



Finansdepartementet

Ekonomiska avdelningen

Utvärdering av makroekonomiska prognoser 2016

Inledning

Regeringens makroekonomiska prognoser utgör underlag för statens budget och för regeringens utformning av den ekonomiska politiken. Det är därför viktigt att prognoserna har hög precision. Denna promemoria innehåller en utvärdering av regeringens prognoser avseende årsutfallen 1995–2015 för arbetslösheten, BNP-tillväxten, och inflationen mätt som förändringen i KPI. Prognoserna utvärderas i relation till några andra bedömare som gör prognoser på utvecklingen av svensk ekonomi. För regeringens del utvärderas prognoser som publicerats i budgetpropositionen och ekonomiska vårpropositionen. För samtliga bedömare behandlas prognoser gjorda samma år som årsutfallet respektive gjorda året innan årsutfallet.

Prognoserna testas för systematiska över- eller underskattningar, s.k. bias. Resultaten av utvärderingen visar inte på någon signifikant bias i regeringens prognoser för BNP-tillväxten eller arbetslösheten, men på signifikant bias i regeringens prognoser för inflationen. Detta är i huvudsak i linje med resultaten för övriga bedömare.

Bedömarnas prognosprecision rangordnas efter prognosernas medelabsolutfel och rotmedelkvadratfel. Regeringens prognosprecision rangordnas ungefär i mitten för prognoser för BNP-tillväxten, relativt lågt för prognoser för arbetslösheten och relativt högt för prognoser för inflationen. Rangordningarna vilar i allmänhet på små skillnader i utvärderingsmått, och inga test utförs för att påvisa statistisk signifikans. Resultaten bör därför tolkas med försiktighet.

Metoder och data

Val av precisionsmått

I utvärderingen används medelabsolutfelet och medelkvadratfelet. Här beskrivs kortfattat innebörden av att använda dessa utvärderingsmått. En statistisk formulering av måtten ges i bilagan.

Betydelsen av precision är situationsbundet och bestäms av de kostnader som förknippas med olika prognosfel när prognoserna används som beslutsunderlag. Precisionen behöver därför kopplas till någon förlustfunktion som beskriver förlusten (kostnaden) förknippade med prognosfelen. Här utvärderas prognosförmågan dels givet en kvadratisk förlustfunktion, dels givet en absolut förlustfunktion. Dessa förlustfunktioner är allmänt accepterade och har vissa egenskaper som ofta förespråkas i prognosutvärderingar.¹

Båda förlustfunktionerna är symmetriska. Att en förlustfunktion är symmetrisk innebär bland annat att lika stora över- eller underskattningar i prognoserna är förknippade med lika stora kostnader (förluster). En överskattning av BNP-tillväxten med, säg, 0,5 procentenheter innebär alltså en exakt lika stor förlust som en underskattning med 0,5 procentenheter. Under den förutsättningen bör det inte finnas någon systematisk över- eller underskattning (bias) i prognoserna, eftersom det generellt sett bidrar till en högre förlust.

För en absolut förlustfunktion är förlusten av ett prognosfel proportionell mot prognosfelet mätt i absoluta tal. Om prognosfelet för t.ex. BNP-tillväxten ökar från, säg, 0,3 till 0,4 procentenheter, innebär det lika stora förluster som om prognosfelet ökar från 0,4 till 0,5 procentenheter. Under den förutsättningen gör den bedömaren som minimerar det förväntade absoluta prognosfelet bäst prognos. Det förväntade absoluta prognosfelet skattas med det genomsnittliga absoluta prognosfelet, dvs. medelabsolutfelet (se bilagan).

För en kvadratisk förlustfunktion är förlusten som ges av ett prognosfel proportionell mot det kvadrerade prognosfelet. Om t.ex. prognosfelet för BNP-tillväxten ökar från 0,3 till 0,4 procentenheter innebär det en mindre förlust än om prognosfelet ökar från 0,4 till 0,5 procentenheter. Under den förutsättningen gör den bedömaren som minimerar det förväntade kvadratiska prognosfelet bäst prognos. Det förväntade kvadratiska prognosfelet skattas med det genomsnittliga kvadratiska prognosfelet, dvs. medelkvadratfelet (se bilagan). Medelkvadratfelet är mer känsligt för extrema utfall än medelabsolutfelet. I utvärderingen rapporteras rotmedelkvadratfelet, dvs. kvadratroten ur medelkvadratfelet, vilket är storleksmässigt jämförbart med medelabsolutfelet. Rang-

¹ Se t.ex. Elliot och Timmermann, *Economic forecasting*, Journal of Economic Literature, 2008.

ordning efter rotmedelkvadratfelet är densamma som rangordning efter medelkvadratfelet.

