

Promemoria

Utvärdering av makroekonomiska prognoser 2015



Promemoria

Utvärdering av makroekonomiska prognoser 2015

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	7
	Val av precisionsmått	7
	Antaganden och prognoshorisont.....	8
	Modifikationer av data	8
2	Utvärdering av bias.....	8
	Ingen signifikant bias i regeringens prognoser för BNP-tillväxten	8
	Ingen signifikant bias i regeringens prognoser för arbetslösheten.....	9
	Omfattande signifikant bias i prognoserna för inflationen	9
3	Rangordning efter medelabsolutfel och medelkvadratfel	10
	Regeringens prognosprecision rangordnas både högt och lågt för prognoser för BNP-tillväxten	10
	Regeringens prognosprecision rangordnas relativt lågt för prognoser för arbetslösheten	11
	Regeringens prognosprecision rangordnas relativt högt för prognoser för inflationen	12
4	Prognoser för 2015 och 2016 med osäkerhetsintervall	13
Bilaga	Teknisk fördjupning	15
	Prognoser och prognosfel.....	15
	Medelprognosfel och bias	16
	Medelkvadratfel	16
	Medelabsolutfel	17
	Osäkerhetsintervall	17

Tabellförteckning

Tabell 1 Medelprognosfel för BNP-tillväxten.....	9
Tabell 2 Medelprognosfel för arbetslösheten	9
Tabell 3 Medelprognosfel för inflationen	10
Tabell 4 Rangordningar för BNP-tillväxten.....	10
Tabell 5 Rangordningar för arbetslösheten.....	12
Tabell 6 Rangordningar för inflationen.....	13

Diagramförteckning

Diagram 1 Medelkvadratfel för prognoser för BNP-tillväxten gjorda samma år som utfallet	11
Diagram 2 Medelkvadratfel för prognoser för BNP-tillväxten gjorda året före utfallet	11
Diagram 3 Medelkvadratfel för prognoser för arbetslösheten gjorda samma år som utfallet	12
Diagram 4 Medelkvadratfel för prognoser för arbetslösheten gjorda året före utfallet	12
Diagram 5 Medelkvadratfel för prognoser för inflationen gjorda samma år som utfallet	13
Diagram 6 Medelkvadratfel för prognoser för inflationen gjorda året före utfallet...	13
Diagram 7 Prognos för BNP-tillväxten med osäkerhetsintervall	14
Diagram 8 Prognos för arbetslösheten med osäkerhetsintervall	14
Diagram 9 Prognos för inflationen med osäkerhetsintervall	15

1 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 för BNP-tillväxten, arbetslösheten och inflationen mätt som förändringen i KPI. Prognoserna utvärderas i relation till några andra bedömare för 1994–2014.

Bedömarna som utvärderas är regeringen, Konjunkturinstitutet, Riksbanken, Svenskt näringsliv, HUI Research AB, LO, Handelsbanken, SEB, Swedbank och Nordea. För regeringens del utvärderas prognoser som publicerats i budgetpropositionen och ekonomiska vårpropositionen.

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. Resultaten av utvärderingen av regeringens prognoser är i huvudsak i linje med resultaten för övriga bedömare.

Bedömnarnas prognosprecision rangordnas efter prognosernas medelabsolutfel och medelkvadratfel. 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 bör därför tolkas med viss försiktighet.

Promemorian avslutas med en presentation av osäkerhetsintervall kring regeringens prognoser för BNP-tillväxten, arbetslösheten och inflationen 2015 och 2016. Osäkerhetsintervallen är baserade på spridningen i regeringens prognosfel i vårpropositionerna för 1994–2014. Intervallen används för att illustrera att skillnaderna mellan regeringens, Konjunkturinstitutets och Riksbankens prognoser för 2015 och 2016 i allmänhet är små ur ett osäkerhetsperspektiv.

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 anger förlusten (eller kostnaden) med avseende på negativa och positiva prognosfel. Här utvärderas prognosförmågan mot dels en *kvadratisk* förlustfunktion, dels en *absolut* förlustfunktion. Dessa förlustfunktioner är allmänt godtagna och har vissa egenskaper som ofta förespråkas i prognosutvärderingar när den sanna förlustfunktionen är okänd.¹

Båda förlustfunktionerna är symmetriska. Det innebär bland annat att lika stora över- eller underskattningar i prognoserna är förknippade med lika stora kostnader (förluster). Med andra ord är t.ex. en överskattning av BNP-tillväxten med 0,5 procentenheter exakt lika illa som en underskattning med 0,5 procentenheter. Under den förutsättningen bör det inte finnas någon systematisk över- eller underskattning (bias) i prognoserna.

För en absolut förlustfunktion är förlusten av ett prognosfel proportionell mot prognosfelet mätt i absoluta tal. Det innebär att en försämring av prognosfelet för BNP-tillväxten från, säg, 0,3 till 0,4 procentenheter på marginalen tillför lika stora förluster som en försämring av prognosfelet från 0,4 till 0,5 procentenheter. Under den förutsättningen gör den bedömare som minimerar det förväntade absoluta prognosfelet bäst prognos, vilket mäts med medelabsolutfelet (se bilagan).

