Inflationsprognos med osäkerhetsintervall

Av Mårten Blix och Peter Sellin*
Mårten Blix och Peter Sellin är verksamma vid ekonomiska avdelningen.

Sedan december 1997 innehåller Riksbankens inflationsrapport en inflationsprognos med ett osäkerhetsintervall. Detta intervall illustrerar bankens bedömning av om osäkerheten i prognosen är större eller mindre jämfört med tidigare prognoser och om det är troligare att huvudscenariot i prognosen är en underskattning eller en överskattning av den framtida inflationen. Osäkerhetsintervallet tillsammans med en sannolikhetsfördelning för inflationsprognosen härleds från en osäkerhetsbedömning av de faktorer som anses påverka inflationen.

I januari 1993 antog riksbanksfullmäktige ett explicit inflationsmål. Enligt detta ska den årliga förändringen i konsumentprisindex uppgå till 2 procent ±1 procentenhet.[1] Penningpolitiken bedöms få full effekt på inflationen först på ett till två års sikt. Detta innebär att Riksbanken bör basera sin penningpolitik på en bedömning av den framtida inflationen. Detta görs genom en inflationsprognos som i princip baseras på all relevant ekonomisk information banken har tillgång till vid utarbetandet av prognosen. Den bygger även på antagandet att reporäntan kommer att vara oförändrad under prognosperioden. Riksbanken presenterar sin syn på inflationsutsikterna i regelbundet återkommande inflationsrapporter, vilka har publicerats sedan 1993 (kvartalsvis sedan 1996).

Sedan december 1997 innehåller inflationsrapporten en explicit inflationsprognos med ett osäkerhetsintervall. Att presentera ett osäkerhetsintervall är värdefullt av flera anledningar. För det första illustrerar intervallet att det råder osäkerhet om prognosen. Osäkerheten gäller dels vilka störningar ekonomin kan tänkas utsättas för under prognosperioden, dels hur de ekonomiska sambanden

* Vi är tacksamma för värdefulla synpunkter från Claes Berg, Hans Lindberg, Hans Lindblad, Pernilla Meyersson, Staffan Viotti och Anders Vredin. En utförlig teknisk beskrivning av en metod för beräkning av osäkerhetsintervall finns i Blix och Sellin (1998).

[1] Se Bäckström (1998) för en utförlig diskussion av inflationsmålet.

ser ut, det vill säga hur faktorer som till exempel efterfrågeläget i ekonomin egentligen påverkar inflationen.[2] För det andra ger det Riksbanken en möjlighet att tala om hur dess bedömning av osäkerheten ser ut vid en viss prognoshorisont, exempelvis om sannolikheten för ett inflationsutfall som understiger prognosen i huvudscenariot är större än sannolikheten för ett utfall som överstiger denna prognos.[3] För det tredje skapas förutsättningar för en mer systematisk diskussion i banken kring osäkerhetsbedömningar i inflationsprognosen, när osäkerheten konkret illustreras i form av ett osäkerhetsintervall. Diskussionen fokuseras på källorna till osäkerheten och deras kvantitativa betydelse. Slutligen kan också själva osäkerheten i inflationsbedömningen påverka utformningen av penningpolitiken. En hög osäkerhet kan utgöra ett skäl för en mer försiktig utformning av politiken, för att därmed undvika alltför stora kast i räntebildningen.

En hög osäkerhet kan utgöra ett skäl för en mer försiktig utformning av politiken, för att därmed undvika alltför stora kast i räntebildningen.

I arbetet med inflationsrapporterna på Riksbanken görs en första risk- och osäkerhetsbedömning av ekonomiska avdelningen. Den ligger sedan till grund för direktionens osäkerhetsbedömning, som presenteras i rapporterna. En något annorlunda ansats för att ta fram osäkerhetsintervall för inflationsprognosen används av Bank of England.[4] Där utgår arbetet med osäkerhetsbedömningen från de inflationsrisker som identifieras av dess högsta beslutande organ, den penningpolitiska kommittén (MPC). Denna riskbild får därefter mer detaljerat beskrivas och motiveras av bankens ekonomer. Riksbankens ansats startar däremot nedifrån och går uppåt, eftersom den ursprungliga bedömningen görs av ekonomiska avdelningen. För att implementera en sådan ansats har vi utvecklat en ny metod som på viktiga punkter skiljer sig från vad Bank of England gör. Denna metod samt det sätt den används på beskrivs i denna artikel.

I en traditionell statistisk ansats skulle arbetet med att ta fram osäkerhetsintervallen börja med att man konstruerar en modell avsedd för inflationsprognoser. I en linjär modell med flera variabler skulle de exogena störningarna antas vara normalfördelade. Detta skulle i sin tur innebära att de endogena variablerna (av vilka inflationen utgör en) även de skulle vara normalfördelade. Att härleda osäkerhetsintervall i en sådan modell är ett välkänt och från metodsynpunkt lätthanterat statistiskt problem.[5]

[2] För en beskrivning av dessa samband se Hörngren (1995).

[3] Med inflationsprognosen i huvudscenariot avses den mest sannolika utvecklingen för inflationen under de två närmaste åren.

[4] Se Britton, Fisher and Whitley (1998) för en utförlig beskrivning.

[5] I en icke-linjär multivariat modell skulle man bli tvungen att använda sig av simuleringar för att beräkna osäkerhetsintervallen. Detta är en mer tidskrävande men välkänd procedur.

