Riksbankens prognoser för importpriser och inflation

BENGT ASSARSSON[1]
Bengt Assarsson är verksam på avdelningen för penningpolitik vid Sveriges riksbank och vid Nationalekonomiska institutionen vid Uppsala universitet

Denna artikel redovisar en utvärdering av Riksbankens prognoser för importerad inflation. Här diskuteras även i vad mån prognosfelen i importerad inflation påverkat Riksbankens inflationsprognoser. Undersökningen gäller i huvudsak för perioden 2000 och framåt. Resultaten visar att Riksbankens prognoser i genomsnitt överskattar den importerade inflationen med cirka 0,2 procentenheter per kvartal på omkring två års horisont. Riksbanken har också tenderat att tro på en alltför stark krona, speciellt på ungefär ett års horisont. Denna tendens har dock motverkats av en överskattning av förändringarna i de utländska priserna och marginalerna. Sammantaget har detta hållit nere prognosfelen i den importerade inflationen. Periodvis kan prognosfelen i importerad inflation ha haft relativt stor betydelse för inflationsprognoserna, men inte för undersökningsperioden som helhet, enligt de simuleringsanalyser som gjorts här.

Inledning

Prognoserna för UND1X-inflationen[2] används som underlag för de penningpolitiska besluten. När inflationen under senare år överskattats har det hävdats att detta beror på huvudsakligen två faktorer: att produktivitetstillväxten har underskattats medan importpriserna har överskattats. Att överskattningen av den importerade inflationen anses ha varit en viktig faktor för den överskattade inflationsprognosen framgår till exempel av följande citat ur tidigare inflationsrapporter:

> "Den underliggande inflationen enligt UND1X, där räntekostnader samt förändrade indirekta skatter och subventioner exkluderats från KPI, uppgick till 0,9 procent i januari. Detta var lägre än Riksbankens prognos i december. Framförallt var

[1] Jag är tacksam för synpunkter på tidigare manuskript från Michael Andersson, Jesper Hansson, Kerstin Mitlid, Stefan Palmqvist, Staffan Viotti och Anders Vredin. Jag tackar också Josef Svensson för hjälp med data och Peter Welz som gjort simuleringarna med Ramses.

[2] UND1X är konsumentprisindex (KPI) rensat för hushållens räntekostnader för egna hem och direkta effekter av ändrade indirekta skatter och subventioner. Se även http://www.scb.se/statistik/PR/PR0101/PR0101_BS_2007.doc. För utförligare beskrivning, se även teknisk PM som kan rekvireras från SCB. (PM, UND1X och UNDINHX: beräkningar efter en SCB-modell, 1998-09-15).

det den importerade inflationen som blev oväntat låg." [Inflationsrapport 2006:1]

"Trots låga räntor och god tillväxt i ekonomin blev inflationen oväntat låg 2005 – i Riksbankens prognoser överskattades den förhållandevis mycket fram till början av 2005. Den oväntat låga inflationen kan kopplas till utbudsfaktorer som i överraskande stor utsträckning har hållit tillbaka inflationstrycket i ekonomin, framför allt genom en hög produktivitetstillväxt och låga importpriser." [Inflationsrapport 2006:1]

"Sedan föregående inflationsrapport har inflationen blivit lägre än väntat. Det är framför allt den importerade inflationen som fallit överraskande mycket, medan den inhemska inflationen utvecklats i linje med prognosen." [Inflationsrapport 2005:1]

"Den allra senaste tiden har inflationen dock blivit ännu lägre än väntat och prisförändringarna uppgick i februari till -0,3 procent mätt med KPI och 0,1 procent mätt med UND1X. Detta beror framför allt på oväntat låga importpriser." [Inflationsrapport 2004:1]

Det framgår alltså tydligt av dessa inflationsrapporter att prognosfel i den importerade inflationen ofta ansetts vara en av de viktigaste förklaringarna till prognosfelen i inflationen. Självklart kan detta delvis stämma. Frågan här gäller dock inte den förväntade utvecklingen utan vilken roll prognosfelen i importpriserna (den oväntade importerade inflationen) haft för den överskattning av inflationen (oväntat låg inflation) som Riksbanken (i genomsnitt) faktiskt har gjort under perioden med inflationsmål: Har prognoserna för importerad inflation varit speciellt dåliga?

Uppdelningen i inhemsk och importerad inflation kan vara missvisande

Uppdelningen av den svenska inflationen (UND1X) i inhemsk (UNDINHX) och importerad (UNDIMPX) inflation är ett försök att klassificera varor och tjänster efter deras importinnehåll. Man gör på liknande sätt även i andra länder. Det har dock visat sig – både för svenska och utländska förhållanden (se Burstein, Neves, och Rebelo 2003) - att många varor och tjänster i den importerade inflationen har en stor inhemsk komponent i form av inhemska marginaler, distributionskostnader för transporter, butiker med mera. Man bör därför hålla i minnet att man med denna uppdelning i praktiken inte helt lyckats särskilja inhemsk och importerad inflation.[3]

[3] Se Hansson & Johansson (2007) för ytterligare diskussion om detta.

Man kan också diskutera hur *relevant* uppdelningen är för de penningpolitiska besluten. Den akademiska litteraturen pekar här snarare på att när det gäller till exempel val av målvariabel i penningpolitiken är det trögheter i prissättningen – vare sig det är inhemska priser, löner eller importpriser – som är viktiga. Ju trögrörligare ett pris är, desto mer relevant som komponent i en målvariabel (se Benigno 2004; Christiano, Eichenbaum, och Evans 2005; Corsetti och Pesenti 2005; Faia 2006; Huang och Liu 2005; Mankiw och Reis 2003; Marzo 2006; Monacelli 2005; Schmitt-Grohe och Uribe 2004; Woodford 2003).[4]

Att studera prognoserna för olika delar av inflationen kan vara intressant när det gäller *utvärdering* av prognoserna för delarna. Men man bör vara försiktig när man tolkar resultatet i inflationstermer. En prisändring på någon av delarna kan ju tolkas som en förändring i relativpris och behöver då inte ha någonting alls att göra med inflationen. Förändringar i relativpriser kan ändå påverka inflationen (på kort sikt) men det beror då på att det finns trögheter i den nominella prisanpassningen.[5] Man kan hålla sig allmänt skeptisk till att se inflation som "summan av prisförändringar på ett antal varor och tjänster". Inflation bör i Friedmansk anda främst ses som "ett enbart monetärt fenomen".

I grundläggande makroteori är det den inhemska penningpolitiken som i det långa loppet bestämmer inflationen. Analogt är det penningpolitiken i utlandet som bestämmer importpriserna, vilka i sin tur på sikt *inte* påverkar den inhemska inflationen. Anledningen är att *lagen om ett pris* på sikt antas gälla, det vill säga att priserna på liknande varor och tjänster i en och samma valuta blir desamma i olika länder. På kort sikt är dock många priser trögrörliga och medför avvikelser från denna *lag*. Importpriserna – speciellt de som är trögrörliga – kan därför påverka inflationen på kort sikt. I genomsnitt kan således den importerade inflationen vara 4 procent, den inhemska inflationen 2 procent men kronan appreciera med 2 procent.

Prognosfel i importpriser och inflationen

I denna artikel bortser jag från sådana problem som importprisernas grundläggande betydelse och relevans och koncentrerar mig på en utvärdering av de prognoser som Riksbanken faktiskt gjort på UNDIMPX

[4] Det penningpolitiska problemet är att försöka åstadkomma en resursallokering som motsvarar den som marknaderna skulle ha genererat om alla priser vore flexibla. Centralbanken bör då fästa större vikt vid trögrörliga än vid flexibla priser, se (Woodford 2003).

[5] För en utförlig diskussion om relativprisers betydelse för inflationen, se (Assarsson 2004).

under perioden 2000 och framåt[6], då det finns data som lämpar sig för en prognosutvärdering. Om UNDIMPX är särskilt svår att prognostisera skulle det kunna bidra till större prognosfel i UND1X.