För en kvadratisk förlustfunktion är förlusten av ett prognosfel proportionell mot det kvadrerade prognosfelet. Det innebär t.ex. att en försämring av prognosfelet för BNP-tillväxten från 0,3 till 0,4 procentenheter på marginalen tillför mindre förluster än en försämring av prognosfelet från 0,4 till 0,5 procentenheter. Under den förutsättningen gör den bedömare som minimerar det förväntade kvadratiske prognosfelet bäst prognos, vilket mäts med medelkvadratfelet (se bilagan). Medelkvadratfelet är mer känsligt för extrema utfall än medelabsolutfelet.

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

Antaganden och prognoshorisont

Prognoser ger upphov till prognosfel som utgörs av skillnaden mellan utfallet och prognosen.² Här definieras prognosfelet som utfallet minus prognosen, vilket är konventionellt (se bilagan).³ Vid tillfället när prognosen utfärdas är prognosfelet okänt och det betraktas därför som en stokastisk (slumpmässig) variabel. Över tiden bildar prognosfelen en samling av stokastiska variabler, en s.k. stokastisk *process*. Den statistiska inferensen som används i denna promemoria förutsätter att denna stokastiska process är en s.k. kovariansstationär process (se bilagan). I utvärderingen delas prognoserna in i prognoser som är gjorda samma år som utfallet respektive prognoser som är gjorda året före utfallet. Bedömningen är att denna indelning är tillräcklig för att prognosfelen åtminstone approximativt ska vara kovariansstationära processer.

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 betingade med en viss osäkerhet. Inflationen, mätt med KPI, revideras generellt inte, medan t.ex. BNP återkommande revideras. I denna promemoria används den senaste revideringen som jämförelseutfall för prognoser för BNP-tillväxten.

För arbetslösheten finns en rad specifika svårigheter. Sedan 1994 har arbetslösheten definierats och mätts på ett flertal olika vis.⁴ 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 har dessutom prognoser för arbetslösheten 2013 utfärdade mellan första januari 2012 och sista februari 2013 justerats upp med 0,25 procentenheter.

² Denna skillnad kan vara noll.

³ Alternativet är den omvända definition, dvs. att prognosfelet är lika med prognosen minus utfallet.

⁴ Se promemorian Utvärdering av makroekonomiska prognoser som publicerades i anslutning till 2014 års ekonomiska vårproposition.

2 Utvärdering av bias

Systematiska prognosfel i form av genomsnittliga över- eller underskattningar kallas för bias. I denna utvärdering antas symmetriska förlustfunktioner (se avsnitt 1). 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.⁵ Utvärderingen visar inte på en signifikant bias i regeringens prognoser för BNP-tillväxten eller arbetslösheten, men signifikant bias 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

Utvärderingen påvisar ingen signifikant bias i regeringens prognoser för BNP-tillväxten gjorda samma år som utfallet eller året före utfallet.

Tabell 1 visar medelprognosfelen med tillhörande p-värden⁶ för bedömarens prognoser för BNP-tillväxten 1994–2014. Stickproven är uppdelade 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 innebär det att regeringen i genomsnitt har underskattat BNP-tillväxten för utvärderingsperioden. För prognoser gjorda året före

⁵ Se bilagan för en utförlig förklaring av själva hypotesprövningen.

⁶ P-värdet är sannolikheten att få ett medelprognosfel i storleksordningen av medelprognosfelet 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 vara tillräckligt liten att få det erhållna medelprognosfelet även om det inte skulle finnas en bias. Medelprognosfelet bedöms då som signifikant skilt från noll.

⁷ Landsorganisationen har inte tagits med i utvärderingen av prognoser för BNP-tillväxten eftersom den inte på ett konsekvent sätt redovisar faktisk BNP.

⁸ Se bilagan. 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. Förhållandet är därför omvänt.

utfallet har regeringen istället ett negativt medelprognosfel, vilket innebär att regeringen vid denna prognoshorisont i genomsnitt har överskattat prognoser för BNP-tillväxten. Dock är inget av medelprognosfelen signifikant skilt från noll vid 10 procents signifikansnivå, dvs. de påvisar ingen signifikant bias.⁹

Tabell 1 Medelprognosfel för BNP-tillväxten

Medelprognosfel (MPF) för 1994–2014, p-värde (p) och antal observationer (T)

Bed.	Prognoser gjorda samma år som utfallet			Prognoser gjorda året innan utfallet		
	MPF	p	T	MPF	p	T
REG	0,296	0,244	42	-0,193	0,697	40
KI	0,230	0,317	85	-0,320	0,510	81
RB	0,125	0,610	88	-0,299	0,529	82
HUI	0,295	0,202	84	-0,063	0,888	80
SN	0,539	0,040	71	0,316	0,548	67
SHB	0,265	0,229	74	-0,119	0,802	71
SEB	0,216	0,346	78	-0,048	0,912	74
NO	0,394	0,125	80	-0,063	0,874	76
SWB	0,024	0,947	43	-0,134	0,836	39

Anm.: 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

Utvärderingen påvisar ingen signifikant bias i regeringens prognoser för arbetslösheten gjorda samma år som utfallet eller året före utfallet.

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 vid 10 procents signifikansnivå.

