Prognosmakares förmåga – vad brukar vi utvärdera och vad vill vi utvärdera?

av Michael K. Andersson och Ted Aranki*
Författarna är verksamma på Riksbankens avdelning för penningpolitik.

I denna artikel föreslår vi en metod för att jämföra olika prognosmakares förmåga. Ett problem vid prognosjämförelser är att prognoserna görs vid olika tidpunkter. Detta innebär att prognoserna baseras på olika mängd information. Ju närmare utfallstillfället man kommer för den variabel som prognostiseras, desto mer information har prognosmakaren om hur variabeln har utvecklats. En jämförelse av prognosernas träffsäkerhet bör därför korrigera för skillnader i tillgänglig information. Vi hanterar detta genom att skatta prognosmakarnas förmåga och effekten av informationsmängden simultant.

Den föreslagna jämförelsemetoden appliceras på ett datamaterial som omfattar tio svenska prognosmakare. Data täcker perioden 1999–2008. Vi presenterar betydelsen av informationsmängden och de olika prognosmakarnas förmåga för hela perioden och för ett specifikt år, nämligen 2008, vilket är det senaste helår vi har utfall för.

Vad brukar vi utvärdera och vad vill vi utvärdera?

Inom idrottsvärlden gäller det att vinna, och den som vinner sägs vara den bäste. Men är det sant att den som vinner alltid är bäst (eller att den som är bäst alltid vinner)? Ibland är det sant; en hundrameterslöpare som klyver mållinjen först vinner, och om förutsättningarna har varit rättvisa är det också rimligt att prata om att denne också är bäst.[1] Men det finns sporter där utrustningen är viktig för resultatet – kanske till och med viktigare än utövaren själv. En sådan sport är bilvärldens Formel 1. Man brukar säga att Michael Schumacher är den bäste föraren genom tiderna,

* Vi vill tacka Stefan Palmqvist, Lars E.O. Svensson och Joanna Gerwin för förslag och synpunkter på tidigare utkast. Vi vill dessutom tacka ekonomer på Konjunkturinstitutet för att de delat med sig av datauppgifter. Alla eventuella fel och brister i artikeln är dock vårt eget ansvar.

1 Med tanke på den alltmer frekventa förekomsten av skador och dopning i idrotten kan man dock ifrågasätta om det alltid är den bäste som vunnit.

men det kan ju faktiskt lika gärna vara så att det är bilen som Schumacher körde (Ferrari) som var den bästa bilen genom tiderna.

Motsvarande kan sägas om prognosmakare. Kan man vara säker på att den som rankas högst i en traditionell statistisk utvärdering också är den bäste? Eller kan det möjligtvis vara så att just den prognosmakaren publicerar sina rapporter vid ett senare tillfälle än alla andra och således har ett informationsövertag? Det är därmed inte självklart att den som har bäst träffsäkerhet enligt en (standardmässig) utvärdering också har bäst förmåga att göra prognoser.

Prognosutvärderingar är viktiga

Prognoser är en färskvara. De är intressanta vid publiceringstillfället, men ersätts relativt snart av nya. Det är emellertid viktigt att ibland studera tidigare publicerade prognoser, inte minst då viktiga ekonomiska och politiska beslut ofta baseras på dessa. En vanlig utvärdering av en prognosmakares träffsäkerhet görs med hjälp av genomsnittliga prognosfel, det vill säga utifrån beräkningen av hur mycket prognoserna i genomsnitt avvikit från utfallet. Eftersom ekonomin ständigt påverkas av olika händelser som är svåra att förutsäga varierar träffsäkerheten i prognoserna. Ett stort prognosfel kan till exempel bero på en störning som inte gick att förutse. En utvärdering av enskilda år ger därför enbart begränsad information om prognosmakarens träffsäkerhet. Det är således informativt att även jämföra precisionen mellan olika prognosmakare och helst över en längre tidsperiod.

Sveriges riksbank, Finansdepartementet och Konjunkturinstitutet utvärderar regelbundet sina prognoser och jämför dessa med andra institutioner.[2] Dessutom har exempelvis Blix m.fl. (2001), Bergvall (2005) och Andersson m.fl. (2007) publicerat mer detaljerade utvärderingar av svenska prognosmakare. Bland internationella studier över paneler av prognosmakare återfinns Bauer m.fl. (2003) som utvärderar deltagarna i Blue Chip-panelen bland amerikanska prognosmakare. Goh och Lawrence (2006) jämför precisionen och rangordningen hos några nyzeeländska prognosmakare.

[2] Sveriges riksbank publicerar årligen en prognosutvärdering i "Underlag för utvärdering av penningpolitiken i Sverige". Finansdepartementet och Konjunkturinstitutet redovisar en motsvarande utvärdering i vårpropositionen respektive den första konjunkturrapporten "Konjunkturläget" varje år.

Prognosjämförelser kan vara missvisande

Prognosutvärderingar bygger på analyser av de observerade prognosfelen.[3] Det är vanligt att det genomsnittliga prognosfelet och det genomsnittliga kvadrerade prognosfelet (eller medelabsolutbeloppet av prognosfelet) används för att studera träffsäkerheten i prognoser. Det genomsnittliga prognosfelet visar om det finns ett systematiskt nivåfel (bias) i prognoserna medan medelkvadratfelet sammanfattar bias och spridningen i prognosfelen. Dessa mått kan användas för att jämföra olika prognosmakares träffsäkerhet, och det är önskvärt att de beräknade måtten visar så små värden som möjligt. Prognoser som alltid träffar rätt har ingen bias och deras medelkvadratfel är lika med noll.

Prognosjämförelser baserade på dessa statistiska mått är tillräckliga om de jämförda prognoserna är gjorda vid samma tidpunkt, och därmed baserade på samma informationsmängd. Men eftersom olika prognosmakare publicerar sina prognoser vid olika tidpunkter, vilket i praktiken innebär att prognosmakarna har olika stor informationsmängd (i form av till exempel utfall, indikatorer och övriga aktörers prognoser) när de gör sina prognoser, så är det inte helt rättvisande att jämföra prognosfelen rakt av. En prognosmakare som systematiskt publicerar sina prognoser efter alla andra förväntas i genomsnitt ha en bättre träffsäkerhet än de övriga prognosmakarna.

Vad är det vi vill utvärdera?

En berättigad fråga som uppstår vid jämförelser av olika prognosmakare är om det är prognosmakarnas träffsäkerhet som är det mest intressanta att studera. Eller är det i själva verket deras förmåga att göra prognoser som man vill komma åt? Vanligen jämförs träffsäkerheten trots att det är förmågan som diskuteras.

Om det då är förmågan som är det intressanta, hur separerar man förmågan från andra faktorer som påverkar träffsäkerheten? Detta är inte helt uppenbart. Man kan till exempel dra en parallell till idrottsvärden där man ofta tävlar och jämförs. Michael Schumacher anses av många vara giganten inom Formel 1 då han är historiens mest bekransade förare. Men har Schumacher blivit så framgångsrik på grund av att han varit den skickligaste föraren eller kan det bero på att han kört en bättre bil?[4] I Formel 1 räcker det (förmodligen) inte att vara den skickligaste föraren, det behövs även en mycket bra bil för att man ska kunna vara potentiell total-

[3] Med prognosfel avses skillnaden mellan ett utfall och en prognos. Felet för en prognos som görs vid tidpunkt t och avser ett utfall för en variabel vid tidpunkt T definieras som $\mathrm{pf}(T|t) = \mathrm{utfall}(T) - \mathrm{prognos}(T|t)$.

[4] Nu är det antagligen vinsten (kombinationen av förarens skicklighet och bilens prestanda) som är det mest intressanta i Formel 1.

segrare. Under 2000-talet var Kimi Räikkönen en av Schumachers främste utmanare. Åren 2002–2006 slutade Schumacher 1, 1, 1, 3 och 2 och Räikkönen 6, 2, 7, 2, 5. Räikkönen lyckades alltså placera sig före Schumacher i totalserien endast vid ett av dessa år, nämligen 2005. Är det då rättvist att säga att Schumacher var en bättre förare än Räikkönen under hela perioden?[5] Vi vet att Schumacher under dessa år körde för Ferrari medan Räikkönen körde för McLaren-Mercedes. Är det då helt ställt utom tvivel att Schumacher var den bättre föraren eller kan det ha varit så att Ferraribilarna var bättre än Mercedesbilarna?