Vi föredrar en ansats som explicit och så rigoröst som möjligt tar hänsyn till subjektiva bedömningar av osäkerheten i prognosen.

Vi använder dock inte den ovan beskrivna ansatsen, av flera anledningar. För det första använder Riksbanken inte någon enskild modell för att göra inflationsprognoser. För det andra tillåter inte standardansatsen att man använder specifik information som är relevant för just den tidsperiod man är intresserad av att göra en prognos över. För det tredje har det visat sig att subjektiva bedömningar är viktiga för att kunna göra en bra prognos. Vi föredrar därför en ansats som explicit och så rigoröst som möjligt tar hänsyn till subjektiva bedömningar av osäkerheten i prognosen.

Artikeln är strukturerad på följande sätt. Inledningsvis beskriver vi kortfattat arbetet med att ta fram inflationsprognosen i huvudscenariot. Därefter redogör vi för hur bedömningar av osäkerhet och risk i de makrovariabler som är viktigast för den framtida inflationen kan kvantifieras. Slutligen diskuteras hur dessa bedömningar kan vägas ihop till en samlad bild för inflationsprognosfördelningen.

Inflationsprognosen

För en utrikeshandelsberoende ekonomi som den svenska är den internationella konjunktur- och inflationsutvecklingen av stor betydelse. Prognoser över utvecklingen i de ekonomier som utgör våra viktigaste handelspartners är därför en naturlig utgångspunkt för det egna prognosarbetet. En ytterligare internationell faktor av intresse är växelkursen. Förändringar i växelkursen är av betydelse i den mån de påverkar svensk export och import. Dessutom kan växelkursen påverka inflationen mer direkt via importpriserna i svenska kronor. En växelkursbana som är konsistent med den ekonomiska utvecklingen i övrigt är därför en viktig ingrediens i inflationsprognosen. I Alexius och Lindberg (1996) används flera olika modeller för att få en uppfattning om var växelkursen bör ligga på längre sikt. Det kan vara svårare att bedöma hur snabb anpassningen till denna jämviktskurs blir.[6]

Största delen av prognosarbetet består av att göra en bedömning av det framtida efterfråge- och utbudsläget i den svenska ekonomin.[7] Ett inflationstryck kan väntas uppstå om den samlade efterfrågan i ekonomin överstiger den långsiktiga produktionskapaciteten. Ett antal indikatorer kan användas för att bedöma inflationstrycket, till exempel kapacitetsutnyttjandet inom industrin, arbetsmarknadsläget och produktionsgapet. Den sist uppräknade indikatorn mäter skillna-

[6] Se vidare ”Kronkursens långsiktiga utveckling”, fördjupning i Inflationsrapport 1998:3, sid. 27–29.

[7] En utförligare beskrivning av de faktorer som bedöms ha störst betydelse för inflationsutvecklingen diskuteras bland annat i en inledande faktaruta i kapitel 2 i inflationsrapporterna.

den mellan faktisk produktion och det utbud som ekonomin varaktigt förmår producera, den så kallade potentiella produktionen. Den potentiella produktionen kan inte obserververas men den kan uppskattas med hjälp av ett antal olika modeller, som i Apel, Hansen och Lindberg (1996) och Apel och Jansson (1999). Inflationsförväntningarna i ekonomin är också betydelsefulla vid en bedömning av den framtida inflationen. Om ekonomins beslutsfattare förväntar sig högre inflation kan detta i sig leda till inflationsdrivande pris- och löneökningar. Av denna anledning är enkäter om olika aktörers inflationsförväntningar av intresse i prognosarbetet. Inflationsförväntningarna kan även mätas utifrån prissättningen på penningmarknaden, som i Svensson (1993).

Huvudscenariot ger den mest sannolika inflationsutvecklingen under antagandet om oförändrad reporänta. Riksbankens prognoser är därför inte direkt jämförbara med andras prognoser.

Det framgår av denna översiktliga beskrivning att ett stort antal indikatorer och modeller används i arbetet med inflationsprognosen. Till slut måste en samlad bedömning av alla dessa faktorer göras och den mest sannolika inflationsutvecklingen – huvudscenariot – presenteras i bankens inflationsrapport. Det bör framhållas att huvudscenariot ger den mest sannolika inflationsutvecklingen under antagande om oförändrad reporänta. Detta är ett antagande som görs främst av pedagogiska skäl, för att tydliggöra om reporäntan behöver höjas eller sänkas. En konsekvens av antagandet om oförändrad reporänta blir att Riksbankens inflationsprognos inte är direkt jämförbar med andra aktörers inflationsprognoser, eftersom dessa i allmänhet antar någon penningpolitisk reaktion från Riksbankens sida.

Det statistiska mått som bäst motsvarar prognosen i huvudscenariot är typvärdet, eftersom det är det mest sannolika utfallet i fördelningen (eller snarare värdet svarande mot toppen på fördelningen). I en normalfördelning sammanfaller de vanligaste måtten på fördelningens mitt – medelvärde, typvärde och median – men så är ej fallet i de flesta andra fördelningar.[8] I den fördelning som Riksbanken använder (och som diskuteras nedan) *kan* måtten sammanfalla men *behöver* inte göra det. En fördel med typvärdet är att det inte tar hänsyn till risken för extrema händelser. Detta är samtidigt en svaghet, eftersom typvärdet inte använder information från hela fördelningen.[9]

[8] Se appendixet för definitioner av de olika måtten.

