

Finansdepartementet

Utvärdering av makroekonomiska prognoser

April 2018



Utvärdering av makroekonomiska prognoser april 2018

Innehållsförteckning

1. Inledning	2
2. Metod och data	3
2.1 Val av precisionsmått.....	3
2.2 Antaganden och prognoshorisont	4
2.3 Modifikationer av data.....	5
3. Utvärdering av bias	5
3.1 Ingen signifikant bias i regeringens prognoser för BNP-tillväxten	5
3.2 Ingen signifikant bias i regeringens prognoser för arbetslösheten.....	6
3.3 Omfattande signifikant bias i inflationsprognoser	7
4. Rangordning efter medelabsolutfel och medelkvadratfel	8
4.1 Regeringens prognosprecision rangordnas både högt och lågt för BNP-tillväxten.....	9
4.2 Regeringens prognosprecision rangordnas relativt lågt för arbetslöshetsprognoser	11
4.3 Regeringens prognosprecision rangordnas relativt högt för inflationsprognoser.....	13
5. Prognoser för 2018 och 2019 med osäkerhetsintervall.....	15
Bilaga Teknisk fördjupning	18
Prognoser och prognosfel	18
Medelprognosfel och bias.....	20
Prognosernas medelabsolutfel	22
Prognosernas medelkvadratfel.....	23
Osäkerhetsintervall.....	24

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 avseende årsutfallen 1994–2017 för arbetslöshet, BNP-tillväxt, och inflation 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.

2. Metod och data

2.1 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 förlust-funktion som beskriver förlusten (kostnaden) förknippade med prognosfelen. Här utvärderas prognosförmågan dels givet en kvadratisk förlustfunktion, dels givet en absolut förlustfunktion. Dessa förlust-funktioner 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, exempelvis 0,5 procentenheter innebär alltså en lika stor förlust som en underskattning med 0,5 procentenheter. Under den

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

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, exempelvis 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 kvadratiske prognosfelet bäst prognos. Det förväntade kvadratiske prognosfelet skattas med det genomsnittliga kvadratiske prognosfelet, dvs. medelkvadratfelet (se bilagan). Medelkvadratfelet är mer känsligt för extrema utfall än medelabsolutfelet.

2.2 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 inferens-statistiska krav som ställs inom tidsserieanalysen.

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

2.3 Modifikationer av data

Det är inte endast prognoserna som är osäkra. Även själva utfallen som prognoserna avser fånga revideras ofta över tid, 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 arbetskraftsundersökningarna har dessutom prognoserna för arbetslösheten 2013 utfärdade mellan första januari 2012 och sista februari 2013 justerats upp med 0,25 procentenheter.

3. Utvärdering av bias

Systematiska prognosfel i form av genomsnittliga över- eller underskattningar kallas ofta för bias. I denna utvärdering antas symmetriska förlustfunktioner (se avsnittet Metod 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.

3.1 Ingen signifikant bias i regeringens prognoser för BNP-tillväxten

Tabell 1 visar medelprognosfelen med tillhörande p-värden⁵ för bedömarnas prognoser för BNP-tillväxten 1994–2017. Stickproven är uppdelade i prognoser gjorda samma år som utfallet respektive året före utfallet.⁶ För prognoser gjorda samma år som utfallet har regeringen ett positivt medelprognosfel, vilket medför en negativ observerad bias. Utifrån definitionen av

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

⁴ Se bilagan för en utförlig beskrivning av själva hypotesprövningen.