Tabell 2 Medelprognosfel för arbetslösheten

Medelprognosfel (MPF) för 1994–2014, p-värde (p) och antal observationer (T)

Bed.	Prognoser gjorda samma år som utfallet			Prognoser gjorda året innan utfallet		
	MPF	p	T	MPF	p	T
REG	0,025	0,675	41	0,214	0,362	37
KI	0,001	0,980	84	0,135	0,507	75
RB	-0,039	0,395	86	-0,019	0,920	76
HUI	-0,004	0,925	83	0,075	0,656	75
LO	-0,039	0,619	41	0,172	0,420	33
SN	-0,095	0,099	70	-0,099	0,644	61
SHB	-0,019	0,670	73	-0,046	0,809	67
SEB	-0,001	0,999	77	0,107	0,438	69
NO	-0,003	0,950	79	0,120	0,491	72
SWB	-0,146	0,056	42	-0,318	0,233	36

Anm.: 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.

Omfattande signifikant bias i prognoserna för inflationen

Utvärderingen påvisar signifikant bias i regeringens prognoser för inflationen, både vad gäller prognoser gjorda samma år som utfallet och prognoser gjorda året före utfallet. Det är i huvudsak i linje med resultaten för övriga bedömare.

Tabell 3 visar medelprognosfel och tillhörande p-värden för bedömarnas prognoser för inflationen mätt som förändringen i KPI. Båda regeringens medelprognosfel är negativa. Regeringen har alltså i genomsnitt överskattat 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.

⁹ Signifikansnivån 10 procent motiveras av att testet vid de givna stickprovsstorlekarna har låg statistisk styrka, se bilagan.

Tabell 3 Medelprognosfel för inflationen

Medelprognosfel (MPF) för 1994–2014, p-värde (p) och antal observationer (T)

Bed.	Prognoser gjorda samma år som utfallet			Prognoser gjorda året innan utfallet		
	MPF	p	T	MPF	p	T
REG	-0,152	0,033	42	-0,572	0,020	40
KI	-0,151	0,002	85	-0,528	0,015	81
RB	-0,203	0,001	97	-0,786	0,001	91
HUI	-0,322	0,001	84	-0,713	0,001	80
LO	-0,085	0,140	41	-0,451	0,082	39
SN	-0,227	0,003	71	-0,648	0,006	66
SHB	-0,286	0,001	74	-0,861	0,001	71
SEB	-0,232	0,001	78	-0,715	0,001	74
NO	-0,195	0,009	80	-0,724	0,002	76
SWB	-0,167	0,008	43	-0,622	0,283	39

Anm.: Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Svenskt näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB). P-värden mindre än 0,001 är avrundade till 0,001.

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

3 Rangordning efter medelabsolutfel och medelkvadratfel

I detta avsnitt rangordnas bedömarnas prognosprecision för BNP-tillväxten, arbetslösheten och inflationen med avseende på prognosernas medelabsolutfel och medelkvadratfel. Regeringens prognosprecision rangordnas relativt lågt för prognoser för arbetslösheten, ungefär i mitten för prognoser för BNP-tillväxten och relativt högt för prognoser för inflationen.

Eftersom stickprovsstorlekarna i flera fall är små är rangordningarna 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.

Regeringens prognosprecision rangordnas både högt och lågt för prognoser för BNP-tillväxten

Rangordningarna av bedömarnas prognoser för BNP-tillväxten gjorda samma år som utfallet samt året före utfallet visas i tabell 4. Bedömarna är placerade efter fallande rangordning. För prognoser gjorda samma år som utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på tredje

plats med båda utvärderingsmått. För prognoser gjorda året före utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på sjunde plats med medelabsolutfelet och på sjätte plats med medelkvadratfelet.

Tabell 4 Rangordningar för BNP-tillväxten

Rangordningar efter medelabsolutfel (MAF) och medelkvadratfel (MKF)

Prognoser gjorda samma år som utfallet		Prognoser gjorda året före utfallet	
MAF	MKF	MAF	MKF
SHB (0,925)	SHB (1,450)	NO (1,543)	NO (4,557)
SEB (0,973)	SEB (1,550)	SEB (1,609)	SEB (5,179)
REG (0,976)	REG (1,557)	KI (1,759)	HUI (5,806)
KI (0,979)	KI (1,590)	HUI (1,774)	SHB (5,930)
RB (1,045)	HUI (1,722)	RB (1,792)	RB (5,955)
HUI (1,054)	RB (1,800)	SHB (1,814)	REG (6,361)
NO (1,137)	SN (1,992)	REG (1,821)	KI (6,376)
SWB (1,152)	NO (2,040)	SN (1,911)	SN (6,897)
SN (1,153)	SWB (2,453)	SWB (2,083)	SWB (8,066)

Anm.: MAF och MKF inom parenteser. Rangordning sker fallande uppifrån. 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.

Det bör understrykas att rangordningen inom respektive mått i tabell 4 endast är deskriptiv, i meningen att den inte tar hänsyn till hurvida skillnaderna mellan bedömarna är statistiskt signifikanta. 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 Ett rimligt komplement till den deskriptiva analysen är att bilda konfidensintervall utifrån utvärderings-

