (reporäntan minus den förväntade inflationen) som är avgörande för den ekonomiska utvecklingen. När den förväntade inflationen är förankrad kring inflationsmålet är dock skillnaden mellan nominella och reala ränteförändringar liten.

2. Riksbankens inflationsprognoser

I detta avsnitt görs en genomgång av de inflationsprognoser som Riksbanken gjort för åren 1999–2001. Prognoserna är gjorda under tidsperioden juni 1997–december 2000.⁸ Eftersom det i första hand är den s.k. underliggande inflationen mätt med indexet UNDI_X som spelat roll för penningpolitikens utformning fokuseras analysen i största möjliga mån på detta mått. I de fall den riskbild som Riksbanken målat upp har omsatts i en kvantifierad påverkan på inflationsprognosen används prognosen i riskjusterad form. Detta innebär att den utgörs av medelvärdet av den framtida inflationen. När en sådan kvantifiering av riskbilden inte finns används prognosen i det s.k. huvudscenariot, dvs. den utveckling av den framtida inflationen som bedömts vara mest sannolik.⁹

2.1 Hur träffsäkra har inflationsprognoserna varit?

Att utvärdera träffsäkerheten i Riksbankens inflationsprognoser är behäftat med problemet att Riksbanken gör sina prognoser under antagandet att reporäntan är oförändrad under den tid prognosen avser. Antagandet är naturligt att göra ur beslutssynpunkt men försvårar en utvärdering av prognosernas träffsäkerhet. Skälet är att en oförändrad reporänta under en förhållandevis lång period sällan kan anses vara ett särskilt realistiskt antagande. Om räntan justeras efter det att prognosen gjorts blir prognosen normalt automatiskt fel eftersom den viktagna ränteförändringen påverkar inflationsutfallet. Av denna anledning är det viktigt att på olika sätt söka korrigera prognoserna så att det förändrade ränteläget beaktas. Eftersom inget perfekt förfarande existerar är det en fördel att använda flera olika metoder för denna korrigering. Förhoppningen är att tillförlitligheten i resultaten kan ökas ju fler metoder som beaktas.

I denna rapport tillämpas tre olika metoder för att korrigera prognoserna:

- Den första metoden går ut på att utvärdera *träffsäkerheten på kortare sikt*. Den horisont som valts är ½ år. På denna horisont bör antagandet om en konstant reporänta spela en förhållandevis liten roll eftersom det tar tid innan ränteförändringar påverkar ekonomin. Rimligt är också att det finns ett samband mellan träffsäkerheten i dessa prognoser och prognoserna på lite längre sikt (som ju är de prognoser som egentligen är av intresse). En utvärdering av dessa kortsiktsprognoser bygger således på antagandet att Riksbankens förmåga att göra prognoser på kortare sikt också säger något om dess förmåga att göra prognoser på lite längre sikt.

⁸ I Riksbankens marsrapport 1997 angavs endast genomsnittsintervall för inflationen 1997 och 1998. En detaljerad beskrivning av källor och definitioner för data finns i appendix 4.

⁹ Av de 15 rapporterna som publicerats under perioden juni 1997–december 2000 innehåller 7 rapporter uppgifter om medelvärdet för den framtida inflationen medan 8 rapporter bara anger den mest sannolika utvecklingen (typvärdet). En skillnad mellan medelvärdet och typvärdet uppkommer om sannolikhetsfördelningen är sned, dvs. om uppåtriskerna i det mest sannolika inflationsscenarioet är större eller mindre än nedåtriskerna.

- Den andra metoden går ut på att göra schablonmässiga justeringar av prognosen med hjälp av *tumregler för penningpolitikens effekter*. En sådan tumregel presenterades av Riksbanken i inflationsrapporten i mars 2000 i samband med utvärderingen av penningpolitiken under perioden 1997–1999. Enligt denna är en höjning av reporäntan med 1 procentenhet förknippad med en dämpning av både BNP-tillväxten och inflationen (mätt med UND1X) på ett till två års sikt med ca 0,4 procentenheter. Med hjälp av denna tumregel och utvecklingen av reporäntan kan prognosen betingad på oförändrad reporänta omräknas till en prognos betingad på den faktiska utvecklingen av räntan. Prognosen som erhålls på detta sätt kan därmed ses som en *i efterhand på bästa möjliga sätt justerad prognos*, givet Riksbankens bedömning av hur penningpolitiken påverkar ekonomin. Eftersom tolkningen av tumregeln inte är självklar justeras prognosen i detta fall enligt två olika alternativ: ett där bara inflationen på två års sikt påverkas av penningpolitiken (kallat *alternativ 1* i figurerna och tabellerna), och ett där både inflationen på ett och två års sikt påverkas (kallat *alternativ 2* i figurerna och tabellerna).¹⁰
- Den tredje metoden går ut på att använda de prognoser som Riksbanken gör *betingade på marknadens förväntningar om reporäntan*. Denna typ av justerad prognos presenteras sedan en tid tillbaka i form av ett ”räkneexempel” i en av inflationsrapportens s.k. fördjupningsrutor (se t.ex. inflationsrapporten i december 2001, s. 50). Förutsatt att marknadens förväntningar om den framtida reporäntan vid en given tidpunkt ungefär överensstämmer med de förväntningar som Riksbanken har, kan denna prognos tolkas som en *i förväg på bästa möjliga sätt justerad prognos*, givet Riksbankens bedömning av hur penningpolitiken påverkar ekonomin. En nackdel med att använda denna är att antalet observationer än så länge är litet.¹¹

Innan en utvärdering av de olika justerade prognoserna görs kan det vara upplysande att undersöka hur de ojusterade prognoserna utvecklats.¹² Dessa visas i figurerna 3 och 4. För att underlätta tolkningen av dessa (och övriga) figurer i rapporten anges ett exempel i figur 3. I december 1999 uppgick UND1X-inflationen till 1,9 procent. Ett år tidigare, dvs. i december 1998, gjorde Riksbanken bedömningen att utfallet vid denna tidpunkt, under antagande om oförändrad reporänta, skulle komma att uppgå till 1,8 procent (prognos på ett års sikt). Skillnaden mellan den faktiska inflationen och prognosen på ett års sikt (”prognosfelet” för inflationen på ett års sikt) är alltså 0,1 procentenheter i detta fall.¹³ Bedömningen för inflationen

¹⁰ Se appendix 1 för detaljer.

¹¹ Sammantaget finns (för KPI och UND1X) sex prognoser på ett års sikt och två prognoser på två års sikt.

¹² Beteckningarna ”ojusterade prognoser” och ”prognoser betingade på oförändrad reporänta” används synonymt.

¹³ Strikt sett är det inte lämpligt att kalla skillnaden mellan utfallet och prognosen betingad på oförändrad reporänta för ”prognosfel”. Skälet är, som ovan påpekats, att dessa prognoser normalt automatiskt slår fel när räntan förändras.

samma tidpunkt två år tidigare, dvs. i december 1997, var dock 2,7 procent (prognos på två års sikt). ”Prognosfelet” för inflationen på två års sikt är därför i detta exempel $-0,8$ procentenheter.

Figureerna visar att inflationen enligt både KPI och UND1X i regel var lägre än prognoserna under 1999 och 2000 medan den var högre än prognoserna under 2001. Skillnaderna mellan utfallen och prognoserna de två första åren är tydligast för prognoserna på två års sikt, som samtliga överstiger utfallet. För prognoserna på ett års sikt är skillnaderna mindre, men bedömningarna är även här i de flesta fall högre än utfallen.

Prognoser, justerade enligt de sätt som skisseras i de tre punkterna ovan, jämförs med utfall i figurerna 5–10. Tabell 1 ger dessutom en sammanfattning av de olika prognosernas träffsäkerhet i form av ett mått som bygger på det s.k. medelkvadratfelet (kallat RMKF i tabellen). Förutsatt att prognoserna i genomsnitt träffar rätt kan detta mått tolkas som prognosernas standardavvikelse, dvs. spridning runt det korrekta värdet. Givet detta är det lätt att förstå att prognoserna är bättre ju lägre siffran är för detta mått: En prognos som i genomsnitt träffar rätt och dessutom har en liten spridning runt det korrekta värdet är alltid i närheten av det korrekta värdet. I extremfallet när standardavvikelsen är lika med 0, är prognosen perfekt (alltid exakt lika med utfallet).

En intressant iakttagelse är att de justerade prognoserna i många fall uppvisar sämre träffsäkerhet än de ojusterade prognoserna. Med andra ord, om man beaktar att reporäntan inte är konstant utan har förändrats innebär *inte* detta – som man skulle kunna tro – att prognoserna blir bättre, utan att de tvärtom hamnar längre ifrån det faktiska utfallet. Förvånande är också att prognoserna på kort sikt (som visas i figur 5) inte är särskilt mycket bättre än prognoserna på ett till två års sikt (se tabell 1). Eftersom, allt annat lika, osäkerheten ökar med längden på prognoshorizonten är detta vad man annars skulle förvänta sig. Under perioden i fråga är det t.o.m. så att de ojusterade prognoserna på två års sikt är marginellt bättre än prognoserna på $\frac{1}{2}$ års sikt.

De tumregelsjusterade prognoserna (som visas i figurerna 6, 7 och 8) är alla antingen sämre än eller lika bra som de ojusterade motsvarigheterna. Detta gäller oavsett om prognoshorizonten är ett eller två år. Betonas ska dock att skillnaderna mellan de tumregelsjusterade och ojusterade prognoserna generellt sett är små, vilket speglar både att reporäntan under perioden förändrats förhållandevis lite och att effekten av en given ränteförändring på inflationen antagits vara ganska begränsad.

Om istället justeringen görs genom att använda prognoserna betingade på marknadens förväntningar om reporäntan förbättras prognosen för KPI-inflationen (se figur 9). Prognosen för UND1X-inflationen justeras dock åt ”fel håll” även med detta sätt att ta hänsyn till att reporäntan förändrats (se figur 10).¹⁴ Att prognosen för KPI-inflationen är högre än pro-

¹⁴ Att RMKF-värdet för UND1X-prognoserna betingade på marknadens förväntningar om reporäntan är mycket högt (se tabell 1) hänger delvis samman med att dessa prognoser bara finns tillgängliga under en period då prognosfelet, oavsett typ av prognos, var mycket stora. Något RMKF-värde för KPI-prognoserna betingade på marknadens förväntningar om reporäntan har inte beräknats men figur 9 antyder att även detta värde är mycket högt. Figuren visar emellertid samtidigt att KPI-prognosen förbättras under just denna period.

gnosen för UND1X-inflationen är en naturlig följd av reporäntans förväntade utveckling och den relativt korta prognoshorisonten (ett år). Vid samtliga prognostillfällen förväntade sig marknaden en reporänta som skulle vara högre än den som Riksbanken byggde sina prognoser på. Högre ränta innebär kortsiktigt högre KPI-inflation eftersom räntekostnaderna för egnahem, som ingår i KPI, stiger med ränteläget. Högre ränta innebär visserligen också att efterfrågeutvecklingen dämpas och att växelkursen förstärks, men dessa effekter hinner inte bli synliga i KPI-inflationen på ett års sikt. UND1X-inflationen däremot, som är rensad för bl.a. räntekostnader, bromsas något av dessa effekter.

Sammantaget kan konstateras att justeringarna för antagandet om en oförändrad reporänta i allmänhet inte leder till att UND1X-prognosernas träffsäkerhet ökar. Tvärtom, den försämras i många fall. Detta är i sig intressant och bör innebära att en genomgång görs både av hur prognoserna betingade på oförändrad reporänta går till och av den tankesammanhang som tillämpas för penningpolitikens effekter.¹⁵ Det kan också konstateras att prognosfelen i stort sett har samma profil oavsett mått på inflation, längd på prognoshorisont eller antagande om samband mellan ränteförändringar och inflation. Prognoserna för 1999 och 2000 överskattade i regel inflationen medan prognoserna för 2001 underskattade den. Över- och underskattningen är dock tydligast för den justerade UND1X-prognosen på två års sikt.

2.2 Vad beror prognosfelen på?

Att prognoser avviker från utfall kan förstås ha olika förklaringar. En grundlig analys kräver detaljerad information om antaganden vad beträffar bakomliggande faktorer utveckling, hur dessa påverkar den aktuella prognosvariabeln, vilka modeller och beräkningsförfaranden som använts, etc. Riksbanken har valt att avstå från att i detalj publicera denna typ av information. Att den gjort det är på sätt och vis naturligt eftersom systemet med inflationsmålsstyrning hittills fungerat väl och den nuvarande graden av öppenhet av de flesta bedöms som tillräcklig. Likväl innebär avsaknaden av sådan information att en utvärdering i vissa avseenden försvåras.

En annan omständighet som gör utvärderingen svår är att tidsperioden som studeras (1999–2001) är ganska kort. Statistiska metoders tillförlitlighet är beroende av observationsperiodens längd; ju längre denna är, desto tillförlitligare blir i regel resultaten. Detta är ett problem inte bara för analysen av prognosfelen utan också för all övrig analys som bygger på en tillämpning av statistiska metoder. Den korta observationsperioden gör således att flera av resultaten i denna rapport måste tolkas försiktigt.

Analysen av prognosfelens orsaker bygger i denna utvärdering i första hand på enkla parvisa samvariationsmått (s.k. korrelationer) mellan pro-

¹⁵ Det finns skäl att betona att dessa frågor naturligtvis inte är enkla. Som tidigare nämnts har inte heller den internationella forskningen om penningpolitikens effekter givit några tydliga resultat. Det bör dock inte hindra fortsatt forskning om penningpolitikens betydelse. Övervägas kan också om prognosen skulle kunna presenteras på ett annat sätt än betingad på en oförändrad reporänta. Intressanta idéer om hur detta skulle kunna gå till finns i Svensson (2001).

gnosfelen och ett antal bestämningsfaktorer för inflationen. Tanken bakom ansatsen är enkel: om det visar sig att en viktig bestämningsfaktor (t.ex. efterfrågeläget, löneutvecklingen eller växelkursen) tydligt samvarierar med prognosfelet för inflationen finns skäl att misstänka att prognosen inte fullt ut beaktat denna faktors utveckling eller betydelse.

Skälet till att den korta observationsperioden kan utgöra ett problem är att enstaka slumpmässiga händelser riskerar att få ett för stort genomslag på resultaten. Om man har otur kan det alltså, när undersökningsperioden är kort, se ut som om variablerna samvarierar trots att de i själva verket inte har något med varandra att göra. Bristen på relevant information innebär i sin tur att man måste nöja sig med att använda den *faktiska utvecklingen* av bestämningsfaktorerna utan att veta vilka prognoser som gjordes för denna. Detta är problematiskt eftersom ett samvariationsmått inte förmår skilja på om prognosfelen uppstått till följd av oväntade störningar eller bristfälliga prognosmetoder. En samvariation som beror på att ekonomin träffas av olika störningar mellan tidpunkten då prognosen görs och tidpunkten som prognosen avser är *inte* en indikation på att prognosen är dålig utan en naturlig följd av att oväntade händelser inträffar i ekonomin. Hur mycket av samvariationen som beror på denna typ av händelser är dock i praktiken svårt att avgöra. Under alla omständigheter finns det skäl att tolka beräkningarna med försiktighet.

Resultaten av beräkningarna visas i tabell 2. Samvariationsmättet är definierat på ett sådant sätt att dess värden alltid är mellan +1 och -1. Ett värde lika med +1 innebär att de två variablerna, för vilka samvariationsmättet beräknats, uppvisar en perfekt positiv samvariation. Ett värde lika med -1 innebär att variablerna istället kännetecknas av en perfekt negativ samvariation.¹⁶ Ett värde lika med 0 innebär däremot att de inte samvarierar alls (dvs. är helt orelaterade till varandra). För översiktlighetens skull visas endast värden som approximativt är statistiskt säkerställda (signifikanta) med 95 procents sannolikhet. Det vill säga: i de fall en siffra redovisas är sannolikheten högst 5 procent att variablerna inte samvarierar alls.

Tabellen visar att det nästan enbart är reala variabler som samvarierar med de olika prognosfelen.¹⁷ Tydligast är samvariationen genomgående med det s.k. BNP-gapet (den procentuella skillnaden mellan faktisk och potentiell BNP). En påtaglig samvariation finns också mellan prognosfelen och importutvecklingen. För bägge dessa variabler är samvariationsmättets värden av en sådan storlek att en samvariation mer eller mindre säkert kan konstateras, trots att observationsperioden är kort. Detta tyder på att prognosfelen för inflationen, åtminstone till en del, beror på att utvecklingen av reala variabler (kanske särskilt BNP-gapet och importen) inte beaktats i tillräcklig utsträckning (eller har missbedömts).

¹⁶ Med "positiv samvariation" menas att variablerna systematiskt rör sig i *samma riktning*. Med "negativ samvariation" menas att de istället systematiskt rör sig i *motsatt riktning*.

¹⁷ Man bör hålla i minnet att prognoserna som är betingade på oförändrad reporänta definitionsmässigt utgår från en "felaktig" makroekonomisk utveckling. Det innebär att dessas prognosfel av naturliga skäl bör samvariera med många av de valda bestämningsfaktorerna (särskilt variabler som fångar konjunktur- och växelkursutvecklingen). Men, som visats, är dessa prognoser ofta närmare utfallen än prognoserna som på olika sätt justerats för förändringar i ränteläget. Det är därför som även de ojusterade prognoserna tagits med i den fortsatta analysen.

Bland de nominella variablerna är det bara hemmamarknadspriserna som uppvisar en någorlunda hög samvariation med prognosfelen. Intressant är bl.a. att ingendera variabeln som fångar olika typer av internationella prisrörelser (oljepriser, importpriser och växelkurs) förefaller kunna förklara prognosfelen. Det gör, under den aktuella perioden, inte heller löneutvecklingen.