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

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 innebär att regeringen vid denna prognoshorisont i genomsnitt har överskattat prognoser för BNP-tillväxten. Dock är inget av regeringens medelprognosfel signifikant skilt från noll vid 10 procents signifikansnivå, dvs. de påvisar ingen signifikant bias i regeringens prognoser.⁷

Tabell 1 Medelprognosfel för prognoser för BNP-tillväxt

Medelprognosfel (MPF) för prognoser för BNP-tillväxten 1994–2017, p-värde (p) och antal observationer (N)

	Samma år som utfallet			Året före utfallet		
	MPF	p	N	MPF	p	N
Regeringen	0,317	0,167	48	-0,062	0,887	46
Konjunkturinstitutet	0,266	0,195	99	-0,177	0,673	95
Riksbanken	0,178	0,438	106	-0,140	0,740	100
HUI Research AB	0,323	0,125	96	0,027	0,946	92
Landsorganisationen	0,210	0,443	48	0,156	0,744	46
Svenskt näringsliv	0,538*	0,027	77	0,348	0,465	74
Handelsbanken	0,292	0,150	81	-0,040	0,926	79
SEB	0,218	0,298	90	0,045	0,907	86
Nordea	0,404*	0,083	90	0,088	0,803	88
Swedbank	0,150	0,608	56	0,103	0,836	52

Anm.: Asterisk indikerar signifikans på 10 procents nivå. Signifikansnivån 10 procent används för att värna om testets styrka, se Finansdepartementets promemoria "Utvärdering av makroekonomiska prognoser 2014", som publicerades på www.regeringen.se i anslutning till 2014 års ekonomiska vårproposition. Ett signifikant medelprognosfel kan tolkas som att det är 10 procents sannolikhet eller mindre (dvs. en förhållandevis liten sannolikhet) att få det erhållna medelprognosfelet om det inte skulle finnas någon bias. Prognosfelet är här definierat som utfallet minus prognosen. Ett positivt medelprognosfel relaterar därför till en underskattning.

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

3.2 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 de olika bedömarnas prognoser för arbetslösheten. Regeringens båda 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 dock signifikant vid 10 procents signifikansnivå.

⁷ 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 2 Medelprognosfel för prognoser för arbetslösheten

Medelprognosfel (MPF) för prognoser för arbetslösheten 1994–2017, p-värde (p) och antal observationer (N)

	Samma år som utfallet			Året före utfallet		
	MPF	p	N	MPF	p	N
Regeringen	0,024	0,646	47	0,198	0,329	43
Konjunkturinstitutet	-0,004	0,900	97	0,099	0,572	88
Riksbanken	-0,039	0,331	104	-0,024	0,876	94
HUI Research AB	-0,007	0,865	94	0,035	0,813	87
Landsorganisationen	-0,001	0,989	47	0,106	0,551	40
Svenskt näringsliv	-0,089*	0,096	76	-0,102	0,594	68
Handelsbanken	-0,021	0,607	80	-0,056	0,743	75
SEB	0,011	0,760	89	0,097	0,415	81
Nordea	-0,011	0,816	89	0,069	0,650	84
Swedbank	0,150	0,608	56	0,103	0,836	52

Anm.: Asterisk indikerar signifikans på 10 procents nivå. Signifikansnivån 10 procent används för att värna om testets styrka, se Finansdepartementets promemoria "Utvärdering av makroekonomiska prognoser 2014", som publicerades på www.regeringen.se i anslutning till 2014 års ekonomiska vårproposition. Ett signifikant medelprognosfel kan tolkas som att det är 10 procents sannolikhet eller mindre (dvs. en förhållandevis liten sannolikhet) att få det erhållna medelprognosfelet om det inte skulle finnas någon bias. Prognosfelet är här definierat som utfallet minus prognosen. Ett positivt medelprognosfel relaterar därför till en underskattning.

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

3.3 Omfattande signifikant bias i inflationsprognoser

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 de olika bedömarernas prognoser för inflationen mätt som förändringen i KPI. Regeringens båda medelprognosfel är negativa. Regeringen har alltså i genomsnitt överskattat inflationen för utvärderingsperioden, både vad gäller prognoser gjorda samma år som utfallet som 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 (KPI)

Medelprognosfel (MPF) för prognoser för inflationen (KPI) 1994–2017, p-värde (p) och antal observationer (N)