Antaganden och prognoshorisont

Prognoser ger upphov till prognosfel som utgörs av skillnaden mellan utfallet och prognosen (denna skillnad kan vara noll). Här definieras prognosfelet som utfallet minus prognosen, vilket är konventionellt.² Vid tillfället när prognosen utfärdas är prognosfelet okänt och betraktas därför som en stokastisk (slumpmässig) variabel. Över tiden bildar prognosfelen en samling av stokastiska variabler, en s.k. stokastisk process. För att konventionell statistisk inferens, som grundar sig i stora talens lag och centrala gränsvärdesatser, ska kunna genomföras finns vissa restriktioner kring dynamiken för en stokastisk process (se bilagan). I utvärderingen delas prognoserna in i prognoser som är gjorda samma år som årsutfallet respektive i prognoser som är gjorda året före årsutfallet. Bedömningen är att en sådan indelning, tillsammans med de skattningsmetoder som används i denna promemoria, är i linje med de inferensstatistiska krav som ställs inom tidsserieanalysen.

Modifikationer av data

Det är inte endast prognoserna som är osäkra. Även själva utfallen som prognoserna avser fånga revideras ofta över tiden, och de är därmed behäftade med en viss osäkerhet. Inflationen, mätt med KPI, revideras generellt inte, medan t.ex. BNP återkommande revideras. I denna promemoria används det senaste publicerade utfallet som jämförelse för prognoser för BNP-tillväxten.

För arbetslösheten finns en rad faktorer som försvårar en utvärdering. Sedan 1994 har arbetslösheten definierats och mätts på ett flertal olika vis.³ För att korrigera för dessa svårigheter har prognoser för arbetslösheten 2005 utfärdade 2004 och de första fyra månaderna 2005 tagits bort. Likaså har prognoser för arbetslösheten 2006 utfärdade de första fyra månaderna 2005 tagits bort. För att justera för ett mätfel vid arbeidskraftsundersökningarna har dessutom prognoserna för arbetslösheten 2013 utfärdade mellan första januari 2012 och sista februari 2013 justerats upp med 0,25 procentenheter.

Utfall

Diagram 1 visar utfallet för BNP-tillväxten 1994–2015. Medelvärdet för perioden är 2,6 och standardavvikelsen är 2,4.

² Alternativet är den omvända definitionen, dvs. att prognosfelet är lika med prognosen minus utfallet.

³ Se promemorian Utvärdering av makroekonomiska prognoser som publicerades i anslutning till 2014 års ekonomiska vårproposition.

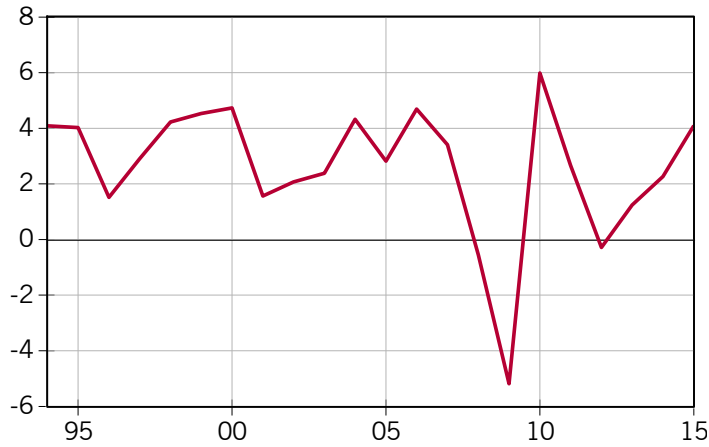


Diagram 1. Procentuell förändring av BNP 1994–2015

Diagram 2 visar utfallet för arbetslösheten enligt rådande definition 1994–2015. Medelvärde för perioden är 7,9 och standardavvikelsen är 1,5.

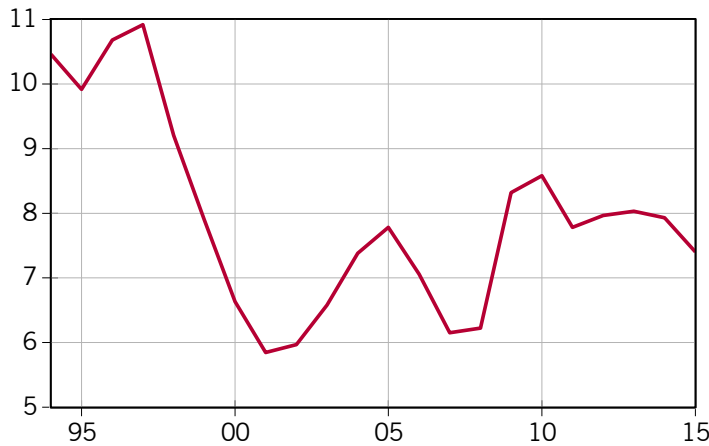


Diagram 2. Arbetslösheten enligt rådande definition 1994–2015

Diagram 3 visar utfallet för inflationen 1994–2015, mätt som förändringen i KPI. Medelvärde för perioden är 1,2 och standardavvikelsen är 1,1.