För att ytterligare belysa i vilken utsträckning olika bestämningsfaktorer kan förklara Riksbankens prognosfel har ett antal s.k. regressionsmodeller skattats. Dessa specificerar en ekvation för prognosfelet där ett antal av bestämningsfaktorerna ingår som förklarande variabler. Genom att studera om de förklarande variablerna inverkar statistiskt signifikant på prognosfelet kan man värdera variablernas betydelse för de uppkomna prognosmissarna. En fördel med denna analys jämfört med analysen baserad på det enkla samvariationsmättet (korrelationen) är att man i mindre utsträckning löper risken att blanda samman effekterna från olika faktorer. Det har att göra med att ekvations sambandet mäter en viss variabels betydelse *givet* den betydelse som de övriga förklarande variablerna har. Att värdet för det enkla samvariationsmättet mellan prognosfelet och importutvecklingen blir statistiskt signifikant skulle exempelvis kunna bero på att importen under perioden påverkat BNP, och att det är denna effekt snarare än importutvecklingen i sig som ger samvariationen mellan prognosfelet och importen. När dessa bägge variabler inkluderas tillsammans i ekvations sambandet mäts dock importens betydelse givet BNP, dvs. om ett samband mellan prognosfelet och importen föreligger kan det uteslutas att detta uppstått som en följd av importens inverkan på BNP-utvecklingen. En nackdel med en ekvationsbaserad metod är dock att den är mer ”datakrävande” vilket kan innebära att resultaten blir mindre tillförlitliga när observationsperioden är kort.

Ekvations skattningarna stödjer bilden att det är de reala variablerna som i första hand har ett samband med prognosfelen. Särskilt intressant är resultatet att bestämningsfaktorerna i de flesta fall bibehåller sin förmåga att förklara prognosfelen också när de inkluderas tillsammans i ekvations samband. För prognosfelen förknippade med den tumregelsjusterade UND1X-prognosen på två års sikt (enligt alternativ 2) gäller exempelvis att samtliga fyra reala variabler som spelade roll enligt det enkla samvariationsmättet (se tabell 2) också är betydelsefulla enligt ett skattat ekvations samband.¹⁸

Sammanfattningsvis tyder analysen av prognosfelens orsaker på att det finns ett visst samband mellan prognosfelen och den makroekonomiska utvecklingen under perioden. Det förefaller som om det framförallt är reala variabler, såsom BNP-gapet och importutvecklingen, som är relaterade till prognosmissarna. Nominella variabler tycks däremot endast i mycket begränsad omfattning kunna förklara avvikelserna mellan prognoserna och utfallen. Detta indikerar att det kan vara värt att företa en översyn av de antaganden som görs rörande den reala ekonomins koppling till inflationsutvecklingen. Även en genomgång av prognosmodellerna för realekonomin torde utgöra en naturlig del av en sådan översyn. Möjligheterna för

¹⁸ Samtliga skattningsresultat kan erhållas av Konjunkturinstitutet.

externa bedömare att utvärdera och analysera Riksbankens inflationsprognoser skulle förbättras av en högre detaljeringsgrad vad beträffar bl.a. antaganden om hur olika bestämningsfaktorer för inflationen utvecklas.¹⁹

2.3 Hade det varit möjligt att göra bättre prognoser än dem som Riksbanken gjort?

När det nu konstaterats att ibland rätt betydande prognosfel förekommit, och att felen dessutom i viss mån förefaller vara systematiskt relaterade till makroekonomins utveckling, kan man fråga sig om det hade varit möjligt att göra bättre bedömningar än dem som Riksbanken gjort. För att kunna besvara denna fråga behövs emellertid någon form av alternativ prognos som kan användas som jämförelsenorm. Att hitta en lämplig sådan alternativ prognos är inte helt lätt eftersom en rättvisande jämförelse kräver att prognosen utgörs av en bedömning som mycket väl hade kunnat göras av Riksbanken vid det tillfälle då räntebesluten faktiskt fattades. (Inom den vetenskapliga litteraturen kallas en prognos av detta slag ibland för en prognos som gjorts i *real (verklig) tid*. Detta är alltså en prognos som bara bygger på information som fanns före tidpunkten då prognosen gjordes.)

I denna rapport görs jämförelser med två alternativa realtidsprognoser:

- Det första alternativet bygger på de prognoser som *andra prognosmakare* gjorde vid samma tidpunkt. En jämförelse med andra prognosmakares inflationsprognoser kompliceras dock av att olika prognosmakare valt att redovisa sina prognoser på olika sätt. Riksbanken lägger, som tidigare sagts, störst vikt vid prognoserna för UND1X-inflationen ett till två år framåt i tiden, och har gjort detta under i stort sett samtliga år som berörs av denna genomgång. De flesta andra prognosmakarna har valt att i högre grad fokusera på KPI-inflationen, och dessutom bara på utvecklingen på kortare sikt (det närmaste året) och mätt som årsgenomsnitt. Ett annat problem är att olika grundläggande antaganden kan skilja sig åt mellan olika prognosmakare. Riksbankens utgångspunkt att reporäntan är oförändrad under den tid som prognosen avser är ett exempel på ett grundläggande antagande som inte används av andra prognosmakare.
- Det andra alternativet som används i denna rapport är att ta fram realtidsprognoser med en statistisk *prognosmodell*. Fördelen med att beräkna de alternativa prognoserna på detta sätt är att man själv kan välja exakt vilket mått på inflationen man önskar studera och på vilken horisont prognoserna ska beräknas. Några svårigheter att jämföra prognoserna finns alltså inte i detta fall. Svårigheterna består istället i att realtidskravet på underliggande modelldata (dvs. data för de variabler som i

¹⁹ Vissa steg i denna riktning har redan tagits. Från och med inflationsrapporten i oktober 1999 publiceras en fullständig prognos för försörjningsbalansen under de närmaste två till tre åren. Analysen som gjorts här tyder dock på att en ännu högre detaljeringsgrad är önskvärd. Särskilt berör detta Riksbankens bedömning av BNP-gapet. En explicit siffersatt prognos för BNP-gapet skulle i många avseenden underlätta en utvärdering och analys av penningpolitiken.

modellen används för att prognostisera inflationen) innebär att olika databaser måste konstrueras för vart och ett av kvartalen under vilka Riksbanken gjorde sina aktuella prognoser. Kravet är, vid varje prognostillfälle, att inga data efter tidpunkten för den aktuella inflationsrapportens publicering får användas, dvs. att beräkningarna måste genomföras med preliminära dataobservationer för vissa av de i modellen ingående variablerna.²⁰ Att vissa dataobservationer ändras över tiden beror på att statistikunderlaget löpande revideras och förbättras, nya beräkningsnormer för statistiken införs, etc.²¹ För att återskapa den information som Riksbanken hade till sitt förfogande under perioden 1997–2000 måste i praktiken 16 olika databaser sammanställas.²²

Figur 11 visar de prognosfel som andra prognosmakare gjort under den aktuella perioden. Eftersom endast ett mycket litet antal prognoser för UND1X-inflationen finns tillgängliga visas i denna figur endast prognosfelen för KPI-inflationen (mätt som årsgenomsnitt).²³ Prognosfelen som redovisas utgörs av medelvärden av ett antal andra prognosmakares prognosfel.²⁴ Av tabell 3 framgår hur träffsäkra de andra prognosmakarnas inflationsprognoser varit totalt sett under perioden (mätt med RMKF-måttet). I denna tabell inkluderas också siffror för några andra inflationsmått (UND1X-inflationen som tolv månaderstal i december och årsgenomsnitt samt KPI-inflationen som tolv månaderstal i december). Det begränsade observationsantalet, i synnerhet för mått som använder sig av UND1X-inflationen, gör att dessa siffror måste tolkas särskilt försiktigt.

Utvecklingen över tiden av prognosfelen visar att de andra prognosmakarna kvalitativt gjort ungefär samma typ av felbedömning som Riksbanken: prognoserna under periodens första del överskattade inflationsutvecklingen och prognoserna under periodens andra del underskattade den. Särskilt fel hamnar de andra prognosmakarnas prognoser på två års sikt. Prognoserna på två års sikt gjorda under åren 1997 och 1998 överskattar inflationen kraftigt och det är först mot slutet av perioden som de negativa prognosfelen korrigeras fullt ut. Prognoserna på ett års sikt är betydligt bättre och uppvisar relativt små prognosfel, särskilt för inflationsutvecklingen under 2000. En jämförelse av träffsäkerhetsmåten som redovisas i tabell 3 med dem som redovisas i tabell 1 tyder på att det inte generellt går att säga att andra prognosmakare varit bättre (eller sämre) än Riksbanken på att prognostisera inflationsutvecklingen. Tendensen finns att andra prognosmakares inflationsprognoser (KPI som tolv månaderstal i december

²⁰ I praktiken läses Riksbankens inflationsprognos förstås redan en tid innan inflationsrapporten publiceras. Detta datum finns det dock ingen information om, varför publiceringsdatumet för rapporten istället fått bli styrande.

²¹ Även revideringar av siffror långt tillbaka i tiden kan förekomma, t.ex. när beräkningsnormer ändras och tidigare publicerade uppgifter anpassas till detta.

²² En detaljerad beskrivning av hur modellprognoserna tagits fram finns i appendix 2. Data som används beskrivs i appendix 4.

²³ Noteras bör att tidsaxeln, till skillnad från tidigare, nu avser den tidpunkt vid vilken prognosen gjordes snarare än den vid vilken inflationsutfallet bedömdes. Att figuren ritats på detta sätt beror på att prognoserna gäller för inflationen mätt som årsgenomsnitt.

²⁴ Detaljer finns i appendix 4.

och årsgenomsnitt²⁵) uppvisar något bättre träffsäkerhet än Riksbankens prognoser på ett års sikt. Samtidigt finns den omvända tendensen vad beträffar prognoser på två års sikt. Möjligheterna att dra slutsatser av en sådan jämförelse begränsas dock av att inflationsmått som prognostiseras inte är desamma.

Resultaten när modeller används visas i figurerna 12 och 13 samt i tabell 4. Modellprognoser har gjorts för tre olika gruppindelningar av förklarande variabler: (1) inflationen förklaras (och prognostiseras) bara av nominella variabler; (2) inflationen förklaras bara av reala variabler; (3) inflationen förklaras såväl av nominella som reala variabler.

Först och främst kan konstateras att en modell som bara bygger på nominella variabler fungerar mycket dåligt, oavsett prognoshorisont. Prognoserna på såväl ett som två års sikt överskattar hela tiden inflationen påtagligt med undantag för några enstaka kvartal under 2001. Då dessa modeller för det mesta använder sig av löneutvecklingen kan slutsatsen dras att en modell baserad på ekonomins löneökningar i allmänhet inte är att rekommendera, i alla fall inte utan att också inkludera några andra förklarande variabler. Eftersom prognosmodellens förklarande variabler valts på basis av hur väl de kan förklara inflationen historiskt (från 1970-talet och framåt) tyder dessa resultat på att löneutvecklingen under tidigare år varit en bra förklarande variabel för inflationen men att förklaringsgraden avtagit under senare tid.

Modeller som bara bygger på reala variabler eller på såväl reala som nominella variabler ger i allmänhet ganska likartade resultat. Detta indikerar att reala variabler för det mesta har en större betydelse än nominella variabler (eftersom de dominerar resultaten). För modellerna med reala eller både nominella och reala variabler gäller att en markant överskattning av inflationsutvecklingen sker framförallt under 2000, både vad beträffar prognoserna på ett och två års sikt. Tvåårsprognoserna från dessa modeller kännetecknas dessutom av en mycket kraftig underskattning av inflationen 1999.

En generell slutsats är att samtliga modellprognoser bättre fångar den uppgång i inflationen som skedde under loppet av 2001 än Riksbankens prognoser. Modellernas svaghet är emellertid att de är mycket dåliga på att prognostisera inflationsutvecklingen under 2000 och, när det gäller prognoser på två års sikt eller som bara bygger på nominella variabler, även under 1999. Vid en utvärdering av den sammanlagda träffsäkerheten (tabell 4) framgår att modellprognoserna generellt sett klarar sig sämre än (eller i bästa fall lika bra som) Riksbankens olika prognoser.

Sammanfattningsvis visar denna genomgång att det inte hade varit särskilt lätt att göra bättre inflationsprognoser än dem som Riksbanken gjorde. Varken andra prognosmakare eller olika prognosmodeller förefaller kunna ha åstadkommit prognoser med bättre träffsäkerhet än Riksbanken. Särskilt modellprognoserna är ibland mycket dåliga, trots att modellerna statistiskt sett tycks vara rimligt specificerade. Detta utgör en varning mot att i alltför hög grad använda sig av renodlade modellprognoser i prognos-

²⁵ I denna typ av jämförelse är det inte lämpligt att använda sig av de andra prognosmakarnas UNDI-X-prognoser eftersom dessa är så få till antalet.

arbetet. En annan egenhet hos de modellbaserade prognoserna är att de varierar betydligt mer över tiden än motsvarande icke modellbaserade bedömningar av Riksbanken och andra prognosmakare. Att modellprognoserna varierar förhållandevis kraftigt över tiden kan ibland vara en fördel. Trögheterna i de icke modellbaserade prognoserna innebär att de tenderar att korrigeras för långsamt när en prognosmiss väl uppstått. Sammantaget talar detta för att såväl modellbaserade prognoser som icke modellbaserade bedömningar har en roll att spela i praktisk prognosverksamhet.

3. Reporäntans utveckling

Konsekvenserna av Riksbankens prognosfel för den ekonomiska utvecklingen beror förstas på hur prognoserna använts i räntesättningen. I syfte att göra sambandet mellan inflationsprognoserna och den förda penningpolitiken så tydligt som möjligt har Riksbanken valt att formulera en *enkel handlingsregel för penningpolitiken*. Denna säger att om inflationsprognosen – mätt med UND1X och under antagande om oförändrad reporänta – talar för att inflationen kommer att avvika från inflationsmålet på ett till två års sikt måste reporäntans nivå normalt förändras. En prognos som är över 2 procent innebär att räntan måste höjas och en prognos som är under 2 procent innebär att räntan måste sänkas.

Även om det över tiden naturligtvis har skett förändringar i Riksbankens sätt att genomföra inflationsmålsstyrningen förefaller den enkla handlingsregeln, att döma av inflationsrapporter, tal, etc., att under en förhållandevis lång tid ha utgjort utgångspunkt för den förda penningpolitiken. Den första explicita hänvisningen till den finns i inflationsrapporten i mars 1998 (s. 31). Formuleringarna i rapporten tyder också på att den enkla handlingsregeln haft betydelse för penningpolitikens utformning redan en tid före detta beslutstillfälle. Det gör att den bildar en naturlig referenspunkt för en analys av hur prognoserna och ränteförändringarna är relaterade till varandra under den aktuella utvärderingsperioden.²⁶

Det är inte lätt att i praktiken avgöra hur väl Riksbanken följt sin enkla handlingsregel. En komplicerande omständighet är bl.a. att det inte specificeras hur mycket räntan ska höjas eller sänkas vid en given avvikelse mellan prognosen och inflationsmålet. Med utgångspunkt från den faktiska reporäntans utveckling och kännedom om Riksbankens inflationsprognoser är det dock möjligt att med statistiska metoder göra en skattning av den enkla handlingsregeln. Detta ger en kvantifiering av det genomsnittliga sambandet mellan prognoserna och ränteförändringarna under perioden.²⁷ Skattningen kan sedan användas för att testa vissa ”rimlighetskriterier” för den förda penningpolitiken.

Dessa är:

- att skattningen av den enkla handlingsregeln förklarar merparten av de ränteförändringar som Riksbanken valt att göra under perioden 1997–2000 och att den ger ett samband mellan prognoserna och ränteförändringarna som har godtagbara statistiska egenskaper;
- att det skattade sambandet visar att inflationsprognoserna och ränteförändringarna är positivt relaterade till varandra (dvs. Riksbanken höjer reporäntan när inflationsprognosen höjs och sänker reporäntan när inflationsprognosen sänks);

²⁶ För en utförligare diskussion av olika problem med att använda den enkla handlingsregeln se appendix 3.

²⁷ Tillvägagångssättet och andra beräkningsdetaljer beskrivs i appendix 3.

- och att sambandet innebär att förändringen av räntan på lång sikt är tillräckligt stor för att påverka den förväntade reala reporäntan och därmed kunna väntas ge en effekt på inflationen.²⁸

Vad beträffar det första kriteriet – den skattade handlingsregelns förmåga att förklara ränteförändringarna och dess statistiska egenskaper – kan konstateras att den statistiska analysen tyder på att Riksbanken under de aktuella åren följt sin enkla handlingsregel ganska väl. Skattningen förklarar ca $\frac{3}{4}$ av de förändringar av reporäntan som gjorts. Sambandets statistiska egenskaper visar sig också vara goda. Ingetdera utvärderingstestet som använts förkastar antagandet att det skattade sambandet ger en bra beskrivning av reporäntans utveckling.

Att en skattning av detta slag inte kan förklara *samtliga* ränteförändringar som Riksbanken valt att göra betyder inte att den är olämplig för att analysera sambandet mellan Riksbankens prognoser och ränteförändringar. De förändringar av räntan som inte kan förklaras av det skattade sambandet benämns i den vetenskapliga litteraturen *penningpolitiska chocker*. Dessa är alltså ränteförändringar som inte följer det normala, genomsnittliga, sambandet mellan prognoserna och räntan. Sådana ränteförändringar kan vara motiverade t.ex. om beslutsfattarna, i en specifik situation, anser sig besitta någon form av särskild information eller kunskap som inte fångas av inflationsprognosen men som, om den utnyttjas i penningpolitiken, ändå kan leda till en förbättrad måluppfyllelse. Förekomsten av för många ränteförändringar av detta slag riskerar dock att göra penningpolitiken svår att förstå och mindre transparent, och kan i förlängningen därför påverka dess trovärdighet i negativ riktning. Ett rimligt krav på en centralbank som säger sig utforma sin penningpolitik med utgångspunkt från någon typ av enkel handlingsregel är att åtminstone merparten av de ränteförändringar som görs ska gå att förstå vid en tillämpning av den angivna handlingsregeln. Av resultaten som redovisats ovan framgår att detta krav är uppfyllt i Riksbankens fall.