Det finns två syften med denna artikel:

- analysera prognosfelen i importerad inflation
  – beskriva prognosfelens statistiska egenskaper
  – jämföra med prognosfel i andra variabler
- analysera hur prognosfel i importerad inflation påverkar inflationsprognoser

Prognosfelet, eller det oväntade, är skillnaden mellan utfall och prognos. Den renodlat statistiska analysen syftar till att belysa intressanta egenskaper och kvalitén i prognosfelen. Det gäller till exempel att undersöka om prognoserna varierar mer eller mindre än utfallen, hur stora prognosfelen är samt om de är vinklade. Prognosfelen i importerad inflation jämförs även med prognosfelen i inhemsk inflation. Prognoserna för importerad inflation byggs upp av prognoser för underliggande komponenter, som växelkursindexet TCW och utländskt producentprisindex. Prognosfelen i de underliggande komponenterna analyseras också.

Förutom att göra den rent statistiska analysen ställer jag också den kanske intressantare, men också mycket mer komplicerade, frågan om importprisernas betydelse för prognosfelen i inflationen. Denna fråga analyseras med hjälp av två olika modeller – en så kallad VAR-modell och Riksbankens stora makromodell Ramses.[7] Syftet är att räkna ut hur inflationen skulle ha blivit om Riksbanken gjort alternativa, bättre prognoser på den importerade inflationen.

Artikeln börjar med att beskriva hur prognosfelen i inflationen kan delas upp i inhemsk respektive importerad inflation och den senare i sin tur i växelkurs, inhemska distributionskostnader och utländska priser och marginaler.[8] Därefter görs den deskriptiva statistiska analysen av prognosfelen i dessa komponenter. Slutligen görs simuleringar med de ekonomiska modellerna.

---

[6] För UNDIMPX finns en uppdaterad prognosdatabas med utfall och prognoser i realtid för perioden 2000 och framåt. För variabeln UNDIMPX exklusive olja finns data från 2003 och för utländsk producentprisindex från 2004 och framåt. Jag koncentrerar mig här framför allt på data för den längre perioden, eftersom systematiska mönster i data är mest meningsfulla att studera för längre perioder med många observationer.

[7] Se (Adolfson et al. 2007a) för en beskrivning av Ramses.

[8] Se även Andersson m.fl. (2007) för en utvärdering av UND1X prognoserna.

Inflationens komponenter

I detta avsnitt definieras inflationens komponenter som sedan blir föremål för den statistiska analysen. Nivåer betecknas med versaler och procentuella förändringar med gemener. Den aggregerade konsumentprisnivån, UND1X och här kallad P^C, är en sammanvägning av inhemska och importerade prisnivåer, ungefär lika med

$$P^C \approx W^d P^d + (1 - W^d) P^i \tag{1}$$

där $W^d \approx \dfrac{P^d Q^d}{P^d Q^d + P^i Q^i}$ är vikten för de inhemska varorna och tjänsterna, P^d är den inhemska prisnivån, P^i prisnivån för importen i kronor räknat och Q motsvarande volymer.[9]

Importen av varor och tjänster görs till utländska priser som antas bestämda av $P^f = M^f \cdot MC^f$, där M^f är de utländska företagens pålägg och MC^f deras marginalkostnader. Riksbanken identifierar inte och gör inte prognoser för marginaler och marginalkostnader utan enbart för utländskt producentprisindex P^p, som kan avvika från P^f. Låt $\theta = \dfrac{P^f}{P^p}$ vara en korrigeringsfaktor som mäter den relativa skillnaden mellan P^f och P^p. Vi kan då skriva importprisnivån som

$$P^i = S \cdot P^p \cdot M \cdot \theta \tag{2}$$

där *S* är växelkursen definierad som kronor per enhet utländsk valuta. I praktiken och i aggregerade termer används indextal, där växelkursen är nominella TCW-index. När TCW-index sjunker apprecierar kronan. *M* är de inhemska distributörernas pålägg, vari ingår distributörernas marginaler men även andra distributionskostnader, exempelvis lönekostnader. Data över utfall och prognoser på P^i och *S* finns för hela perioden 2000 och framåt och för P^p för perioden 2004 och framåt. Låt $P^r = M \cdot \theta \cdot P^p$ och $M^r = M \cdot \theta$. Jag kallar P^r för prisresidualen och M^r för distributionsmarginalen. Importpriserna kan då dekomponeras i växelkurs och prisresidual för hela perioden 2000 och framåt och i växelkurs, utländskt producentprisindex och distributionsmarginal för den senare perioden 2004 och framåt.

---

[9] I det svenska konsumentprisindex är definitionen på UND1X något mer komplicerad. Man kan utgå från vikten vid en viss tidpunkt, till exempel 0 för början av året (typ Laspeyres) $W_0^d \approx \dfrac{P_0^d Q_0^d}{P_0^d Q_0^d + P_0^i Q_0^i}$ eller i slutet av året (typ Paasche) $W_1^d \approx \dfrac{P_1^d Q_1^d}{P_1^d Q_1^d + P_1^i Q_1^i}$. KPI är ett så kallat superlativt index (approximation till sant levnadskostnadsindex) som ofta ligger mellan Laspeyres och Paasches indextal, se (Carling 2000).

Riksbanken publicerar prognoser som årsförändringar, det vill säga för kvartalsdata som $p_t^C = 100\frac{P_t^C - P_{t-4}^C}{P_{t-4}^C}$. Hädanefter bortser jag från tidsindexet. Indexera nu prognoserna med *e* och prognosfelen eller oväntade värden med *u*, alltså $p^C = p_e^C + p_u^C$.[10] Det betyder att p_u^C är positiv när inflationen underskattas och negativ när den överskattas.

Vi kan nu studera prognosfelen för uppdelningen av UND1X, det vill säga för p_u^C, p_u^d, p_u^i samt för uppdelningen av den importerade inflationen som

$$p_u^i = s_u + p_u^r \tag{3a}$$

$$p_u^i = s_u + p_u^p + m_u^r \tag{3b}$$

Jag börjar med att beskriva de mått som används i den statistiska utvärderingen. Därefter beskrivs de data som används. Härvid uppmärksammas problemet med överlappande data i de publicerade årsprognoserna och att det kan vara en fördel att i en utvärdering i stället använda data i kvartalsförändringar. Därefter beskrivs de statistiska egenskaperna i prognosfelen.

Statistiska mått

Utvärderingen använder ett flertal statistiska mått som är mer eller mindre standard i dessa sammanhang. *Biasen* – om prognosfelen är vinklade åt ett visst håll – mäts helt enkelt som medelfelet (Mean Error, $ME = \frac{\sum(x_t - \hat{x}_t)}{n}$, där $\hat{x}$ anger prognostiserat värde). Negativa ME innebär att variabeln överskattas. Ofta utgår man från MSE (Mean Square Error, $MSE = \frac{\sum(x_t - \hat{x}_t)^2}{n}$), RMSE (roten ur MSE) eller MAE (Mean Absolute Error, $MAE = \frac{\sum|(x_t - \hat{x}_t)|}{n}$) som ett sammanfattande mått på *storleken* på prognosfelen. MSE kan delas upp i tre komponenter, bias, varians och kovarians, se (Pindyck och Rubinfeld 1998):

[10] Vi kan skriva $p_{et}^C = E_{t-j}p_t^C$ där E_{t-j} är förväntningsoperatorn som visar att man har förväntan i period t-j på p_t^C i period t. Man utgår alltså från information som är känd i period t-j.