	Samma år som utfallet			Året före utfallet		
	MPF	p	N	MPF	p	N
Regeringen	-0,121*	0,065	48	-0,542*	0,015	46
Konjunkturinstitutet	-0,131*	0,002	99	-0,466*	0,015	95
Riksbanken	-0,174*	0,001	115	0,770*	0,001	109
HUI Research AB	-0,289*	0,001	96	-0,654*	0,001	92
Landsorganisationen	-0,071	0,173	47	-0,421*	0,074	45
Svenskt näringsliv	-0,217*	0,003	77	-0,648*	0,004	73
Handelsbanken	-0,266*	0,001	81	-0,874*	0,001	79
SEB	-0,197*	0,001	90	-0,647*	0,001	86
Nordea	-0,179*	0,008	90	-0,683*	0,001	88
Swedbank	-0,141*	0,005	56	-0,665*	0,005	52

Anm.: Asterisk indikerar signifikans på 10 procents nivå. Signifikansnivån 10 procent används för att värna om testets styrka, se Finansdepartementets promemoria "Utvärdering av makroekonomiska prognoser 2014", som publicerades på www.regeringen.se i anslutning till 2014 års ekonomiska vårproposition. Ett signifikant medelprognosfel kan tolkas som att det är 10 procents sannolikhet eller mindre (dvs. en förhållandevis liten sannolikhet) att få det erhållna medelprognosfelet om det inte skulle finnas någon bias. Prognosfelet är här definierat som utfallet minus prognosen. Ett positivt medelprognosfel relaterar därför till en underskattning. P-värden mindre än 0,001 är avrundade till 0,001.

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

4. Rangordning efter medelabsolutfel och medelkvadratfel

I detta avsnitt rangordnas flera bedömares prognosprecision för arbetslösheten, BNP-tillväxten och inflationen med avseende på prognosernas medelabsolutfel och medelkvadratfel i relation till utfallen 1994–2017. 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.⁸ Utformningen av ett sådant test försvåras dock av

⁸ Se t.ex. West, Forecast evaluation, Handbook of Economic Forecasting, 2006.

att bedömarna för ett givet år dels utfärdar prognoserna vid olika tidpunkter, dels producerar olika antal prognoser.⁹

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

Tabell 4 visar rangordningarna av bedömarnas prognoser för BNP-tillväxten gjorda samma år som utfallet och året före utfallet. Bedömarna är placerade efter fallande rangordning. För prognoser gjorda samma år som utfallet rangordnas regeringens prognoser högt, utifrån såväl medelabsolutfel som utifrån medelkvadratfel. För prognoser gjorda året före utfallet rangordnas regeringens prognoser lägre.

Tabell 4 Rangordningar av bedömares prognosprecision 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 (0,893)	SHB (1,369)	NO (1,458)	NO (4,134)
KI (0,934)	KI (1,478)	SEB (1,484)	SEB (4,582)
REG (0,964)	SEB (1,490)	RB (1,561)	RB (5,012)
SEB (0,971)	REG (1,519)	KI (1,589)	HUI (5,196)
LO (0,977)	RB (1,634)	HUI (1,652)	SHB (5,376)
RB (0,988)	HUI (1,652)	LO (1,652)	LO (5,433)
HUI (1,027)	LO (1,833)	REG (1,675)	KI (5,562)
SWB (1,038)	SN (1,890)	SHB (1,675)	REG (5,633)
NO (1,099)	NO (1,921)	SWB (1,735)	SN (6,315)
SN (1,113)	SWB (2,084)	SN (1,798)	SWB (6,334)

Anm.: MAF och MKF inom parenteser. Rangordning sker fallande uppifrån. Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Landsorganisationen (LO), Svenskt Näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Det bör understrykas att skillnaden i rangordning mellan bedömarna i Tabell 4 inte är, som ovan nämnt, statistiskt testat. Ett komplement till rangordningen är att bilda konfidensintervall utifrån utvärderingsmåttens skattade standardavvikelser. I diagrammen nedan skapas konfidensintervall baserade på en standardavvikelse för de rangordnade medelkvadratfelen.