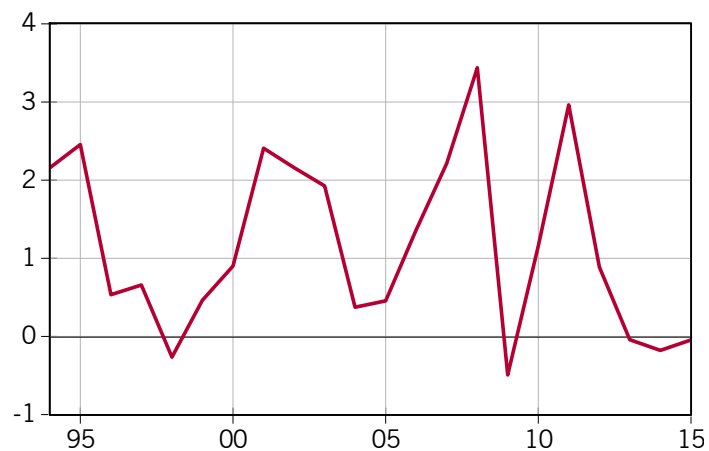


Diagram 3. Procentuell förändring av KPI 1994–2015

Utvärdering av bias

Systematiska prognosfel i form av genomsnittliga över- eller underskattningar kallas ofta för bias. I denna utvärdering antas symmetriska för-lustfunktioner (se avsnittet Metoder och data). Under den förutsättningen bör det inte finnas någon bias i prognoserna. Genom att skatta en bedömares medelprognosfel kan hypotesen att bedömarens prognoser inte har någon bias testas.⁴ Utvärderingen visar inte på någon signifikant bias i regeringens prognoser för BNP-tillväxten eller arbetslösheten, men på en signifikant bias (i det här fallet en överskattning) i regeringens prognoser för inflationen. Det är i huvudsak i linje med resultaten för övriga bedömare.

Ingen signifikant bias i regeringens prognoser för BNP-tillväxten

Tabell 1 visar medelprognosfelen med tillhörande p-värden⁵ för bedö-marnas prognoser för BNP-tillväxten 1994–2015.⁶ Stickproven är upp-delade i prognoser gjorda samma år som utfallet respektive året före utfallet.⁷ För prognoser gjorda samma år som utfallet har regeringen ett positivt medelprognosfel, vilket medför en negativ observerad bias.⁸ Utifrån definitionen av prognosfelet som utfallet minus prognosen (se bilagan) innebär det att regeringen i genomsnitt har underskattat BNP-tillväxten för utvärderingsperioden. För prognoser gjorda året före utfallet har regeringen istället ett negativt medelprognosfel, vilket inne-bär att regeringen vid denna prognoshorisont i genomsnitt har över-skattat prognoser för BNP-tillväxten. Dock är inget av regeringens medelprognosfel signifikant skilt från noll vid 10 procents signifikans-nivå, dvs. de påvisar ingen signifikant bias i regeringens prognoser.⁹

⁴ För en utförlig förklaring av själva hypotesprövningen, se bilagan.

⁵ P-värdet är sannolikheten att få ett medelprognosfel i just dess storlek eller större givet att det inte finns någon bias. Vid hypotesprövning sätts p-värdet i relation till en signifikansnivå som är en förbestämd accepterad sannolikhet att få felaktig signifikans, vanligen 10, 5 eller 1 procent. Om p-värdet är mindre än den valda signifikansnivån så anses sannolikheten att få det erhållna medelprognosfelet om det inte skulle finnas en bias vara tillräckligt liten. Medelprognosfelet bedöms då som signifikant skilt från noll.

⁶ Landsorganisationen i Sverige har inte tagits med i utvärderingen av prognoser för BNP-tillväxten eftersom den inte på ett konsekvent sätt redovisat prognoser för BNP.

⁷ För 1994 innefattar utvärderingen endast prognoser gjorda samma år som utfallet.

⁸ Prognosfelet är definierat som utfallet minus prognosen. Ett positivt medelprognosfel innebär därför att prognoserna i genomsnitt underskattar utfallet och vice versa. Bias relaterar istället till prognosen minus utfallet, se bilagan. Förhållandet mellan prognosfel och bias är alltså omvänt.

⁹ Signifikansnivån 10 procent motiveras av att testet vid de givna stickprovsstorlekarna har låg statistisk styrka, se promemorian Utvärdering av makroekonomiska prognoser som publicerades i anslutning till 2014 års ekonomiska vårproposition.

Tabell 1 Medelprognosfel för prognoser för BNP-tillväxten

<i>Bedömare</i>	Prognoser utfärdade samma år som utfallet			Prognoser utfärdade året innan utfallet		
	<i>MPF</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>MPF</i>	<i>p</i>	<i>T</i>
REG	0,350	0,154	44	-0,135	0,776	42
KI	0,272	0,217	90	-0,245	0,600	85
RB	0,183	0,433	94	-0,203	0,651	88
HUI	0,345	0,125	88	0,006	0,990	84
SN	0,553	0,030	73	0,339	0,501	70
SHB	0,294	0,168	77	-0,075	0,870	74
SEB	0,264	0,234	82	0,016	0,970	78
NO	0,425	0,084	84	0,022	0,955	80
SWB	0,130	0,695	48	0,046	0,937	44

Anm.: Tabellen visar medelprognosfel (*MPF*) för prognoser avseende utfallen 1994–2015, p-värde (*p*) och antal observationer (*T*). Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Svenskt näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Ingen signifikant bias i regeringens prognoser för arbetslösheten

Tabell 2 visar medelprognosfel och tillhörande p-värden för bedömarnas prognoser för arbetslösheten. Båda regeringens medelprognosfel är positiva. Regeringen har alltså i genomsnitt underskattat arbetslösheten, både vad gäller prognoser gjorda samma år som utfallet och prognoser gjorda året före utfallet. Inget av medelprognosfelen är signifikant skilt från noll vid 10 procents signifikansnivå.