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

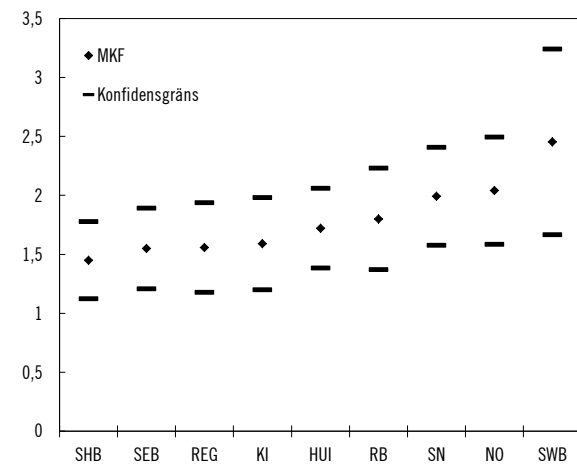
¹¹ Etablerade test förutsätter samma antal observationer bland prognosmakarna, men kräver i övrigt endast att parvisa differenser i utvärderingsmättet mellan prognosmakarna är kovariansstationära processer, se t.ex. Mariano och Preve, Statistical tests for multiple forecast comparison, Journal of Econometrics 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.

måttens skattade standardavvikelser. Som exempel skapas här korta konfidensintervall baserade på en standardavvikelse för de rangordnade medelkvadratfelen.

Diagram 1 visar medelkvadratfelen för prognoser gjorda samma år som utfallet, ordnade från vänster till höger enligt rangordningen i tabell 4. Diagram 2 visar på motsvarande vis medelkvadratfelen för prognoser gjorda året före utfallet. Diagrammen visar också korta konfidensintervall baserade på en skattad standardavvikelse.

Diagram 1 Medelkvadratfel för prognoser för BNP-tillväxten gjorda samma år som utfallet

Medelkvadratfel (MKF) med konfidensintervall



Anm.: 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.

Konfidensintervallen kan användas till att göra en konservativ bedömning kring skillnaderna i medelkvadratfel när mer sofistikerade metoder inte finns tillgängliga.¹² Om två konfidensintervall *inte* är överlappande så är generellt medelvärdena signifikant skilda från varandra vid motsvarande signifikansnivå. Denna enkla form av bedömning tenderar dock att för sällan förkasta hypotesen att det inte finns någon skillnad i förväntade kvadratiske prognosfel (metoden är konservativ), vilket motiverar valet av korta konfidensintervall.¹³

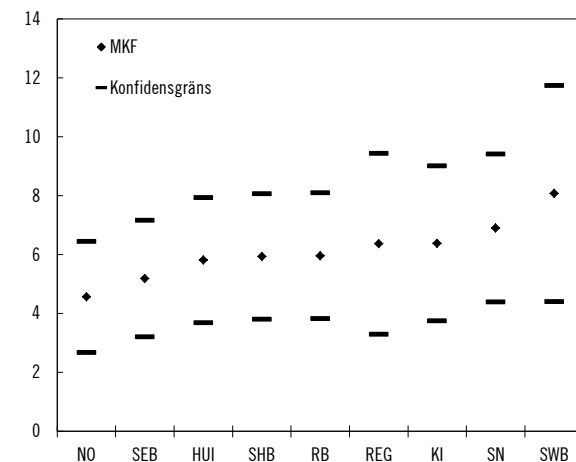
¹² Se t.ex. Schenker och Gentleman, On Judging the significance of differences by examining the overlap between confidence intervals, *The American Statistician* 55(3), 2001.

¹³ Den faktiska signifikansnivån för denna metod är okänd. Konfidensintervallen är baserade på en standardavvikelse. I relation till den standardiserade normalfördelningen medför det approximativt ett 68 procentigt

Konfidensintervallen är genomgående överlappande, både vad gäller prognoser gjorda samma år som utfallet och prognoser gjorda året före utfallet. Utifrån en konservativ bedömning finns det alltså inte tillräckliga belägg för att bedömarna inte producerar likvärdiga prognoser i termer av förväntade kvadratiske prognosfel.

Diagram 2 Medelkvadratfel för prognoser för BNP-tillväxten gjorda året före utfallet

Medelkvadratfel (MKF) med konfidensintervall



Anm.: 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 rangordnas relativt lågt för prognoser för arbetslösheten

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 utvärderingsmåten. För prognoser gjorda året före utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på tionde respektive nionde plats.

konfidensintervall, vilket motsvarar en ungefärlig signifikansnivå på 32 procent. Att jämföra parvisa konfidensintervall resulterar dock i en betydligt lägre signifikansnivå. Metoden har dessutom låg statistisk styrka, dvs. den är förknippad med låga sannolikheter att förkasta falska hypoteser. Speciellt när bedömarnas medelkvadratfel är positivt korrelerade. Den låga styrkan motiverar korta intervall. Samtidigt leder den multipla jämförelsen av konfidensintervall till s.k. masssignifikans vilket höjer signifikansnivån. Eftersom signifikansnivån är okänd är metoden inte exakt, utan ska betraktas som deskriptiv.