[9] Typvärdet, såväl som medelvärdet och medianen, kan dock vara ett missvisande mått på fördelningens mitt om fördelningen har mer än *en* ”topp”. Typvärdet väljer då ut endast en av topparna och ignorerar information om andra toppar. Vad gäller medianen och medelvärdet är situationen inte bättre, eftersom de riskerar att välja ut det minst sannolika utfallet. Detta problem uppstår dock inte i den fördelning som Riksbanken arbetar med, eftersom den bara har en topp.

Den viktigaste frågan är egentligen inte vilket mått på fördelningens mitt som väljs utan om prognosfördelningen ter sig rimlig.

Til syvende og sist bör det påpekas att olika mått på fördelningens mitt bara är olika sätt att sammanfatta information om fördelningen på ett mer lättolkat och standardiserat sätt. Den viktigaste frågan är egentligen inte vilket mått på fördelningens mitt som väljs utan om prognosfördelningen ter sig rimlig. Givet att fördelningen är rimlig så innehåller den mer information än de ovan nämnda lägesmåtten. En del av denna information kan fångas genom att använda ytterligare mått, till exempel varians, skevhet och kurtosis.[10] Om fördelningen exempelvis har ovanligt stor varians – vilket kan tolkas som att osäkerheten är större än vanligt – så är detta användbar information för penningpolitikens utformning. I inflationsrapporten från september 1998 angavs den osedvanligt svårbedömda situationen i sig vara ett argument för att inte ändra reporäntan.

Osäkerhetsbedömning och asymmetrisk riskbedömning

Osäkerheten i en faktor kan variera över tiden. Ju viktigare den är för inflationen desto mer bör den påverka inflationsprognosfördelningen.

Den inflationsprognos Riksbanken gör i huvudscenariot är den inflationsbana som anses vara den mest sannolika för de två närmaste åren. Den bygger på en bedömning av den mest sannolika utvecklingen för ett antal faktorer som kan tänkas påverka inflationen, till exempel ekonomins samlade efterfrågan och produktion, importpriser och löner. Men det råder naturligtvis osäkerhet om hur dessa för inflationsutvecklingen viktiga faktorer kommer att utvecklas. Vid en viss tidpunkt kan denna vara större eller mindre, jämfört med den osäkerhet som i ett historiskt perspektiv varit utmärkande för den aktuella faktorn. Detta bör återspeglas i inflationsprognosfördelningen. Ju viktigare en viss faktor är för inflationen, desto större vikt bör den tillmätas vid bedömningen av den totala osäkerheten i inflationsprognosen.

Förutom att prognosen är mer eller mindre osäker än vanligt kan det ibland finnas anledning att förmoda att det är större risk för att prognosen i huvudscenariot underskattar den framtida utvecklingen än för att den överskattar den. Det

[10] Skevhet mäter (grovt uttryckt) om fördelningen är symmetrisk eller inte. Normalfördelningen är ett exempel på en symmetrisk fördelning som därmed inte har någon skevhet. Kurtosis mäter (grovt uttryckt) hur stor risken är för extrema händelser (det vill säga hur tjocka fördelningens svansar är). Kurtosis diskuteras oftast när fördelningen jämförs med en normalfördelning. Det vanligt förekommande uttrycket "excess kurtosis" innebär att fördelningens svansar är tjockare än i en normalfördelning.

föreligger då en så kallad uppåtrisk i prognosen. En nedåtrisk i prognosen skulle på motsvarande sätt föreligga om man bedömer att det är mer sannolikt att huvudscenariot överskattar den framtida utvecklingen. Man kan alltså tänka sig att osäkerheten är asymmetrisk runt huvudscenariot. En sådan asymmetri i prognosfördelningen för en faktor som påverkar inflationen bör avspeglas i form av en asymmetri i inflationsprognosfördelningen. Precis som i fallet med osäkerheten vi diskuterade ovan bör den asymmetriska risken tillmätas större vikt (för asymmetrin i fördelningen för inflationsprognosen), ju viktigare den aktuella faktorn är för inflationen. Som mått på asymmetrin – eller skevheten – i prognosfördelningen använder vi skillnaden mellan typvärdet och medelvärdet.[11]

En faktor kan ha asymmetriska risker. Ju viktigare faktorn är för inflationen, desto mer bör asymmetrin påverka inflationsprognosfördelningen.

Rent praktiskt går arbetet med bedömningarna av osäkerhet och asymmetrisk risk till på följande vis: bankens ekonomer gör prognoser, på ett och två års sikt, för de faktorer de är experter på att bedöma. Därefter anger de, för varje prognoshorisont, om bedömningarna är mer eller mindre osäkra än normalt. I Tabell 1 har ekonom Y.Y. angett att han uppfattar osäkerheten i faktor 1 för 1999 som 90 procent av vad som historiskt uppfattats som normalt. Man skulle till exempel kunna tänka sig att faktor 1 har med lönebildningen att göra och att några viktiga avtal nyligen ingåtts på arbetsmarknaden. Detta gör att osäkerheten bedöms vara mindre än normalt. Om vi i stället till exempel närmar oss en vändpunkt i konjunkturen skulle detta kunna medföra en större osäkerhet, eftersom vändpunkter är notoriskt svåra att prognostisera. Ett ytterligare exempel som kan leda till större osäkerhet är om ett politiskt val kommer att inträffa under prognosperioden. För 2000 har Y.Y. angett 1,00, vilket innebär att osäkerheten varken är större eller mindre än normalt. Ekonomerna anger även om de anser uppåtrisken i prognosen vara större eller mindre än 50 procent. En bedömare som angett uppåtrisken till till exempel 55 procent anser alltså att det finns en viss uppåtrisk i prognosen, medan en som angett uppåtrisken till 50 procent anser att det är lika stor risk för att prognosen visar sig vara en överskattning som att den visar sig vara en underskattning. Rapporterar en ekonom uppåtrisken till mindre än 50 procent, som Z.Z. i Tabell 1 för 1999, menar hon i konsekvens härmed att det föreligger en nedåtrisk.