I figur 14 visas hur Riksbanken, enligt skattningen, i genomsnitt reagerat på en höjning av UND1X-prognosen på ett till två års sikt med 0,1 procentenheter.²⁹ Den sammanlagda effekten på reporäntan av en höjning av prognosen är till en början liten men ränteförändringen går i rätt riktning (dvs. räntan höjs när prognosen höjs). Den växer dock över tiden till följd av att förändringarna av reporäntan genomförs gradvis. När anpassningen av reporäntan genomförts fullt ut uppgår den sammanlagda höjningen till ca 0,25 procentenheter. Det innebär att den långsiktiga uppgången i reporäntan är betydligt större än uppgången i den förväntade inflationen (inflationsprognosen), vilket är en förutsättning för att penningpolitiken ska påverka den förväntade reala räntan i rätt riktning, och därmed så småningom också kunna väntas återföra inflationen till målet när en avvikelse uppstår.

²⁸ Att det är den reala, snarare än den nominella räntan som spelar roll för inflationen följer av den teoretiska standardmodellen för penningpolitikens effekter; se t.ex. Svensson (2001).

²⁹ Om alla siffror förses med minustecken erhålls istället effekterna av en sänkning av UND1X-prognosen med 0,1 procentenheter.

Sammantaget indikerar således den statistiska analysen att samtliga rimlighetskriterier för penningpolitiken är uppfyllda under undersökningsperioden. Skattningen av den enkla handlingsregeln förklarar merparten av förändringarna av reporäntan och ger ett samband mellan ränteförändringarna och prognoserna som har goda statistiska egenskaper. Detta samband visar dessutom att ränteförändringarna och inflationsprognoserna är positivt relaterade till varandra, dvs. Riksbanken höjer reporäntan när prognosen höjs och sänker reporäntan när prognosen sänks. Den långsiktiga förändringen av räntan visar sig också vara tillräckligt stor för att kunna påverka den förväntade reala räntan i rätt riktning.

Vilken inriktning av penningpolitiken blev då, enligt skattningen, följden av de (inte helt perfekta) prognoserna som Riksbanken hade till sitt förfogande? Ett sätt att besvara denna fråga är att studera skillnaden mellan den faktiska reporäntans nivå och den jämviktsnivå på reporäntan som, enligt skattningen av den enkla handlingsregeln, skulle ha gällt om inflationsutsikterna hade varit i linje med inflationsmålet och därför inga ytterligare ränteförändringar hade krävts.³⁰ Ett sådant mått kan, om det beräknas för en längre tidsperiod, bl.a. användas för att avgöra om en viss nivå på reporäntan är att betrakta som expansiv eller åtstramande. En reporänta under jämviktsnivån innebär att hushåll och företag har lättare att lånefinansiera sina konsumtions- och investeringsutgifter eftersom kostnaden att låna är lägre. Reporäntans nivå är därför expansiv i detta fall. En reporänta över jämviktsnivån innebär däremot att det är relativt dyrt att låna, vilket håller tillbaka konsumtion och investeringar. Reporäntans nivå är därför åtstramande i fallet då reporäntan överstiger jämviktsräntans nivå.³¹

Penningpolitikens inriktning under 1997–2000, uppmätt på detta sätt, visas i figur 15. Beräkningen bygger på en uppskattad jämviktsnivå för den nominella reporäntan motsvarande ca 3,75 procent. Eftersom inflationsutsikterna är i linje med inflationsmålet uppgår den reala jämviktsreporäntan till ca 1,75 procent. Av figuren framgår att skattningen indikerar att reporäntan var över sin jämviktsnivå perioden januari 1997–november 1998 och under sin jämviktsnivå perioden december 1998–december 2000. Mot slutet av perioden (februari 2000–december 2000) var reporäntans avvikelse från jämviktsnivån dock marginell. Eftersom analysen görs i termer av nominella räntor kan inga säkra slutsatser dras av detta vad beträffar penningpolitikens stramhet under perioden. Faktumet att den prognostiserade (förväntade) inflationstakten ofta är nära 2 procent gör dock troligt att resultaten vad avser räntans jämviktsavvikelser står sig också när analysen gäller den reala ränteutvecklingen.³² Med antagandet att penningpolitiken har en tidsfördröjning på ett till två år förväntade sig Riksbanken i så fall att politiken skulle ha en åtstramande effekt på ekonomin under 1998 och

³⁰ Se appendix 3 för detaljer.

³¹ Räntepolitiken påverkar i verkligheten ekonomin givetvis inte bara genom effekter på konsumtion och investeringar. Dessa effekter brukar dock vanligen betraktas som de viktigaste. Att också andra effekter förekommer spelar ingen roll för det resonemang som här förs. En annan förenkling är att det egentligen är reporäntan i *real* termer (reporäntan minus den förväntade inflationen) som är avgörande för den ekonomiska utvecklingen och därmed för penningpolitikens stramhet (se fotnot 28 och den fortsatta löpande texten).

³² Om den förväntade inflationen är lika med inflationen i jämvikt föreligger ingen skillnad mellan räntans jämviktsavvikelser i reala och nominella termer.

1999, och en expansiv effekt under 2001. Den förväntade effekten under 2000 går, i denna analys, inte att entydigt bestämma utan ytterligare precisering av hur de penningpolitiska effekterna är fördelade mellan det första och andra året.

Det bör framhållas att jämviktsräntan kan förskjutas när grundläggande förutsättningar för penningpolitiken förändras. Konsolideringen av de offentliga finanserna som genomfördes under 1990-talet torde exempelvis ha inneburit en lägre jämviktsränta än vad som annars skulle blivit fallet. Beräkningarna kan av detta skäl inte användas för att göra bedömningar av den framtida jämviktsräntans nivå.

För att ytterligare belysa i vilken utsträckning den enkla handlingsregeln är användbar som referenspunkt vid en analys av penningpolitiken har två alternativa hypoteser prövats.³³ Den första hypotesen går ut på att det är den faktiska inflationen, snarare än den prognostiserade, som varit vägledande för räntebesluten. Denna hypotes kan prövas genom att låta såväl den faktiska som den prognostiserade inflationen ingå i det skattade sambandet och sedan testa den faktiska inflationens betydelse för reporäntan, givet att också den prognostiserade inflationen beaktats. Resultaten ger inte stöd åt hypotesen att Riksbanken ägnat större uppmärksamhet åt den faktiska inflationen än åt den prognostiserade.

Den andra hypotesen går ut på att Riksbankens penningpolitik utformats asymmetriskt i meningen att inflationsavvikelser över 2 procent betraktats som mer bekymmersamma än avvikelser under 2 procent. Hypotesen kan prövas genom att generalisera det skattade sambandet så att det tillåter olika effekter på reporäntan beroende på om inflationsprognosen är över eller under 2 procent. Om skillnaden mellan dessa effekter kan säkerställas statistiskt kan man sluta sig till att det finns tecken på att Riksbanken utformat penningpolitiken asymmetriskt. Resultaten ger inte stöd åt påståendet att Riksbanken utformat sin politik asymmetriskt i meningen att den brytt sig mer om avvikelser över 2 procent än under.

Även prövningen av dessa två alternativa hypoteser indikerar alltså att skattningen av den enkla handlingsregeln ger en bra beskrivning av politiken. Betonas ska dock, som påpekats vid flera tillfällen, att beräkningarna allmänt sett är osäkra till följd av den korta observationsperioden.

De resultat som hittills redovisats berör penningpolitikens genomsnittliga utformning under de fyra åren i fråga. Trots att merparten av de ränteförändringar som gjorts kan förklaras av skattningen av den enkla handlingsregeln är det också av intresse att undersöka vilka förändringar av räntan som *inte* kan härledas från den, dvs. att studera vilka *oväntade* penningpolitiska förändringar (s.k. penningpolitiska chocker) Riksbanken valt att göra under undersökningsperioden. Även om denna typ av ränteförändringar inte dominerat i räntesättningen kan det inte uteslutas att de ibland spelat en ganska stor roll för reporäntans utveckling. Om de gjort det, är det också av intresse att studera om Riksbanken i sina inflationsrapporter givit förklaringar till dem.

I figur 16 visas den faktiska utvecklingen av reporäntan tillsammans med de ränteförändringar som erhålls från skattningen av den enkla hand-

³³ Beräkningstekniska detaljer ges i appendix 3.

lingsregeln. Figur 17 bygger på samma information men i denna figur har skillnaderna mellan den faktiska och regelbaserade reporäntan ritats in explicit i form av staplar för varje beslutstillfälle. För att underlätta tolkningen av figur 16 kan den förändring av reporäntan som gjordes mellan beslutstillfällena fjärde kvartalet 1998 och första kvartalet 1999 användas som exempel. Mellan dessa två beslutstillfällen valde Riksbanken att sänka reporäntan med 0,5 procentenheter, från 3,4 procent till 2,9 procent. Inflationsbedömningen på ett till två års sikt var dock vid detta tillfälle endast något under målet, 1,7 procent på ett års sikt respektive 1,8 procent på två års sikt. Enligt skattningen av den enkla handlingsregeln var den lämpliga räntesänkningen därför bara ca 0,1 procentenheter (från 3,4 procent till 3,3 procent). Eftersom Riksbankens räntesänkning var större än den regelbaserade räntesänkningen valde Riksbanken vid detta tillfälle att göra en *negativ* penningpolitisk chock (se också figur 17).

Figur 16 och 17 bekräftar återigen bilden att skattningen av den enkla handlingsregeln förhållandevis väl beskriver reporäntans faktiska utveckling. Chockerna är för det mesta relativt små och de positiva chockerna är till antalet ungefär lika många som de negativa. Den faktiska och regelbaserade ränteutvecklingen går heller aldrig åt motsatt håll, dvs. ränteförändringarna är kvalitativt likartade. Vid tre tillfällen har Riksbanken dock valt att avvika mer rejält från skattningen: under hösten 1998 och våren 1999 (då två ovanligt stora negativa penningpolitiska chocker gjordes) samt under våren 2000 (då en ovanligt stor positiv penningpolitisk chock gjordes). De två första avvikelserna hänger att döma av förklaringarna i inflationsrapporterna samman med den osäkerhet som uppstod i samband med den globala finansiella oron under hösten 1998. Att osäkerheten var ovanligt stor tog sig uttryck bl.a. i att flera bedömare, både svenska och utländska, vid denna tid ansåg att en risk förelåg att hela världsekonomin mer eller mindre skulle kollapsa. Till bilden hör också att kronans växelkurs utvecklades oväntat gynnsamt under våren 1999. Det är svårare att hitta förklaringar till den ovanligt stora räntehöjningen under våren 2000. Det är dock tänkbart att denna kan ha haft att göra med de stundande löneförhandlingarna och de risker för alltför höga lönelöft som dessa bedömdes kunna resultera i.

Sammanfattningsvis kan konstateras att analysen tyder på att Riksbanken följt sin enkla handlingsregel förhållandevis väl. Under de aktuella åren förklarar en statistisk skattning av den enkla handlingsregeln ca $\frac{3}{4}$ av de ränteförändringar som Riksbanken valt att göra. Vid endast tre tillfällen har Riksbanken valt att avvika mer påtagligt från denna: under hösten 1998 och våren 1999 (då ovanligt stora räntesänkningar gjordes) samt under våren 2000 (då en ovanligt stor räntehöjning gjordes). Givet de antaganden som gjorts om tidsfördröjningen i penningpolitikens effekter och de inflationsutfall som uppmätts under perioden framstår dessa avvikelser i efterhand inte heller som helt omotiverade. Analysen tyder också på att förändringarna av reporäntan för det mesta har varit rimliga (med hänsyn till de inflationsbedömningar som gjordes) och tillräckligt stora för att kunna påverka den förväntade reala räntan. Detta kan tyda på att det är prognosfel snarare än ”politikfel” som ligger bakom den något för låga inflationen under 1999 och 2000 och för höga inflationen under 2001.

Appendix

Appendix 1: Metoder för att justera inflationsprognosen baserad på oförändrad reporänta

I detta appendix görs en beskrivning av hur de korrigerade inflationsprognoserna beräknats. Då varken kortsiktsprognoserna (på ½ års sikt) eller prognoserna betingade på marknadens förväntningar om reporäntan kräver några justeringar avser beskrivningen bara prognoserna som är korrigerade med hjälp av tumregler för penningpolitikens effekter. Utgångspunkten är den tumregel som presenterats av Riksbanken i inflationsrapporten i mars 2000, s. 68: ”Effekterna på tillväxt och inflation av en given förändring av styrräntan går inte att förutsäga exakt, men grovt räknat medför en höjning av reporäntan med 1 procentenhet en dämpning av både BNP-tillväxten och inflationen mätt med UND1X på ett till två års sikt med ca 0,4 procentenheter.” Tolkningen av denna tumregel är inte given och beräkningarna inkluderar därför två alternativ (*alternativ 1* visas i figur 6 och *alternativ 2* i figur 7 och 8).

Det första alternativet tar som utgångspunkt att det bara är inflationen på två års sikt som påverkas av penningpolitiken. I detta alternativ är tidsfördröjningen alltså sådan att penningpolitiken inte hinner få någon inverkan på inflationstrycket det närmaste året. Ränteförändringar har därmed ingen betydelse för UND1X-prognosen på ett års sikt oavsett hur stor skillnaden är mellan det antagna och faktiska ränteläget. Däremot innebär en förändring av ränteläget (under det första året) att UND1X-prognosen på två års sikt påverkas. För att illustrera förfarandet studeras den prognos som gjordes i september 1998 (för UND1X-inflationen i september 2000). Prognosen för UND1X-inflationen betingad på en oförändrad reporänta motsvarande 4,1 procent uppgick vid detta tillfälle till 1,9 procent (se figur 6). I efterhand visade det sig att reporäntan de kommande året blev lägre än 4,1 procent. Den genomsnittliga reporäntan under de fyra nästföljande kvartalen uppgick till 3,8, 3,3, 2,9 respektive 2,9 procent. Den genomsnittliga faktiska reporäntan var således drygt 0,9 procentenheter lägre än den reporänta som användes i betingningen $((3,8 + 3,3 + 2,9 + 2,9)/4 = 3,2$ procent). Detta innebär att inflationsprognosen baserad på den faktiska genomsnittliga reporäntenivån blir högre än den betingade prognosen (eftersom lägre ränta innebär högre inflation). Justeringsformeln är: $0,4(4,1 - 3,2) + 1,9 = 2,25$ procent. Den justerade prognosen för UND1X-inflationen i september 2000 uppgår således till 2,25 procent (se figur 6).

Det andra alternativet ger penningpolitiken visst utrymme att påverka inflationen redan på ett års sikt. Utgångspunkten är alltså att den samlade effekten av en förändring av reporäntan med 1 procentenhet uppgår till 0,4 procentenheter men i detta alternativ är effekterna utspridda i tiden. Förfarandet illustreras återigen genom att studera prognosen som gjordes i september 1998 (där ränteantagandet som låg till grund för de betingade prognoserna var 4,1 procent). Den betingade prognosen på två års sikt (för UND1X-inflationen i september 2000) är (förstås) densamma som i exemplet ovan, 1,9 procent (se figur 8). Prognosen på ett års sikt (för inflationen i

september 1999) var 1,4 procent (se figur 7). Det antas att effekterna fördelar sig linjärt mellan åren så att effekten efter två år är dubbelt så stor som effekten efter ett år. Om vi betecknar effekten på UND1X-inflationen efter ett år med a gäller alltså $a + 2a = 0,4$ och därmed att $a = 2/15$. För korrigeringen av prognosen på ett års sikt gäller samma ränteutveckling som i alternativ 1 ovan. Vi får därmed $(2/15)(4,1 - 3,2) + 1,4 = 1,5$ procent. Den justerade ettårsprognosen för UND1X-inflationen i september 1999 är således 1,5 procent (se figur 7). Att justeringen blir något mindre än i alternativ 1 beror förstås på att $2/15 < 0,4$. Den genomsnittliga reporäntan under det fjärde kvartalet 1999 och de tre första kvartalen 2000 var 3,1, 3,5, 3,75 respektive 3,75 procent. Även denna ränteutveckling är i genomsnitt lägre än 4,1 procent och bidrar således till en högre UND1X-prognos. Formeln för att korrigera prognosen på två års sikt blir: $(4/15)(4,1 - 3,2) + (2/15)(4,1 - 3,5) + 1,9 = 2,2$ procent. Den justerade tvåårsprognosen för UND1X-inflationen i september 2000 är således 2,2 procent (se figur 8).