Tabell 5 Rangordningar för arbetslösheten

Rangordningar efter medelabsolutfel (MAF) och medelkvadratfel (MKF)

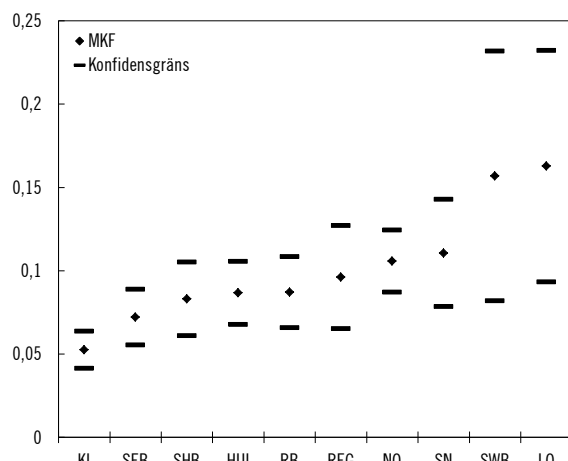
Prognoser gjorda samma år som utfallet		Prognoser gjorda året före utfallet	
MAF	MKF	MAF	MKF
KI (0,169)	KI (0,053)	SEB (0,585)	SEB (0,547)
SEB (0,192)	SEB (0,072)	HUI (0,623)	HUI (0,742)
SHB (0,199)	SHB (0,083)	RB (0,689)	NO (0,797)
RB (0,202)	HUI (0,087)	NO (0,717)	LO (0,824)
HUI (0,222)	RB (0,087)	LO (0,731)	RB (0,876)
REG (0,229)	REG (0,096)	KI (0,743)	SHB (0,937)
SN (0,231)	NO (0,106)	SHB (0,745)	SN (0,968)
NO (0,234)	SN (0,111)	SN (0,750)	KI (1,041)
SWB (0,258)	SWB (0,159)	SWB (0,809)	REG (1,200)
LO (0,271)	LO (0,163)	REG (0,838)	SWB (1,381)

Anm.: MAF och MKF inom parenteser. Rangordning sker fallande uppifrån. 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.

Diagram 3 visar medelkvadratfelen för arbetslöshetsprognoser gjorda samma år som utfallet ordnade enligt rangordningen i tabell 5. Diagrammet visar också korta konfidensintervall baserade på en skattad standardavvikelse (se ovan). Några av konfidensintervallen överlappar inte, vilket ger ett visst stöd för att det finns skillnader mellan bedömarna i termer av förväntade kvadratiska prognosfel för arbetslösheten vid denna prognoshorizont.

Diagram 3 Medelkvadratfel för prognoser för arbetslösheten gjorda samma år som utfallet

Medelkvadratfel (MKF) med konfidensintervall



Anm.: Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Svenskt näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

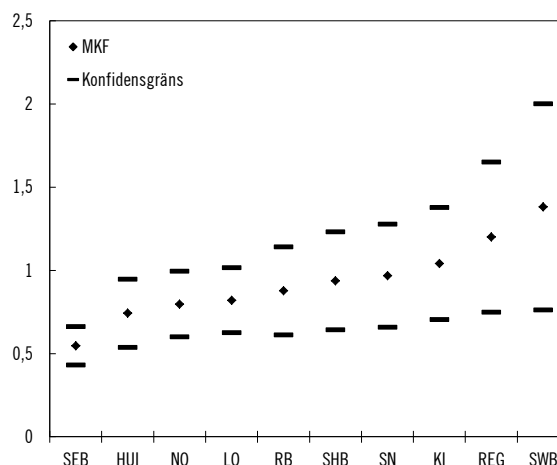
Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Diagram 4 visar medelkvadratfelen för arbetslöshetsprognoser gjorda året innan utfallet samt korta konfidensintervall baserade på en skattad

standardavvikelse. Samtliga konfidensintervall överlappar. En försiktig bedömning är därför att det inte finns tillräckliga belegg för skillnader i förväntade kvadratiska prognosfel för prognoser utfärdade året innan utfall.

Diagram 4 Medelkvadratfel för prognoser för arbetslösheten gjorda året före utfallet

Medelkvadratfel (MKF) med konfidensintervall



Anm.: 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 rangordnas relativt högt för prognoser för inflationen

Rangordningarna av bedömarnas 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 utvärderingsmåten. För prognoser gjorda året före utfallet rangordnas regeringens prognosprecision på tredje plats med båda utvärderingsmåten. Regeringens prognosprecision rangordnas alltså relativt högt.

Tabell 6 Rangordningar för inflationen

Rangordningar efter medelabsolutfel (MAF) och medelkvadratfel (MKF)

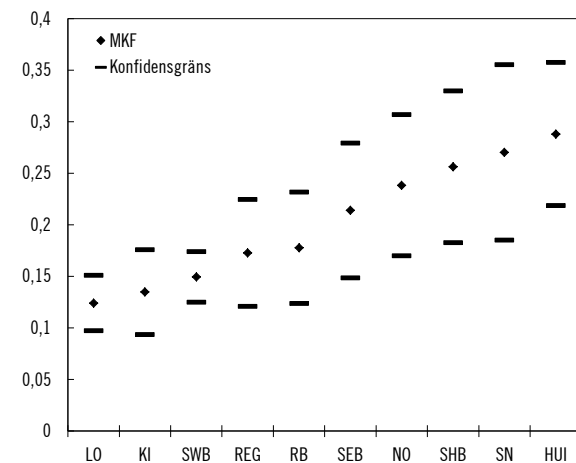
Prognoser gjorda samma år som utfallet		Prognoser gjorda året före utfallet	
MAF	MKF	MAF	MKF
KI (0,261)	LO (0,124)	KI (0,953)	LO (1,500)
LO (0,266)	KI (0,134)	LO (0,981)	KI (1,564)
RB (0,295)	SWB (0,149)	REG (1,000)	REG (1,571)
REG (0,308)	REG (0,173)	HUI (1,010)	SEB (1,701)
SEB (0,317)	RB (0,177)	SEB (1,018)	SWB (1,734)
SWB (0,320)	SEB (0,214)	SWB (1,044)	HUI (1,765)
NO (0,353)	NO (0,238)	SN (1,081)	SN (1,860)
SN (0,355)	SHB (0,256)	RB (1,083)	NO (1,953)
SHB (0,360)	SN (0,270)	SHB (1,107)	SHB (2,045)
HUI (0,400)	HUI (0,288)	NO (1,108)	RB (2,069)

Anm.: MAF och MKF inom parenteser. Rangordning sker fallande uppifrån. 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.