$$MSE = \frac{\sum (x_t - \hat{x}_t)^2}{n} = \left(\bar{x} - \left(\frac{\sum \hat{x}_t}{n} \right) \right)^2 + (\sigma_x - \sigma_{\hat{x}})^2 + 2(1-\tau)\sigma_x \sigma_{\hat{x}} \tag{4}$$

där $\bar{x}$ anger medelvärdet av utfallen, σ_x är standardavvikelsen och τ korrelationen mellan faktisk och förväntad *x*. MSE kan dekomponeras i

andelen bias: $$\frac{\left(\bar{x} - \left(\frac{\sum \hat{x}_t}{n} \right) \right)^2}{\frac{\sum (x_t - \hat{x}_t)^2}{n}} \tag{4a}$$

andelen varians: $$\frac{(\sigma_x - \sigma_{\hat{x}})^2}{\frac{\sum (x_t - \hat{x}_t)^2}{n}} \tag{4b}$$

andelen kovarians: $$\frac{2(1-\tau)\sigma_x \sigma_{\hat{x}}}{\frac{\sum (x_t - \hat{x}_t)^2}{n}} \tag{4c}$$

Biasandelen anger hur stor andel av prognosfelen som består av bias, det vill säga hur mycket medelvärdet i prognoserna avviker från medelvärdet i utfallen. Variansandelen anger hur stor andel av prognosfelen som består av skillnader i varians, alltså hur mycket variansen i prognoserna avviker från variansen i utfallen. Dessa båda komponenter står för den systematiska delen av prognosfelen medan den resterande kovariansandelen står för de osystematiska avvikelserna.[11]

Data

Riksbankens data över prognoser och utfall analyseras för inflationen i UND1X, uppdelad enligt (3a) för perioden 2000Q1 – 2006Q3 och enligt (3b) för perioden 2004Q2 – 2006Q2, redovisade och publicerade som årsförändringar för alla variabler. Det innebär att observationerna är överlappande, det vill säga prognosen i ett visst kvartal kommer att överlappa prognoserna under 4 kvartal framåt i tiden. Prognosfelen är då normalt autokorrelerade utan att för den skull vara irrationella.[12] Tester av bias och annat riskerar då att bli missvisande. Genom att i stället använda kvartalsförändringar, alltså $100\frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}}$ kan man minska problemet.

Oftast görs dock utvärderingar utan att man beaktar problemet med överlappande observationer. Det gör att de statistiska utvärderingarna kan bli missvisande. Ett alternativ skulle kunna vara att utgå från de prognostiserade årsförändringarna, men bara använda var fjärde observation. En sådan ansats blir dock inte effektiv, eftersom den utelämnar en stor mängd information.

---

[11] Den här dekomponeringen är användbar men skiljer sig från den vanligare $MSE = \left(\bar{x} - \frac{\sum \hat{x}_t}{n} \right)^2 + \sigma_{\hat{x}}^2$.

[12] Prognosfel genererade i en modell med rationella förväntningar är normalt helt utan mönster (om observationerna inte är överlappande).

I varje period (kvartal) gör Riksbanken prognoser på olika horisonter, upp till 13 kvartal framåt i tiden. Den första perioden i utvärderingen är 2000Q1 och den sista 2006Q3, det vill säga sammanlagt 27 kvartal med kvartalsförändringar. Prognoser på de längre horisonterna 10-13 finns dock endast för 2005Q3 och framåt, så utvärderingen utgår i huvudsak från prognoser med som längst 9 kvartals horisont. Det finns då cirka 27x9=243 prognoser att utvärdera. Data har organiserats som en paneldatabas (data med både tids- och tvärsnittsdimension) med horisonterna som tvärsnitt.[13] I utvärderingen kan man därför lätt studera egenskaperna hos prognoserna vid olika horisonter, till exempel horisonter som är speciellt intressanta ur penningpolitisk synvinkel, men också i genomsnitt för alla horisonter.

Beräkningarna av UND1X lades om 2005Q1. Prognoser som gjordes fram till och med 2004Q4 avsåg därför den gamla definitionen. En prognos för inflationen två år framåt i tiden och gjord i slutet av 2003, det vill säga $E_{2003:4}p^{C}_{2005:4}$, kan då anses gälla UND1X enligt den gamla definitionen och utvärderingen bör väl då rimligast göras gentemot den gamla definitionen. Den gamla definitionen publicerades dock endast fram till och med 2004Q4. Riksbanken har dock gjort en beräkning av ett "syntetiskt" index enligt den gamla definitionen som kan användas för prognosutvärderingar. Nämnden för konsumentprisindex beslutade om den nya metoden i maj 2004, varför index prognostiserades för den nya metoden första gången 2004Q2. Prognosen 2004Q2 gjordes då enligt den gamla definitionen för perioden 2004Q2 – 2004Q4 och enligt den nya definitionen för perioden 2005Q1 – 2006Q2. I utvärderingen får man alltså använda två olika serier vid olika prognostillfällen beroende på horisonten.

Så långt det är möjligt utvärderas prognoserna utifrån realtidsdata, det vill säga utvärderingarna utgår från den information som fanns vid prognostillfället och utvärderas i förhållande till det man faktiskt gjorde en prognos på. Det gäller exempelvis prognoserna med VAR-modellen nedan (bortsett från utländsk BNP) men inte simuleringarna som gjorts med Ramses. Låt oss nu börja utvärderingen av prognoserna med en deskriptiv statistisk analys av prognosfelen.

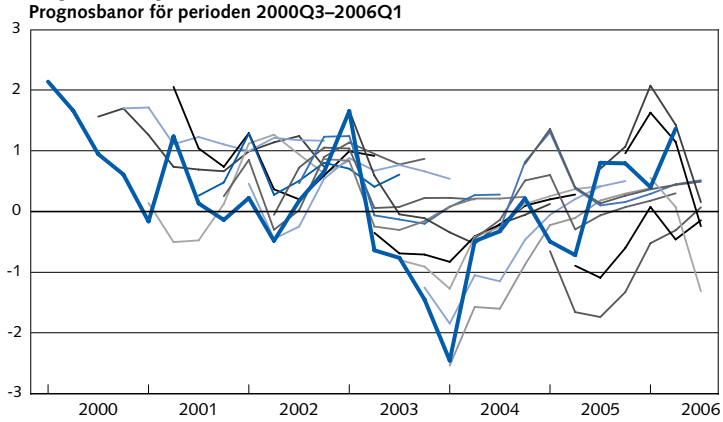
En statistisk analys av Riksbankens prognoser

Diagram 1 illustrerar hur prognoser och utfall för p^{i} utvecklats under perioden 2000Q3 – 2006Q1 för kvartalsdata avseende årsförändringar. Den feta linjen visar utfallen. Varje annan linje visar hur en prognos utvecklas från prognostillfället till den längsta horisonten 9 kvartal framåt. Exempelvis visar linjen med start 2001Q1 att prognosen på 1 kvartals

[13] En balanserad panel innebär i praktiken att prognoserna utvärderas med som högst 9 kvartals horisont.

horisont är nästan mitt i prick, medan den på ett års horisont överskattar inflationen med drygt en procentenhet. Även om man på detta sätt kan följa prognoser och utfall för varje prognostillfälle och horisont är syftet med diagrammet mera att ge en översiktsbild av prognosfelen.

Diagram 1. Prognoser och utfall för UNDIMPX
Prognosbanor för perioden 2000Q3–2006Q1



Anm. Fet blå linje är utfall. Övriga linjer representerar prognoser gjorda i olika perioder (en kurva för varje period).

Källor: SCB och Riksbanken.

Genom att följa kurvorna kan man se hur prognosfelen vanligen ökar med prognoshorisonten. Under 2001-2003 ser man att den importerade inflationen överskattas. Under 2004-2006 är bilden mer blandad.

Under 2001 insåg Riksbanken att den importerade inflationen skulle gå ner men inte med så mycket som den faktiskt gjorde. Under 2002 trodde Riksbanken på en uppgång i importerad inflation, men något starkare än vad den faktiskt blev. Den ovanligt stora nedgången i importerad inflation under 2003 verkar ha kommit som en stor överraskning och prognoserna revideras ner i takt med nedgången i inflationen. När sedan inflationen ökar 2004 ligger Riksbankens prognoser till att börja med i underkant, men bilden 2004-2005 är som sagt blandad. Helhetsintrycket blir ändå att importerad inflation tenderar att överskattas något.