Tabell 2 Medelprognosfel för prognoser för arbetslösheten

<i>Bedömare</i>	Prognoser utfärdade samma år som utfallet			Prognoser utfärdade året innan utfallet		
	<i>MPF</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>MPF</i>	<i>p</i>	<i>T</i>
REG	0,017	0,766	43	0,208	0,352	39
KI	-0,011	0,760	89	0,119	0,536	79
RB	-0,046	0,285	92	-0,013	0,942	82
HUI	-0,007	0,885	87	0,061	0,703	79
LO	-0,003	0,955	43	0,126	0,514	36
SN	-0,096	0,085	72	-0,093	0,648	64
SHB	-0,022	0,607	76	-0,055	0,767	70
SEB	-0,004	0,924	81	0,101	0,441	73
NO	-0,014	0,779	83	0,099	0,552	76
SWB	-0,153	0,027	47	-0,296	0,207	41

Anm.: Tabellen visar medelprognosfel (*MPF*) för prognoser avseende utfallen 1994–2015, p-värde (*p*) och antal observationer (*T*). Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Landsorganisationen i Sverige (LO), Svenskt näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Omfattande signifikant bias i prognoserna för inflationen

Tabell 3 visar medelprognosfel och tillhörande p-värden för bedömarnas prognoser för inflationen mätt som förändringen i KPI. Regeringens medelprognosfel är negativa. Regeringen har alltså i genomsnitt över-skattat inflationen för utvärderingsperioden, både vad gäller prognoser gjorda samma år som utfallet och prognoser gjorda året före utfallet. Båda medelprognosfelen är dessutom signifikanta vid 10 procents signifikansnivå. Med enskilda undantag stämmer detta överens med resultaten för övriga bedömare.

Tabell 3 Medelprognosfel för prognoser för inflationen

Bedömare	Prognoser utfärdade samma år som utfallet			Prognoser utfärdade året innan utfallet		
	<i>MPF</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>MPF</i>	<i>p</i>	<i>T</i>
REG	-0,145	0,033	44	-0,607	0,012	42
KI	-0,150	0,001	90	-0,546	0,009	85
RB	-0,200	0,001	103	-0,823	0,001	97
HUI	-0,319	0,001	88	-0,735	0,001	84
LO	-0,086	0,121	43	-0,463	0,071	41
SN	-0,224	0,003	73	-0,692	0,003	69
SHB	-0,282	0,001	77	-0,898	0,001	74
SEB	-0,227	0,001	82	-0,729	0,001	78
NO	-0,194	0,007	84	-0,752	0,001	80
SWB	-0,165	0,003	48	-0,721	0,001	44

Anm.: Tabellen visar medelprognosfel (*MPF*) för prognoser avseende utfallen 1994–2015, p-värde (*p*) och antal observationer (*T*). Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Landsorganisationen i Sverige (LO), Svenskt näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Rangordningar efter medelabsolutfel och medelkvadratfel

I detta avsnitt rangordnas flera bedömares prognosprecision för arbetslösheten, BNP-tillväxten och inflationen med avseende på prognosernas medelabsolutfel och rotmedelkvadratfel i relation till utfallen 1994–2015. Regeringens prognosprecision rangordnas relativt lågt för prognoser för arbetslösheten, ungefär i mitten för prognoser för BNP-tillväxten och relativt högt för prognoser för inflationen.

Stickprovsstorlekarna är i flera fall små, vilket medför att rangordningarna är känsliga för stora prognosfel. Att ta bort eller lägga till enstaka observationer kan därför ha stor betydelse för utvärderingen. I allmänhet vilar rangordningarna på små skillnader i utvärderingsmått, och inga test utförs för att påvisa att dessa skillnader är statistiskt signifikanta. Resultaten av rangordningarna bör därför värderas med försiktighet.

Eftersom utvärderingsmått baseras på medelvärden kan ett test som prövar hypotesen att de förväntade förlusterna är olika formuleras utifrån konventionell statistisk inferens.¹⁰ Utformningen av ett sådant test försvåras dock av att bedömarna för ett givet år dels utfärdar prognoserna vid olika tidpunkter, dels producerar olika antal prognoser.¹¹

Regeringens prognosprecision för BNP-tillväxten rangordnas ungefär i mitten

I tabell 4 visas rangordningarna av bedömnarnas prognoser för BNP-tillväxten gjorda samma år som utfallet samt året före utfallet. Bedömnarna är placerade efter fallande rangordning. För prognoser gjorda samma år som utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på fjärde

¹⁰ Se t.ex. West, Forecast evaluation, Handbook of Economic Forecasting, 2006.