[11] Detta mått är proportionellt mot det tredje centralmomentet, som vanligen används för att konstruera ett mått på skevheten i en sannolikhetsfördelning. Se appendixet för en utförligare beskrivning.

Tabell 1. Osäkerhetsbedömning och asymmetrisk riskbedömning

	Osäkerhet		Asymmetrisk risk		Ekonom
	1999	2000	1999	2000	
Faktor 1	0,90	1,00	50	55	Y.Y
Faktor 2	1,00	1,10	45	50	Z.Z.

Alla som deltar i prognosarbetet träffas för att gemensamt diskutera och jämka samman sina bedömningar till en konsistent bild.

Vad är det som gör att osäkerhets- och riskbedömningarna blir konsistenta med varandra? En subjektiv bedömning i form av en procentsiffra måste åtföljas av en motivering i ekonomiska termer. Detta görs för att skapa ett underlag för konsistensdiskussioner om den samlade osäkerhetsbilden. Alla som deltar i prognosarbetet träffas för att gemensamt diskutera och jämka samman sina bedömningar till en konsistent bild. Ansatsen med bedömning av osäkerhet och asymmetrisk risk gör att dessa möten blir ett givande forum för en fokuserad diskussion bland dem som är involverade i arbetet med inflationsprognosen. Under en sådan diskussion skulle man kunna tänka sig att de ursprungliga bedömningarna av till exempel asymmetrisk risk för faktorerna 1 och 2 i Tabell 1 får jämkas ihop, därför att de asymmetriska riskerna för dessa två faktorer rimligen bör vara likartade. Detta skulle till exempel kunna föranleda Y.Y. att revidera sina siffror till 47 för 1999 och 53 för 2000. I ett senare skede kommer även bankens ledning in i diskussionen om inflationsprognosen och osäkerhetsbedömningen kring denna. En diskussion om olika bedömningar av osäkerheten kan då föras i mycket konkreta termer kring de faktorer som påverkar inflationen, och Riksbankens slutliga bedömning växer så småningom fram.

För varje faktor som är av betydelse för inflationen har vi nu alltså en prognos i huvudscenariot, en bedömning av om osäkerheten är större eller mindre än vad som varit utmärkande för denna faktor i ett historiskt perspektiv samt en bedömning av om det är större risk att prognosen i huvudscenariot överskattar än att den underskattar den framtida utvecklingen. På något sätt måste vi sammanfatta och väga ihop all denna information till en bedömning av osäkerhet och asymmetrisk risk i inflationsprognosen. Detta beskrivs i nästa avsnitt som är av mer metodmässig och teknisk karaktär och redogör för hur en speciell sannolikhetsfördelning för inflationsprognosen kan konstrueras så att den avspeglar de subjektiva bedömningar som gjorts rörande osäkerhet och asymmetrisk risk i för inflationen viktiga variabler.

Inflationsprognosens sannolikhetsfördelning

Den prognosfördelning för inflationen som Riksbanken använder tillåter skevhet.

En sammanfattande beskrivning av prognosen för en viss faktor, samt osäkerheten och den asymmetriska risken i prognosen, kan ges av en sannolikhetsfördelning som tillåter skevhet. Ett exempel på en sådan fördelning är den binormala eller tudelade normalfördelningen, från det engelska ”two-piece normal distribution”.[12] Namnet kommer sig av att fördelningen till vänster om typvärdet är proportionell mot en normalfördelning med en viss standardavvikelse, medan fördelningen till höger om typvärdet är proportionell mot en normalfördelning med en annan standardavvikelse. Om de båda standardavvikelserna skulle vara lika sammanfaller den binormala fördelningen med en vanlig normalfördelning. Den binormala fördelningen kan beskrivas helt och hållet med hjälp av tre parametrar, typvärdet och de två standardavvikelser som nämnts ovan. Detta kan jämföras med den vanliga normalfördelningen som kan beskrivas helt med två parametrar, medelvärdet (som sammanfaller med typvärdet och medianen) och standardavvikelsen.[13]

Vi använder de subjektiva bedömningarna av osäkerhet och asymmetrisk risk för att öka eller minska ”standardavvikelse-parametrarna” i den binormala fördelningen. Ett exempel där vi har 10 procent större osäkerhet än vanligt och 55 procent uppåtrisk ger approximativt[14] en binormal fördelning vars högra del är proportionell mot en normalfördelning med standardavvikelsen 1.10(55/45)S, medan dess vänstra del är proportionell mot en normalfördelning med standardavvikelsen 1.10(45/55)S, där S är standardavvikelsen estimerad på historiska data. Den historiska standardavvikelsen beräknas utifrån de historiska felen i bankens inflationsprognoser, justerat för antagandet om konstant reporänta.[15] Figur 1 visar den binormala fördelningen tillsammans med en normalfördelning med samma typvärde och med standardavvikelsen S=1. Den binormala fördelningen är skev uppåt, eftersom medelvärdet är högre än typvärdet, vilket innebär att sannolikheten för utfall som överstiger prognosen är större än sannolikheten för utfall som understiger prognosen. Standardavvikelsen för den binormala fördelningen är en funktion av de två ”standardavvikelse-parametrarna” och är större än den

[12] Se appendixet för en kortfattad beskrivning av den binormala fördelningen och John (1982) för en utförligare beskrivning. Denna fördelning ska inte förväxlas med en bivariat normalfördelning, vilken är en normalfördelning för två variabler som båda var för sig är normalfördelade.