Appendix 2: Modellbaserade inflationsprognoser

I detta appendix ges en beskrivning av hur de modellbaserade prognoserna tagits fram. Prognoser med modeller görs för UND1X-inflationen mätt som tolv månaderstal ett och två år framåt i tiden. Modellernas prognosvariabel är således densamma som Riksbankens. Vid beräkningen av modellprognoserna har ambitionen varit att i så hög grad som möjligt återskapa den situation som Riksbanken befann sig i när den gjorde sina prognoser. Det innebär, för en specifik prognos, att inga data efter tidpunkten för den aktuella inflationsrapportens publicering används och att skattningarna genomförs med preliminära observationer för vissa av de förklarande variablerna. För att erhålla en tillräckligt lång observationsperiod för varje variabel har det i vissa fall varit nödvändigt att länka samman olika dataserier över tiden. (De exakta formlerna och data som använts för dessa beräkningar kan erhållas av Konjunkturinstitutet.) Observationsperioden börjar alltid första kvartalet 1971. Vissa av de ingående variablerna kännetecknas av säsongsmässiga variationer. För att jämna ut dessa har det s.k. ARIMA X12-filtret använts.³⁴

De modeller som skattas är s.k. VAR-modeller (Vektorautoregressionsmodeller). En VAR-modell är ett system av ekvationer med tidsförskjutna observationer av samtliga i systemet ingående variabler i högerledet. Ekvationerna

$$y_t = a + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_k y_{t-k} + b_1 x_{t-1} + b_2 x_{t-2} + \dots + b_k x_{t-k} + e_t^y,$$

$$x_t = c + c_1 y_{t-1} + c_2 y_{t-2} + \dots + c_k y_{t-k} + d_1 x_{t-1} + d_2 x_{t-2} + \dots + d_k x_{t-k} + e_t^x,$$

bildar tillsammans en VAR(k)-modell med två endogena variabler (en s.k. bivariat modell). Givet en viss s.k. laglängd k kan ekvationerna skattas genom att minimera residualkvadratsummorna för e_t^y och e_t^x .

VAR-modeller har fördelen att alla ingående variabler är endogena vilket gör det möjligt att beräkna prognoser på längre sikt (flera kvartal framåt i tiden) utan att känna till utfallet för de förklarande variablerna. Modellerna har i olika utvärderingar också visat sig fungera ganska bra för att göra prognoser (i jämförelse med många andra vanliga prognosmodeller, t.ex. s.k. ARIMA-modeller eller varianter av dessa).

Prognoslitteraturen tyder på att de i modellen ingående relationerna bör användas i s.k. stationär form.³⁵ Ett vanligt förekommande förfarande är då att beräkna differenser för logaritmiskt transformerade data. Om exempelvis y är tidsserien för BNP beräknas:

$$\log(y_t) - \log(y_{t-1}),$$

³⁴ Säsongrensningarna har gjorts i programpaketet PcGive utan att ändra procedurernas grundinställning.

³⁵ Förenklat uttryckt är en variabel stationär om den inte innehåller någon tidsmässig trend.

där $\log(y)$ betyder att (den naturliga) logaritmen för BNP-serien beräknas. En fördel med att transformera data på detta sätt är att den transformerade serien kan ges en explicit tolkning i ekonomiska termer, nämligen som (den ungefärliga) tillväxten i y (mellan perioderna t och $t - 1$). Om y alltså är BNP ger transformationen (approximativt) den kvartalsvisa ökningen i BNP. Det ska understrykas att inte alla variabler måste transformeras på detta sätt för att uppvisa stationaritet. Olika räntor, arbetslöshet och cykliska variabler är exempel på variabler som normalt inte måste transformeras.

De 14 variablerna som används är: UND1X-inflationen, tillväxten i antalet arbetade timmar (SR), BNP-tillväxten (SR), den reala importtillväxten (SR), tillväxten i hushållens konsumtion (SR), arbetslösheten (SR), BNP-gapet (SR), tillväxten i timlönen (SR), reporäntan, den tioåriga statsobligationsräntan, tremånadersräntan på en statsskuldsväxel, tillväxten i oljepriset, tillväxten i den TCW-vägda växelkursen samt tillväxten i importpriset. Beteckningen SR indikerar att variablerna har säsongrensats. De exakta källorna för dataserierna finns beskrivna i appendix 4. Variabler i tillväxtform har beräknats genom att bilda differenser för logaritmiska data i nivåer enligt ovan. BNP-gapet har beräknats genom att filtrera faktisk BNP (säsongrensad logaritmisk nivå) med ett s.k. HP-filter (utjämningsparameter 1600).³⁶ För att undvika det s.k. slutpunktsproblemet i HP-filtreringen har tidsserien för faktisk BNP förlängts med en kvartalsfördelning av de BNP-prognoser som publicerats i respektive inflationsrapport.³⁷

När databaserna ställs samman för respektive kvartal måste beaktas att tidsfördröjningen i publiceringen av data varierar beroende på vilken variabel man har att göra med. För vissa variabler finns praktiskt taget ingen tidsfördröjning alls medan den är betydande för andra (t.ex. för Nationalräkenskaperna). Eftersom den statistiska modellen kräver att indataserierna är lika långa för alla variabler som ingår har den längsta tidsfördröjningen fått bli bestämmande för hur databaserna uppdateras. Detta innebär att Riksbankens prognoser har en viss "informationsfördel" jämfört med de modellbaserade prognoserna eftersom viss känd information inte utnyttjas i modellerna.³⁸

Sammanställningen nedan visar för varje databas hur långt fram i tiden dataserierna uppdaterats. Av jämförelseskäl anges också för varje kvartal datumet då Riksbanken publicerade sin inflationsrapport.

³⁶ HP-filtret genererar en flexibel trendkomponent genom anpassning av ett glidande medelvärde. Genom att välja ett värde på en viss utjämningsparameter kan man styra hur pass variabel trenden ska vara: ett högt värde för denna parameter innebär att trenden nästan blir linjär, medan ett lågt värde innebär att trenden och variabeln nästan sammanfaller. BNP-gapet beräknas som skillnaden mellan faktisk BNP och den erhållna trenden.

³⁷ Slutpunktsproblemet beror på att filtret (som normalt bygger på ett dubbelsidigt glidande medelvärde) blir enkelsidigt i slutet av en observationsperiod (eftersom det inte finns några observationer efter den sista observationen). Detta kan leda till oönskat stora variationer i den skattade trendens slutvärden. Genom att förlänga serien som ska filtreras med prognoser görs filtret dubbelsidigt även i slutet av observationsperioden.

³⁸ I fyra fall har en "naiv" uppdatering av tillväxten i timlönen gjorts. Denna uppdatering använder sig av det aktuella medelvärdet för tillväxten i lönesumman. Fallen är markerade med en stjärna i sammanställningen.

<i>Kvartal</i>	<i>Uppdaterad t.o.m.</i>	<i>Publicering av IR</i>
1997q1	1996q4	1997-03-20
1997q2	1996q4	1997-06-05
1997q3	1997q1*	1997-09-23
1997q4	1997q2*	1997-12-09
1998q1	1997q3*	1998-03-03
1998q2	1997q4	1998-06-04
1998q3	1998q1*	1998-09-28
1998q4	1998q2	1998-12-03
1999q1	1998q4	1999-03-16
1999q2	1998q4	1999-06-03
1999q3	1999q2	1999-10-06
1999q4	1999q2	1999-12-09
2000q1	1999q4	2000-03-23
2000q2	1999q4	2000-06-08
2000q3	2000q2	2000-10-10
2000q4	2000q2	2000-12-07

De förklarande variablerna (alla variabler utom inflationen) kan grupperas beroende på om de är nominella eller reala. Gruppen med nominella variabler utgörs av följande sju variabler: timlöneökningen, reporäntan, den långa marknadsräntan, den korta marknadsräntan, oljepristillväxten, växelkursstillväxten och importpristillväxten. Gruppen med reala variabler består av följande sex variabler: tillväxten i antalet arbetade timmar, BNP-tillväxten, importtillväxten, konsumtionstillväxten, arbetslösheten och BNP-gapet.

Modeller har skattats för tre olika gruppindelningar av de förklarande variablerna: (1) endast nominella, (2) endast reala, (3) både nominella och reala. Varje modell som skattas består alltså av inflationen (prognosvariabeln) samt ett visst antal variabler ur grupperna (1), (2) eller (3). Det första steget i analysen utgörs av att bestämma den maximala laglängden som tillåts i VAR-modellerna. Eftersom data är i form av kvartalsvisa observationer förefaller $k = 4$ vara ett rimligt val. Givet detta val skattas alla tänkbara kombinationer av modeller inom varje grupp för $k \leq 4$. I denna analys används samma effektiva observationsperiod för varje modell (eftersom ytterligare en observation ”tappas” som en följd av differenstransformering börjar observationsperioden för varje modell, givet den maximala laglängden $k = 4$, andra kvartalet 1972). Det totala antalet modeller som skattas inom respektive grupp blir: 508 för nominella variabler, 252 för reala vari-

abler och 32 764 för nominella och reala variabler.³⁹ För varje möjlig kombination av de förklarande variablerna väljs sedan den optimala laglängden genom minimering av det s.k. BIC-kriteriet.⁴⁰ Detta ger 127 optimala modeller för nominella variabler, 63 optimala modeller för reala variabler och 8 191 optimala modeller för nominella och reala variabler. Dessa modeller skattas sedan om för den längsta möjliga effektiva observationsperioden. Den slutliga prognosmodellen i varje grupp bestäms sedan genom att på nytt minimera BIC-kriteriet.

Med ovanstående förfarande bestäms alltså tre VAR-modeller för vart och ett av kvartalen 1997q1–2000q4. Varje modell består av en ekvation för UND1X-inflationen och ett visst antal ekvationer (minst en) för de förklarande variablerna ur respektive grupp. De förklarande variablerna som väljs är:

<i>Kvartal</i>	<i>Nominell</i>	<i>Real</i>	<i>Real och nominell</i>
1997q1	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1997q2	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1997q3	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1997q4	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1998q1	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1998q2	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1998q3	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1998q4	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1999q1	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1999q2	w, p_{imp}	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1999q3	w, p_{imp}	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
1999q4	w, p_{imp}	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
2000q1	w, p_{imp}	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
2000q2	w, p_{imp}	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
2000q3	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}
2000q4	w	u	u, p_o, v_{xl}, p_{imp}

³⁹ Antalet kombinationsmöjligheter för respektive grupp kan beräknas med följande formel: $\sum_{r=1}^n n! / [(n-r)! r!]$, är n är det totala antalet variabler i respektive grupp (7, 6 eller 13) och r antalet variabler i VAR-modellen. Formeln ger 127 kombinationsmöjligheter för $n = 7$, 63 för $n = 6$ och 8 191 för $n = 13$. Eftersom $k \leq 4$ fås det totala antalet skattade modeller genom att multiplicera dessa siffror med 4.

⁴⁰ BIC-kriteriet är: $BIC = T \log(s^2) + m \log(T)$, där T är det totala antalet observationer, s standardavvikelsen (spridningen) för residualen och m det totala antalet skattade koefficienter. Ju lägre BIC-värdet är, desto bättre är modellen. Eftersom BIC-värdet är växande i s och m "bestraffar" kriteriet modeller med många skattade koefficienter och/eller stor residualspridning. Samtliga modellval görs genom att minimera BIC-kriteriet för inflationsekvationen.

I denna sammanställning betecknar w lönetillväxten, u arbetslösheten, p_{imp} importprisets tillväxt, p_o oljeprisets ökning och vxl växelkursens tillväxt.

Det kan konstateras att förfarandet leder till att det alltid är samma uppsättning förklarande variabler som ingår i modellerna med reala variabler och dem med både reala och nominella variabler. I modellerna med nominella variabler ingår alltid lönetillväxten men ibland också importprisets tillväxt (i fem fall).

Appendix 3: Skattning av Riksbankens enkla handlingsregel

Detta appendix ger en beskrivning av hur den enkla handlingsregeln skattats. Utgångspunkten är att utformningen av penningpolitiken baseras på en bedömning av inflationen ett till två år framåt i tiden. Inflationsbedömningen är den som görs under antagande om oförändrad reporänta. Tanken bakom den enkla handlingsregeln är klar: Om inflationsutsikterna tyder på att inflationen kommer att avvika från målet när reporäntenivån inte förändras så måste en annan nivå för räntan väljas. Om prognosen överstiger 2 procent måste reporäntan höjas och om prognosen understiger 2 procent måste reporäntan sänkas.

Riksbanken har vid flera tillfällen betonat att den enkla handlingsregeln inte kan användas på ett mekaniskt sätt och att inflationsutvecklingen såväl under det närmaste året som under tiden bortom det andra året spelar viss roll. Den har dessutom gradvis utvecklat sin syn på hur inflationsmålsstyrningen bör gå till. Till bilden hör förändringar i sättet att mäta inflationen och göra prognoser för den, liksom en successiv utveckling av tankeramen för hur bedömningar av inflationen ska inverka på räntesättningen. Detta innebär att en skattning av den enkla handlingsregeln måste baseras på vissa förenklande antaganden.

Trots problemen är det nödvändigt att i en utvärdering av föreliggande slag använda sig av någon form av handfast referenspunkt för hur prognoserna och ränteförändringarna är relaterade till varandra. För den enkla handlingsregeln talar att Riksbanken sedan åtminstone inflationsrapporten i mars 1998 explicit har hänvisat till denna i sin diskussion av penningpolitiken (se denna, s. 31). Formuleringarna i rapporten tyder också på att den haft betydelse redan en tid före detta beslutstillfälle. I en av Riksbanken nyligen utgiven forskningsrapport visas dessutom att skattningsresultaten är robusta i bemärkelsen att slutsatserna vad beträffar penningpolitikens utformning inte påverkas nämnvärt när rimliga förändringar i specifikationen av regeln görs (se Jansson och Vredin, 2001).

För att kunna skatta den enkla handlingsregeln måste bl.a. bestämmas hur reporäntan ska mätas. Frågan är vilken reporänta som ska relateras till de givna prognoserna. En möjlighet är att välja den reporäntenivån som annonserades just den dagen då prognoserna publicerades. Men detta skulle innebära att ränteförändringar som görs några dagar eller veckor efter det att prognosen publiceras inte beaktas. Det är troligt att åtminstone vissa av dessa förändringar är gjorda som en följd av prognosen. Mot att använda sig av räntan vid publiceringsdagen talar också att Riksbanken förstås har vetskap om en prognos en tid innan den publiceras.

En annan möjlighet är att mäta räntan den sista dagen det aktuella kvartalet. Detta förfarande får dock till följd att ett tämligen slumpmässigt förhållande mellan de publicerade prognoserna och räntebesluten uppstår. Inflationsrapporterna för det andra och fjärde kvartalet publicerades under perioden alltid i början av den sista månaden det aktuella kvartalet. Rapporten för det första kvartalet publicerades däremot mer utspritt under kvartalets sista månad. Rapporten för det tredje kvartalet publicerades antingen i slutet av september eller i början av oktober.

En tredje möjlighet är att, enligt något kriterium, göra en indelning av varje tidsperiod mellan två rapporter och hänföra ränteförändringarna under periodens första del till den senast publicerade rapporten och ränteförändringarna under periodens andra del till den nästkommande, ännu ej publicerade, rapporten. Detta sätt att mäta räntan har fördelen att det skapar ett regelbundet förhållande mellan prognoserna och räntebesluten, och att såväl vissa ränteförändringar efter som före prognosens publiceringsdag beaktas.⁴¹

Det förfarande som här tillämpats går ut på att varje tidsperiod mellan två rapporter delas in i två lika långa delperioder. Alla ränteförändringar som genomförs före tidsperiodernas ”mediandag” tillskrivs på detta sätt den senast publicerade prognosen medan förändringar som genomförs efter denna dag tillskrivs den nästkommande, ännu ej publicerade, prognosen.⁴² Följande sammanställning visar de valda observationstillfällena för reporäntan och prognosernas publiceringsdag:

<i>Kvartal</i>	<i>Ränteobservation</i>	<i>Publicering av IR</i>
1997q1	1997-04-28	1997-03-20
1997q2	1997-07-31	1997-06-05
1997q3	1997-10-31	1997-09-23
1997q4	1998-01-23	1997-12-09
1998q1	1998-04-17	1998-03-03
1998q2	1998-08-03	1998-06-04
1998q3	1998-10-30	1998-09-28
1998q4	1999-01-27	1998-12-03
1999q1	1999-04-26	1999-03-16
1999q2	1999-08-05	1999-06-03
1999q3	1999-11-08	1999-10-06
1999q4	2000-02-02	1999-12-09
2000q1	2000-05-03	2000-03-23
2000q2	2000-08-10	2000-06-08
2000q3	2000-11-08	2000-10-10
2000q4	2001-02-02	2000-12-07

De observationer som ligger till grund för skattningen av den enkla handlingsregeln är således reporäntans nivå och Riksbankens prognoser för

⁴¹ Det är också möjligt att använda sig av något genomsnitt av reporäntan under en viss period. Det leder dock till att den använda ränteserien speglar räntenivåer som aldrig i verkligheten realiserats.

⁴² Jansson och Vredin (2001) använder sig av ett snarlikt förfarande.

UND1X-inflationen (betingade på oförändrad reporänta) på ett till två års sikt vid de 16 tidpunkterna som redovisas ovan. För att göra observationsperioden så lång som möjligt har såväl prognoserna på ett års sikt under 1997 (gjorda för inflationen 1998) som prognoserna på två års sikt under 2000 (gjorda för inflationen 2002) inkluderats i analysen. Skattningsresultatet är:

$$r_t = 0,772 + 0,795 r_{t-1} + 0,527(\pi_{t,1-2}^P - 2) + e_t,$$

(1,489)
(5,762)
(2,052)

där r_t betecknar reporäntan, $\pi_{t,1-2}^P$ prognoserna för UND1X-inflationen på ett till två års sikt och e_t skattningens s.k. residual (restpost).⁴³ Siffrorna som redovisas inom parentes är s.k. t -värden. Dessa visar på vilken nivå koefficientskattningarnas värden är statistiskt säkerställda. Ett t -värde större än 2 eller mindre än -2 innebär att koefficientskattningens värde är statistiskt säkerställt (signifikant) med 95 procents sannolikhet.