¹¹ Etablerade test förutsätter samma antal observationer bland prognosmakarna, men kräver i övrigt endast att parvisa differenser i utvärderingsmättet mellan prognosmakarna är kovariansstationära processer, se t.ex. Mariano och Preve, Statistical tests for multiple forecast comparison, Journal of Econometrics 169, 2012, och referenser däri. Riksbanken har föreslagit att kontrollera för olika prognoshorisonter, se Andersson och Aranki, Prognosmakares förmåga – vad brukar vi utvärdera och vad vill vi utvärdera? Penning och valutapolitik 2009:3, Riksbanken. De redogör dock inte för under vilka former metoden är konsistent.

plats med båda utvärderingsmått. Vid denna horisont är regeringens medelabsolutfel 0,993. Regeringens prognoser avviker alltså i genomsnitt ungefär 1 procentenhet från utfallet i BNP-tillväxten, vilket också är det genomsnittliga medelabsolutfelet för alla bedömare (1,04). Regeringens rotmedelkvadratfel är 1,254, vilket är nära det genomsnittliga rotmedelkvadratfelet för alla bedömare (1,32). Medelvärdet för BNP-tillväxterna för samma period är 2,6, och standardavvikelsen är 2,4 (se avsnittet Metoder och data).

För prognoser gjorda året före utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på sjätte plats med båda utvärderingsmått. Regeringens medelabsolutfel är 1,778. Vid denna horisont avviker regeringens prognoser för BNP-tillväxten alltså i genomsnitt ungefär 1,8 procentenheter från utfallet i BNP-tillväxten, vilket är nära det genomsnittliga medelabsolutfelet för samtliga bedömare (1,75). Regeringens rotmedelkvadratfel vid denna horisont är 2,471, vilket är nära det genomsnittliga rotmedelkvadratfelet för samtliga bedömare (2,41). Regeringens rotmedelkvadratfel är också av samma storlek som standardavvikelsen för BNP-tillväxten för utvärderingsperioden (2,4).

Tabell 4 Rangordningar av bedömares prognosprecision för BNP-tillväxten

	Prognoser gjorda samma år som utfallet		Prognoser gjorda året innan utfallet	
	<i>MAF</i>	<i>RMKF</i>	<i>MAF</i>	<i>RMKF</i>
	SHB (0,924)	SHB (1,195)	NO (1,538)	NO (2,108)
	KI (0,977)	SEB (1,239)	SEB (1,579)	SEB (2,231)
	SEB (0,979)	KI (1,247)	KI (1,727)	HUI (2,368)
	REG (0,993)	REG (1,254)	RB (1,733)	RB (2,371)
	RB (1,039)	HUI (1,313)	HUI (1,747)	SHB (2,394)
	HUI (1,065)	RB (1,323)	REG (1,778)	REG (2,471)
	NO (1,129)	SN (1,399)	SHB (1,781)	KI (2,480)
	SWB (1,133)	NO (1,410)	SN (1,866)	SN (2,575)
	SN (1,143)	SWB (1,522)	SWB (1,988)	SWB (2,710)
<i>Medel</i>	1,04	1,32	1,75	2,41

Anm.: Tabellen visar rangordningar fallande uppifrån efter medelabsolutfel (*MAF*) och rotmedelkvadratfel (*RMKF*) för prognoser avseende utfallen 1994–2015, med faktiska värden av utvärderingsmått inom parenteser. Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Svenskt näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Regeringens prognosprecision för arbetslösheten rangordnas relativt lågt

Rangordningarna av bedömarnas prognoser för arbetslösheten visas i tabell 5. För prognoser gjorda samma år som utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på sjätte plats med båda utvärderingsmått. Enligt medelabsolutfelet avviker regeringens prognoser för arbetslösheten med i genomsnitt 0,22 procentenheter från utfallet i arbetslösheten, vilket är i linje med det genomsnittliga medelabsolutfelet för samtliga bedömare (0,21). Regeringens rotmedelkvadratfel är 0,30, vilket är samma som det genomsnittliga rotmedelkvadratfelet för samtliga

bedömare. För utvärderingsperioden är den förväntade arbetslösheten (enligt rådande definition) 7,9 procent, med standardavvikelse 1,5 (se avsnittet Metoder och data).

För prognoser gjorda året före utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på tionde respektive nionde plats. Enligt medelabsolutfelet avviker regeringens prognoser för arbetslösheten i genomsnitt ungefär 0,8 procentenheter från utfallet i arbetslösheten vid denna horisont. Det genomsnittliga medelabsolutfelet för samtliga bedömare är 0,69. Regeringens rotmedelkvadratfel vid denna horisont är 1,1, vilket är större än det genomsnittliga rotmedelkvadratfelet för samtliga bedömare (0,93). Vid denna horisont är både regeringens medelabsolutfel och rotmedelkvadratfel mindre än arbetslöshetens (enligt rådande definition) standardavvikelse för utvärderingsperioden (1,5).