I exemplet ovan går det inte att identifiera hur mycket av prestationen som beror på föraren och hur mycket som beror på bilen. För att göra det möjligt att utse den skickligaste föraren skulle de båda förarna ha behövt "bytt" bilar med varandra (gärna med hjälp av slumpmässiga dragningar). Ett annat sätt att identifiera förarens skicklighet vore att låta en tredje förare köra ömsom Ferrari, ömsom Mercedes. Detta skulle ge en objektiv jämförelse mellan bilarna och därefter skulle förarnas skicklighet kunna identifieras givet bilarnas prestanda.

Vid jämförelser mellan prognosmakare händer det att den som gör utvärderingen anger när de prognoser som jämförs är gjorda. Konjunkturinstitutet relaterar publiceringstidpunkten för respektive prognosmakares rapport till tidpunkten för publicering av sin egen rapport. Detta är dock endast detsamma som att säga att Schumacher vann *och* att han körde en Ferrari.

I denna artikel föreslår vi en metod som tar hänsyn till att prognosmakare har olika mycket information när de gör sina prognoser. Vi använder oss av skillnaden mellan publiceringstillfället och utfallstillfället (i månader) som en approximation av värdet på den tillgängliga informationsmängden. Metoden bygger på en modell där informationsmängdens betydelse och prognosmakarens förmåga skattas samtidigt. Till skillnad från Formel 1-exemplet har vi tillräckligt med variation i datamaterialet för att separera effekten av tillgänglig information från prognosmakarens förmåga.

Ett sätt att beakta informationsmängdens betydelse

Anta att $\hat{x}(h)_{it}$ är en prognos som prognosmakare i gör för variabel x, vid tidpunkt t och som publiceras h månader innan utfallet av variabel x är känt. Detta innebär att prognosmakare i har information fram till och med tidpunkt t för att göra sin prognos. Det absoluta prognosfelet, som är

[5] Vi kan inte förkasta att de båda förarna var lika bra med hjälp av ett så kallat teckentest.

skillnaden mellan utfallet för tidpunkt T (x_T) och prognosen vid tidpunkt t i absoluta tal, kan skrivas enligt följande

$$(1) \qquad \varepsilon_{it} = |x_T - \hat{x}(h)_{it}|$$

Vi modellerar det absoluta prognosfelet med hjälp av avståndet till utfall och respektive prognosmakares förmåga att göra prognoser enligt följande generella specifikation

$$(2) \qquad \varepsilon_{it} = \alpha_1 h_{it} + \alpha_2 h_{it}^2 + \alpha_3 h_{it}^3 + \mu_i + \lambda_t + e_{it}$$

där h_{it} är en horisontvariabel som approximerar den information som finns tillgänglig fram till och med publiceringstillfället t. Koefficienterna framför horisontvariabeln (α_1, α_2 och α_3) mäter marginaleffekten på det absoluta prognosfelet av att öka horisonten med en månad. Variablerna h_{it}^2 och h_{it}^3 inkluderas i modellen för att ge den funktionsform som bäst kan efterlikna relationen mellan det absoluta prognosfelet och tillgänglig information.[6,7] Parametern μ_i beskriver prognosmakare i:s genomsnittliga förmåga (och kallas i litteraturen för individspecifik effekt) medan λ_t hanterar att olika år är olika svåra att prognostisera. Denna storhet brukar kallas tidsspecifik effekt och är gemensam för alla prognosmakare, men varierar över tid. Modellens residual, e_{it}, är en felterm som antas vara slumpmässigt fördelad med medelvärde noll och konstant varians.

Prognoser från tio olika institutioner

Analysen i denna studie är baserad på data som insamlats av Konjunkturinstitutet.[8] Prognosjämförelsen innefattar tio prognosinstitut och deras helårsprognoser för BNP-tillväxten, KPI och andelen arbetslösa för perioden 1999–2008. BNP och KPI mäts som årsgenomsnitt av årlig procentuell förändring och arbetslöshet som årsgenomsnitt av andelen arbetslösa (i relation till arbetskraftens storlek).

För att utvärdera respektive prognosmakares träffsäkerhet studerar vi prognoser som gjordes upp till två år innan utfallet publiceras. Detta ger en maximal horisont på 24 månader.[9]

---

6 En beskrivning av hur prognosfelet i genomsnitt kan approximeras med hjälp av prognoshorisonten ges i Appendix.

7 När modellen skattas utgår vi från ekvation (2) och låter data bestämma vilka trendkomponenter som slutligen ska ingå i specifikationen, det vill säga vi testar om α_1, α_2 och α_3 individuellt är statistiskt skilda från noll.

8 Konjunkturinstitutets data täcker perioden 1994–2007 och vi har själva kompletterat datamängden med uppgifterna för 2008.

9 Prognoser gjorda året efter utvärderingsåret exkluderas från undersökningen eftersom datamaterialet inte omfattar dessa.

Figur 1 sammanfattar hur samtliga prognosmakares absoluta prognosfel förhåller sig till horisonten. Vi kan notera att felen är små vid de korta horisonterna (några månader) och ökar allteftersom avståndet till utfallet ökar. Detta är inte förvånande. Ju närmare utfallstillfället prognosen görs, desto mer av det kommande utfallet är känt (se även Appendix för en mer detaljerad beskrivning av utfallseffekten).

En vidare beskrivning av datamaterialet presenteras i tabell 1. Tabellen visar bland annat att antalet publicerade prognoser skiljer sig mellan de olika prognosmakarna. Under den studerade perioden, 1999–2008, har LO publicerat minst antal prognoser (37) och Konjunkturinstitutet flest (81).

Den nedre delen av varje panel i tabell 1 visar det genomsnittliga absoluta prognosfelet för respektive variabel. Standardavvikelsen i det totala datamaterialet har delats upp dels mellan de olika prognosmakarna, dels för varje prognosmakare för sig. Generellt varierar inte prognosfelen så mycket mellan prognosmakarna, medan variationen är större inom den enskilde prognosmakarens uppsättning av prognosfel. Till exempel är variationen, mätt som standardavvikelse, mellan de olika aktörernas genomsnittliga prognosfel 0,08 vid prognos för BNP, medan respektive aktörs prognosfel vid samma prognos uppvisar en variation på 0,85.[10] Detta visar på att prognosmakare regelbundet reviderar sina prognoser, och att prognoserna samtidigt inte skiljer sig avsevärt mellan de olika aktörerna. Enligt vår tolkning innebär detta att det förekommer ett så kallat flockbeteende bland de studerade prognosmakarna.[11]

Tabell 2 visar antalet prognoser som respektive prognosmakare publicerat vid olika horisonter. Det finns en viss systematik i uppgifterna om när olika prognosmakare publicerar sina prognoser, och publiceringstillfällena varierar mellan prognosmakare. Sista raden i tabellen visar de olika prognosmakarnas medelhorisont. En jämförelse av dessa medelhorisonter ger en fingervisning om hur en korrigering av prognosfelen kan påverka resultaten. Eftersom de flesta prognosmakarnas genomsnittliga horisont ligger relativt nära varandra förväntas justeringarna av prognosfelen vara små.

Medelhorisonten för hela datamaterialet är 12,1 månader. Riksbankens medelhorisont på 11,3 innebär att Riksbanken i genomsnitt publicerar sina prognoser 0,8 månader (24–25 dagar) senare än genomsnittet av prognosmakarna. Detta medför i sin tur att Riksbanken i genomsnitt har tillgång till mer information än genomsnittet av övriga prognosmakare.

---

[10] Notera att variationen mellan olika prognosmakare och variationen för varje prognosmakare inte summerar till den totala variationen eftersom de två standardavvikelserna inte beräknas runt samma medelvärde.

[11] Att det förekommer flockbeteende bland prognosmakare är vedertaget och inte speciellt anmärkningsvärt. Prognosmakare studerar ungefär samma information och de har tillgång till varandras prognoser och analyser.

En justering av prognosfelen med avseende på informationsmängden bör därmed öka Riksbankens prognosfel relativt de övriga prognosmakarna. Det omvända gäller troligtvis för de prognosmakare som har en längre medelhorisont än den genomsnittliga (för samtliga prognosmakare).

Eftersom olika prognosmakare publicerar sina prognoser vid skilda tidpunkter inom och mellan åren, räcker det inte med information om respektive prognosmakares medelhorisont för att justera prognosfelen. För att göra en rättvisande justering måste man använda information om avstånd till utfall för *samtliga* prognoser.