I Appendix 1 visas motsvarande diagram även för övriga variabler i dekomponeringen (3a). Där framgår till exempel av diagram A1 att uppgången i den inhemska inflationen, p^h, till nivåer över 2 procent 2001-2002 överraskade Riksbanken. Nedgången 2002 verkar däremot förutsedd medan den tillfälliga uppgången 2003 blev en överraskning. Under 2004-2006 har den inhemska inflationen i huvudsak överskattats, ibland stort. Helhetsintrycket är således blandat: underskattning 2000-2003 och överskattning 2004-2006. Under den senare perioden verkar

det, av diagrammen att döma, som om det snarare är den inhemska än den importerade inflationen som överskattats.

Tendensen att vilja dra prognosen mot två procent framgår av diagram A2. Den ökade inflationen under 2001 missade Riksbanken som trodde på en långsam uppgång mot två procent. Under 2002-2003 låg inflationen nära målet vilket i grova drag förutsågs av Riksbanken, liksom den stora nedgången i slutet av 2003. Däremot överskattades inflationen rejält under 2004-2005. Vad framgår av diagrammen förefaller således inhemsk snarare än importerad inflation ha bidragit till detta senare resultat.

Av diagrambeskrivningen i Appendix 1 framgår också att Riksbanken underskattat oljeprisutvecklingen. Om man rensar den importerade inflationen från oljeprisförändringarna blir underskattningen av importerad inflation mycket större. Det är dock en tveksam operation att göra, eftersom man i princip lika gärna kunde exkluderat något annat pris som överskattats. Sammanfattningsvis är alltså bilden något blandad och varierande under den undersökta perioden. I nästa avsnitt görs en mer noggrann statistisk analys av prognosfelens egenskaper.

Analys av prognosfelens egenskaper

I diagram 2 visas - för prognoserna i årstakt - hur biasen varierar på olika horisonter. Biasen är liten upp till och med 5 kvartal. Därefter ökar den med horisonten och innebär en överskattning av den importerade inflationen. Detta överensstämmer med den bild vi fick i diagrammen ovan.

Storleken på prognosfelen på olika horisonter visas i diagram 3. Det framgår där att felen är relativt stora redan andra kvartalet. Det förefaller som om prognosförmågan är kort och att prognosfelens storlek snabbt stabiliseras till knappt 1 procentenhet.

Diagram 2. Medelprognosfel i UNDIMPX (mått på bias) ME
Medelvärde av prognosfelen i UNDIMPX

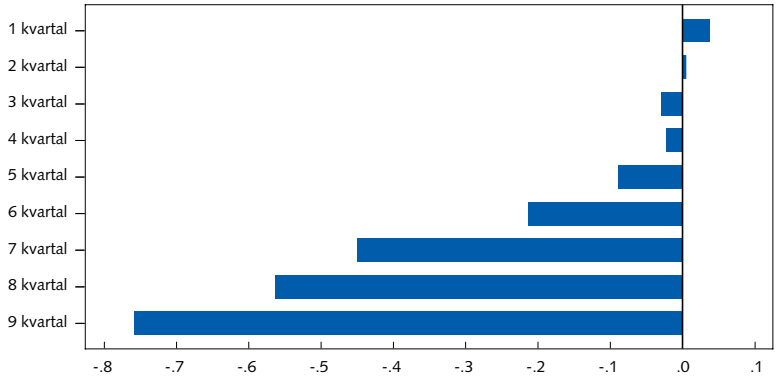
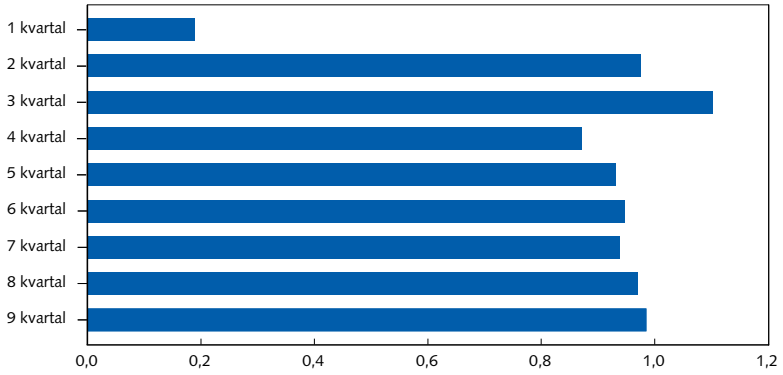


Diagram 3. RMSE i UNDIMPX (mått på storlek), kvartal



I tabell 1 sammanfattas prognosfelens medelvärde (ME) som ett mått på bias för UNDIMPX och de övriga variablerna i dekomponeringen (3). Mer utförliga resultat finns i tabellbilagan. Inom parentes anges ett p-värde för nollhypotesen om ingen bias. Ett värde på 0,1 antas visa att man med 90 procents sannolikhet kan förkasta att det inte är någon bias. När det gäller årsförändringarna är prognoserna överlappande så att ett prognosfel i en period följer med i ytterligare tre perioder, varför den statistiska inferensen bör tas med en stor nypa salt. En ytterligare anledning till det är att vi här har att göra med en totalundersökning, inte ett urval. Den klassiska statistiska inferensen bygger på att prognoserna antas upprepas ett stort antal gånger. Här är det dock rimligt att anta att prognoserna i framtiden genereras annorlunda, eftersom Riksbanken byter personal, modeller, direktionsledamöter, etc. Det är dock vanligt att statistisk inferens redovisas i dessa sammanhang. Jag redovisar därför p-värden mest som en service till läsaren.

Förutom bias visar tabellen även storleken på felen, mätt med RMSE. Här har i stället RMSE jämförts med standardavvikelsen i den variabel som prognostiseras. Om de är ungefär lika stora kan man säga att prognosförmåga saknas. Beräkningarna redovisas för horisonterna 1, 2-5 samt 6-9. Den korta horisonten ger en fingervisning om vilken koll man har på nuläget medan den längre horisonten 6-9 är den förmodligen mest relevanta ur det penningpolitiska perspektivet.

Tabell 1. Prognosfel i olika variabler och horisonter 2000Q1 – 2006Q3. Bias (ME) och storlek (RMSE). Data i årsförändring. p-värden inom parentes för hypotesen om ingen bias. Standardavvikelse i respektive variabel under storlek.

	Bias (ME)			Storlek (RMSE)		
Horisont	1	2-5	6-9	1	2-5	6-9
UNDIMPX	0,039 (0,298)	-0,033 (0,728)	-0,483 (0,000)	0,189 (1,237)	0,970 (1,055)	0,960 (0,992)
UNDINHX	0,029 (0,228)	0,337 (0,000)	0,085 (0,526)	0,122 (1,292)	0,733 (1,230)	1,233 (1,226)
UND1X	0,024 (0,209)	0,207 (0,000)	-0,104 (0,245)	0,097 (0,868)	0,564 (0,884)	0,799 (0,890)
TCW-index	0,212 (0,436)	2,680 (0,000)	1,868 (0,000)	1,308 (4,858)	3,491 (4,961)	3,953 (4,339)
Residualpris	-0,173 (0,525)	-2,749 (0,000)	-2,389 (0,000)	1,315 (4,675)	3,322 (4,613)	3,776 (4,024)
PPI	0,250 (0,095)	1,349 (0,000)	1,970 (0,000)	0,423 (1,998)	0,443 (1,905)	0,342 (1,886)
Distr.marg.	-0,122 (0,629)	-3,195 (0,000)	-5,378 (0,000)	0,727 (4,805)	2,234 (4,899)	2,275 (4,532)

På ett kvartals horisont är felen relativt små och utan signifikant bias i samtliga variabler. Men redan på drygt ett års horisont är felen betydligt större och med bias i flera variabler. Importerad inflation överskattas marginellt medan inhemsk inflation underskattas med drygt 0,3 procentenheter. Sammantaget underskattas inflationen med 0,2 procentenheter på omkring ett års sikt. På den längre sikten bortåt två år överskattas den importerade inflationen rejält, vilket sammanfaller med att inflationen i genomsnitt överskattas något.