Tabell 5 Rangordningar av bedömares prognosprecision för arbetslösheten

	Prognoser gjorda samma år som utfallet		Prognoser gjorda året innan utfallet	
	<i>MAF</i>	<i>RMKF</i>	<i>MAF</i>	<i>RMKF</i>
	KI (0,172)	KI (0,232)	SEB (0,564)	SEB (0,721)
	SEB (0,186)	SEB (0,263)	HUI (0,602)	HUI (0,840)
	SHB (0,195)	SHB (0,284)	RB (0,646)	NO (0,872)
	RB (0,198)	RB (0,289)	NO (0,693)	LO (0,879)
	HUI (0,219)	HUI (0,290)	LO (0,701)	RB (0,902)
	REG (0,225)	REG (0,305)	KI (0,717)	SHB (0,948)
	SN (0,229)	LO (0,307)	SN (0,720)	SN (0,961)
	LO (0,233)	NO (0,323)	SHB (0,725)	KI (0,996)
	NO (0,234)	SN (0,330)	SWB (0,732)	REG (1,067)
	SWB (0,258)	SWB (0,386)	REG (0,800)	SWB (1,104)
<i>Medel</i>	0,21	0,30	0,69	0,93

Anm.: Tabellen visar rangordningar fallande uppifrån efter medelabsolutfel (*MAF*) och rotmedelkvadratfel (*RMKF*) för prognoser avseende utfallen 1994–2015, med faktiska värden av utvärderingsmåttin inom parenteser. Bedömarena är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Landsorganisationen i Sverige (LO), Svenskt näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Regeringens prognosprecision för inflationen rangordnas relativt högt

Rangordningarna av bedömarens prognoser för inflationen mätt som förändringen i KPI visas i tabell 6. För prognoser gjorda samma år som utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på fjärde plats med båda utvärderingsmåttin. Regeringens medelabsolutfel är vid denna horisont 0,296. Regeringens prognoser avviker alltså i genomsnitt med ca 0,3 procentenheter från inflationsutfallet, vilket är något mindre än det genomsnittliga medelabsolutfelet för samtliga bedömare. Regeringens rotmedelkvadratfel vid denna horisont är 0,406, vilket är mindre än det genomsnittliga rotmedelkvadratfelet för samtliga bedömare (0,44). För utvärderingsperioden är den förväntade inflationen 1,2, med standardavvikelse 1,1 (se avsnittet Metoder och data).

För prognoser gjorda året före utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på tredje plats med båda utvärderingsmått. Vid denna horisont är regeringens medelabsolutfel 1,014, dvs. regeringens prognoser avviker i genomsnitt med ca 1 procentenhet från inflationsutfallet, vilket är linje med det genomsnittliga medelabsolutfelet för samtliga bedömare (1,0). Regeringens rotmedelkvadratfel vid denna horisont är 1,258, vilket är något lägre än det genomsnittliga rotmedelkvadratfelet för samtliga bedömare (1,35). Regeringens rotmedelkvadratfel vid denna horisont är något större än inflationsutfallets standardavvikelse för utvärderingsperioden (1,1).

Tabell 6 Rangordningar av bedömares prognosprecision för inflationen

	Prognoser gjorda samma år som utfallet		Prognoser gjorda året innan utfallet	
	<i>MAF</i>	<i>RMKF</i>	<i>MAF</i>	<i>RMKF</i>
	KI (0,253)	LO (0,344)	KI (0,952)	LO (1,206)
	LO (0,258)	KI (0,358)	LO (0,968)	KI (1,241)
	RB (0,286)	SWB (0,373)	REG (1,014)	REG (1,258)
	REG (0,296)	REG (0,406)	SEB (1,017)	SEB (1,296)
	SWB (0,304)	RB (0,411)	HUI (1,018)	HUI (1,326)
	SEB (0,308)	SEB (0,452)	SWB (1,094)	SWB (1,358)
	NO (0,345)	NO (0,479)	RB (1,102)	SN (1,384)
	SN (0,349)	SHB (0,498)	SN (1,106)	NO (1,399)
	SHB (0,352)	SN (0,513)	NO (1,116)	SHB (1,488)
	HUI (0,393)	HUI (0,527)	SHB (1,135)	RB (1,499)
<i>Medel</i>	0,32	0,44	1,05	1,35

Anm.: Tabellen visar rangordningar fallande uppifrån efter medelabsolutfel (*MAF*) och rotmedelkvadratfel (*RMKF*) för prognoser avseende utfallen 1994–2015, med faktiska värden av utvärderingsmått inom parenteser. Bedömarena är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Landsorganisationen i Sverige (LO), Svenskt näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).
Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Bilaga Teknisk fördjupning

Prognoser och prognosfel

Låt \hat{x}_t vara en prognos för en prognosvariabel x_t (t.ex. BNP-tillväxt) med utfall vid tidpunkten t . Prognosvariabelns utfall kan skrivas som summan av prognosen och ett prognosfel e_t ,

$$x_t = \hat{x}_t + e_t; \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

Prognosfelet kan då skrivas enligt

$$e_t = x_t - \hat{x}_t.$$

Anta att prognosfelet e_t är en realisation av en kovariansstationär stokastisk process ε_t , dvs. en process med konstant väntevärde,

$$E(\varepsilon_t) = \mu; \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

och konstanta kovarianser,

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = E(\varepsilon_t - \mu)(\varepsilon_{t-s} - \mu) = \gamma_s,$$

för heltal s . Eftersom detta inte lägger några restriktioner på processens högre moment tillåts prognosfelen ha en skev fördelning.