Inflationsprognosen på ett till två års sikt utgörs av genomsnittet av prognoserna på ett och två års sikt. Att använda sig av ett medelvärde innebär att prognosen på ett års sikt ges samma betydelse för penningpolitiken som prognosen på två års sikt. Ett alternativ är att inkludera prognoserna på ett och två års sikt var för sig men det skulle troligtvis resultera i problem till följd av s.k. multikollinearitet (eftersom de bägge prognoserna är korrelerade med varandra). Det skulle också innebära att antalet frihetsgrader i skattningen minskar, eftersom sambandet mellan räntan och prognoserna då utvidgas till att omfatta ytterligare en förklarande variabel. Såväl multikollinearitet som ett minskat antal frihetsgrader försvårar bestämmandet av koefficientskattningarnas signifikans.

I skattningen har också inkluderats en effekt av reporäntan i föregående period. Bakgrunden till denna effekt är att penningpolitik i praktiken ofta kännetecknas av s.k. ränteutjämning ("interest rate smoothing"). En tänkbar förklaring till uppkomsten av ränteutjämning är att centralbanker, utöver ambitionen att vilja stabilisera inflationen, också bryr sig om ekonomins reala och/eller finansiella stabilitet, och därför genomför sin politik gradvis.

Hur väl beskriver då skattningen den förda penningpolitiken under perioden? Ett mått på detta ges av den s.k. förklaringsgraden (R^2), som – enkelt uttryckt – anger den andel av reporäntans förändringar som kan förklaras av det skattade sambandet. Ett annat sätt att utvärdera skattningen är att genomföra olika statistiska test på residualen. En god skattning kännetecknas av att residualen är helt slumpmässig och osystematisk. Några vanliga test som brukar användas är test för s.k. autokorrelation (ger svar på frågan om residualen utvecklas slumpmässigt över tiden), test för s.k. ARCH-effekter och heteroskedasticitet (ger svar på frågan om residualens spridning är konstant) samt test för s.k. normalitet (ger svar på frågan

⁴³ Skattningsmetoden är att minimera residualkvadratsumman. Det kan visas att denna skattningsmetod fungerar bra för att skatta regler av detta slag, förutsatt att prognoserna är betingade på reporäntan i föregående period. Skillnaden mellan Riksbankens faktiska betingningsränta och räntan som används för r_{t-1} (se den fortsatta löpande texten) är marginell.

om residualen kan betraktas som genererad av en normalfördelning). I utvärderingen har samtliga av dessa test använts.⁴⁴

Koefficientvärdena i skattningen av den enkla handlingsregeln ger vägledning om hur prognoserna i genomsnitt påverkat ränteutvecklingen under perioden 1997–2000. Eftersom Riksbanken bedriver penningpolitiken med ett betydande inslag av ränteutjämning justeras räntan gradvis när inflationsprognosen förändras. Enligt skattningen kan en höjning (sänkning) av UND1X-prognosen på ett till två års sikt (definierad på ovanstående sätt) med 0,1 procentenheter väntas leda till att reporäntan omedelbart justeras upp (ned) med ca 0,05 procentenheter. Ränteutjämningen innebär dock att reporäntan är kvar på en högre (lägre) nivå även nästföljande period. Den sammanlagda höjningen (sänkningen) av reporäntan erhålls enligt följande formel: $(1/10)(0,527/(1 - 0,795)) = 0,25$ procentenheter. När anpassningen av reporäntan genomförts fullt ut uppgår den sammanlagda höjningen (sänkningen) alltså till ca 0,25 procentenheter.

Skattningarna kan även användas för att beräkna mått på den nominella och reala jämviktsräntans nivå under perioden 1997–2000. Jämviktsnivån för reporäntan i nominella termer erhålls genom att, från skattningen, beräkna räntans nivå i tidlös jämvikt. En sådan kännetecknas av att inflationsmålet är uppfyllt och att räntan är densamma varje period. Formeln för den nominella jämviktsreporäntan är: $0,772/(1 - 0,795) = 3,75$ procent. Den reala jämviktsräntan blir därmed: $3,75 - 2 = 1,75$ procent.

Eftersom dessa jämviktsräntor bygger på hur Riksbanken valt att utforma penningpolitiken med hänsyn till inflationsutsikterna speglar de den *uppfattning* som Riksbanken hade om den rådande jämvikten under perioden 1997–2000. Riksbanken har således fullständig kontroll över jämviktsräntan och kan också ändra den genom att välja att utforma penningpolitiken på ett annat sätt (t.ex. genom att välja en annan grad av ränteutjämning).

Vissa bedömare har hävdats att Riksbankens penningpolitik i alltför hög grad varit utformad med hänsyn till den faktiska inflationen (snarare än den prognostiserade). Det har också hävdats att Riksbanken betraktat avvikelser över 2-procentmålet för inflationen som mer bekymmersamma än avvikelser under detta mål. Bägge dessa hypoteser kan testas genom att generalisera det skattade sambandet för den enkla handlingsregeln. Huruvida den faktiska inflationen är viktigare än den prognostiserade kan undersökas genom att inkludera den faktiska inflationen som ytterligare en förklarande variabel i skattningen. Detta har gjorts genom att vid varje observationstillfälle för reporäntan inkludera det senast kända utfallet för UND1X-inflationen och sedan testa denna tidseries signifikans i sambandet (denna hypotes betecknas A i sammanställningen nedan). Hypotesen att Riksbanken agerat asymmetriskt kan testas genom att tillåta olika effekter på reporäntan beroende på om inflationsprognosen är över eller under 2 procent (denna hypotes betecknas B i sammanställningen nedan).⁴⁵ Resultaten är:

⁴⁴ Beräkningsdetaljer kan erhållas av Konjunkturinstitutet.

⁴⁵ Detta görs genom att generera en ny förklarande variabel, $D_i \pi_{t-2}^p$. D_i är en s.k. indikatorfunktion med egenskapen att den antar värdet 1 när π_{t-2}^p är över 2 procent och 0 i annat fall.

<i>Hypotes</i>	<i>Koefficientskattning</i>	<i>t-värde</i>	<i>Testbeslut</i>
A	0,238	0,797	Ej signifikant
B	-0,423	-0,296	Ej signifikant

Betonas ska dock att skattningarna allmänt sett är osäkra till följd av den korta undersökningsperioden. Detta gör att resultaten måste tolkas försiktigt.

Skattningen av den enkla handlingsregeln ger, som ovan påpekats, information för att bedöma om penningpolitiken i genomsnitt varit upplagd på ett rimligt sätt. Av intresse är också att undersöka om Riksbanken vid något tillfälle valt att ändra räntan på ett ovanligt sätt (mer eller mindre än vad skattningen föreskriver). Detta fångas av den del av det skattade sambandet som inte speglar penningpolitikens systematiska komponent, dvs. residualen. Residualens värden kan alltså tolkas som penningpolitiska överraskningar (chocker). Från skattningen ovan kan dessa skrivas:

$$e_t = r_t - \hat{r}_t, \text{ där } \hat{r}_t = 0,772 + 0,795r_{t-1} + 0,527(\pi_{t,t-2}^p - 2).$$

Det förtjänar att påpekas att varken \hat{r}_t eller e_t är meningsfulla i perspektivet av över tiden sammanhängande tidsserier. Skälet är att såväl prognoserna som ränteutjämnningen bygger på den faktiska reporäntans utveckling, vilket gör tidsserierna för \hat{r}_t och e_t tidsinkonsistenta. Av denna anledning är diagrammen som visar de penningpolitiska chockerna ritade utan att binda samman observationerna över tiden (se figurerna 16 och 17).

Om variabeln visar sig förklara reporänteförändringarna på ett signifikant sätt (t -värdet är större än 2 eller mindre än -2) kan man dra slutsatsen att det finns tecken på att Riksbanken agerat asymmetriskt.

Appendix 4: Data

I detta appendix beskrivs källorna för de data som utnyttjas i rapporten.

1. Data från Riksbanken

Data från Riksbanken är genomgående officiella siffror publicerade i Riksbankens inflationsrapporter.

Variablerna och källorna är:

- UND1X- och KPI-prognoser på ½, 1 och 2 års sikt i det s.k. huvudsce-
nariot, betingade på oförändrad reporänta. Prognoserna avser perioden
1998–2002 och är gjorda under åren 1997–2000.⁴⁶ Källor: inflationsrap-
porten i mars 1999, tabell 3; inflationsrapporten i juni 1999, diagram
46, 47, 49; inflationsrapporten i oktober 1999, diagram 49; inflations-
rapporten i december 1999, diagram 46; inflationsrapporten i mars
2000, diagram 48, A3; inflationsrapporten i juni 2000, diagram 51; in-
flationsrapporten i oktober 2000, diagram 52; inflationsrapporten i de-
cember 2000, diagram 52; inflationsrapporten i mars 2001, diagram 48,
tabell A1; inflationsrapporten i maj 2001, diagram 5.
- UND1X- och KPI-prognoser på 1 och 2 års sikt, riskjusterade och be-
tingade på oförändrad reporänta. Källor: inflationsrapporten i septem-
ber 1998, siffror i text; inflationsrapporten i juni 1999, siffror i text; in-
flationsrapporten i december 1999, tabell 11; inflationsrapporten i mars
2000, tabell 11; inflationsrapporten i juni 2000, tabell 11; inflationsrap-
porten i oktober 2000, tabell 10; inflationsrapporten i december 2000,
tabell 10.
- UND1X- och KPI-prognoser betingade på marknadens förväntningar
om reporäntan. Källor: inflationsrapporten i oktober 1999, ruta s. 48;
inflationsrapporten i december 1999, ruta s. 69; inflationsrapporten i
mars 2000, ruta s. 60; inflationsrapporten i juni 2000, ruta s. 53; in-
flationsrapporten i oktober 2000, ruta s. 71; inflationsrapporten i decem-
ber 2000, ruta s. 71.

2. Data för andra prognosmakares inflationsprognoser

Andra prognosmakares inflationsbedömningar omfattar prognoser för
UND1X och KPI i form av både tolv månaderstal i december och årsge-
nomsnitt för de närmaste två åren. Prognoserna avser perioden 1999–2001
och är gjorda under åren 1997–2000. De prognoser som används i rappor-
ten är medelvärden av följande organisationers prognoser: Konjunkturin-
stitutet, Handelsbanken, Skandinaviska Enskilda Banken (SEB), Förenings-
sparbanken, Finansdepartementet, Nordbanken, Handelns Utredningsin-

⁴⁶ Prognoser för inflationen 1998 och 2002 används enbart vid skattning av Riksbankens enkla
handlingsregel (se appendix 3).

stitut (HUI) och Industriförbundet.⁴⁷ Data har erhållits från respektive organisation.

3. Data för makrovariabler (se även appendix 2)

Data för makrovariabler används i denna rapport dels för vissa ekonometrisk skattningar (prognosmodeller och enkel handlingsregel för penningpolitiken), dels för analyser av prognosfel för (olika mått på) inflationen. Modellprognoserna bygger på ”realtidsdatabaser” som konstruerats för vart och ett av kvartalen under perioden 1997–2000 (se appendix 2). I all övrig analys med makrovariabler används de senast tillgängliga utfallen för samtliga variabler (inklusive eventuella revideringar bakåt i tiden). Hur vissa av variablerna bearbetats beskrivs i appendix 2.

De bakomliggande serierna och deras källor är:

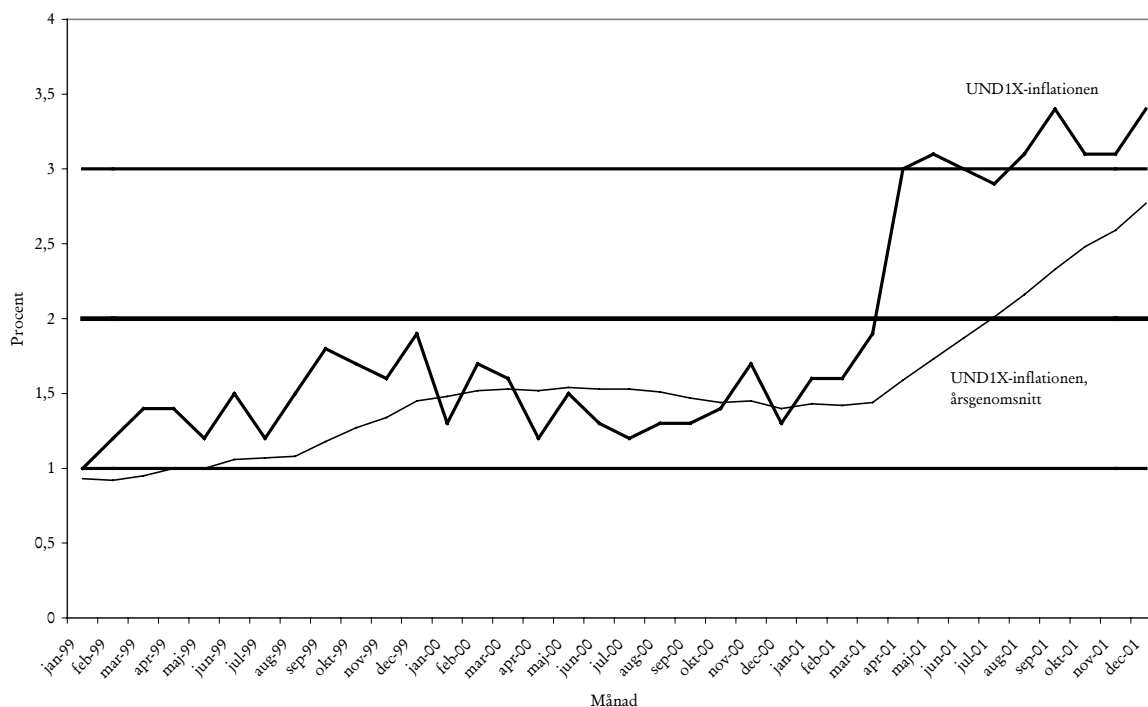
- UND1X-inflationen, tolv månaderstal 1971–2001 och årsgenomsnitt 1999–2001. Källa: SCB.
- KPI-inflationen, tolv månaderstal och årsgenomsnitt 1999–2001. Källa: SCB.
- Reporäntan, effektiv 1992–2001 och annonserad 1997–2001 (dagsnoteringar). Källa: Riksbanken. I de fall data över styrräntan använts före fjärde kvartalet 1992 har approximationer gjorts med diskontot (1971–1986) och marginalräntan (1987–1992). Källa: Riksbanken.
- Kortränta (tre månader), kvartalsgenomsnitt 1971–2001. Källa: IMF Financial Statistics. Under perioden 1984–2001 avser denna ränta en tremånaders statsskuldväxel (enkel årsränta).
- Långränta (tio år), kvartalsgenomsnitt 1971–2001. Källor: OECD DATABASE och Riksbanken (1986–2001). Under perioden 1987–2001 avser denna ränta en tioårig statsobligation (”yield to maturity”).
- Oljepris (pris / fat i USD för Brent (Nordsjö) olja), kvartalsgenomsnitt 1971–2001. Källa: International Petroleum Exchange.
- Växelkurs (TCW-vägd), kvartalsgenomsnitt 1971–2001. Källor: KI (1971–1980) och Riksbanken. Under perioden 1971–1980 (andra kvartalet) används Konjunkturinstitutets konkurrentvägda växelkursindex. Detta index har länkats samman med Riksbankens.
- Importpris, kvartalsgenomsnitt 1971–2001. Källa: IMF Financial Statistics.
- Importpris för bearbetade varor, kvartalsgenomsnitt 1999–2001. Källa: SCB.
- Hemmamarknadspris, kvartalsgenomsnitt 1999–2001. Källa: SCB.

⁴⁷ För vissa organisationer och mått på inflationen saknas observationer. I dessa fall har medelvärdet beräknats på basis av ett reducerat antal observationer.

- Arbetslöshet (öppen relativ arbetslöshet 16–64 år), kvartalsgenomsnitt 1971–2001. Källor: SCB och KI.
- Lönesumma inklusive kollektiva avgifter (löpande priser) 1971–2001. Källa: SCB.
- Antalet arbetade timmar (dagkorrigerat) 1971–2001. Källa: SCB.
- BNP (marknadspris, fasta priser) 1971–2001. Källa: SCB.
- Import av varor och tjänster (fasta priser) 1971–2001. Källa: SCB.
- Privat konsumtion inklusive ideella organisationer (fasta priser) 1971–2001. Källa: SCB.

Figurer

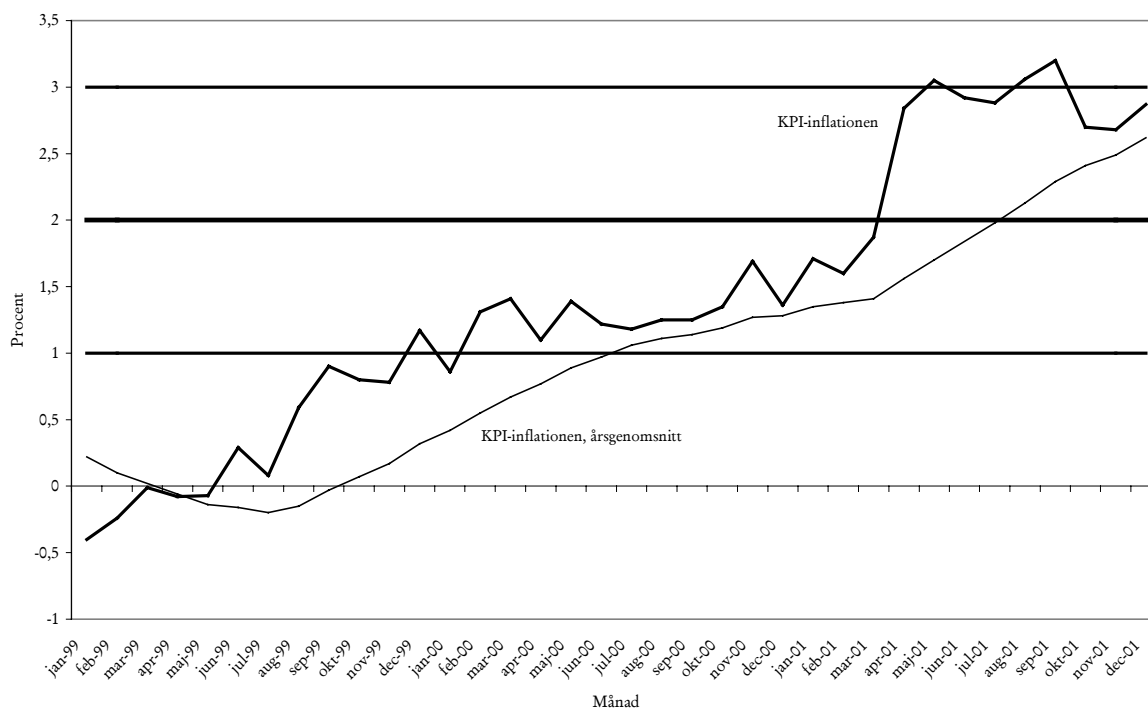
Figur 1. Inflationsutvecklingen: UND1X



Anm. UND1X-inflationen mäts som s.k. tolv månaderstal. UND1X-inflationens årsgenomsnitt är medelvärdet av de 12 senaste tolv månaderstalen. De horisontella linjerna anger den målsatta inflationsnivån (2 procent) samt målets övre respektive undre toleransnivå (3 respektive 1 procent).