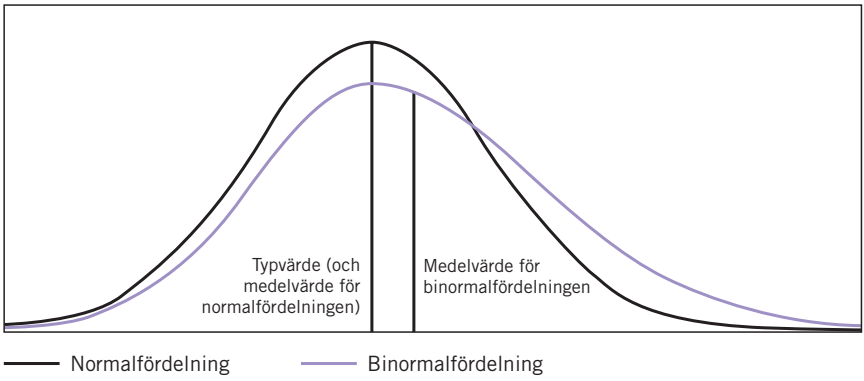
[13] Se appendixet för en beskrivning av de aktuella sannolikhetsfördelningarna.

[14] Se Blix och Sellin (1998) för de exakta formlerna.

[15] Eftersom inflationsprognosen görs under antagande om konstant reporänta så tas inte hänsyn till att Riksbankens ränteförändringar påverkar efterfrågan i ekonomin och därmed inflationen.

tidigare standardavvikelsen S, vilket reflekterar både den 10 procent större osäkerheten och den asymmetriska risken.

Figur 1. Normalfördelning och binormalfördelning



Inflationsprognosfördelningen bör vara skev om någon av faktorerna är skev.

Det finns inget enkelt sätt att väga ihop fördelningarna för de olika faktorprognoserna till en fördelning för inflationsprognosen. Om vi till exempel antog ett linjärt samband mellan makrovariablerna och inflationen skulle vi i princip kunna härleda prognosfördelningen för inflationen. Dessvärre är denna ansats inte direkt genomförbar, eftersom resultatet om man väger ihop flera binormala variabler – i motsats till om variablerna är normalfördelade – inte blir någon känd fördelning. Dock är det en rimlig utgångspunkt att en sådan hopvägning bör resultera i en skev fördelning, om fördelningen för någon av faktorerna är skev.[16] Vi använder således en binormal fördelning som en approximation för den okända fördelningsfunktionen för inflationsprognosen.

En återstående nyckelfråga är dock hur bedömningarna ska vägas ihop till en samlad bild för inflationsprognosfördelningen. Vi väljer att *anta* att skevheten i fördelningen är summan av skevheterna i makrovariablerna, viktat för dess betydelse för den framtida inflationen. Om till exempel faktor 1 har skevheten –0,1 procentenhet blir dess nettobidrag till inflationsskevheten –0,1 procentenhet gånger faktorns vikt, och så vidare för alla andra faktorer. Hur dessa beräkningar är uppbyggda redogör vi för i detalj i Blix och Sellin (1998). Märk väl att det med denna metod inte behövs några bedömningar av osäkerheten respektive den

[16] Man skulle naturligtvis kunna tänka sig en situation där olika skevheter tar ut varandra när de vägs ihop.

asymmetriska risken i inflationsprognosfördelningen utan att dessa *härleds* från motsvarande bedömningar för de olika faktorer som antas påverka inflationen. Vi har alltså utvecklat en metod som kopplar osäkerhets- och riskbedömningar i makrovariablerna till sannolikhetsfördelningen för inflationsprognosen.

Vi har utvecklat en metod som kopplar osäkerhets- och riskbedömningar i makrovariablerna till sannolikhetsfördelningen för inflationsprognosen.

Även om de antaganden vi har gjort ovan utmynnar i en statistisk approximation är det viktigt att betona att de huvudsakligen motiveras utifrån makroteori. Detta är kanske enklast att illustrera med några exempel som visar att antagandet är *kvalitativt* rimligt. Om vi först utgår från normfallet, där ingen av makrovariablerna har någon skevhet, innebär vårt antagande att fördelningen för inflationsprognosen inte heller kommer att ha någon skevhet. Vi anser att detta är en rimlig egenskap som utgångspunkt för sambandet mellan makrovariablerna och inflationen. Om det däremot finns till exempel en nedåtrisk (negativ skevhet) i konsumtionsbedömningen innebär antagandet att inflationsfördelningen också kommer att ha en nedåtrisk, eftersom vikten för konsumtion bör vara positiv. Vad händer om vi antar att det finns en uppåtrisk i en annan variabel, till exempel i löneutvecklingen? Huruvida summan av skevheten i konsumtionen och skevheten i löner bidrar till en positiv eller negativ skevhet i inflationsfördelningen beror på två saker: dels på hur stora skevheterna är, dels på deras relativa betydelse (vikt) för inflationsutvecklingen. Detta exempel kan också användas för att undersöka om inflationsskevheten är *kvantitativt* rimlig.