Prognosmakarnas skattade förmåga

I detta avsnitt presenterar vi de skattade modellerna, diskuterar informationsmängdens betydelse och analyserar de olika prognosmakarnas genomsnittliga prognosförmåga. Vi skattar och jämför förmågan för hela perioden 1999–2008 och enbart för 2008. Det är vanligt att prognosutvärderingar fokuserar på enskilda år. En sådan analys har ett visst värde, men har karaktären av en beskrivning. För att man ska kunna dra slutsatser om den generella prognosförmågan krävs därför ett större urval av år, särskilt då träffsäkerheten kan variera kraftigt mellan åren.

MODELLEN KAN ANVÄNDAS FÖR ATT SKATTA PROGNOSFÖRMÅGAN

Tabell 3 redovisar skattningsresultat som avser prognoserna för BNP, KPI respektive arbetslöshet. Vid varje skattning innehåller modellen en uppsättning av konstanta tidseffekter och individspecifika effekter (se ekvation 2). Den skattade linjära delen av horisontvariabeln (h) är positiv och signifikant skild från noll för var och en av de tre variablerna. Detta betyder, precis som förväntat, att ju längre från utfallstillfället prognosen är publicerad desto större är det genomsnittliga prognosfelet. Horisontvariabeln i kvadrat (h^2), som tar hänsyn till att prognosfelet kan öka eller minska snabbare än linjärt, är endast signifikant skild från noll för BNP-skattningen.[12] Den kubiska horisonttermen (h^3) är inte signifikant för någon av specifikationerna.[13] Sammantaget tyder skattningarna på att den linjära delen av horisontspecifikationen är viktigast för att approximera effekten av tillgänglig information. Den marginella effekten på prognosfelet av att publicera prognoserna en månad tidigare är 0,11–0,004*h* för BNP, 0,036

[12] Den linjär-kvadratiska horisonteffekten skiljer sig inte signifikant mellan de olika prognosmakarna enligt ett variationstest.

[13] Den kubiska trendtermen är inkluderad för att medge en flexibel representation för horisontens betydelse. Mer om detta beskrivs i appendix till denna artikel.

för KPI och 0,028 för arbetslöshet.[14] Den marginella effekten för exempelvis KPI betyder att det absoluta prognosfelet förväntas minska med 0,036 om en prognos publiceras en månad senare. Att den marginella horisonteffekten för BNP är en funktion av horisonten *h* beror på att den kvadratiska horisonttermen h^2 ingår i modellen för BNP-skattning.[15]

Tidseffekterna är starkt signifikanta för var och en av de tre variablerna – vissa år är det svårare eller enklare att prognostisera variablernas utfall än andra år.[16] Ett liknande test används för att undersöka skillnader i de olika prognosmakarnas förmåga. För både KPI och arbetslöshet visar ett gemensamt F-test på att det finns signifikanta skillnader mellan prognosmakarna när det gäller träffsäkerheten i prognoser för dessa variabler. Däremot finner vi inga signifikanta skillnader i deras förmåga att göra prognoser för BNP. Parvisa t-test visar emellertid på skillnader mellan vissa prognosmakare. Dessa två test skiljer sig från varandra på så sätt att F-testet prövar om någon prognosmakares precision avviker från medelvärdet för alla prognosmakare, medan t-testet undersöker om två enskilda prognosmakare har olika precision. Tabell 4 presenterar signifikanstest för Riksbankens prognosförmåga i jämförelse med övriga prognosmakare. Vi kommer att diskutera resultaten av detta test senare i artikeln.

Det är viktigt att horisontvariabeln och prognosförmågan inte är starkt korrelerade med varandra, eftersom det då är tveksamt om det går att separera förmågan från horisonteffekten. Vi finner inga allvarliga tecken på sådan multikollinearitet (beroende mellan de förklarande variablerna) i respektive specifikation.[17] Vidare tyder modelldiagnostik på att specifikationerna fungerar väl, vilket i sin tur innebär att modellerna kan användas för att analysera och jämföra de olika prognosmakarnas förmåga.

Nedan presenterar vi den skattade prognosförmågan (justerat för informationsmängden vid publiceringstillfället) för respektive prognosmakare när det gäller prognoser för BNP, KPI och arbetslöshet. Panel (b) och (c) i figurerna 2, 3 och 4 visar prognosförmågan för hela perioden 1999–2008 och för 2008 isolerat.[18] I respektive figur redovisar vi den skattade förmågan och det mer traditionella måttet medelabsolutfel (MAF). Båda dessa mått anges som avvikelser från samtliga prognosmakares genomsnittliga träffsäkerhet. En positiv stapel (värde >0) innebär

---

[14] De marginella effekterna beräknas som derivatan av det skattade sambandet $\alpha_1 h_{it} + \alpha_2 h_{it}^2 + \alpha_3 h_{it}^3$.

[15] Jämför horisonteffekten för BNP (panel (a) i figur 2) med motsvarande effekt för KPI respektive arbetslöshet (panel (a) i figur 3 respektive 4).

[16] Vi använder ett F-test med nollhypotesen att λ_t är lika för alla år mot alternativet att alla λ_t inte är lika, det vill säga att utfallen för alla år inte är lika svåra att prognostisera.

[17] För detta ändamål har vi använt så kallade variance inflation factors (VIF).

[18] Skattningen av μ_i i ekvation (2) anger prognosförmågan under åren 1999–2008. För att vi ska kunna jämföra prognosprecisionen för enstaka år behöver vi i ekvation (2) inkludera en interaktionsterm som är aktiv endast för det aktuella året.

ett större justerat prognosfel än genomsnittet av prognosmakarna och därmed en sämre prognosförmåga, medan en negativ stapel (värde <0) innebär det omvända. Som ett komplement till dessa figurer visar tabell 5 rangordningen av prognosmakarna, 1999–2008 respektive 2008, för de tre undersökningsvariablerna.

I vårt exempel från Formel 1-världen hade Ferrari förmodligen en bättre bil eftersom företaget la ner mer resurser på Formel 1 än övriga stall. Detsamma gäller prognosmakare – de offentliga institutionerna (Finansdepartementet, Konjunkturinstitutet och Riksbanken) har betydligt större prognosorganisationer än vad exempelvis affärsbankerna har. Trots att vår metod inte hanterar resursaspekten, kan våra resultat ändå säga någonting om denna.[19]

STORLEKEN SAKNAR BETYDELSE FÖR ATT FÖRUTSE BNP

Både Finansdepartementets och Riksbankens förmåga att göra BNP-prognoser framstår som relativt goda under hela urvalsperioden (se panel (b) i figur 2 och tabell 5 för en rangordning mellan prognosmakare). Men även mindre aktörer som Nordea och Skandinaviska Enskilda Banken placerar sig bland de med bäst prognosförmåga. Det är därmed inte självklart att de med stora resurser gör bättre prognoser än de med mindre resurser.

Handelns Utredningsinstitut, Svenska Handelsbanken, Svenskt Näringsliv och Swedbank är de prognosmakare som har ett större justerat prognosfel än genomsnittet och därmed sämre träffsäkerhet i sina BNP-prognoser över tid (1999–2008).

Panel (c) i figur 2 visar att prognosförmågan för ett enskilt år, i det här fallet 2008, kan avvika en hel del från den som skattats på ett längre stickprov. Exempelvis uppvisar Svenskt Näringsliv de mest träffsäkra prognoserna 2008. Sett över hela tidsperioden placerar sig Svenskt Näringsliv däremot bland prognosmakare med sämre träffsäkerhet än genomsnittet (se panel (b) i samma figur).

DE STORA AKTÖRERNA HAR GJORT BÄST KPI-PROGNOSER

Testresultaten visar att det över tid finns systematiska skillnader mellan olika prognosmakares förmåga att förutse KPI. De stora myndigheterna har gjort bäst KPI-prognoser under perioden 1999–2008 (se rangordning

[19] Vi kan endast kommentera skillnader mellan ”större” och ”mindre” prognosmakare. Effekten av hur mycket resurser en prognosmakare lägger ned kan identifieras på ett liknande sätt som horisonteffekten med hjälp av bland annat antal anställda, utbildningsnivå och lönesumma. Detta ligger dock utanför den här studien.

i tabell 5 och skattad förmåga i panel (b) i figur 3). Dessa myndigheter gjorde även goda prognoser för 2008.

MYNDIGHETERNAS FÖRMÅGA ATT GÖRA ARBETSLÖSHETSPROGNOSER LIGGER NÄRA GENOMSNITTETS

De större prognosmakarna har allmänt sett gjort prognoser som när det gäller precision placerar sig nära genomsnittet för samtliga aktörer, med undantag för Konjunkturinstitutet som haft bäst förmåga att prognostisera arbetslösheten under perioden 1999–2008. De sämsta arbetslöshetsprognoserna kommer från arbetsmarknadsorganisationerna LO och Svenskt Näringsliv.