För ett givet stickprov med T observationer är medelprognosfelet

$$\bar{e}_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t.$$

Ett positivt medelprognosfel innebär att prognoserna i genomsnitt underskattar utfallet, medan ett negativt medelprognosfel innebär att prognoserna i genomsnitt överskattar utfallet. Under förutsättningen att prognosfelet är en kovariansstationär process är medelprognosfelet en väntevärdesriktig estimator av det förväntade prognosfelet,

$$E(\bar{e}_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E(e_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E(\varepsilon_t) = \frac{T}{T} E(\varepsilon_t) = \mu.$$

Prognosfel tenderar att autokorrelera, dvs. korrelera med sig själv över tiden. Vid autokorrelation gäller via centrala gränsvärdesatsen (CGS) att, för stora stickprov,

$$\bar{e}_t \sim N(\mu, T^{-1}\sigma^2),$$

där N betecknar normalfördelningen och σ^2 är den långsiktiga variansen för processen ε_t ,

$$\sigma^2 = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j.$$

Den långsiktiga variansen kan skattas med så kallade HAC-estimatorer.¹² Sådana estimatorer kan även användas för att korrigera för heteroskedasticitet, dvs. när felen har olika varianser, $\text{Var}(\varepsilon_t) \neq \text{Var}(\varepsilon_s)$ för $t \neq s$.

I denna promemoria delas prognosfelen in i de fel som avser prognoser utfärdade samma år som utfallet respektive de fel som avser prognoser utfärdade året innan utfallet. Under ett givet år ökar informationsmängden som används för att göra prognoser för årsutfall, och precisionen i

¹² Se t.ex. Newey och West, A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* 55(3), 1987.

prognoserna förväntas därför öka över året. Det betyder t.ex. att prognoser utfärdade under den första hälften av året (t.ex. regeringens prognoser i ekonomiska vårpropositioner) sannolikt ger upphov till prognosfel med större spridning än prognosfel tillhörande prognoser utfärdade under den andra hälften av året (t.ex. regeringens prognoser i budgetpropositioner). Denna diskrepans för prognosfelsvarianser förväntas också i större utsträckning gälla vid korta prognoshorisonter än vid långa prognoshorisonter. Konsekvensen av indelningen som gjorts i denna promemoria är att prognosfelen förväntas ha periodisk heteroskedasticitet, dvs. varianser som ökar och minskar cykliskt. Bedömningen är dock att konventionell statistisk inferens som grundar sig i stora talens lag och CGS kan genomföras med hjälp av HAC-estimatorer.

Medelprognosfel och bias

Vid systematiska prognosfel med samma tecken har prognoserna en bias (prognoserna är icke-väntevärdesriktiga). I en stokastisk formulering definieras bias som den förväntade differensen mellan prognos och utfall,

$$B(\hat{x}_t) = E(\hat{x}_t - x_t).$$

Prognosernas bias är således direkt proportionell mot det förväntade prognosfelet,

$$E(\varepsilon_t) = E(x_t - \hat{x}_t) = -B(\hat{x}_t),$$

där proportionaliteten är -1. Det följer därför, under de förutsättningar som antas i denna promemoria, att medelprognosfelet är en väntevärdesriktig estimator av en negativ bias,

$$E(\bar{\varepsilon}_t) = -B(\hat{x}_t).$$

Om denna bias är noll, $B(\hat{x}_t) = 0$, så är prognoserna väntevärdesriktiga. Då är också det förväntade medelprognosfelet noll, $E(\bar{\varepsilon}_t) = 0$.

Medelprognosfelet kan användas för att pröva prognoserna för bias genom att testa nollhypotesen "ingen bias",

$$H_0: \mu = 0,$$

mot den alternativa hypotesen "bias",

$$H_1: \mu \neq 0.$$

Låt θ beteckna test-funktionen

$$\theta(\mu) = \frac{\sqrt{T}(\bar{\varepsilon}_t - \mu)}{\hat{\sigma}},$$

där $\hat{\sigma}$ är den skattade långsiktiga standardavvikelsen (se avsnittet Prognoser och prognosfel). Det följer från CGS att $\theta(\mu) \sim N(0,1)$ för stora T . Teststatistikan för att testa nollhypotesen $\mu = 0$ är därför

$$\tilde{\theta} = \theta(0) = \frac{\sqrt{T}\bar{e}_t}{\hat{\sigma}}, \quad (1)$$

där $\tilde{\theta} \sim N(0,1)$ om nollhypotesen är sann. Problemet kan formuleras som regressionen av prognosfelen på en konstant,

$$e_t = c + w_t,$$

där c är en konstant och w_t är en felterm. Hypoteserna är då

$$H_0: c = 0 \Rightarrow \text{ingen bias},$$

$$H_1: c \neq 0 \Rightarrow \text{bias}.$$

När det inte finns några förklarande variabler med i regressionen så är minstakvadratskattningen av konstanten lika med medelvärdet av prognosfelen, $\hat{c} = \bar{e}_t$, och teststatistikan för att testa nollhypotesen $c = 0$ är densamma som i ekvation (1).

I denna promemoria delas prognosfelen in i sådana som tillhör prognoser utfärdade samma år som utfallet respektive året innan utfallet. Under nollhypotesen har dock samtliga prognosfel samma väntevärde, nämligen $\mu = 0$, och teststatistikan (1) kan därför användas för att testa för bias, givet att HAC-estimatorer (se avsnittet Prognoser och prognosfel) används för att korrigera för heteroskedasticitet.