Varifrån kommer vikterna? Det som är notabelt i vår metod är att vikterna återspeglar makrovariablernas betydelse för inflationsutvecklingen. De vikter som används på Riksbanken är härledda från en makroekonometrisk modell som beräknar effekten på inflationen ett och två år framåt från förändringar i respektive makrovariabel.

Det som är notabelt i vår metod är att vikterna återspeglar makrovariablernas betydelse för inflationsutvecklingen.

Beräkningarna resulterar därmed i en fördelning för inflationsprognosen som avspeglar den subjektiva osäkerheten, samt uppåt- och nedåtriskerna i prognoserna för de olika faktorer som är av betydelse för inflationen. Om fördelningen skulle vara mycket skev (uppåt- eller nedåtrisken är stor) kan detta ge skäl till att revidera den ursprungliga prognosen i huvudscenariot. Det är i sista hand en bedömningsfråga huruvida en extrem händelse, till exempel ett stort efterfrågebortfall på grund av en eventuell, stark fördjupning av Asienkrisen, ska påverka huvudscenariot eller ej.

Beräkning av osäkerhetsintervall

Utgångspunkt för beräkning av osäkerhetsintervallen för inflationsprognosen är de två beräknade sannolikhetsfördelningarna för inflationsprognosen på ett och två års sikt. Vi använder den prognos som gjordes till Inflationsrapport 1998:4 som exempel, eftersom den väl illustrerar den skevhet som fördelningen vi använder oss av medger. Figur 2 visar sannolikhetsfördelningen för inflationsprognosen på ett och två års års horisont, december 1999 respektive december 2000. Den streckade linjen visar inflationsprognosen i huvudscenariot (typvärdet). Vi har markerat osäkerhetsintervallen inom vilka inflationen med 90 procents sannolikhet bedöms ligga. Detta innebär att risken för att hamna ovanför den övre gränsen eller nedanför den undre gränsen av intervallet båda är 5 procent.[17]

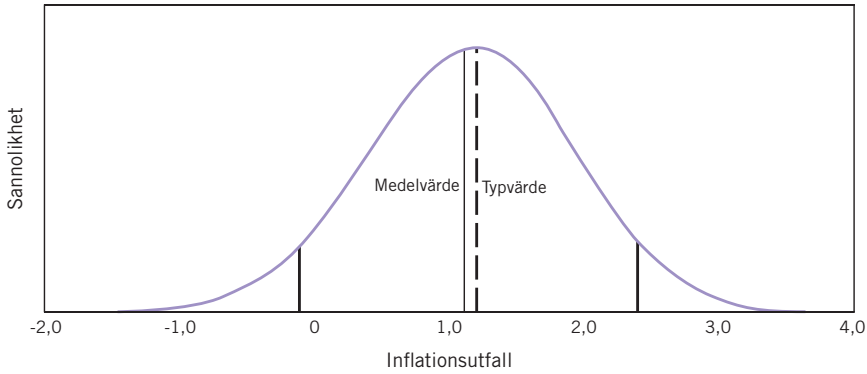
Osäkerhetsbedömningen i Inflationsrapport 1998:4 resulterade i att det bedömdes mer sannolikt att inflationsprognosen överskattade den framtida inflationen än att den underskattade den.

Medelvärdet för fördelningen för inflationsprognosen ett år framåt är 0,1 procentenhet lägre än typvärdesprognosen i huvudscenariot, medan det är knappt 0,2 procentenheter lägre för tvåårsprognosen. Båda fördelningarna karakteriseras alltså av en negativ skevhet. Detta återspeglar den nedåtrisk som fanns i inflationsprognosen på både ett och två års sikt. Osäkerhetsbedömningen resulterade således i att det bedömdes mer sannolikt att inflationsprognosen överskattade den framtida inflationen än att den underskattade den. Orsaken till skevheten kan vi spåra tillbaka till skevheter i fördelningarna i vissa av de faktorer som är av betydelse för inflationen. I Inflationsrapport 1998:4 sammanfattas orsakerna till skevheten på följande sätt: ”Sammantaget finns det en nedåtrisk i inflationsbedömningen som beror på risken för en kraftigare och mer långvarig internationell konjunkturnedgång.” (sid. 42)

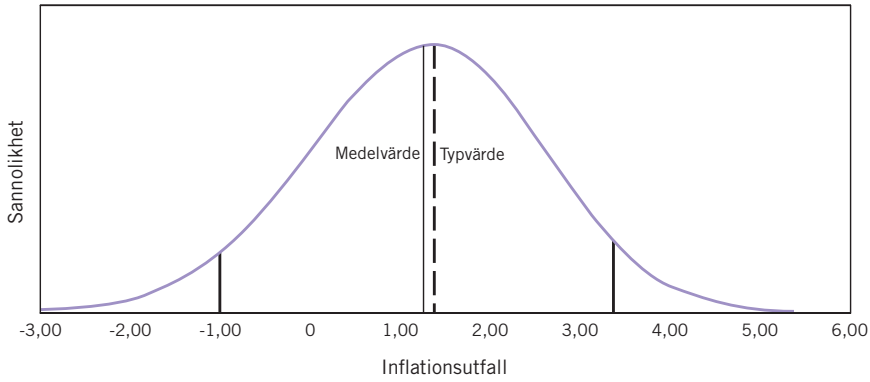
Ett alternativt sätt att presentera osäkerhetsintervallen på är att använda sig av ett så kallat trattdiagram som visas i Figur 3. Detta bygger på fördelningarna i Figur 2, vilka återspeglas som genomskärningar av tratten i Figur 3 vid tidpunkterna december 1999 och december 2000. De yttre gränserna i tratten utgörs av de 90-procentiga osäkerhetsintervallen. I tratten visas även de 75-procentiga och 50-procentiga osäkerhetsintervallen samt prognosbanan i huvudscenariot (den streckade linjen). För tidsintervallen mellan decembersiffrorna interpolerar man för att få fram tratten. Det går till så att man månadsvis räknar upp intervallen