Om Riksbankens prognoser

Vi har i den här artikeln främst velat beskriva vår metod att utvärdera prognoser och jämföra prognoserna för tio svenska prognosmakare. Vi har därför försökt att inte specifikt fokusera på Riksbankens prognosförmåga. I detta avsnitt tar vi dock ett steg vidare och analyserar Riksbankens egna prognoser och jämför dessa med de övriga prognosmakare.

I jämförelse med de övriga prognosinstituten framstår Riksbankens prognoser för BNP som relativt goda (se tabell 5 för en rangordning mellan prognosmakare). Enligt vår rangordning har Riksbanken gjort näst bästa BNP-prognoser sett över hela perioden, men den kvantitativa skillnaden mellan prognosmakarna med bäst prognosprecision är liten. Detta framgår av punktskattningar som redovisas i panel (b) i figur 2. Parvisa signifikanstest mellan Riksbanken och övriga prognosmakare tyder på att Riksbanken över tid har varit signifikant bättre på att förutse BNP än Handelns Utredningsinstitut, Svenska Handelsbanken, Svenskt Näringsliv och Swedbank (se tabell 4). År 2008 var träffsäkerheten i Riksbankens prognoser för BNP-tillväxten också relativt god.

Riksbanken tillhör den grupp av prognosmakare som över tid har gjort bäst KPI-prognoser. Parvisa signifikanstest visar att Riksbankens KPI-prognoser har varit signifikant bättre än prognoserna från Handelns Utredningsinstitut, Nordea, Svenska Handelsbanken och Svenskt Näringsliv (se tabell 4). Riksbanken återfinns bland de bästa prognosmakarna för KPI även under det enskilda året 2008. Skillnaderna inom den grupp av prognosmakare som uppvisar bättre träffsäkerhet än genomsnittet är dock små. Riksbankens träffsäkerhet för 2008 var signifikant bättre än LO:s och Nordeas.

Riksbankens arbetslöshetsprognoser har varit endast marginellt bättre än genomsnittet över tid. Däremot har Riksbankens prognoser för

2008 varit bland de mest träffsäkra, och signifikant bättre än Finansdepartementets, Konjunkturinstitutets, LO:s och Svenskt Näringslivs. Dessa prognosmakare tillhör den grupp av prognosmakare som har ett större justerat prognosfel än genomsnittet det enskilda året. Över den längre tidsperioden finner vi emellertid några statistiskt säkerställda skillnader: Riksbankens prognoser har varit bättre än Nordeas och Svenska Handelsbankens (se tabell 4).

RIKSBANKENS PROGNOSER STÅR SIG VÄL

Vår beräkning av medelrangen visar att Riksbankens prognosprecision, avseende de tre variablerna, har varit näst bäst bland de undersökta prognosmakarna (se tabell 5). Medelrangen är beräknad som medelvärdet av respektive prognosmakares rangordning för de enskilda variablerna (BNP, KPI och arbetslöshet). Riksbanken rankas som näst bäst för BNP, tredje bäst för KPI och fjärde bäst för arbetslöshet. Således blir Riksbankens medelrang 3,0 (=(2+3+4)/3).[20] En intressant observation är att de tre prognosmakarna med störst resurser återfinns bland de fyra bästa enligt medelrangberäkningarna. Bäst medelrang sett över hela perioden har Konjunkturinstitutet (2,7), medan sämst medelrang uppvisar Svenska Handelsbanken (9,0).

Motsvarande medelrangsberäkning för 2008 visar att Riksbankens prognosprecision sammantaget varit bäst bland alla undersökta prognosmakare. Riksbankens medelrang för 2008 är 3,0. Även Svenska Handelsbanken uppvisar en medelrang om 3,0 och tredje mest precisa prognoser gjordes av Handelns Utredningsinstitut och SEB, som båda uppvisar en medelrang på 5,0. Sämsta prognosmakare detta år var Konjunkturinstitutet med en medelrang på 8,3.

En jämförelse mellan vårt precisionsmått och ett traditionellt precisionsmått

Vad är vi egentligen intresserade av? Vill vi veta vem som vann eller vem som var skickligast? Inom Formel 1 är det förstås viktigast att vinna, och vinsten brukar ofta medföra att föraren anses vara den bäste (även om han förmodligen också haft bäst bil). När vi jämför prognosmakare är det däremot det senare vi söker – vi vill veta vem som är skickligast. Hittills har vi använt vår metod för att jämföra förmågan hos de undersökta

[20] Medelrangen är ett bättre sätt att aggregera variablerna än att beräkna summan (eller medelvärdet) av medelabsolutfelen för variablerna. Medelabsolutfelet kan inte jämföras mellan variabler eftersom olika variabler är olika svåra att prognostisera. Medelrangen lider däremot inte av detta problem. Däremot beaktar inte medelrangen hur stora skillnaderna är mellan de olika aktörernas prognosförmåga.

prognosmakarna. I detta avsnitt jämför vi det precisionsmått som vi föreslår i denna studie (det vill säga det mått som besvarar frågan: vem var skickligast?) med en standardmässig MAF-utvärdering (som söker svar på frågan: vem vann?). Resultaten återges i panel (b) respektive (c) i figurerna 2, 3 och 4. Tabell 5 visar dessutom en jämförelse när det gäller rangordningen mellan prognosmakarna.

Till skillnad från en studie av medelabsolutfel visar vårt precisionsmått att exempelvis Riksbanken överlag får en sämre plats i rankningen. Detta beror på att Riksbanken ofta publicerar sina prognoser senare i tiden än de andra undersökta prognosmakarna. Den motsatta effekten finner vi för Swedbank som i genomsnitt publicerar tidigt jämfört med andra. Swedbank rangordnas avsevärt bättre med denna metod jämfört med en utvärdering av medelabsolutfelet.

De empiriska resultaten visar också att det spelar roll hur en utvärdering genomförs och att det är viktigt att beakta informationsmängdens betydelse för en mer rättvisande jämförelse mellan olika prognosmakare.

Som en avslutande observation kan vi nämna att Kimi Räikkönen bytte till Ferrari (Schumachers gamla stall) inför säsongen 2007. Räikkönen vann hela Formel 1-serien det året.

Sammanfattning

I denna artikel introducerar vi en metod för att jämföra olika prognosmakare med hänsyn till att de publicerar sina prognoser vid olika tidpunkter. Metoden appliceras på ett datamaterial som omfattar prognoser gjorda av tio svenska prognosmakare. Metodens resultat, i form av rangordning av prognosmakarna, kan avvika från de resultat som ges av mer traditionella statistiska utvärderingsmått. Det är alltså av betydelse att korrigera för skillnader i publiceringstillfällen när man jämför prognosmakare.

Referenser

Andersson, M.K., G. Karlsson och J. Svensson (2007), "The Riksbank's Forecasting Performance", Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 218.

Baltagi, B.H. (2001), "Econometric Analysis of Panel Data", 2nd ed., John Wiley and Sons, Great Britain.

Baltagi, B.H. och P. Wu (1999), "Unequally Spaced Panel Data Regression with AR(1) Disturbances", *Econometric Theory* 15(6): 814–823.

Bauer, A., R.A. Eisenbeis, D.F. Waggoner och T. Zha (2003), "Forecast Evaluation with Cross-sectional Data: The Blue Chip Surveys", *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Second Quarter 2003.

Bergvall, A. (2005), "Utvärdering av Konjunkturinstitutets prognoser", Specialstudie Nr 5, mars 2005, Konjunkturinstitutet.

Blix, M., J. Wadefjord, U. Wienecke och M. Ådahl (2001), "How Good is the Forecasting Performance of Major Institutions?", *Sveriges Riksbank Economic Review 2001:3*.

Goh, K.L. och D. Lawrence (2006), "Treasury's Forecasting Performance: A Head-to-Head Comparison", New Zealand Treasury Working Paper 06/10.

Tabeller och figurer

I tabellerna och figurerna nedan betecknas de tio undersökta prognosmakarna enligt följande:
FD – Finansdepartementet
HUI – Handelns Utredningsinstitut
KI – Konjunkturinstitutet,
LO – Landsorganisationen i Sverige
NORDEA
RB – Riksbanken
SEB – Skandinaviska Enskilda Banken
SHB – Svenska Handelsbanken
SN – Svenskt Näringsliv
SWED – Swedbank.