Ett inneboende problem är att detta test ofta är förknippat med låg statistisk styrka, dvs. en låg sannolikhet att förkasta en falsk nollhypotes. Det betyder att även om det finns en bias så är sannolikheten att förkasta den i sådana fall falska nollhypotesen övervägande låg när denna bias är förhållandevis liten. Sannolikheten minskar dessutom när stickprovsstorleken minskar. Med tanke på den låga styrkan bör en hög signifikansnivå väljas vid test för bias, t.ex. 10 procent.¹³ Se promemorian Utvärdering av makroekonomiska prognoser som publicerades i anslutning till 2014 års ekonomiska vårproposition för en analytisk beskrivning av testets styrka.

Prognosernas medelabsolutfel

Prognosens förväntade absoluta fel (*FAF*) är

$$FAF(\hat{x}_t) = E|\hat{x}_t - x_t| = E|x_t - \hat{x}_t| = E|\varepsilon_t|,$$

¹³ Att höja signifikansnivån är en vanlig åtgärd för att öka styrkan, dvs. öka sannolikheten att förkasta en falsk nollhypotes, vilket minskar sannolikheten för ett typ-II-fel, dvs. sannolikheten att ej förkasta en falsk nollhypotes. Per definition höjs då också sannolikheten för ett typ-I-fel, dvs. sannolikheten att förkasta en sann nollhypotes. Lämplig signifikansnivå sätts i en avvägning mellan dessa sannolikheter.

där $|\cdot|$ är en funktion sådan att, för alla reella tal z ,

$$|z| = \begin{cases} z & \text{om } z \geq 0 \\ -z & \text{om } z < 0 \end{cases}$$

Under de förutsättningar som antas i denna promemoria är medelabsolutfelet (*MAF*) konsistent för *FAF*,

$$MAF = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t| \xrightarrow{P} FAF,$$

där \xrightarrow{P} betecknar konvergens i sannolikhet när stickprovets storlek går mot oändligheten.¹⁴ Eftersom medelabsolutfelet är ett medelvärde följer att konventionell statistisk inferens kan genomföras om det absoluta prognosfelet, $\tilde{\varepsilon}_t = |e_t|$, är en kovariansstationär process.

Medelabsolutfelet kan motiveras mot en absolut förlustfunktion (se avsnittet Val av precisionsmått),

$$l(e_t) = a|e_t|$$

för någon konstant $a > 0$. *FAF* är då den förväntade förlusten.

Prognosernas medelkvadratfel

Prognosens förväntade kvadratiska fel (*FKF*) är

$$FKF(\hat{x}_t) = E[(\hat{x}_t - x_t)^2] = E[(x_t - \hat{x}_t)^2] = E(\varepsilon_t^2).$$

Per definition gäller att prognosfelens varians kan skrivas enligt

$$Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) - E(\varepsilon_t)^2.$$

Då $E(\varepsilon_t)^2 = [-B(\hat{x})]^2 = B(\hat{x})^2$ (se avsnittet Medelprognosfel och bias) kan *FKF* skrivas om enligt

$$FKF(\hat{x}_t) = E(\varepsilon_t^2) = Var(\varepsilon_t) + B(\hat{x})^2,$$

dvs. som summan av variansen av prognosfelen och kvadraten av prognosernas bias. Om prognosen är väntevärdesriktig, dvs. om det förväntade prognosfelet är noll, så är alltså prognosens *FKF* lika med prognosfelens varians.

¹⁴ Konvergens i sannolikhet betyder här att sannolikheten att *MKF* och *FKF* skiljer sig anmärkningsvärt åt går mot noll när stickprovsstorleken går mot oändligheten.

Under de förutsättningar som antas i denna promemoria är medelkvadratfelet (MKF) konsistent för FKF ,

$$MKF = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 \xrightarrow{P} FKF,$$

där \xrightarrow{P} betecknar konvergens i sannolikhet (se avsnittet Prognosernas medelabsolutfel) när stickprovets storlek går mot oändligheten. Eftersom MKF är ett medelvärde följer att konventionell statistisk inferens kan genomföras om det kvadrerade prognosfelet, $\tilde{\varepsilon}_t = \varepsilon_t^2$, är en kovariansstationär process.

Medelkvadratfelet kan motiveras mot valet av en kvadratisk förlustfunktion (se avsnittet Val av precisionsmått),

$$l(e_t) = ae_t^2$$

för någon konstant $a > 0$. FKF är då den förväntade förlusten.

Ofta används rotmedelkvadratfelet ($RMKF$) istället för MKF ,

$$RMKF = \sqrt{MKF}.$$

Rotmedelkvadratfelet är storleksmässigt jämförbart med medelfelet och medelabsolutfelet, och kan på ett naturligt vis sättas i relation till t.ex. utfallsvariabelns standardavvikelse. Om prognoserna inte har någon bias så konvergerar $RMKF$ i sannolikhet till prognosfelens standardavvikelse. Rangordning efter $RMKF$ är densamma som rangordning efter MKF .