[17] Wallis (1999) kritiserar Bank of England för att de inte har symmetriska intervall. Innebörden av detta är att – i motsats till Riksbankens osäkerhetsintervall – sannolikheten för att över- respektive underskrida intervallen skiljer sig åt. De skulle till exempel kunna vara 3 respektive 7 procent. Se även The Economist (1999).

Figur 2 a. 90 procents osäkerhetsintervall för KPI-prognos december 1999



Figur 2 b. 90 procents osäkerhetsintervall för KPI-prognos december 2000

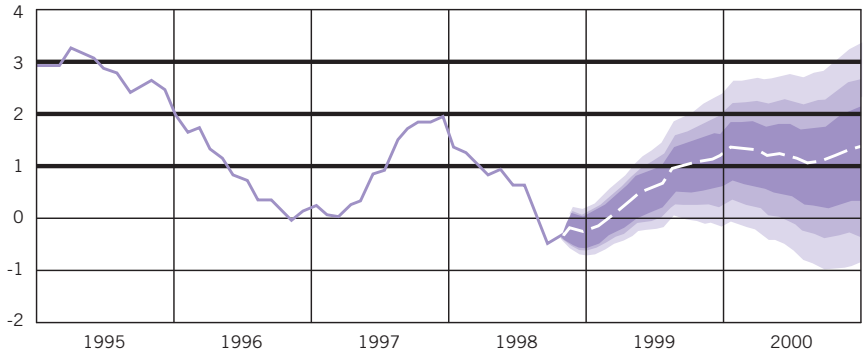


med en viss faktor. Faktorn måste väljas så att man landar i de intervallsgränser som är givna för december 1999 respektive december 2000. Trattdiagrammet har flera fördelar jämfört med Figur 2. För det första behövs endast ett diagram. För det andra kan man se hela prognosbanan samt den faktiska utvecklingen fram till prognostidpunkten. Diagrammet illustrerar även hur osäkerheten utvecklas med prognoshorisonten. Bredden på osäkerhetsintervallen ovanför prognosen jämfört med bredden på intervallen nedanför prognosen illustrerar var tyngdpunkten på osäkerheten bedöms vara. Om det inte bedöms finnas någon asymmetrisk risk kommer intervallen ovanför respektive nedanför prognosen att vara lika stora.

Ytterligare ett sätt att illustrera osäkerhetsintervallen för inflationsprognosen på är att beräkna sannolikheten för att inflationen hamnar i ett visst intervall. Detta låter sig lätt göras, eftersom vi känner hela sannolikhetsfördelningen för in-

flationsprognosen. Tabell 2 är hämtad från Inflationsrapport 1998:4 och visar sannolikheterna för en inflation under 1 procent, mellan 1 och 2 procent, mellan 2 och 3 procent samt över 3 procent på ett och två års sikt.

Figur 3. KPI med osäkerhetsintervall. Årlig procentuell förändring



Tabell 2. KPI-inflation. Sannolikhet i procent för olika utfall Tolvmånaderstal

Dec–dec	KPI<1	1<KPI<2	2<KPI<3	KPI>3	Summa
1999	42	45	12	1	100
2000	41	30	20	9	100

Källa: Inflationsrapport 1998:4

För 2000 var bedömningen i Inflationsrapport 1998:4 att Riksbankens mål på 2 procent sannolikt skulle komma att underskridas, under antagandet om oförändrad reporänta.

Sannolikheten för att inflationen kommer att ligga inom toleransintervallet för 1999 bedömdes i december 1998 alltså till 45+12=57 procent. Det ansågs också föreligga en betydande sannolikhet (på 42 procent) för att inflationen skulle komma att understiga 1 procent, medan sannolikheten för att inflationen skulle överstiga 3 procent ansågs vara obetydlig (1 procent). För 2000 var bedömningen likartad, det vill säga att Riksbankens mål på 2 procent sannolikt skulle komma att underskridas, under antagandet om oförändrad reporänta.

Sammanfattning

I denna artikel har vi presenterat en ny metod för att härleda en sannolikhetsfördelning för inflationsprognosen. Denna avspeglar de subjektiva bedömningar som gjorts rörande osäkerhet och asymmetrisk risk i de faktorer som bedöms på-

verka inflationen. Vi har även i grova drag redogjort för hur denna metod används i praktiken.

Analysen bygger på två sorters bedömningar. För det första görs en bedömning av huruvida osäkerheten i prognosen är större eller mindre än den osäkerhet som i ett historiskt perspektiv varit utmärkande för den aktuella faktorn. För det andra görs en bedömning av huruvida det är större risk för att prognosen i huvudscenariot underskattar den framtida utvecklingen än för att den överskattar den. Dessa bedömningar avspeglas i en binormal sannolikhetsfördelning för varje faktor. Sannolikhetsfördelningarna vägs sedan ihop till en sannolikhetsfördelning för inflationsprognosen, vilken används för att beräkna osäkerhetsintervallen runt huvudscenariot. Ihopvägningen görs med vikter som återspeglar makrovariablernas betydelse för inflationsutvecklingen.