Tabell 1: Beskrivande statistik för absoluta prognosfel

		Antal prognoser	Medel-värde	Standard-avvikelse	Min	Max
		Panel (a) BNP				
FD		41	0,97	0,82	0	3,50
HUI		79	0,96	0,87	0	3,70
KI		81	0,94	0,90	0	4,00
LO		37	0,98	0,85	0	3,20
NORDEA		73	0,93	0,75	0	3,00
RB		80	0,91	0,83	0	3,20
SEB		80	0,93	0,84	0	3,60
SHB		70	1,14	0,95	0	3,80
SN		73	1,02	0,84	0	3,20
SWED		42	1,12	0,95	0	3,30
Total variation	N	656	0,98	0,86	0	4,00
Mellan	n	10		0,08	0,91	1,14
Inom	N/n	65,6		0,85	-0,16	4,05
		Panel (b) KPI				
FD		41	0,38	0,38	0	1,30
HUI		79	0,43	0,36	0	1,50
KI		81	0,33	0,38	0	1,20
LO		37	0,43	0,41	0	1,40
NORDEA		73	0,50	0,52	0	2,10
RB		80	0,35	0,39	0	1,80
SEB		80	0,42	0,40	0	1,70
SHB		70	0,48	0,53	0	2,30
SN		73	0,51	0,46	0	1,80
SWED		42	0,45	0,45	0	1,70
Total variation	N	656	0,43	0,43	0	2,30
Mellan	n	10		0,06	0,33	0,51
Inom	N/n	65,6		0,43	-0,08	2,25
		Panel (c) Arbetslöshet				
FD		41	0,38	0,35	0	1,20
HUI		79	0,35	0,31	0	1,80
KI		81	0,32	0,31	0	1,20
LO		37	0,45	0,42	0	1,50
NORDEA		73	0,45	0,37	0	1,40
RB		78	0,35	0,34	0	1,60
SEB		80	0,33	0,29	0	1,20
SHB		70	0,47	0,44	0	1,90
SN		73	0,42	0,43	0	2,00
SWED		42	0,36	0,34	0	1,60
Total variation	N	654	0,38	0,36	0	2,00
Mellan	n	10		0,06	0,32	0,47
Inom	N/n	65,4		0,36	-0,09	1,96

Anm. Den första raden i tabellen beskriver absolutfelen i de BNP-prognoser FD publicerat mellan 1999 och 2008. FD har gjort 41 prognoser och det absoluta felet har i genomsnitt varit 0,97, med en standaravvikelse på 0,82. Det minsta absolutfelet som registrerats för FD är 0 och det största 3,50.

Totalt för hela datamaterialet har 656 prognoser av de tio prognosmakarna analyserats. Medelvärdet av alla dessa BNP-prognosfel är 0,98 och standardavvikelsen är 0,86.

"Mellan" visar spridningen mellan de olika prognosmakarnas medelabsolutfel och "Inom" refererar till hur respektive prognosmakares absolutfel avviker från dennes medelabsolutfel. När det gäller prognoserna för BNP uppvisar RB i genomsnitt de lägsta prognosfelet (0,91) och SHB det största (1,14), vilket är de siffror som redovisas i kolumnerna "Min" och "Max" på raden "Mellan" i panel (a).

Tabell 2: antal prognoser uppdelat på horisont (tid i månader till utfallstillfälle) och prognosmakare

Horisont	FD	HUI	KI	LO	NORDEA	RB	SEB	SHB	SN	SWED	Summa
1	1	10	6			8	2	4	8	1	40
2			3	1	7	1	8	3		1	24
3	2	7	2	5	1	10				1	28
4	8	2		1	6	1	5	5	5		33
5			10	2	3		5	4	5	6	35
6						1					1
7		10	9			9		2	7	3	40
8					7		10	6			23
9	8	5	1	3	3	1		3	2	1	27
10	2	5	9	6		7	2		7	1	39
11				1	4	3	8	3	3	1	23
12			1		6			5		7	19
13		10	5			8	2	3	7	1	36
14			4	1	7	1	8	4		1	26
15	3	7	2	4	1	10				1	28
16	7	3		1	5		6	6	5		33
17			10	2	3		4	3	5	5	32
18											0
19		10	9	1		10		1	6	3	40
20					7		10	7			24
21	8	5		2	3			2	3	1	24
22	2	5	10	6		8	4		6	1	42
23				1	5	2	6	4	4	1	23
24					5			5		6	16
Totalt	41	79	81	37	73	80	80	70	73	42	656
Medelhorisont	12,2	11,3	11,8	12,7	12,8	11,3	12,2	12,7	12,1	13,5	12,1

Anm. Horisont 1 innebär att prognosen är publicerad en månad innan utfallet publiceras och Horisont 24 innebär att prognosen är publicerad två år innan utfallet är känt. Uppgifterna i de övriga kolumnerna visar hur många prognoser respektive institut gjort vid varje horisont. Till exempel har FD gjort 1 prognos i december det året prognosen avser under de år som analyserats, och totalt har FD gjort 41 prognoser. Alla prognosmakare har totalt publicerat 40 prognoser för det prognostiserade året i december samma år. Vidare kan det noteras att FD i genomsnitt har publicerat sina prognoser 12,2 månader före det prognostiserade årets slut. Motsvarande siffra för hela datamaterialet är 12,1 månader. Kolumnen "Summa" visar att de 656 prognoserna fördelar sig relativt jämnt över året, med undantag för juni.

Tabell 3: skattningsresultat och modelldiagnostik

	BNP	KPI	Arbetslöshet
Horisont	0,111 (10,3)**	0,036 (19,3)**	0,028 (16,8)**
Horisont^2	–0,002 (–5,7)**	– – –	– – –
Horisont^3	– – –	– – –	– – –
Tidseffekter	Ja**	Ja**	Ja**
Prognosmakareffekter	Ja	Ja*	Ja*
Förklaringsgrad	0,88	0,73	0,74
Antal observationer	656	656	654

Anm. Den övre delen av tabellen redovisar skattade koefficienter för horisontkomponenterna i ekvation (2). *t*-värden (baserade på Whites robusta skattningar för standardfel) för de skattade koefficienterna redovisas inom parentes. ** betyder att parametern, eller effekten, är signifikant skild från 0 på enprocentnivån och * att den är statistiskt säkerställd på femprocentnivån.

Tabell 4: parvisa signifikanstest för riksbankens och övriga prognosmakares förmåga

	BNP	KPI	Arbetslöshet
	Panel 1: 1999–2008		
RB vs FD	0,47	0,53	0,42
RB vs HUI	**0,05**	**0,02**	0,48
RB vs KI	0,27	0,79	0,90
RB vs LO	0,38	0,29	0,14
RB vs NORDEA	0,59	**0,03**	**0,06**
RB vs SEB	0,47	0,20	0,88
RB vs SHB	**0,02**	**0,08**	**0,02**
RB vs SN	**0,06**	**0,00**	0,14
RB vs SWED	**0,09**	0,29	0,70
	Panel 2: 2008		
RB vs FD	0,37	0,41	**0,01**
RB vs HUI	0,15	0,35	0,70
RB vs KI	**0,04**	0,19	**0,03**
RB vs LO	0,53	**0,03**	**0,05**
RB vs NORDEA	0,87	**0,04**	0,35
RB vs SEB	0,24	0,53	0,13
RB vs SHB	0,44	0,57	0,41
RB vs SN	0,90	0,12	**0,02**
RB vs SWED	0,18	0,37	0,31