I uppdelningen av importpriserna framgår att det finns en systematisk övervärdering av kronan (underskattning av TCW-index) på både ett och två års sikt. Förändringen i residualpriset överskattas dock, dessutom kraftigt. Sammantaget innebär detta att det inte finns någon bias i den importerade inflationen på cirka ett års sikt men väl en överskattning på omkring 0,5 procentenhet på ungefär två års sikt.

Residualprisförändringen har i sin tur delats upp i förändringen i det globala producentprisindexet och den så kallade distributionsmarginalen. Av tabellen framgår att förändringen i det globala producentprisindexet *underskattats* med i genomsnitt drygt 1,5 procentenhet och följaktligen att distributionsmarginalen *överskattats* kraftigt, med 3,2 procentenheter på ett års sikt och 5,4 procentenheter på två års sikt.

Riksbanken publicerar främst prognoser i årsförändringar , vilket till exempel innebär att $E_t p_{t+9} = 100 \cdot \frac{P_{t+9} - P_{t+5}}{P_{t+5}}$ för årsförändringar och $E_t p_{t+9} = 100 \cdot \frac{P_{t+9} - P_{t+8}}{P_{t+8}}$ för första differenser. Medan de förra kanske är mest relevanta är de senare mer lämpade för statistiska utvärderingar eftersom problemet med överlappande observationer här minimeras. Det är därför intressant att se hur resultaten förändras med första differenser, vilket framgår av tabell 2.

Tabell 2. Prognosfel i olika variabler och horisonter 2000Q1 – 2006Q3. Bias (ME) och storlek (RMSE). Data i kvartalsförändring. p-värden inom parentes för hypotesen om ingen bias. Standardavvikelse i respektive variabel under storlek.

	Bias (ME)			Storlek (RMSE)		
Horisont	1	2-5	6-9	1	2-5	6-9
UNDIMPX	0,039	-0,054	-0,208	0,187	0,932	0,999
	(0,292)	(0,559)	(0,053)	(1,761)	(1,776)	(1,744)
UNDINHX	0,028	0,114	-0,042	0,119	0,403	0,380
	(0,226)	(0,005)	(0,335)	(0,561)	(0,627)	(0,508)
UND1X	0,024	0,059	-0,096	0,095	0,414	0,376
	(0,209)	(0,149)	(0,022)	(0,564)	(0,572)	(0,533)
TCW-index	0,185	0,891	0,033	1,221	1,847	1,559
	(0,466)	(0,000)	(0,845)	(1,840)	(1,828)	(1,615)
Residualpris	-0,146	-0,963	-0,287	1,228	1,756	1,517
	(0,565)	(0,000)	(0,089)	(2,462)	(2,414)	(2,233)
PPI	0,224	0,106	0,586	4,358	1,036	0,566
	(0,875)	(0,715)	(0,001)	(3,858)	(3,685)	(3,751)
Distr.marg.	-0,100	-0,839	-0,532	4,815	1,990	1,091
	(0,952)	(0,050)	(0,145)	(5,447)	(5,273)	(5,180)

Resultaten skiljer sig så att det nu framkommer en överskattning av inflationen på omkring två års sikt, men ingen underskattning på ett års sikt. Den importerade inflationen överskattas på cirka två års sikt. Växelkursen underskattas systematiskt på ett års sikt, men inte längre på två års sikt, medan distributionsmarginalen liksom tidigare är systematiskt överskattad.

Till skillnad från tidigare är nu förändringarna i det globala producentprisindexet och i distributionsmarginalen något mindre. Att prisresidualen överskattas kan bero på samvariationen mellan prognosfelen i det globala producentprisindexet och prognosfelen i distributionsmarginalen.

Liksom tidigare ökar storleken på prognosfelen för inflationen markant med horisonten. Detta är dock inte lika tydligt som för prognoserna i årsförändringar. Speciellt gäller detta för växelkursprognoserna, prognoserna på globalt producentprisindex och för de residualt beräknade variablerna, där storleken på prognosfelen inte ökar väsentligt med horisonten.

Det framgår också att variationerna i den importerade inflationens komponenter nu är mycket större än i aggregaten importerad respektive inhemsk inflation. Att prognosfelen i importerad inflation ändå inte blir större beror på samvariationen mellan växelkursen och de övriga komponenterna. Att Riksbanken i viss mån trott på en alltför stark krona har uppvägts av att man överskattat de utländska priserna och marginalerna.

Slutligen visas även dekomponeringen av MSE i bias, varians och kovarians enligt (4a)-(4c). Tabell 3 visar uppdelningen för data i årsförändringar. Här ser man att de systematiska avvikelserna främst gäller bias på horisonterna 7-9 och varians på horisonterna 5-9.

Tabell 3. Dekomponering (4a)-(4c) av prognosfelen i UNDIMPX. Prognoser i årstakt.

	Horisont								
Variabel	1	2	3	4	5	6	7	8	9
MSE	0,035	0,549	0,605	0,657	0,628	0,696	1,063	1,180	1,495
Biasandel	0,0	9,4	3,3	1,8	1,7	3,7	14,2	26,2	38,5
Variansandel	0,5	0,1	1,8	10,5	41,1	44,0	32,2	28,8	23,0
Kovariansandel	99,5	90,5	94,9	87,7	57,2	52,3	53,6	45,0	38,5

När man i stället ser på data i kvartalsförändringar är de systematiska avvikelsernas andel mycket mindre, speciellt vad gäller bias. Avvikelsen är större vad gäller variansen, där variansen i utfallen är avsevärt större än variansen i prognoserna. Det kan ha att göra med det välkända beteendet att inte tillräckligt "ta ut svängarna" i prognoserna.

Tabell 4. Dekomponering (4a)-(4c) av prognosfelen i UNDIMPX. Prognoser i första differenser.

	Horisont								
Variabel	1	2	3	4	5	6	7	8	9
MSE	0,035	0,718	0,870	0,840	0,928	0,981	0,911	0,894	1,207
Biasandel	4,3	0,5	0,8	0,1	0,7	0,1	8,0	0,3	2,1
Variansandel	12,9	11,5	15,6	9,9	8,4	13,4	15,0	7,1	6,5
Kovariansandel	82,8	88,0	83,6	90,0	90,9	86,5	77,0	92,5	91,4

Sammantaget visar beräkningarna, speciellt de statistiskt mer tillförlitliga beräkningarna med första differenser, att

- det finns en överskattning av importerad inflation och inflation på cirka två års sikt
- kronutvecklingen är systematiskt övervärderad på ett års sikt
- residualpriset är systematiskt överskattat på både ett och två års sikt
- prognosförmågan minskar snabbt med horisonten
- prognosfelen är större för importerad än för inhemsk inflation
- prognosfelen för globalt producentprisindex och distributionsmarginaler är stora
- de underliggande komponenterna i importerad inflation varierar mycket mer än aggregaten importerad och inhemsk inflation
- variansen i Riksbankens prognoser för importerad inflation är mindre än variansen i utfallen
- utvärderingar med årsförändringar och överlappande observationer kan ge felaktiga slutsatser

Analys i ekonomiska modeller

I detta avsnitt görs olika modellsimuleringar med syftet att undersöka om prognoserna för importpriserna varit en viktig faktor bakom prognosfelen i inflationen under senare år. Här behövs en modell med ekonomisk struktur så att man kan reda ut orsakssambanden. Det finns dock ingen

modell som man med säkerhet kan säga är bäst utan flera olika alternativ kan framstå som attraktiva. Riksbanken använder för närvarande en så kallad dynamisk stokastisk allmän jämviktsmodell – Ramses - som bygger på senare tids forskningsrön och som därför lever upp till höga krav från forskningssamhället.[14] Det förefaller rimligt att använda den modellen också i det här sammanhanget. Ramses har en ekonomisk struktur baserad på optimerande, framåtblickande beteende hos ekonomins aktörer. Även om teorin utformats för enskilda aktörer är det en starkt aggregerad modell. I modellen beräknas chocker för olika variabler, bland annat för priserna på importerade konsumtions- och investeringsvaror.