Diagram 5 visar medelkvadratfelen för inflationsprognoser gjorda samma år som utfallet samt tillhörande korta konfidensintervall baserade på en skattad standardavvikelse (se ovan). Med samma konservativa och enkla bedömning som tidigare finns det stöd för skillnader i förväntade kvadratiska prognosfel, eftersom vissa konfidensintervall inte är överlappande.

Diagram 5 Medelkvadratfel för prognoser för inflationen gjorda samma år som utfallet

Medelkvadratfel (MKF) med konfidensintervall



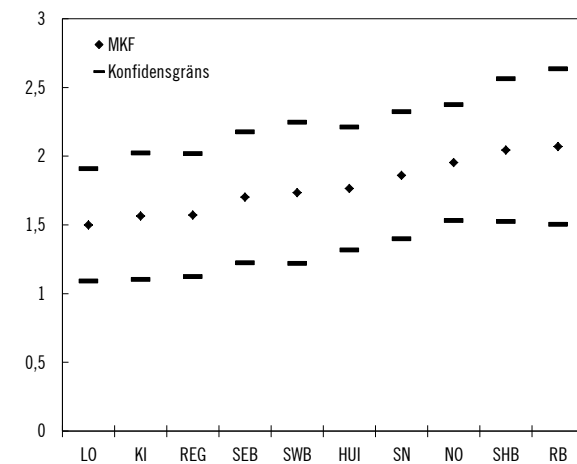
Anm.: Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Svenskt näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB). Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Diagram 6 visar medelkvadratfelen för inflationsprognoser gjorda året innan utfallet samt tillhörande korta konfidensintervall. En försiktig bedömning är att det inte finns tillräckliga belegg för skillnader i förväntade kvadratiska prognosfel

vid denna prognoshorisont, eftersom samtliga konfidensintervall överlappar med god marginal.

Diagram 6 Medelkvadratfel för prognoser för inflationen gjorda året före utfallet

Medelkvadratfel (MKF) med konfidensintervall



Anm.: 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.

4 Prognoser för 2015 och 2016 med osäkerhetsintervall

I detta avsnitt presenteras osäkerhetsintervall kring regeringens prognoser för BNP-tillväxten, arbetslösheten och inflationen 2015 och 2016. Osäkerhetsintervallen illustrerar att det i allmänhet är små skillnader mellan regeringens, Riksbankens och Konjunkturinstitutets prognoser för 2015 och 2016.

Den vanligaste typen av prognos är en punktprognos, dvs. en prognos med ett enskilt värde i varje tidpunkt. I många avseenden är en sådan projektion för enkel, eftersom den inte berättar någonting om den osäkerhet som förknippas med prognosen. Det är därför inte ovanligt att bedömare använder s.k. fördelningsprognoser, dvs. prognoser över flera potentiella utfall som tilldelas specifika sannolikheter. Detta kan ske på olika sätt. Bank of England låter t.ex. en expertgrupp tilldela olika utfall i inflationen subjektiva sannolikheter.¹⁴ IMF använder finansiella riskmått för att skapa osäkerhetsband kring tillväx-

¹⁴ Se t.ex. Inflation Report, February 2015. Bank of England.

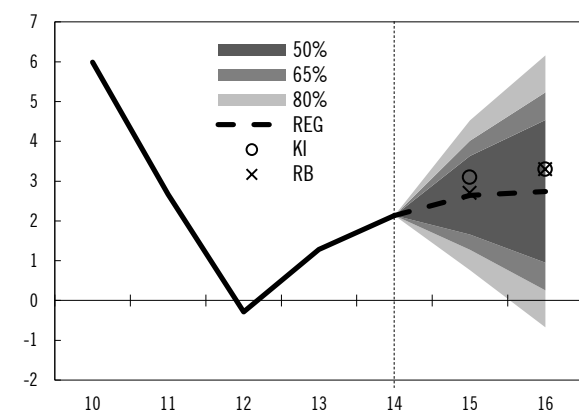
ten i världs-BNP.¹⁵ Riksbanken använder spridningen i de historiska prognosfelen för att skapa osäkerhetsintervall kring bland annat reporäntan.¹⁶ Metoderna beror i olika grad på dels historisk information, dels framåtblickande bedömningar.

I denna promemoria används regeringens prognosfel i vårpropositioner för 1994–2014 för att bestämma osäkerhetsintervall kring regeringens prognoser (se bilagan). Osäkerhetsintervallen är tillbakablickande snarare än framåtblickande. De speglar därför en objektiv historisk prognososäkerhet och bör inte förväxlas med en bedömd riskbild.

Diagram 7 visar regeringens prognos för BNP-tillväxten 2015 och 2016 tillsammans med osäkerhetsintervall som täcker approximativt respektive 80, 65 och 50 procent av regeringens historiska prognosfel. Diagrammet visar även Konjunkturinstitutets och Riksbankens prognoser för BNP-tillväxten.