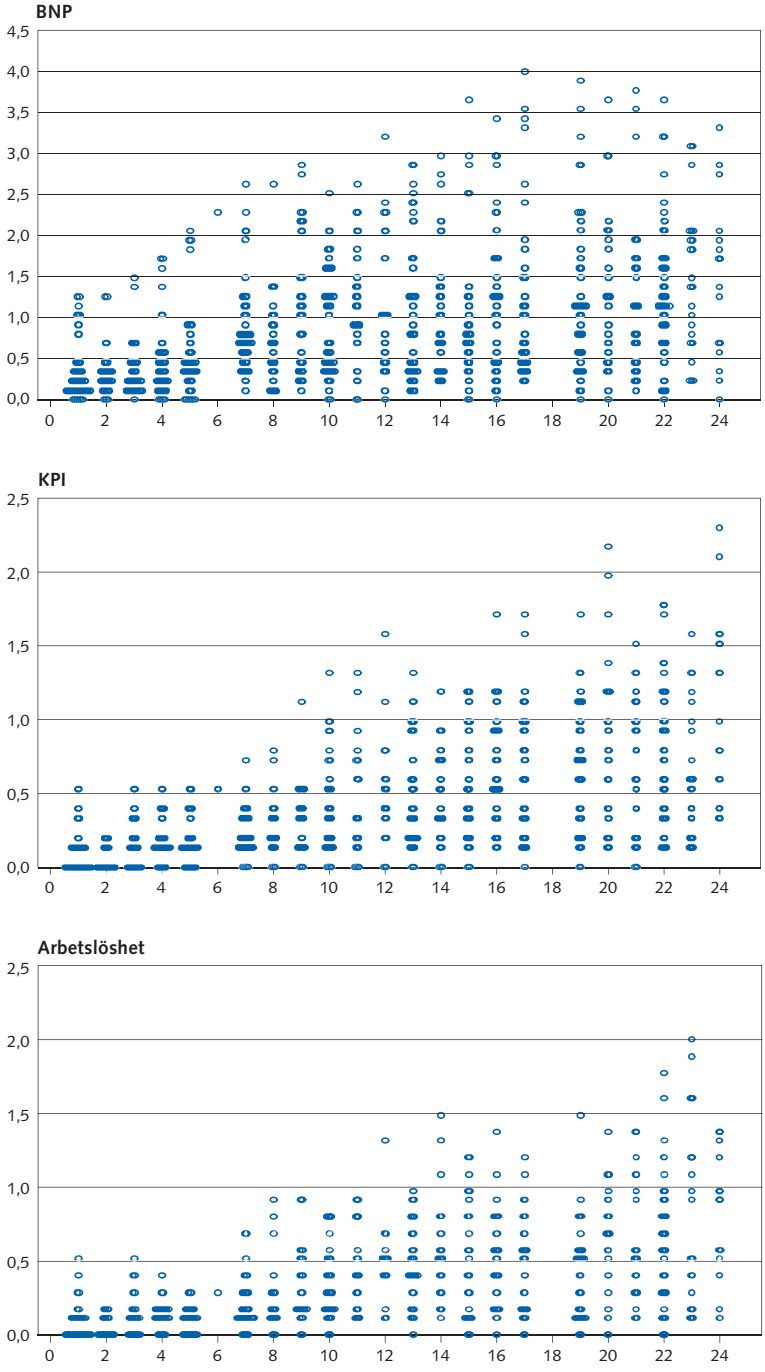
Anm. Tabellen redovisar *p*-värden från ett test av nollhypotesen att Riksbankens förmåga är densamma som den andra prognosmakarens förmåga mot alternativet att Riksbankens förmåga är bättre. Ett *p*-värde som är lägre än 0,1 (vid vald signifikansnivå på 10 procent) tyder på att Riksbanken gjort mer precisa prognoser (se siffror i fet stil).

Tabell 5: rangordning baserad på prognosförmåga och MAF, 1999–2008 och 2008.

	BNP		KPI		Arbetslöshet		Medelrang	
	Förmåga	MAF	Förmåga	MAF	Förmåga	MAF	Förmåga	MAF
Panel 1: 1999–2008								
FD	4	6	2	3	6	6	4,0	5,0
HUI	7	5	8	5	5	3	6,7	4,3
KI	6	4	1	1	1	1	2,7	2,0
LO	5	7	5	6	9	8	6,3	7,0
NORDEA	1	2	9	9	8	9	6,0	6,7
RB	2	1	3	2	4	4	3,0	2,3
SEB	3	3	6	4	2	2	3,7	3,0
SHB	10	10	7	8	10	10	9,0	9,3
SN	8	8	10	10	7	7	8,3	8,3
SWED	9	9	4	7	3	5	5,3	7,0
Panel 2: 2008								
FD	6	4	4	2	9	5	6,3	3,7
HUI	9	8	5	5	1	2	5,0	5,0
KI	10	10	7	6	8	6	8,3	7,3
LO	3	5	9	9	7	7	6,3	7,0
NORDEA	2	2	10	10	4	4	5,3	5,3
RB	4	3	3	1	2	1	3,0	1,7
SEB	7	7	2	4	6	8	5,0	6,3
SHB	5	6	1	3	3	3	3,0	4,0
SN	1	1	8	7	10	10	6,3	6,0
SWED	8	9	6	8	5	9	6,3	8,7

Anm. Förmåga är en skattad individeffekt enligt ekvation (2) och MAF är ett medelabsolutfel. Medelrangen är beräknad som medelvärdet av respektive prognosmakares rangordning för de tre variablerna BNP, KPI och arbetslöshet. Rangordningarna baserade på förmåga enligt vår skattning och MAF är separerade för att möjliggöra jämförelser mellan de båda utvärderingsansatserna. Jämförelsen är uppdelad i 1999–2008 (panel 1) och 2008 (panel 2).

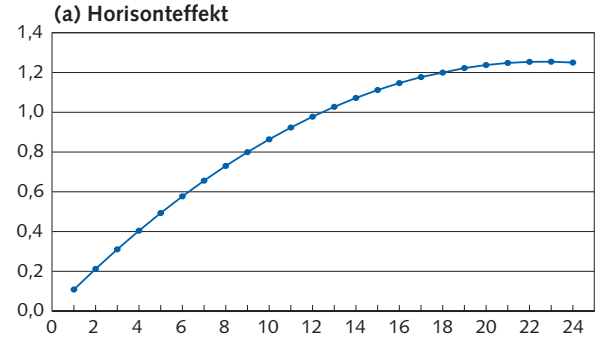
Figur 1. Prognosfel (i absoluta tal) för olika prognoshorisonter, i procentenheter



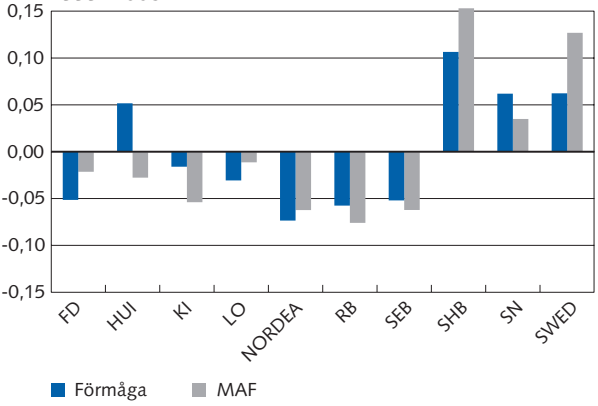
Anm. Figuren presenterar samtliga prognosmakares absoluta prognosfel för BNP, KPI och arbetslöshet i relation till prognoshorisonten. Punkter som är mörkare (och bredare) betyder att det finns fler observationer där.

Figur 2. Skattningsresultat, BNP

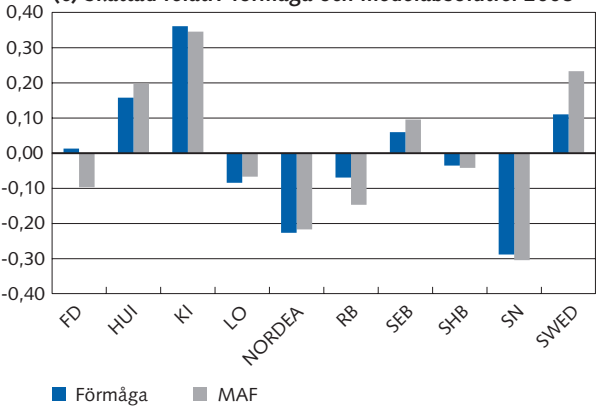
(a) Horisonteffekt



(b) Skattad relativ förmåga och medelabsolutfel 1999–2008



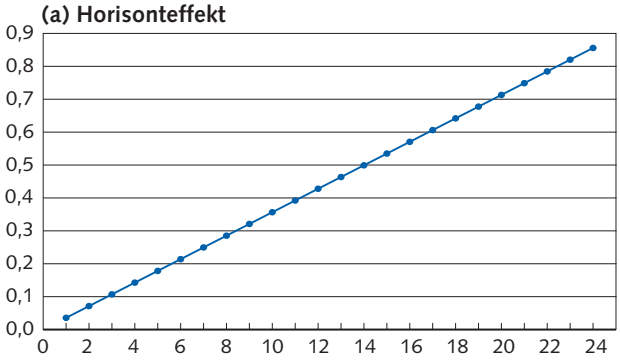
(c) Skattad relativ förmåga och medelabsolutfel 2008