Som alternativ till Ramses används en VAR- (Vektor AutoRegression) modell. En sådan modell utgår *inte* från ekonomisk teori vid modellspecifikationen. I stället väljer man ut de variabler som anses relevanta (som kan vara desamma som i en strukturell modell) och låter alla påverka varandra. En enkel variant med två variabler x_1 och x_2 skulle kunna se ut så här:

$$x_{1t} = a_{10} + a_{11}x_{1t-1} + a_{12}x_{2t-1} + \varepsilon_{1t}$$
$$x_{2t} = a_{20} + a_{21}x_{1t-1} + a_{22}x_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$$

alltså med bara 2 variabler och 1 tidsperiods fördröjning (lag). Nu kan man inte utan vidare tolka (identifiera) ε_{1t} som en chock i variabeln x_1. Det beror på att x_1 inte är härledd från ekonomisk teori, vilket är fallet med en chock i till exempel Ramses. Om nu ε_{1t} är korrelerad med ε_{2t} kommer en chock i x_1 i period t inte enbart att vara en chock i x_1 utan delvis härröra från en chock i x_2. När man utvärderar effekterna av chocker i VAR-modeller brukar man därför försöka se till att chockerna är okorrelerade genom en transformation av matrisen med chocker.[15] Jag har inte gjort det här utan använt den ursprungliga matrisen. Det är rimligt och praktiskt i detta fall eftersom den högst noterade korrelationskoefficienten mellan chockerna i det nedan estimerade systemet är 0,17 och inte statistiskt signifikant skild från noll.

VAR-MODELL

En VAR- (Vektor AutoRegression) modell skattas här på felkorrigeringsform, det vill säga en modell som består av variabler i både nivå och förändringar.[16] På så sätt antas den fånga upp både långsiktiga jämviktssamband och kortsiktig dynamik. Dessa samband är helt baserade på

[14] Se (Adolfson et al. 2007a) för en beskrivning av Ramses.

[15] Den vanligaste formen av transformation kallas för Choleski dekomponering. Den innebär dock att ordningen för hur variablerna inordnas i systemet påverkar effekterna av chocker, vilket gör transformationen mer eller mindre godtycklig.

[16] Modellen skattas i ekonometriprogrammet Eviews. Programmet gör ett test för hur många jämviktsrelationer som finns i data. Dessa jämviktsrelationer inkluderas sedan som nivåtermer i en VAR-modell på differensform. I den här estimerade modellen finns 4 jämviktssamband.

historiska data. VAR-modellen estimeras för perioden 1994 – 2006 så att man undviker den strukturella förändring som skedde med övergången till ny penningpolitik i mitten av 1990-talet. Utvärderingen görs i förhållande till utfallet för perioden 2004Q1 – 2006Q2 och med realtidsdata, det vill säga de data man faktiskt prognostiserade och med den information man hade vid prognostillfället. Modellen estimeras på nytt vid varje prognostillfälle. Realtidsdata används för alla variabler utom internationell BNP.

I VAR-modellen ingår

- inhemska variabler
  - BNP
  - UNDINHX
  - UNDIMPX
  - 3-månadersränta
  - real TCW växelkurs
- utländska variabler
  - internationell BNP (TCW-vägd)
  - internationell inflation (TCW-vägd)

Tidsfördröjningen (lag-längden) har valts till 2 kvartal. Med VAR-modellen görs först obetingade prognoser. Sedan genereras de chocker som krävs i modellen för att generera Riksbankens prognos för importpriserna. Därefter görs en ny prognos med dessa chocker och då får man prognoser för modellens variabler som är betingade på Riksbankens importprisprognos.[17] Vi intresserar oss dock enbart för inflationsprognosen. Som ett ytterligare alternativ betingar jag även prognosen på *importprisutfallet* för att kontrollera att modellen inte levererar en mycket udda inflationsprognos även med full kunskap om importpriserna.

De olika prognoserna på inflationen kan sedan jämföras, vilket görs i diagram 4. Resultaten visar att VAR-modellen överskattar inflationen under perioden 2004Q1 – 2006Q2 med i genomsnitt 0,15 procentenhet. Prognosen betingad på Riksbankens importprisprognos överskattar inflationen med drygt hälften så mycket. Även om skillnaden är liten är den statistiskt signifikant. Det verkar således inte finnas någon speciell inflationsbias i Riksbankens prognosfel i importpriserna jämfört med VAR-modellens prognosfel. Riksbankens prognosfel är också något mindre än i VAR-modellen, cirka 0,05 procentenhet (statistiskt signifikant på 5-procents nivån enligt test av Diebold och Mariano 1995). Dessa beräkningar indikerar alltså att det inte är Riksbankens prognosfel i importpriserna som ligger bakom den överskattade inflationen. Diagram 4 visar prognoser och utfall för UND1X-inflationen.

[17] Prognoser på p^d och p^i genereras i VAR-modellen och inflationen från (1).

Diagram 4. Simulering med VAR-modell som visar UND1X-inflationen 2004Q1–2006Q3

Anm, De olika kurvorna visar – utfall (fet heldragen kurva) – obetingad prognos (blå kurva) – VAR-prognos betingad på Riksbankens prognos på UNDIMPX (röd kurva) samt – VAR-prognos betingad på utfallet i UNDIMPX (grön kurva)

Låt oss titta närmare på simuleringarna och ta resultatet för simuleringen med början 2005Q2 som exempel. Det är det andra diagrammet i fjärde raden. Bilden visar på kraftig överskattning av inflationen och att prognoserna på inflationen blir ungefär desamma oavsett om prognosen är obetingad, betingad på Riksbankens prognos eller betingad på det faktiska utfallet. Det betyder att importprisprognosen inte haft någon större betydelse för inflationsprognosen under denna period, som i stället dominerats av andra förändringar.

Prognoserna för 2006Q1, med information från 2005Q4, är annorlunda. Där gjorde VAR-modellen med och utan betingning på Riksbankens prognos ungefär samma prognoser. Däremot gav betingningen på utfallen en betydligt lägre bana. Här kan man alltså hävda att överskattningen av inflationen berodde på prognosfelen i den importerade inflationen. Det förefaller dock bara vara fallet för det senaste årets inflationsbedömning och inte för åren dessförinnan eller för perioden som helhet.

RAMSES

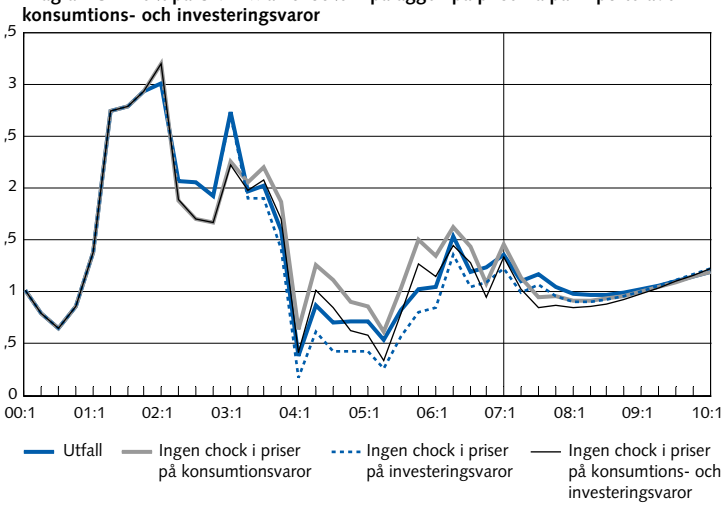
Ramses är en dynamisk stokastisk allmän jämviktsmodell (DSGE) av den svenska ekonomin.[18] I modellen görs bestämda antaganden om de ekonomiska motiven bakom individers och företags beteende: hushåll och företag är framåtblickande och antas sträva efter att maximera sin nytta respektive företagets värde. Beslut baseras på prognoser om framtiden. När Riksbanken använder Ramses för att göra prognoser över den privata sektorns beteende, utgår man alltså samtidigt från att till exempel effekterna av penningpolitiken också styrs av den privata sektorns prognoser för Riksbankens agerande.