Källa: SCB.

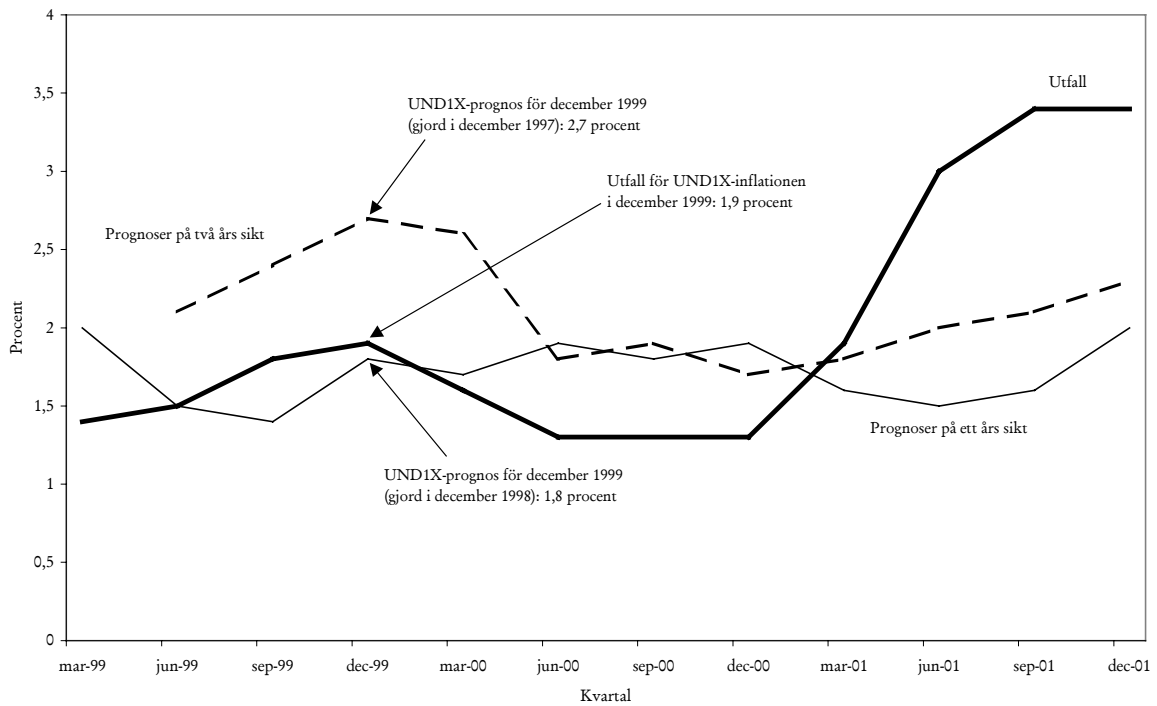
Figur 2. Inflationsutvecklingen: KPI



Anm. KPI-inflationen mäts som s.k. tolv månaderstal. KPI-inflationens årsgenomsnitt är medelvärdet av de 12 senaste tolv månaderstalen. De horisontella linjerna anger den målsatta inflationsnivån (2 procent) samt målets övre respektive undre toleransnivå (3 respektive 1 procent).

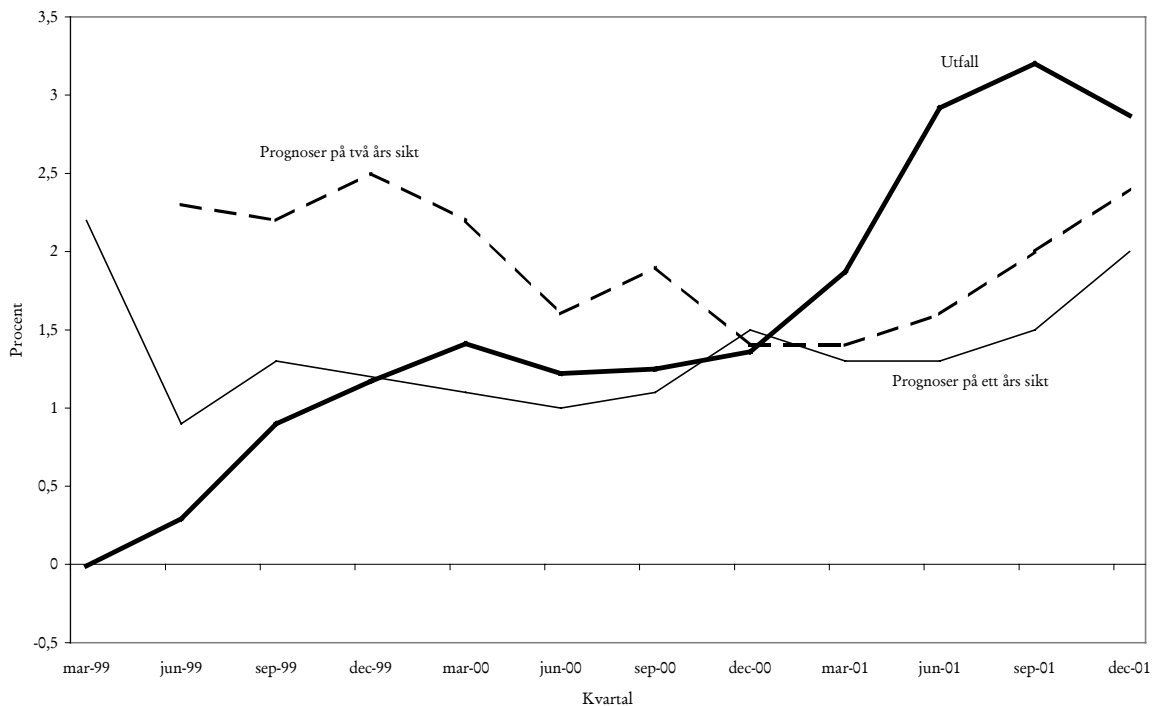
Källa: SCB.

Figur 3. UND1X-prognoser betingade på oförändrad reporänta



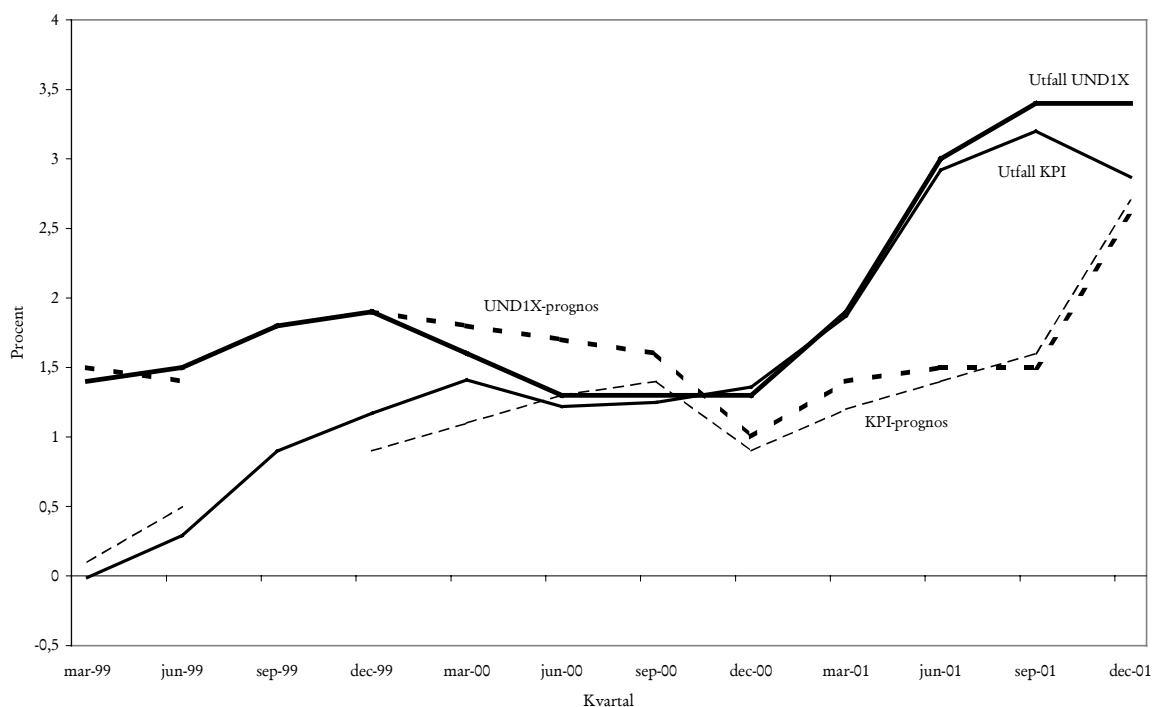
Anm. Prognoserna är s.k. tolv månaderstal på ett respektive två års sikt.
Källor: SCB och Riksbanken.

Figur 4. KPI-prognoser betingade på oförändrad reporänta



Anm. Prognoserna är s.k. tolv månaderstal på ett respektive två års sikt.
Källor: SCB och Riksbanken.

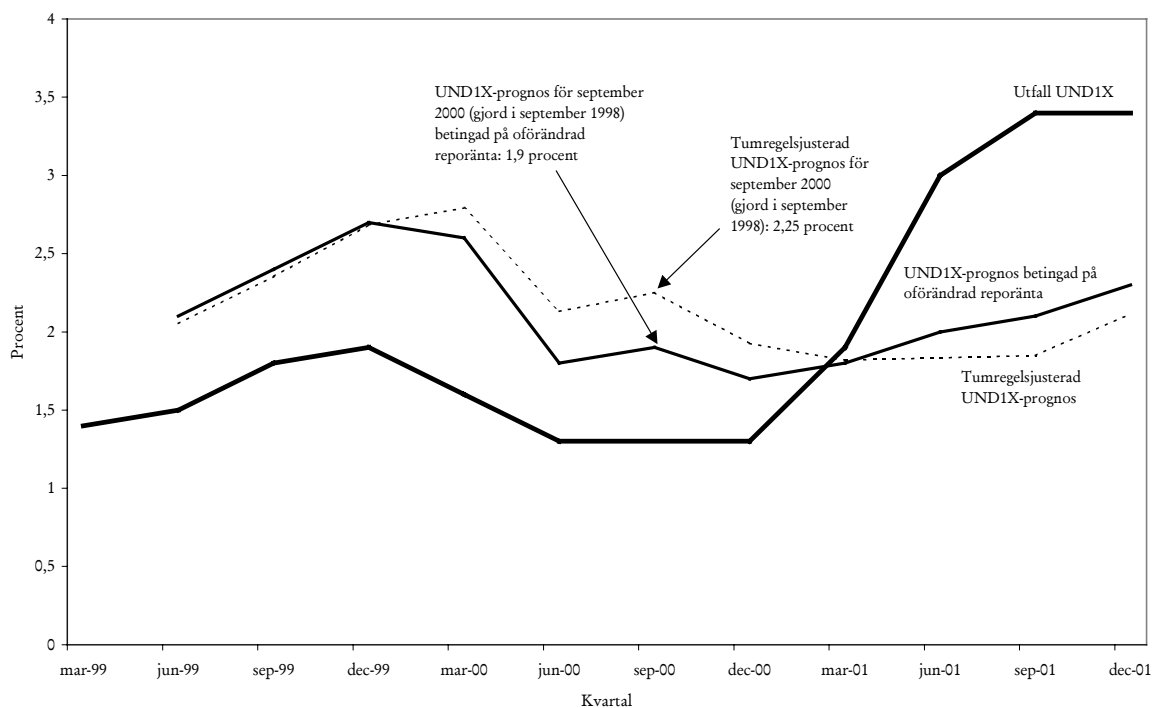
Figur 5. Kortsiktsprognoser för UND1X och KPI (betingade på oförändrad reporänta)



Anm. Prognoserna är s.k. tolvmånaderstal på sex månaders sikt. För september 1999 finns inga prognoser på sex månaders sikt redovisade och serierna uppvisar därför ett brott vid denna tidpunkt.

Källor: SCB och Riksbanken.

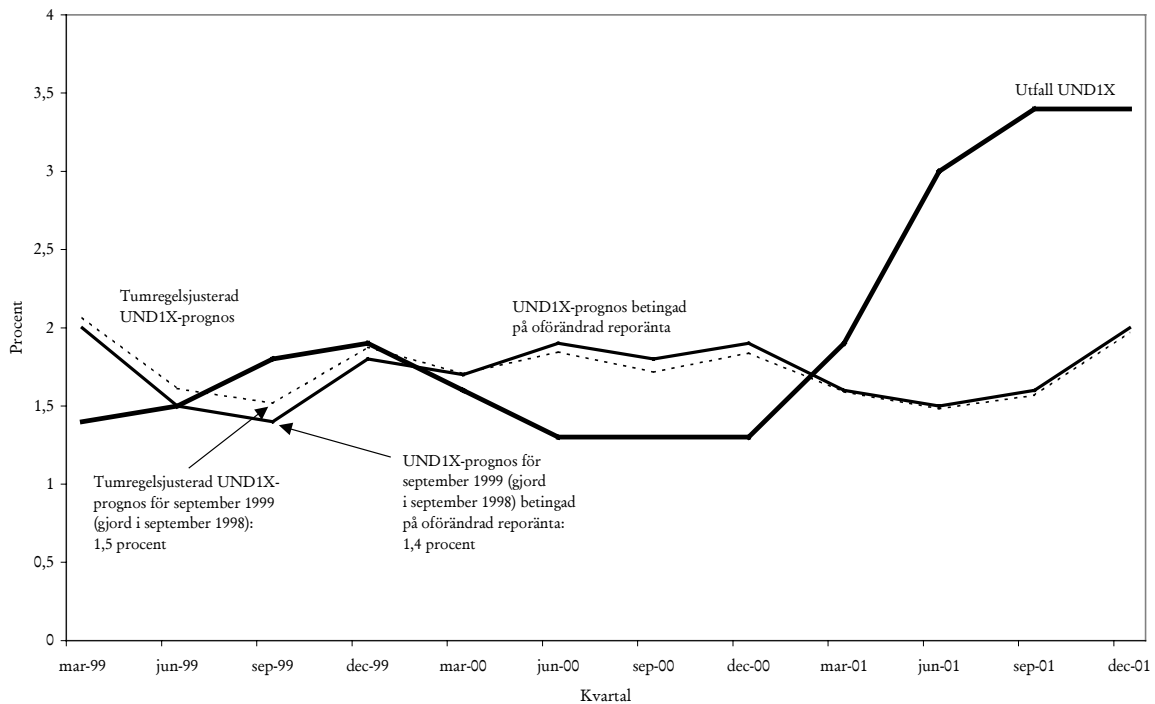
Figur 6. UND1X-prognoser på två års sikt justerade enligt enkel tumregel (alternativ 1)



Anm. Prognoserna är s.k. tolvmånaderstal på två års sikt. Justeringsförfarandet beskrivs i texten och appendix 1. Den ojusterade UND1X-prognosen (betingad på oförändrad reporänta) visas av jämförelseskäl.

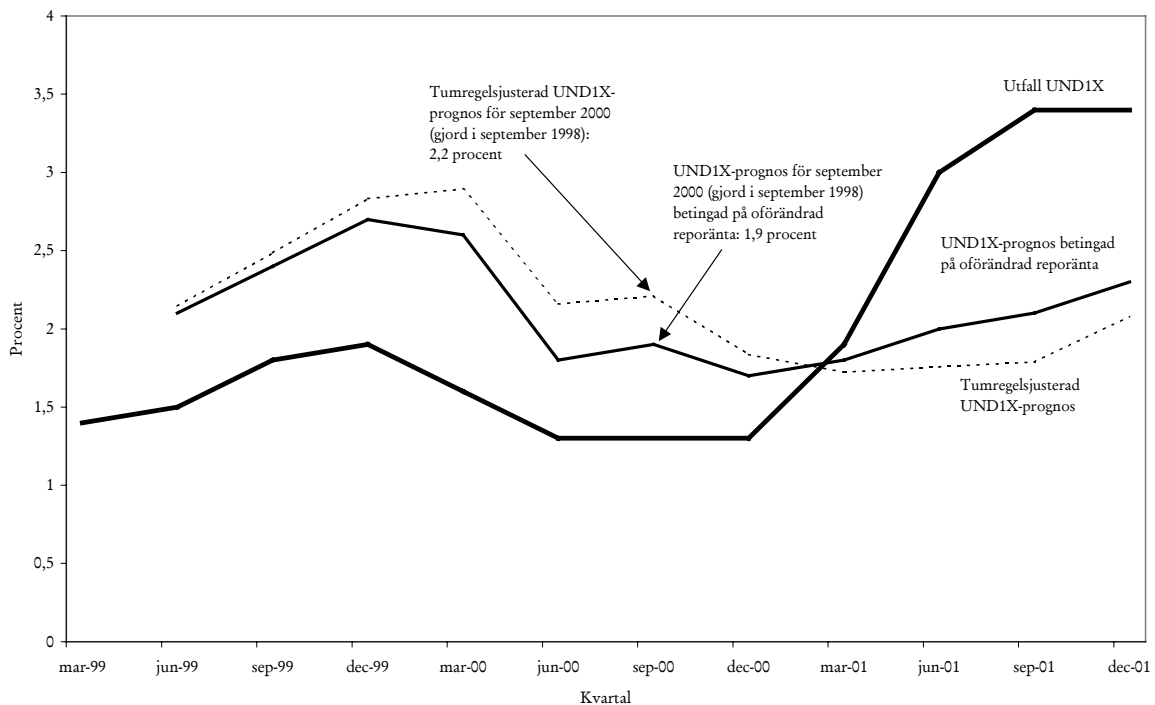
Källor: SCB, KI och Riksbanken.