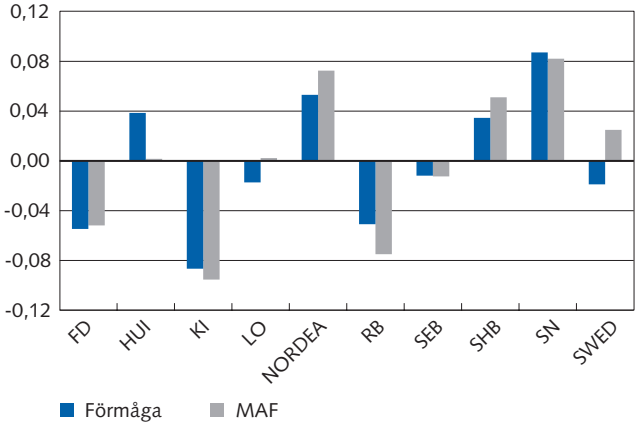
Anm. Panel (a) i figuren visar marginaleffekten av prognoshorisonten. Panel (b) redovisar skattad förmåga för respektive prognosmakare för hela stickprovet och panel (c) visar motsvarande storhet för 2008. Den skattade förmågan är i figurerna justerad med den genomsnittliga förmågan hos samtliga prognosmakare. Nollinjen kan således tolkas som den genomsnittliga förmågan.

Figur 3. Skattningsresultat, KPI

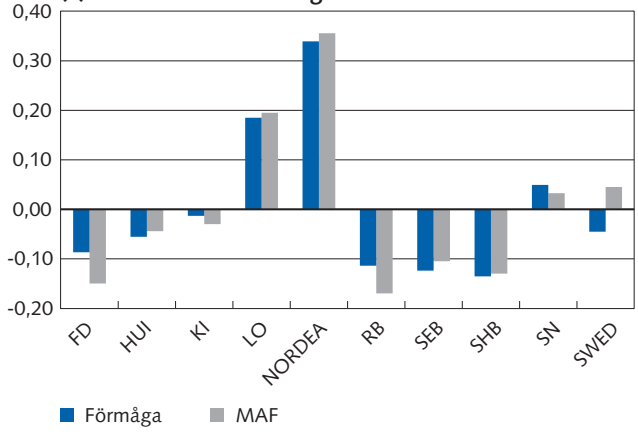
(a) Horisonteffekt



(b) Skattad relativ förmåga och medelabsolutfel 1999–2008



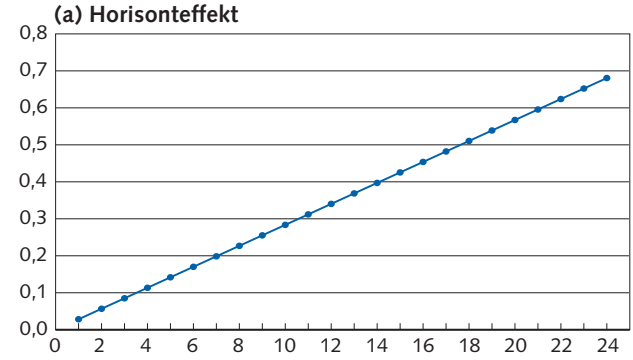
(c) Skattad relativ förmåga och medelabsolutfel 2008



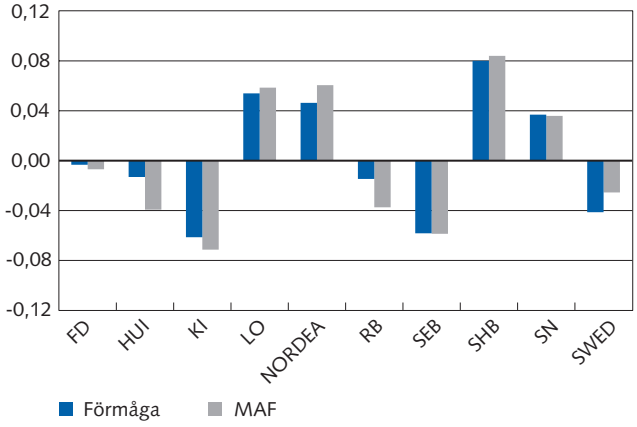
Anm. Se anmärkning till figur 2.

Figur 4. Skattningsresultat, arbetslöshet

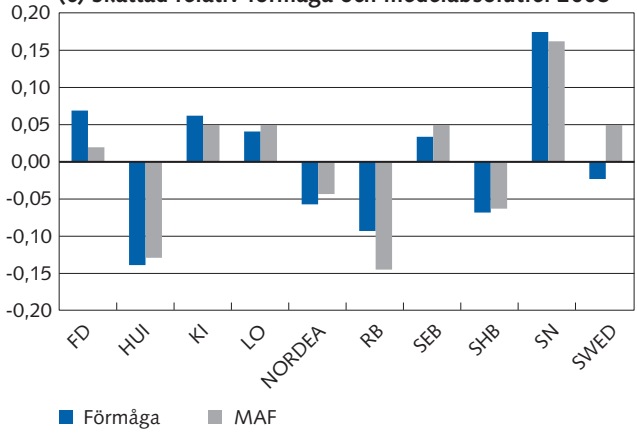
(a) Horisonteffekt



(b) Skattad relativ förmåga och medelabsolutfel 1999–2008



(c) Skattad relativ förmåga och medelabsolutfel 2008



Anm. Se anmärkning till figur 2.

Appendix: Informationsmängdens betydelse för prognosfelet

Det är enkelt att förstå att prognoser som är gjorda vid en tidpunkt som ligger nära utfallstillfället blir i genomsnitt mer träffsäkra än de som gjorts tidigare.[21] Den viktigaste orsaken till detta är att fler "beståndsdelar" av det årliga utfallet blir kända med tiden. I detta appendix vill vi visa ett exempel på hur den årliga tillväxttakten beror av kvartalsvisa tillväxttakter. Dessutom visar vi hur prognosens beroende av information om utfallet för prognosvariabeln (och tidsaspekten på detta) samt övrig information kan användas för att förbättra (den genomsnittliga) prognosprecisionen. Vi kallar dessa tre effekter för utfallseffekten, egeneffekten respektive informationseffekten. Tillsammans ger samtliga effekter en uppfattning om hur avståndet till utfall påverkar de förväntade prognosfelen.[22]

För att man ska kunna förstå hur den information som ryms i ett kvartalsutfall påverkar precisionen i årsprognoser inleder vi med att studera hur årsförändringar och kvartalsförändringar hänger ihop. Den årliga procentuella förändringen i en variabel definieras som förändringen i variabeln i förhållande till variabelns värde samma period året innan. För en variabel som mäts på kvartal[23] gäller att den årliga procentuella förändringen under årets första kvartal kan delas upp i de fyra senaste kvartalens procentuella förändring enligt

$$\text{(A1)} \quad \frac{y_{T,1}-y_{T-1,1}}{y_{T-1,1}} = \frac{y_{T,1}}{y_{T-1,1}} - 1 = \frac{y_{T,1}}{y_{T-1,4}} \times \frac{y_{T-1,4}}{y_{T-1,3}} \times \frac{y_{T-1,3}}{y_{T-1,2}} \times \frac{y_{T-1,2}}{y_{T-1,1}} - 1,$$

där $y_{T,kv}$ är nivån på variabel y det q:te kvartalet år T. Låt nu $g^4_{T,kv}$ och $g^1_{T,kv}$ vara den årliga respektive den kvartalsvisa procentuella förändringen för kvartal q år T. Ekvation (A1) kan då skrivas som

$$\text{(A2)} \quad 1+g^4_{T,1} = (1+g^1_{T,1}) \times (1+g^1_{T-1,4}) \times (1+g^1_{T-1,3}) \times (1+g^1_{T-1,2}).$$

[21] Till exempel kan man tänka sig att det är lätt att göra en prognos för genomsnittlig arbetslöshet (arbetslöshetens nivå mätt i procent av arbetskraften) under ett år om månatliga utfall till och med november är kända. Då behöver man ju bara göra en prognos för december, och den prognosen kommer att få en vikt om $^1/_{12}$. Beräkningarna blir dock mer komplicerade för en variabel som mäts i tillväxttakter.

[22] Vi kommer här endast att diskutera förväntade, eller genomsnittliga, prognosfel. De faktiska prognosfelen avviker i verkligheten från de förväntade, bland annat därför att ekonomin utsätts för (oförväntade) störningar.

[23] Motsvarande beräkningar kan lätt generaliseras till godtycklig datafrekvens.