Modellen har anpassats för att beskriva utvecklingen av ett antal makroekonomiska variabler med hjälp av Bayesianska estimeringsmetoder. Modellen estimerar 15 ekvationer (12 inhemska och 3 TCW-vägda utländska variabler) för perioden 1986 – 2006 och hänsyn tas till det penningpolitiska regimskiftet i mitten av 1990-talet. Estimeringsmetoden gör det också möjligt att skatta ett antal icke observerbara variabler, bland annat ett antal störningar som driver modellens dynamik.

Två exempel på sådana störningar är chocker i prispåläggen på importerade konsumentvaror respektive importerade investeringsvaror. Modellestimeringen beräknar en hel sekvens av chocker som påverkar det dynamiska förloppet för modellens variabler. Diagram 5 visar inflationsförloppet (UND1X) med och utan dessa chocker i de utländska prispåläggen.

[18] Se (Adolfson et al. 2007b).

Diagram 5. Effekt på UND1X av chocker i påläggen på priserna på importerade konsumtions- och investeringsvaror



Det visar sig att chocken i konsumtionsvaror drar upp och chocken i investeringsvaror drar ner inflationen. Sammantaget ger chockerna i importpriserna en marginell effekt på inflationen, vilket framgår när man jämför den sammanlagda effekten (på den svarta linjen) med det faktiska utfallet (på den feta blåa linjen). Källan till den oväntat låga inflationen är i Ramses i stället den oväntat höga produktivitetstillväxten.

Vad betydde importprisprognoserna?

Den här utvärderingen är framför allt intressant ur ett historiskt perspektiv, eftersom Riksbanken inte längre gör prognoser på UND1X uppdelat i inhemsk respektive importerad inflation. Som nämndes ovan är det kanske heller inte det mest intressanta ur ett penningpolitiskt perspektiv.

Vilka lärdomar kan man då dra av resultaten i denna artikel? Upptäckten av systematiska fel är intressanta, eftersom de pekar på möjligheter till förbättringar. Sådana skulle kunna göras när det gäller prognoser på inflationen och den importerade inflationen på cirka två års sikt och på den inhemska inflationen samt TCW-index på cirka ett års sikt.

När det gäller det som här kallats prisresidual respektive distributionsmarginal ligger potentiella förbättringar kanske inte så mycket på modellplanet som på att försöka ta fram bättre statistik över importpriserna vid gränsen.

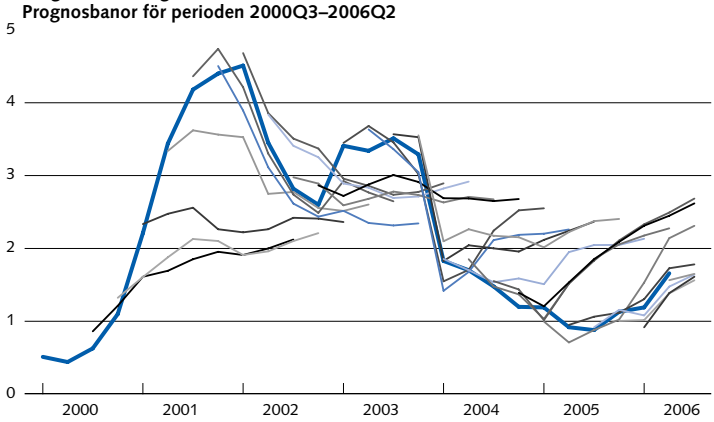
En ytterligare observation är att de systematiska avvikelserna i prognosfelen för importerad inflation inte bara gäller medelvärdet utan även variansen. Avvikelserna här visar att variansen i Riksbankens prognoser är lägre än i utfallen. Man borde alltså eventuellt ta ut svängarna i prognoserna lite mer än vad som gjorts tidigare.

SAMMANFATTNINGSVIS BLIR SLUTSATSERNA AV UTVÄRDERINGEN ATT:

- det finns en signifikant överskattning av importerad inflation och inflation på två års sikt
- kronutvecklingen är systematiskt övervärderad på ett års sikt
- residualpriset är systematiskt överskattat på både ett och två års sikt
- prognosförmågan minskar snabbt med horisonten
- prognosfelen är större för importerad än för inhemsk inflation
- prognosfelen för globalt producentprisindex och distributionsmarginaler är stora
- utvärderingar med årsförändringar och överlappande observationer kan ge felaktiga slutsatser
- variansen i Riksbankens prognoser på importerad inflation är mindre än i utfallen
- prognosfelen i importerad inflation, enligt en simulerad VAR-modell, är en viktig förklaring till överskattningen av inflationen 2006, men inte för undersökningsperioden 2004-2006 som helhet
- prognosfelen i importerad inflation – priser på importerade konsumtions- respektive investeringsvaror – enligt simulering i modellen Ramses, inte är viktiga för att förklara inflationsutvecklingen under 2003 och framåt

Appendix 1: Beskrivning av prognoser och utfall

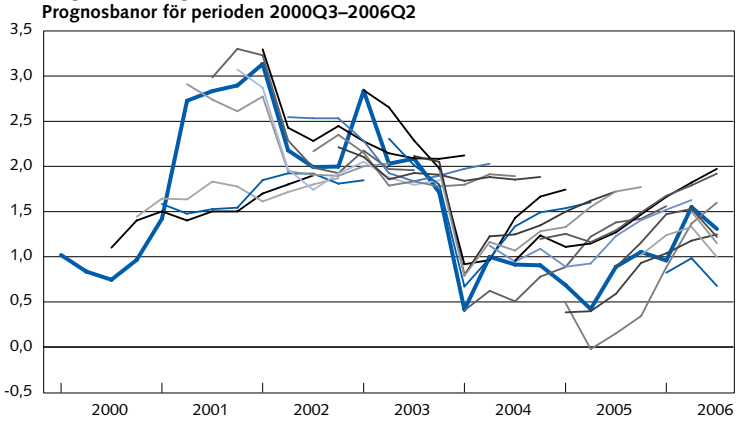
Diagram A1. Prognoser och utfall för UNDINHX
Prognosbanor för perioden 2000Q3–2006Q2



Anm. Fet blå linje är utfall. Övriga linjer representerar prognoser gjorda i olika perioder (en kurva för varje period).

Källor: SCB och Riksbanken.

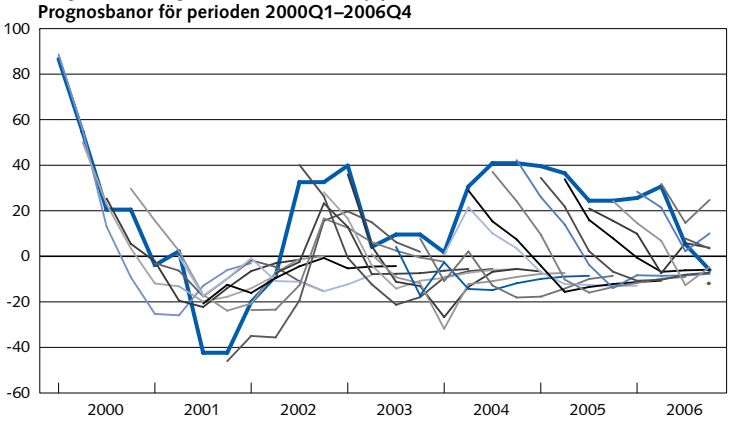
Diagram A2. Prognoser och utfall för UND1X
Prognosbanor för perioden 2000Q3–2006Q2



Anm. Fet blå linje är utfall. Övriga linjer representerar prognoser gjorda i olika perioder (en kurva för varje period).