Figur 7. UND1X-prognoser på ett års sikt justerade enligt enkel tumregel (alternativ 2)



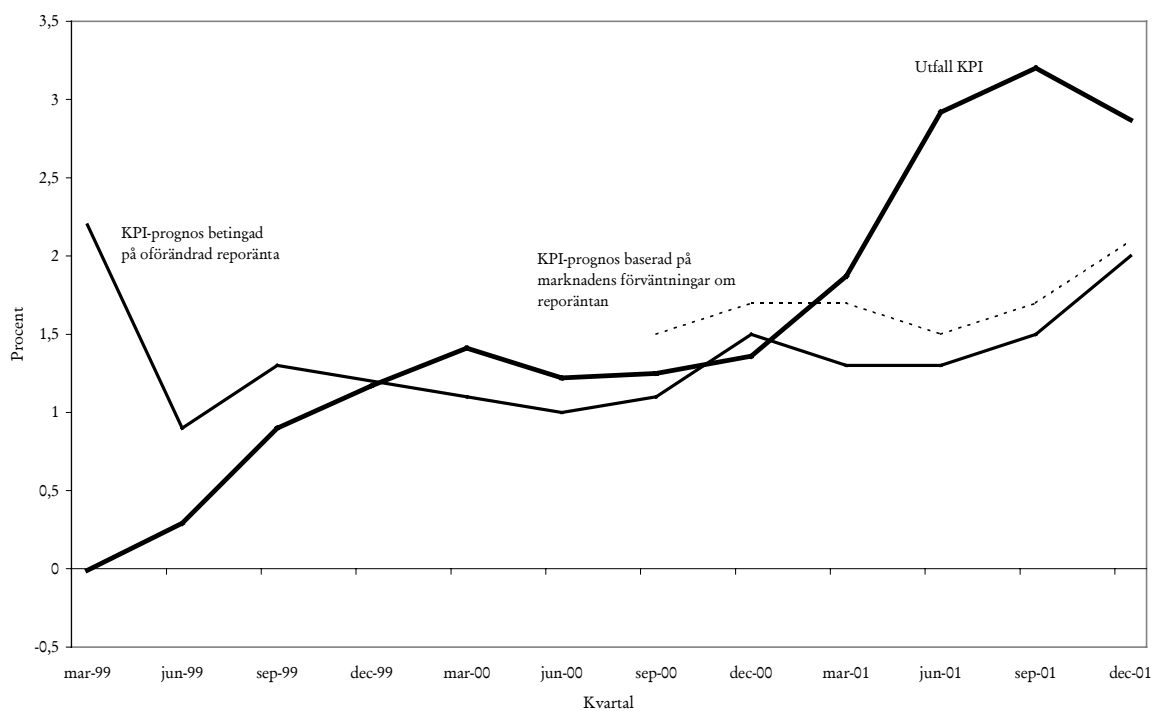
Anm. Prognoserna är s.k. tolv månaderstal på ett års sikt. Justeringsförfarandet beskrivs i texten och appendix 1. Den ojusterade UND1X-prognosen (betingad på oförändrad reporänta) visas av jämförelseskäl.
Källor: SCB, KI och Riksbanken.

Figur 8. UND1X-prognoser på två års sikt justerade enligt enkel tumregel (alternativ 2)



Anm. Prognoserna är s.k. tolv månaderstal på två års sikt. Justeringsförfarandet beskrivs i texten och appendix 1. Den ojusterade UND1X-prognosen (betingad på oförändrad reporänta) visas av jämförelseskäl.
Källor: SCB, KI och Riksbanken.

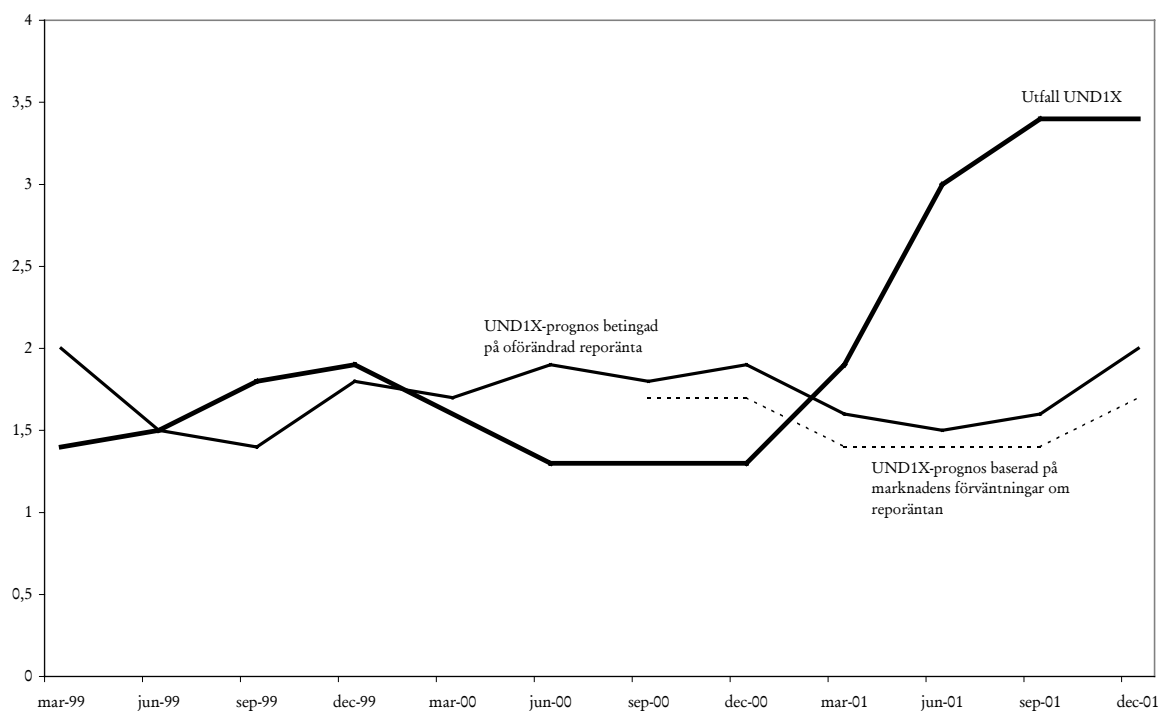
Figur 9. KPI-prognoser på ett års sikt betingade på marknadens förväntningar om repo-räntan



Anm. Prognoserna är s.k. tolv månaderstal på ett års sikt. Prognosen för KPI betingad på oförändrad repo-ränta visas av jämförelseskäl.

Källor: SCB och Riksbanken.

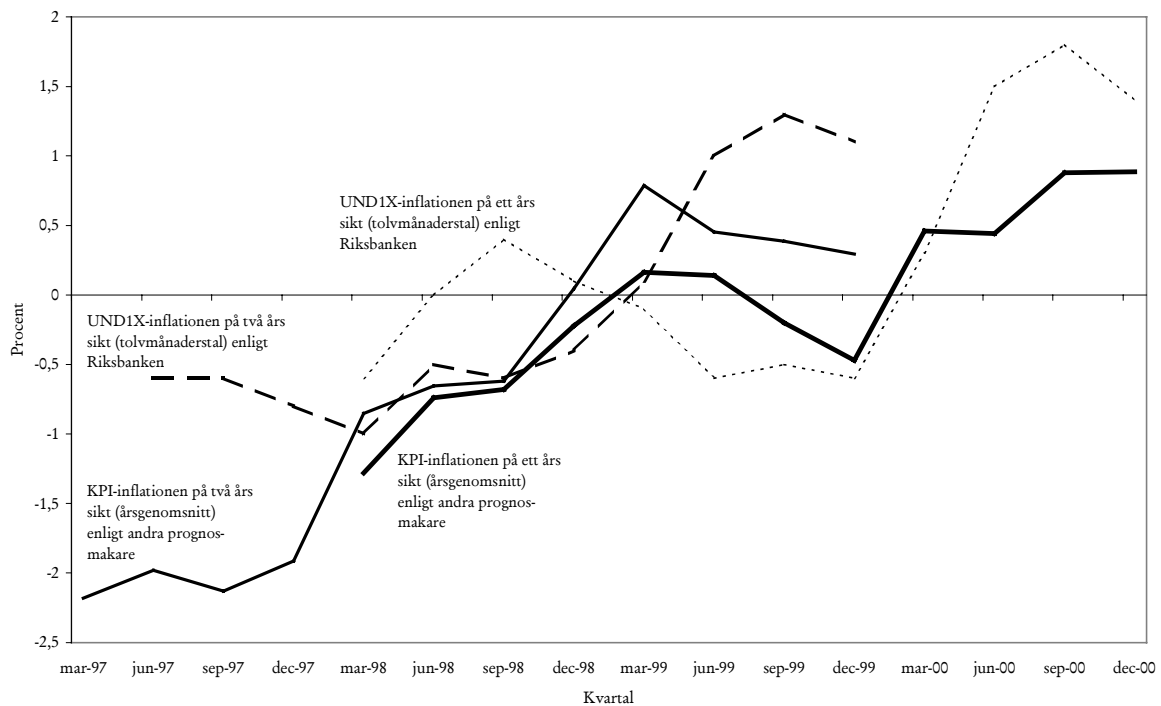
Figur 10. UND1X-prognoser på ett års sikt betingade på marknadens förväntningar om repo-räntan



Anm. Prognoserna är s.k. tolv månaderstal på ett års sikt. Prognosen för UND1X betingad på oförändrad repo-ränta visas av jämförelseskäl.

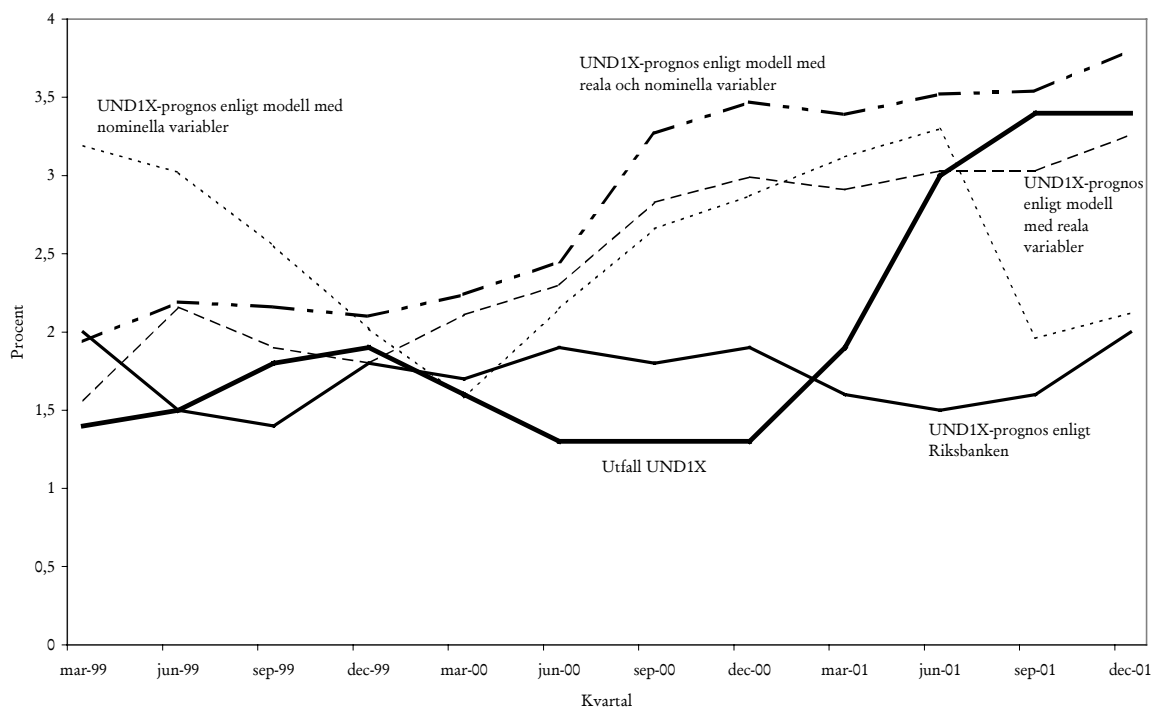
Källor: SCB och Riksbanken.

Figur 11. Prognosfel för andra prognosmakares inflationsprognoser



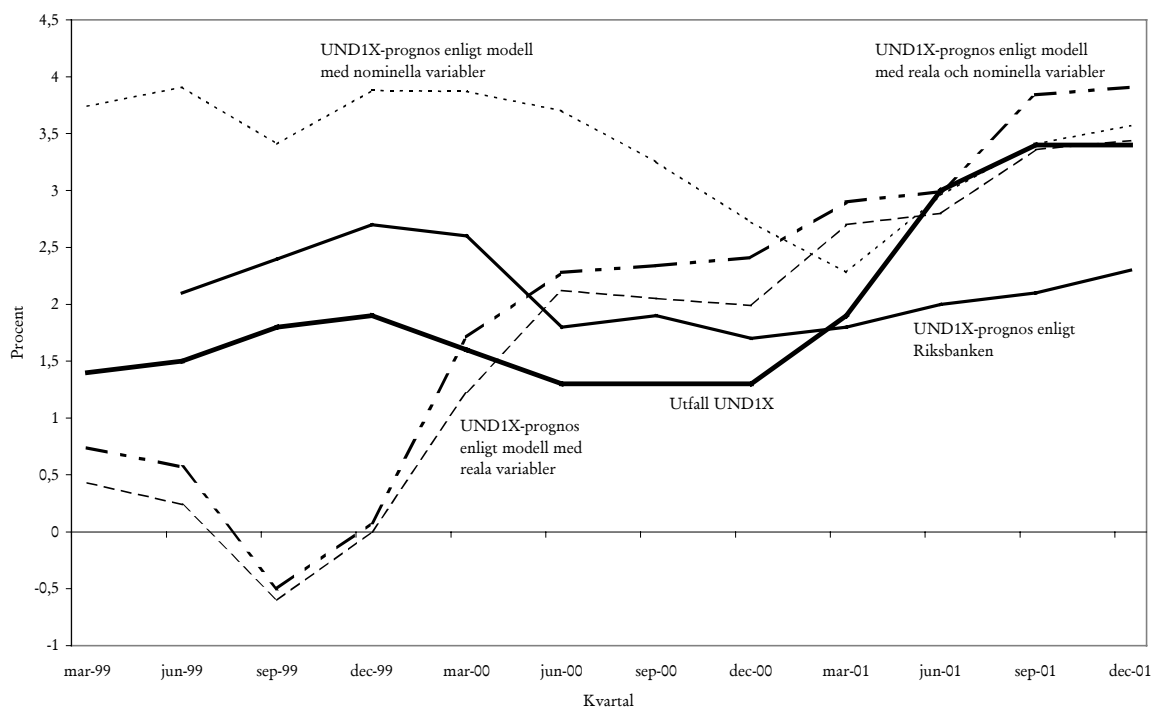
Anm. Prognosfelen (utfall minus prognos) är beräknade för medelvärden av andra prognosmakares inflationsprognoser (se texten och appendix 4). Den horisontella axeln visar tidpunkterna vid vilka prognoserna gjordes. Prognosfelen för Riksbanken, som visas av jämförelseskäl, är beräknade för prognoserna betingade på oförändrad reporänta. Källor: SCB, KI och Riksbanken.