Den årliga procentuella förändringen under kvartalen 2, 3 och 4 beräknas på samma sätt som ekvation (A2). Helårstillväxten för år T, $\Delta_4 y_T$, kan i så fall anges som genomsnittet av den årliga procentuella förändringen i årets olika kvartal enligt

$$\text{(A3)} \qquad \Delta_4 y_T = \left(\frac{1}{4} \sum_{q=1}^{4} 1 + g_{T,q}^{4} \right) - 1$$

Ekvation (A3) håller exakt för KPI så som Statistiska centralbyrån mäter det, och ekvationen håller approximativt för BNP.[24] Om vi använder ekvation (A2) i ekvation (A3) får vi följande samband mellan kvartalstillväxten och helårstillväxten

$$\text{(A4)} \qquad \begin{aligned} \Delta_4 y_T = \frac{1}{4} \Big[& \left(1+g_{T,1}^{1}\right) \times \left(1+g_{T-1,4}^{1}\right) \times \left(1+g_{T-1,3}^{1}\right) \times \left(1+g_{T-1,2}^{1}\right) + \\ & \left(1+g_{T,2}^{1}\right) \times \left(1+g_{T,1}^{1}\right) \times \left(1+g_{T-1,4}^{1}\right) \times \left(1+g_{T-1,3}^{1}\right) + \\ & \left(1+g_{T,3}^{1}\right) \times \left(1+g_{T,2}^{1}\right) \times \left(1+g_{T,1}^{1}\right) \times \left(1+g_{T-1,4}^{1}\right) + \\ & \left(1+g_{T,4}^{1}\right) \times \left(1+g_{T,3}^{1}\right) \times \left(1+g_{T,2}^{1}\right) \times \left(1+g_{T,1}^{1}\right) \Big] - 1. \end{aligned}$$

Ekvation (A4) visar att helårstillväxten är en funktion av alla kvartalstillväxter från kvartal 2 året innan till det sista kvartalet för det år beräkningen gäller. Ekvationen visar också att de ingående kvartalen väger olika mycket i helårstillväxten. De olika vikterna redovisas i tabell A1.

Tabell A1: kvartalens relativa betydelse i helårsberäkningen

År		T-1				T	
Kvartal	2	3	4	1	2	3	4
Vikt	1/16	2/16	3/16	4/16	3/16	2/16	1/16
Ackum	1/16	3/16	6/16	10/16	13/16	15/16	16/16

Anm. Tabellen visar hur stor vikt respektive kvartal har i helårsberäkningen och hur stor andel av helårsvärdet som (ackumulerat) är känt vid varje tillfälle. Se även ekvation (A4).

Tabell A1 visar att de prognoser som är baserade på information fram till och med kvartal 1 året innan det år prognosen avser inte har någon information om utfallet. Ett kvartal senare, det vill säga kvartal 2 året innan, är 1/16 av utfallet känd. När tillväxten till och med kvartal 1 under prognosåret är känd är 10/16 av helårsutfallet kända för prognosmakaren. Notera att dessa beräkningar är stiliserade och beaktar inte löpande revideringar i kvartalsutfallet.[25] Vi ser att ju närmare tidpunkten för helårs-

[24] Helårstillväxten i BNP definieras som summan av kvartalsnivåerna år T dividerad med summan av kvartalsnivåerna år T-1.

[25] KPI revideras normalt inte, emedan BNP-observationer revideras bakåt i tiden då ett nytt utfall publiceras. Även eventuell säsongrensning leder till revidering av historiska BNP-observationer.

utfallet prognosen görs desto mer av det kommande utfallet är känt. Att allt mindre del av utfallet behöver prognostiseras då horisonten minskar kallas här för *utfallseffekten*.

Utöver utfallseffekten finns det ytterligare skäl till varför prognosfelet bör minska ju närmare utfallstillfället prognosen är gjord. Antag att variabel y i kvartalförändring utvecklas enligt

$$\text{(A5)} \qquad \Delta y_t = \mu_y + \alpha \Delta y_{t-1} + z_t + \varepsilon_t.$$

Ekvation (A5) betyder att utfallet av kvartalstillväxten beror på kvartalstillväxten perioden före och annan information. Den andra informationen symboliseras av variabeln z_t och antas vara okänd i period t. Variabeln ε_t är slumpmässigt fördelad och sammanfattar störningar till variabel y. Vidare antar vi att den övriga informationen utvecklas enligt

$$\text{(A6)} \qquad z_t = \mu_z + \beta z_{t-1} + \eta_t.$$

Om vi ersätter z_t i ekvation (A5) med ekvation (A6) får vi följande samband

$$\text{(A7)} \qquad \begin{aligned} \Delta y_t &= \mu_y + \mu_z + \alpha \Delta y_{t-1} + \beta z_{t-1} + \varepsilon_t + \eta_t \\ &= \mu + \alpha \Delta y_{t-1} + \beta z_{t-1} + \xi_t \end{aligned}$$

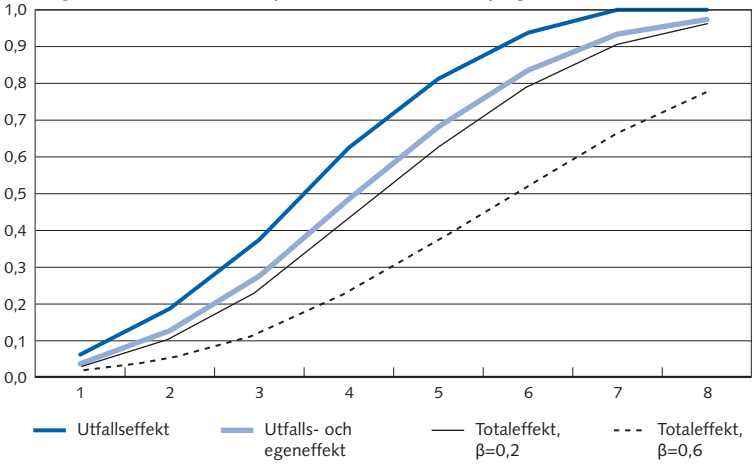
Ekvation (A7) beskriver förenklat vad prognosmakaren har för information vid varje prognostillfälle och hur informationen används. Då ett nytt utfall för Δy blir tillgängligt används den informationen för att göra prognoser. Hur långt in i framtiden det nya utfallet är viktigt beror på parametern α (persistensen i Δy). Denna effekt kallas här *egeneffekten*. Samma resonemang kan appliceras på den övriga informationen z; när nya utfall för z registreras kan dessa användas i prognossyfte, och hur långt framåt z är användbar beror på parametern β. Denna effekt kallas här för *informationseffekten*.

Givet dessa tre effekter kan man beräkna hur de förväntade prognosfelen utvecklas ju kortare tid det återstår tills utfallet blir känt. Här visar vi beräkning då α är 0,4 och β är 0,2 respektive 0,6.[26] Det prognosfel som uppstår innan någon information om utfallet är känd, det vill säga kvartal 1 året innan utfallsåret, har normerats till 1. Det förväntade prognosfelet (bortsett från ε_t och η_t) redovisas i figur A1 som en funktion av horisonten. Det observerade prognosfelet kommer att avvika från det förväntade

[26] Värdet på α är skattat med hjälp av BNP-data från 1980 med en dummyvariabel för åren 1991–93. Värdena på β är däremot valda godtyckligt. De valda koefficienterna gör att det förväntade prognosfelet sammanfaller med det förväntade absolutprognosfelet.

prognosfelet på grund av störningarna ε_t och η_t, men i genomsnitt följer prognosfelet det som ges i figur A1.

Diagram A1. Horisontens betydelse för det förväntade prognosfelet



Anm. Blå linje visar hur det förväntade prognosfelet beror på utfallseffekten, ljusblå linje hur prognosfelet beror på utfalls- och egeneffekten och de två svarta linjerna (heldragen respektive streckad) visar hur prognosfelet beror på samtliga effekter då β är 0,2 respektive 0,6.

Figur A1 visar att funktionsformen för det förväntade prognosfelet beror på utfallseffekten och parametrarna i ekvation (A7), vilka är okända. Dessutom bidrar eventuella revideringar i data till att funktionsformen i praktiken är okänd. I den här studien har vi valt att utgå från en flexibel tredjegradsfunktion som approximation för hur det förväntade absolutprognosfelet avtar med minskad horisont. I skattningarna testar vi dock horisontens betydelse och vi tar bort från specifikationen de delar av trenden som inte signifikant påverkar prognosfelet.