Källor: SCB och Riksbanken.

Diagram A3. Prognoser och utfall för oljepriset i USD
Prognosbanor för perioden 2000Q1–2006Q4



Anm. Fet blå linje är utfall. Övriga linjer representerar prognoser gjorda i olika perioder (en kurva för varje period).

Källor: SCB och Riksbanken.

Referenser

Adolfson, Malin et al., "RAMSES - en ny allmänjämviktsmodell för penningpolitisk analys," *Penning och valutapolitik* (2) (2007a).

Adolfson, Malin, Laséen, Stefan, Lindé, Jesper, och Villani, Mattias. Evaluating an Estimated New Keynesian Small Open Economy Model. 203. 2007b. Stockholm, Sveriges riksbank. Working Paper Series. Ref Type: Report

Andersson, Michael, Karlsson, Gustav och Svensson, Josef, (2007) "En utvärdering av Riksbankens prognosförmåga."

Assarsson, Bengt, "Inflation och relativa prisförändringar i den svenska ekonomin," *Penning och valutapolitik* (3): 43-61 (2004).

Benigno, Pierpaolo, "Optimal Monetary Policy in a Currency Area," *Journal of International Economics.July 2004* 63: 293-3200 (2004).

Burstein, Ariel T., Joao C. Neves, och Sergio Rebelo, "Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics during Exchange-Rate-Based Stabilizations," *Journal of Monetary Economics.September 2003* 50: 1189-12144 (2003).

Carling, Alf m fl. 2000. *Konsumentprisindex.*SOU 2000:124.

Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, och Charles L. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy, February 2005, v.113, iss.1, pp.1 45* (2005).

Corsetti, Giancarlo och Paolo Pesenti, "International Dimensions of Optimal Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics, March 2005, v.52, iss.2, pp.281 305* (2005).

Diebold, Francis X. och Roberto S. Mariano, "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics* 13 (3): 253-263 (1995).

Faia, Ester. Optimal monetary policy rules with labor market frictions. 2006. ECB. Working Paper Series. Ref Type: Report

Hansson, Jesper och Johansson, Jesper, (2007) "Nya inflationsmått för penningpolitisk analys", Penning och Valutapolitik, nr 2.

Huang, Kevin X. D. och Zheng Liu, "Inflation Targeting: What Inflation Rate to Target?," *Journal of Monetary Economics, November 2005, v.52, iss.8, pp.1435 62* (2005).

Mankiw, N. Gregory och Ricardo Reis, "What Measure of Inflation Should a Central Bank Target?," *Journal of the European Economic Association, September 2003, v.1, iss.5, pp.1058 86* (2003).

Marzo, Massimiliano, "Optimal Monetary Policy with Price and Wage Rigidities," *Economic Notes, February 2006, v.35, iss.1, pp.63 95* (2006).

Monacelli, Tommaso, "Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment," *Journal of Money, Credit, and Banking, December 2005, v.37, iss.6, pp.1047 66* (2005).

Pindyck, Robert S. och Daniel L. Rubinfeld. 1998. *Econometric Models and Economic Forecasts.* 4th ed.Mc-GrawHill.

Schmitt-Grohe, Stephanie och Martin Uribe, "Optimal Fiscal and Monetary Policy under Imperfect Competition," *Journal of Macroeconomics, Special Issue June 2004, v.26, iss.2, pp.183 209* (2004).

Woodford, Michael. 2003. *Interest and Prices. Foundations of a Theory of Monetary Policy.* Princeton and Oxford: Princeton University Press.

Appendix 2: Tabellbilaga

Tabell T1. Prognosfel i olika variabler och horisonter 2000Q1 – 2006Q3. Medelvärde ME på olika horisonter och för alla horisonter. Prognoser i årstakt.

Horisont	Alla	1	2	3	4	5	6	7	8	9
UNDIMPX	-0.271	-0.001	-0.227	-0.141	-0.109	-0.103	-0.160	-0.388	-0.556	-0.758
UNDINHX	0.152	0.014	0.126	0.262	0.350	0.403	0.335	0.163	-0.022	-0.261
UND1X	0.012	0.007	0.010	0.129	0.198	0.236	0.173	-0.020	-0.198	-0.426
TCW-index	2.071	0.212	1.154	2.383	3.404	3.962	3.329	2.247	1.223	0.450
Residualpris	-2.309	-0.173	-1.229	-2.412	-3.428	-4.052	-3.542	-2.697	-1.787	-1.303
PPI	1.306	0.250	0.716	1.349	1.708	1.881	1.933	1.908	2.006	2.130
Distr.marg.	-3.250	-0.122	-1.184	-2.641	-4.212	-5.762	-6.271	-5.997	-4.765	-2.828

Tabell T2. RMSE i olika variabler och horisonter 2000Q1 – 2006Q3. Medelvärde på olika horisonter och för alla horisonter. Prognoser i årstakt

Horisont	Alla	1	2	3	4	5	6	7	8	9
UNDIMPX	0.879	0.189	0.975	1.103	0.872	0.931	0.948	0.938	0.970	0.985
UNDINHX	0.887	0.122	0.415	0.635	0.854	1.029	1.214	1.277	1.257	1.182
UND1X	0.617	0.097	0.460	0.555	0.584	0.655	0.812	0.814	0.827	0.744
TCW-index	3.453	1.308	2.426	3.178	3.861	4.498	5.014	4.363	3.569	2.864
Residualpris	3.301	1.315	2.277	2.934	3.736	4.341	4.763	4.272	3.492	2.578
PPI	0.396	0.423	0.827	0.460	0.253	0.232	0.306	0.384	0.293	0.385
Distr.marg.	2.085	0.727	1.577	2.153	2.546	2.660	2.993	3.379	2.300	0.429

Tabell T3. Prognosfel i olika variabler och horisonter 2000Q3 – 2006Q3. Medelvärde på olika horisonter och för alla horisonter. Prognoser i första differenser.

Horisont	Alla	1	2	3	4	5	6	7	8	9
UNDIMPX	-0.104	0.039	-0.032	-0.035	-0.091	-0.059	-0.204	-0.236	-0.194	-0.197
UNDINHX	0.041	0.028	0.134	0.144	0.104	0.069	0.054	-0.013	-0.062	-0.167
UND1X	-0.007	0.024	0.080	0.083	0.043	0.027	-0.028	-0.089	-0.102	-0.180
TCW-index	0.467	0.185	0.954	1.148	0.859	0.575	0.348	0.112	-0.089	-0.322
Residualpris	-0.599	-0.146	-1.059	-1.182	-0.950	-0.634	-0.552	-0.348	-0.105	-0.075
PPI	0.252	0.224	-0.664	0.392	0.404	0.530	0.585	0.437	0.627	0.824
Distr.marg.	-0.635	-0.100	0.060	-1.115	-1.323	-1.256	-1.159	-0.550	0.286	0.221

Tabell T4. RMSE i olika variabler och horisonter 2000Q3 – 2006Q3. Medelvärde på olika horisonter och för alla horisonter. Prognoser i första differenser

Horisont	Alla	1	2	3	4	5	6	7	8	9
UNDIMPX	0.879	0.187	0.863	0.951	0.931	0.982	0.991	0.947	0.948	1.110
UNDINHX	0.361	0.119	0.360	0.390	0.412	0.448	0.511	0.381	0.367	0.261
UND1X	0.362	0.095	0.414	0.390	0.411	0.439	0.472	0.344	0.339	0.349
TCW-index	1.649	1.221	1.761	1.999	1.886	1.740	1.700	1.573	1.499	1.462
Residualpris	1.591	1.228	1.560	1.879	1.935	1.651	1.676	1.596	1.397	1.400
PPI	1.196	4.358	2.738	0.488	0.421	0.496	0.480	0.531	0.438	0.812
Distr.marg.	2.006	4.815	3.437	1.704	1.371	1.448	1.445	1.237	0.590	-