Arbetet med osäkerhetsbedömningarna görs först på ekonomiska avdelningen, samtidigt som huvudscenariot arbetas fram. Det är naturligt att den som har expertkunskaper rörande en viss faktor gör bedömningarna för just den faktorn. Men för att ekonomernas bedömningar ska vara samstämmiga träffas man och jämkar samman den till en konsistent bild. Ekonomiska avdelningens osäkerhets- och riskbedömning utgör sedan utgångspunkt för direktionens diskussion kring densamma. En diskussion om olika bedömningar av osäkerheten kan då föras i mycket konkreta termer kring de faktorer som påverkar inflationen. Direktionens inflationsbedömning kan innebära att huvudscenariot och fördelningen för inflationsprognosen revideras. Denna slutliga bedömning presenteras i bankens inflationsrapport och gör det möjligt att på ett pedagogiskt sätt kommunicera bankens syn på osäkerhet samt uppåt- och nedåtrisker för inflationsprognosen i huvudscenariot.

Appendix

Definitioner av vanliga mått på genomsnitt

Låt fördelningen definieras av $f(x)$. Medelvärdet är definierat som $\int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx$; medianen är det värde μ som uppfyller $\int_{-\infty}^{\mu} f(x)dx = 0,5$ och typvärdet är det värde μ som uppfyller $\left.\frac{\partial f}{\partial x}\right|_{x=\mu} = 0$.

Den binormala fördelningen

En vanlig normalfördelning defineras av

$$f(x;\mu,\sigma) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right\}.$$

Den binormala fördelningen består av två sådana vanliga normalfördelningar med samma μ men med olika standardavvikelse:

$$f(x;\mu,\sigma_1,\sigma_2) = \begin{cases} C\exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_1^2}(x-\mu)^2\right\} & \text{för } x \le \mu \\ C\exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_2^2}(x-\mu)^2\right\} & \text{för } x > \mu, \end{cases}$$

där $C = k(\sigma_1 + \sigma_2)^{-1}, k = \sqrt{2/\pi}$ och μ är typvärdet. C är en integrationskonstant som behövs för att skala normalfördelningarna när de jämkas samman.

Sannolikheten för utfall mellan L_1 och L_2 för den binormala fördelningen är härledd i John (1982), och är

$$pr[L_1 \le x \le L_2] = \int_{L_1}^{L_2} f(x)dx = \frac{2\sigma}{(\sigma_1+\sigma_2)}\left[\Phi\left(\frac{L_2-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{L_1-\mu}{\sigma}\right)\right],$$

där $\Phi(.)$ är den kumulativa standard-normalfördelningen och

$$\begin{cases} \sigma = \sigma_1 \text{ om } L_1 \le L_2 \le \mu \\ \sigma = \sigma_2 \text{ om } \mu \le L_1 \le L_2. \end{cases}$$

Variansen ges av

$$var(x) = (1 - k^2)(\sigma_2 - \sigma_1)^2 + \sigma_1\sigma_2$$

och skevheten (det tredje centrala momentet) är

$$E[(x - \mu)^3] = k(\sigma_2 - \sigma_1)[(2k^2 - 1)(\sigma_2 - \sigma_1)^2 + \sigma_1\sigma_2],$$

vilket är proportionellt mot $k(\sigma_2 - \sigma_1)$ eftersom $2k^2 - 1 > 0$. Därför använder vi det enklare uttrycket

$$\gamma \cong \tilde{\mu} - \mu = k(\sigma_2 - \sigma_1)$$

för att beskriva skevheten. Fördelen med detta är att γ är exakt skillnaden mellan medelvärdet och typvärdet.

Referenser

Alexius, A. och H. Lindberg (1996), ”Kronans reala jämviktskurs”, Penning- och valutapolitik 1996:1, Sveriges riksbank.

Apel, M., J. Hansen och H. Lindberg (1996), ”Potentiell produktion och produktionsgap”, Penning- och valutapolitik 1996:3, Sveriges riksbank.

Apel, M. och P. Jansson (1999), ”System Estimates of Potential Output and the NAIRU”, Empirical Economics, kommande nummer.

Blix, M. och P. Sellin (1998), ”Uncertainty Bands for Inflation Forecasts”, Sveriges Riksbank Working Paper No. 65.

Britton, E., P. Fisher och J. Whitley (1998), ”The Inflation Report Projections: Understanding the Fan Chart”, Bank of England Quarterly Bulletin.

Bäckström, U. (1998), ”Fem år med prisstabilitetsmål”, Penning- och valutapolitik 1998:1, Sveriges riksbank.

The Economist (1999), ”A la mode”, 27 mars 1999, sid 90.

Hörngren, L. (1995), ”Penningpolitik i teori och praktik”, Penning- och valutapolitik 1995:3, Sveriges riksbank.

Inflationsrapport 1998:4, Sveriges riksbank.

John, S. (1982), ”The Three-Parameter Two-Piece Normal Family of Distributions and its Fitting”, Communications in Statistical Theory and Methods, 11 (8), sid 879–885.

Svensson, L.E.O. (1993), ”Terminsräntekurvan – en indikator på marknadsförväntningar om framtida utveckling av räntor, inflation och växelkurs”, Ekonomisk Debatt nr 3.

Wallis, K., ”Asymmetric Density Forecasts of Inflation and the Bank of England’s Fan Chart”, National Institute Economic Review, January 1999.