Diagram 7 Prognos för BNP-tillväxten med osäkerhetsintervall

Utfall för 2010–2014, prognoser för 2015 och 2016
Procentuell förändring



Anm.: Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI) och Riksbanken (RB). Publiceringsdatum: Regeringen 2015-04-15, Konjunkturinstitutet 2015-03-25, Riksbanken 2015-02-12. Skuggade ytor är baserade på regeringens historiska prognosfel i vårpropositioner.
Källor: Riksbanken, Konjunkturinstitutet och egna beräkningar.

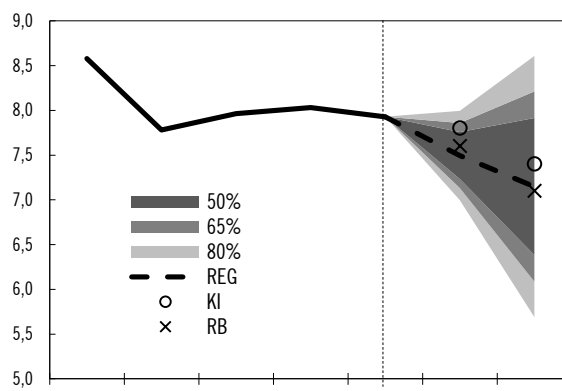
I jämförelse med regeringens prognos för BNP-tillväxten 2014 och 2015 ligger Riksbankens och Konjunkturinstitutets prognoser väl inom det område som täcker 50 procent av regeringens historiska prognosfel. Riksbankens och Konjunkturinstitutets prognoser avviker alltså min-

dre från regeringens prognos än ett typiskt prognosfel. I det avseendet framstår skillnaderna mellan prognoserna som små.

Diagram 8 visar regeringens, Riksbankens och Konjunkturinstitutets prognoser för arbetslösheten tillsammans med osäkerhetsintervall baserade på regeringens prognosfel. Både Riksbankens och Konjunkturinstitutets prognoser för 2016 ligger väl inom de intervall som approximativt täcker 50 procent av regeringens historiska prognosfel för arbetslösheten. Prognoserna är därför inte anmärkningsvärt skilda från regeringens prognos. Konjunkturinstitutets prognos för arbetslösheten 2015 ligger dock utanför det intervall som täcker 50 procent av regeringens historiska prognosfel. Konjunkturinstitutets prognos för 2015 avviker alltså från regeringens prognos med mer än ett typiskt prognosfel.

Diagram 8 Prognos för arbetslösheten med osäkerhetsintervall

Utfall för 2010–2014, prognoser för 2015 och 2016
Procentuell förändring



Anm.: Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI) och Riksbanken (RB). Publiceringsdatum: Regeringen 2015-04-15, Konjunkturinstitutet 2015-03-25, Riksbanken 2015-02-12. Skuggade ytor är baserade på regeringens historiska prognosfel i vårpropositioner.
Källor: Riksbanken, Konjunkturinstitutet och egna beräkningar.

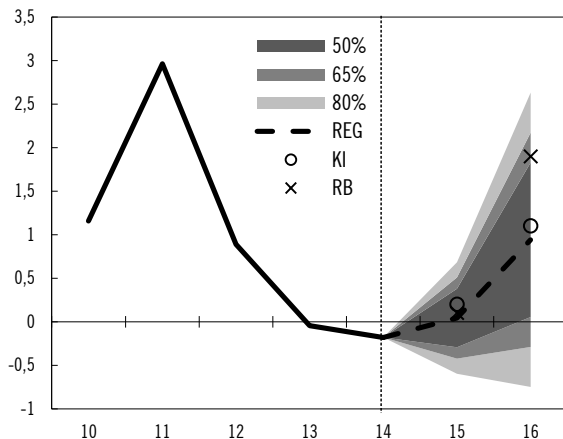
Diagram 9 visar regeringens, Riksbankens och Konjunkturinstitutets prognoser för inflationen mätt som förändringen i KPI. Riksbankens prognos för 2016 ligger utanför det intervall som approximativt täcker 50 procent av regeringens historiska prognosfel, och avviker alltså från regeringens prognos för 2016 med mer än ett typiskt prognosfel.

¹⁵ Se t.ex. World Economic Outlook, October 2014. IMF.

¹⁶ Se t.ex. Penningpolitisk rapport, februari 2015. Riksbanken.

Diagram 9 Prognos för inflationen med osäkerhetsintervall

Utfall för 2010–2014, prognoser för 2015 och 2016
Procentuell förändring



Anm.: Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI) och Riksbanken (RB). Publiceringsdatum: Regeringen 2015-04-15, Konjunkturinstitutet 2015-03-25, Riksbanken 2015-02-12. Skuggade ytor är baserade på regeringens historiska prognosfel i vårpropositioner.
Källor: Riksbanken, Konjunkturinstitutet 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 denna prognos och ett prognosfel e_t ,

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

Prognosfelet kan då skrivas enligt

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

I denna promemoria delas prognosfelen in i de fel som avser prognoser utfärdade samma år som utfall respektive de fel som avser prognoser utfärdade året innan utfall. Bedömningen är att en sådan indelning är tillräcklig för att prognosfelen åtminstone approximativt ska följa kovariansstationära stokastiska processer (se nedan). Kovariansstationära processer är en förutsättning för att konventionell statistisk inferens som grundar sig i stora talens lag och centrala gränsvärdesatsen ska kunna genomföras.