Figur 12. UND1X-prognoser på ett års sikt enligt Riksbanken och olika prognosmodeller



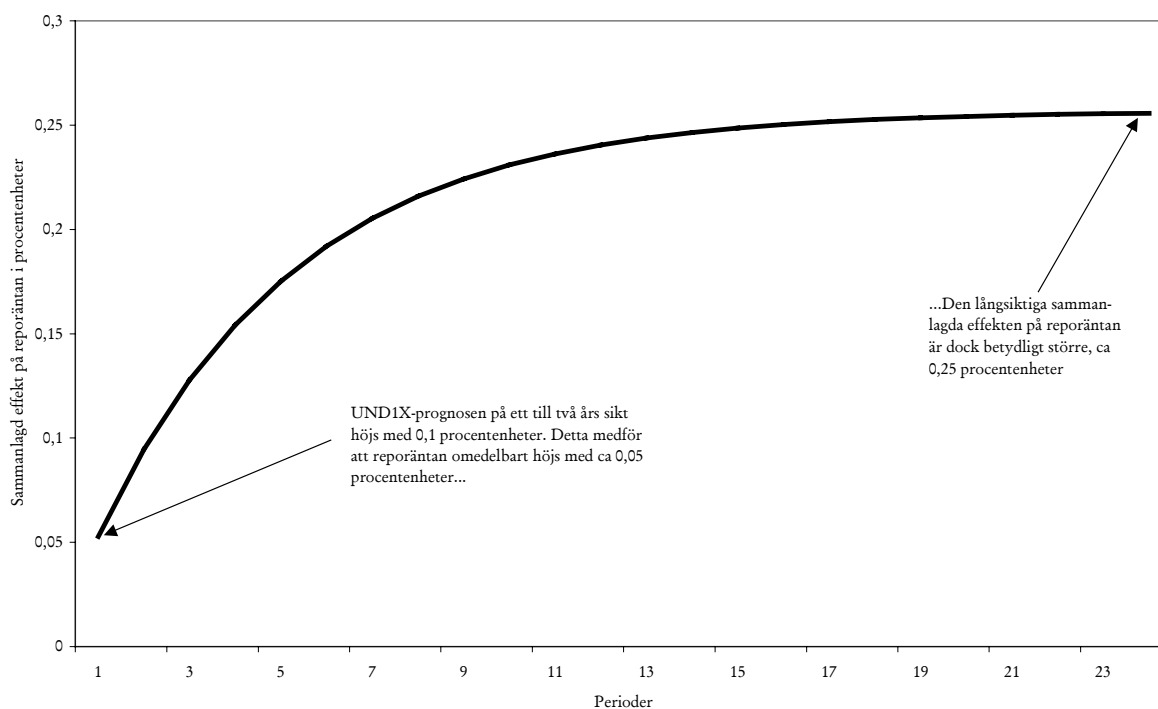
Anm. Prognoserna är s.k. tolv månaderstal på ett års sikt. Riksbankens ojusterade UND1X-prognos (betingad på oförändrad reporänta) visas av jämförelseskäl. De modellbaserade prognoserna beskrivs i texten och appendix 2. Källor: SCB, KI och Riksbanken.

Figur 13. UND1X-prognoser på två års sikt enligt Riksbanken och olika prognosmodeller



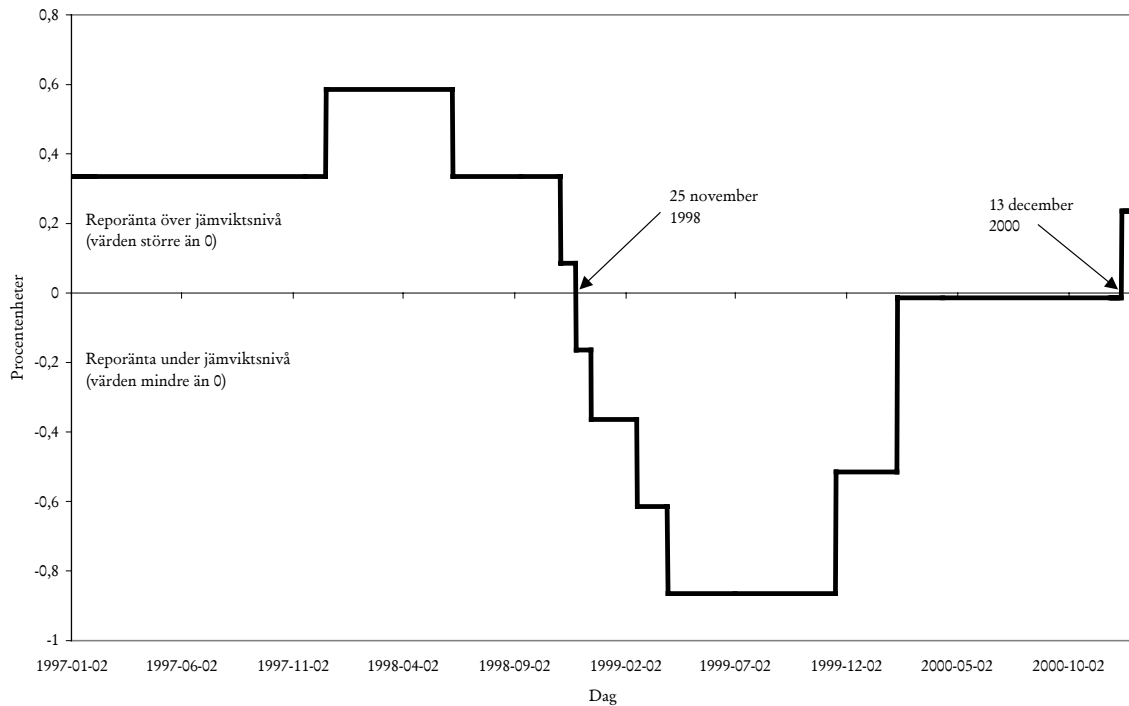
Anm. Prognoserna är s.k. tolv månaderstal på två års sikt. Riksbankens ojusterade UND1X-prognos (betingad på oförändrad reporänta) visas av jämförelseskäl. De modellbaserade prognoserna beskrivs i texten och appendix 2.
Källor: SCB, KI och Riksbanken.

Figur 14. Sambandet mellan inflationsprognosen och reporäntan enligt skattning av den enkla handlingsregeln



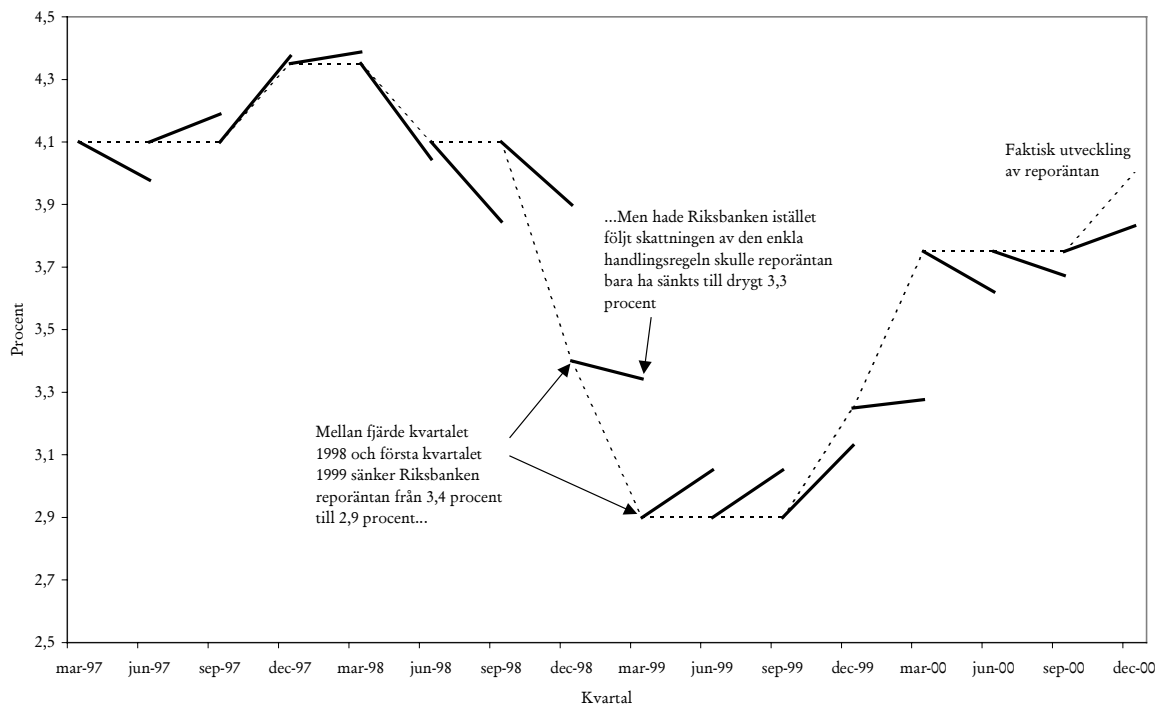
Anm. Beräkningen är baserad på skattningen av den enkla handlingsregeln (se texten och appendix 3).
Källor: KI och Riksbanken.

Figur 15. Penningpolitikens inriktning enligt skattning av den enkla handlingsregeln



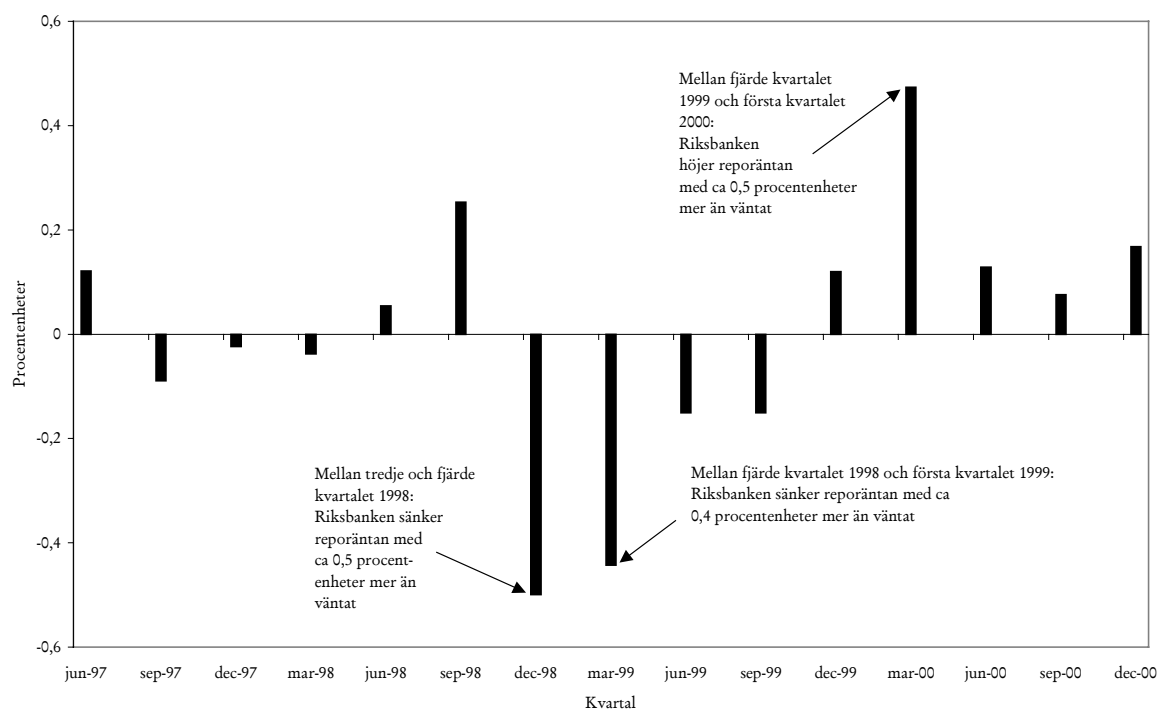
Anm. Det heldragna strecket visar skillnaden mellan faktisk reporänta och Riksbankens jämviktsreporänta. Beräkningen av jämviktsreporäntan är baserad på skattningen av den enkla handlingsregeln (se texten och appendix 3).
Källor: KI och Riksbanken.

Figur 16. Faktisk utveckling av reporäntan och utveckling enligt skattning av den enkla handlingsregeln



Anm. De heldragna strecken visar de ränteförändringar som erhålls från skattningen av den enkla handlingsregeln (se texten och appendix 3).
Källor: KI och Riksbanken.

Figur 17. Riksbankens ”penningpolitiska chocker”: skillnader mellan faktisk utveckling av reporäntan och utveckling enligt skattning av den enkla handlingsregeln



Anm. Staplarna visar skillnaden mellan den faktiska reporäntan och reporäntan enligt skattningen av den enkla handlingsregeln (se texten och appendix 3).

Källor: KI och Riksbanken.

Tabeller

Tabell 1. UND1X-prognosernas träffsäkerhet

	<i>Oförändrad reporänta</i>		<i>Tumregel alternativ 1</i>		<i>Tumregel alternativ 2</i>		<i>Kortsikts- prognos</i>	<i>Marknadens förvänt.</i>
	UND1X 1 år	UND1X 2 år	UND1X 2 år	UND1X 1 år	UND1X 2 år	UND1X 0,5 år	UND1X 1 år	
RMKF	0,87	0,80	0,96	0,87	1,01	0,81	1,29	
(Medelfel)	(0,26)	(-0,09)	(-0,13)	(0,25)	(-0,14)	(0,37)	(0,83)	
Rang- ordning	3	1	5	3	6	2	7	

Anm. Kolumnerna 1–2 använder prognoser som är betingade på oförändrad reporänta. Kolumnerna 3–7 använder prognoser som på olika sätt justerats för detta antagande (justeringsförfarandena beskrivs i texten och appendix 1). Rad 1 ger kvadratroten av det s.k. medelkvadratfelet (RMKF). Ju större RMKF är desto sämre är prognosen (en perfekt prognos har ett RMKF lika med noll). Siffrorna inom parentes är prognosfelens (utfall minus prognos) medelvärden. Rad 2 ger en rangordning baserad på RMKF.

Källor: SCB, KI och Riksbanken.

Tabell 2. Samvariation mellan prognosfel och makrovariabler

	<i>Oförändrad reporänta</i>		<i>Tumregel alternativ 1</i>		<i>Tumregel alternativ 2</i>		<i>Kortsikts- prognos</i>	<i>Marknadens förvänt.</i>
	UND1X 1 år	UND1X 2 år	UND1X 2 år	UND1X 1 år	UND1X 2 år	UND1X 0,5 år	UND1X 1 år	
<i>Reala variabler</i>								
BNP		-0,67	-0,62		-0,66	-0,75		
Import	-0,65	-0,92	-0,91	-0,67	-0,93	-0,85	-0,82	
Priv. Kons.								
Arbetslöshet		-0,77	-0,67		-0,72	-0,66	-0,83	
BNP-gap	-0,81	-0,94	-0,96	-0,82	-0,96	-0,96	-0,95	
<i>Nominella variabler</i>								
Löner								
Reporänta								
Långränta								
Kortränta							0,78	
Oljepris								
Växelkurs								
Importpris								
Hemmapris		-0,75	-0,76		-0,75		-0,76	

Anm. Siffrorna i tabellen är enkla korrelationer mellan prognosfelen (utfall minus prognos) och makrovariablerna. Korrelationer som är större (mindre) än ca 0,6 (-0,6) är approximativt statistiskt signifikanta (med en feltolerans motsvarande 5 procent). Endast dessa redovisas i tabellen. Kolumnerna 1–2 använder prognoser som är betingade på oförändrad reporänta. Kolumnerna 3–7 använder prognoser som på olika sätt justerats för detta antagande (justeringsförfarandena beskrivs i texten och appendix 1). Förutom arbetslöshet, BNP-gap, reporänta, långränta och kortränta är alla makrovariabler mätta i tillväxtform. Arbetslösheten är den öppna arbetslösheten. BNP-gapet är beräknat med ett s.k. HP-filter. Långräntan är en tioårig obligationsränta. Korträntan är en tremånaders statsskuldväxel. Växelkursen är den TCW-vägda effektiva kursen. Importpriset avser endast priser på bearbetade varor. (En mer detaljerad beskrivning av data finns i appendix 2 och 4.)

Källor: IMF, OECD, SCB och Riksbanken.

Tabell 3. Träffsäkerheten i andra prognosmakares inflationsprognoser

	<i>Ett år framåt</i>				<i>Två år framåt</i>			
	UND1X dec/dec	UND1X snitt	KPI dec/dec	KPI Snitt	UND1X dec/dec	UND1X snitt	KPI dec/dec	KPI snitt
RMKF	1,36	0,83	0,57	0,64	1,54	0,67	0,92	1,27

Anm. Siffrorna avser medelvärden av andra prognosmakares inflationsprognoser (se texten och appendix 4). Rad 1 ger kvadratroten av det s.k. medelkvadratfelet (RMKF). Ju större RMKF är desto sämre är prognosen (en perfekt prognos har ett RMKF lika med noll).

Källor: SCB och KI.

Tabell 4. Träffsäkerheten i Riksbankens UND1X-prognoser och modellbaserade UND1X-prognoser

	<i>Riksbankens prognos</i>		<i>Modell med reala variabler</i>		<i>Modell med nominella variabler</i>		<i>Modell med reala och nominella variabler</i>	
	UND1X	UND1X	UND1X	UND1X	UND1X	UND1X	UND1X	UND1X
	1 år	2 år	1 år	2 år	1 år	2 år	1 år	2 år
RMKF	0,87	0,80	0,82	1,10	1,17	1,70	1,08	1,10
Rang- ordning	3	1	2	5	7	8	4	5

Anm. Rad 1 ger kvadratroten av det s.k. medelkvadratfelet (RMKF). Ju större RMKF är desto sämre är prognosen (en perfekt prognos har ett RMKF lika med noll). Riksbankens "bästa" prognos (UND1X-prognosen betingad på oförändrad reporänta) visas av jämförelseskäl. De modellbaserade prognoserna beskrivs i texten och appendix 2.

Källor: SCB, KI och Riksbanken.

Referenser

- Bagliano, F.C., Favero, C.A. och Franco, F. (2001), "Measuring Monetary Policy in Open Economies", opublicerat manuskript, Università di Torino och Università "L. Bocconi" (Milano).
- Dedola, L. och Lippi, F. (2001), "The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the Industries of Five OECD Countries", opublicerat manuskript, Banca d'Italia och CEPR.
- Heikensten, L. (1999), "Riksbankens inflationsmål – förtydligande och utvärdering", Penning- och valutapolitik 1999:I, Sveriges Riksbank.
- Hubrich, K. och Vlaar, P.J.G. (2001), "Monetary Transmission in Germany: Lessons for the Euro Area", DNB Staff Reports 2001, No. 57, De Nederlandsche Bank.
- Jacobson, T., Jansson, P., Vredin, A. och Warne, A. (2001), "Monetary Policy Analysis and Inflation Targeting in a Small Open Economy: A VAR Approach", *Journal of Applied Econometrics* 16: 487–520.
- Jansson P. och Vredin A. (2001), "Forecast-Based Monetary Policy in Sweden 1992–1998: A View from Within", opublicerat manuskript, Sveriges Riksbank.
- Svensson, L.E.O. (2001), "What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules", opublicerat manuskript, Princeton University och Stockholms universitet.