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

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

samt konstanta kovarianser

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

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,

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

Prognosfel tenderar till att autokorrelera, dvs. korrelera med sig själv över tiden. Vid autokorrelation gäller via centrala gränsvärdesatsen 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 ,

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

Den långsiktiga variansen kan skattas med så kallade HAC-estimatorer.¹⁷

¹⁷ Se t.ex. Newey och West, A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* 55(3), 1987.

Medelprognosfel och bias

Vid systematiska prognosfel med samma tecken har prognoserna en *bias*. 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, dvs. om $B(\hat{x}_t) = 0$, 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 ovan). Det följer från centrala gränsvärdesatsen att $\theta(\mu) \sim N(0,1)$ för stora T . Teststatistikan för att testa nollhypotesen $\mu = 0$ är därför

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

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 minstakvadrattskattningen av konstanten lika med medelvärdet av prognosfelen, $\hat{c} = \bar{\varepsilon}_t$, och test-statistikan för att testa nollhypotesen $c = 0$ är densamma som i ekvation (1), givet att HAC-estimatorer (se ovan) används.

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.¹⁸ Se promemorian Utvärdering av makroekonomiska prognoser som publicerades i anslutning till 2014 års ekonomiska vårproposition för en analytisk beskrivning av testets styrka.

Medelkvadratfel

Prognosens förväntade kvadratiske fel (FKF) är

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

Per definition gäller att prognosfelens varians kan skrivas enligt

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

¹⁸ Att höja signifikansnivån är en vanlig åtgärd för att öka styrkan, 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.

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

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

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.

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

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

där \rightarrow betecknar konvergens i sannolikhet när stickprovets storlek går mot oändligheten.¹⁹ Eftersom medelprognosfelet är ett medelvärde följer att konventionell statistisk inferens kan genomföras om det kvadrerade prognosfelet är en kovariansstationär process.

Medelkvadratfelet kan motiveras mot valet av en kvadratisk förlustfunktion (se avsnitt 1). FKF är då den förväntade förlusten.

Medelabsolutfel

Prognosens förväntade absoluta fel (FAF) är

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

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,

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

där \rightarrow betecknar konvergens i sannolikhet (se ovan) när stickprovets storlek går mot oändligheten.

Medelabsolutfelet kan motiveras mot en absolut förlustfunktion (se avsnitt 1). FAF är då den förväntade förlusten.

Osäkerhetsintervall

Vid beräkning av osäkerhetsintervall är det fördelningen för prognosfelet som är intressant. I denna promemoria används prognosfelen för regeringens prognoser i vårpropositioner för 1994–2014.

Enligt praxis används normalfördelningen med väntevärde noll för att bestämma den parametriska formen och MKF som spridningsmått istället för prognosfelens varians.²⁰ Att använda MKF motiveras av att osäkerhetsintervallen vanligtvis placeras symmetriskt kring prognosen (prognoscentrerade osäkerhetsintervall). MKF är då ett naturligt spridningsmått eftersom det mäter prognosfelens observerade spridning kring noll, dvs. kring inget prognosfel,

$$MKF = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_t - 0)^2.$$

Prognosfelens skattade varians mäter istället den observerade spridningen kring medelvärdet,

$$\widehat{\text{Var}}(\varepsilon_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_t - \bar{e}_t)^2,$$

där medelvärdet \bar{e}_t styrs av en eventuell bias.

¹⁹ Konvergens i sannolikhet betyder att sannolikheten att MKF och FKF skiljer sig anmärkningsvärt åt går mot noll när stickprovsstorleken går mot oändligheten.

²⁰ Se t.ex. Chatfield, Calculating interval forecasts, Journal of Business & Economic Statistics 11(2), 1993.

Liksom FKF (se ovan) kan MKF dekomponeras enligt

$$MKF = \widehat{Var}(\varepsilon_t) + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \bar{\varepsilon}_t^2.$$

MKF är alltså större eller lika med variansen och växer proportionellt mot kvadraten av en eventuell bias (se även ovan).

En eventuell bias påverkar det prognoscentrerade osäkerhetsintervallet i båda riktningarna från prognosen. Ett mer korrekt osäkerhetsintervall skulle vid en bias placeras kring det observerade medelprognosfelet där prognosfelens varians används som spridningsmått, och där intervallen tillåts vara icke-symmetriska.²¹ De prognoscentrerade osäkerhetsintervallen baserade på MKF är dock rimliga approximationer.²² De är generellt bredare än ett icke-prognoscentrerat intervall och är i den bemärkelsen konservativa.

Då osäkerhetsintervallen är beräknade från historiska prognosfel är de tillbakablickande snarare än framåtblickande. Osäkerhetsintervallen speglar därför en objektiv historisk prognososäkerhet och bör inte förväxlas med en bedömd riskbild.

²¹ I Finansdepartementets promemoria Utvärdering av makroekonomiska prognoser som publicerades i samband med 2014 års ekonomiska vårproposition användes prognosfelspercentiler som osäkerhetsintervall.

²² Riksbanken använder liknande osäkerhetsintervall i Penningpolitisk rapport, se t.ex. Penningpolitisk rapport, februari 2015, Riksbanken. Metodiken förklaras i Penningpolitisk rapport 2007:1, Riksbanken.