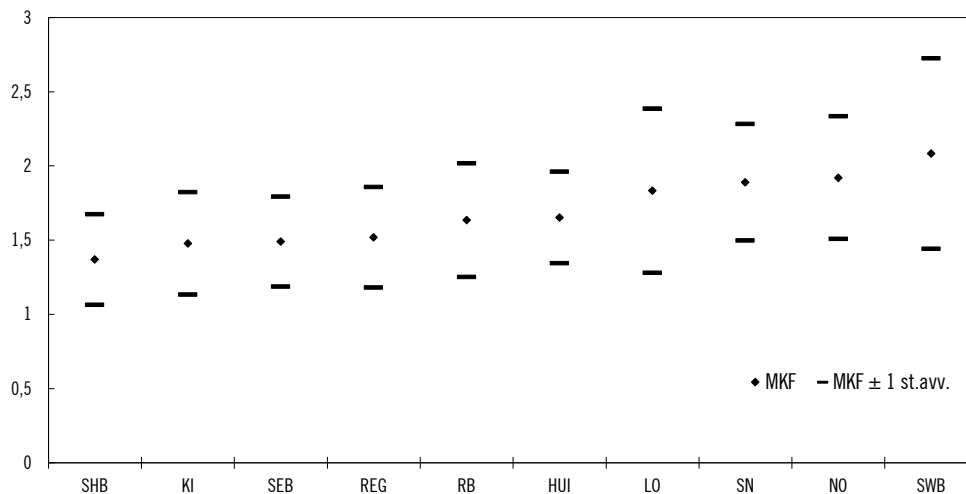
Diagram 1 visar medelkvadratfelen för prognoser gjorda samma år som utfallet, ordnade från vänster till höger enligt rangordningen i Tabell 4. Diagram 2 visar på motsvarande vis medelkvadratfelen för prognoser gjorda året före utfallet. Diagrammen visar också korta konfidensintervall baserade

⁹ 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.

på en skattad standardavvikelse. Konfidensintervallen kan användas till att göra en konservativ bedömning av skillnader mellan de olika bedömarna när mer sofistikerade metoder inte finns tillgängliga.¹⁰ Om två konfidensintervall *inte* är överlappande så är generellt medelvärdena signifikant skilda från varandra vid motsvarande signifikansnivå.

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), Landsorganisationen (LO), Svenskt Näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

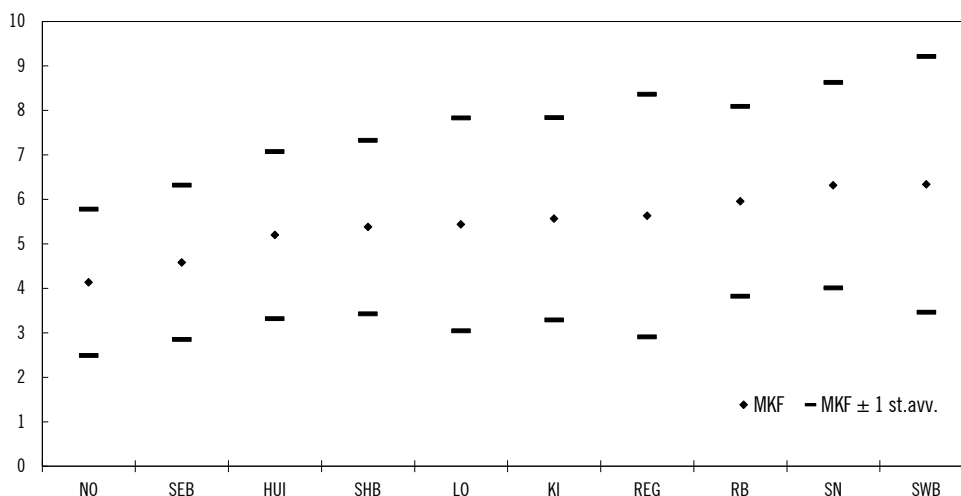
Denna enkla form av bedömning tenderar dock att för sällan förkasta hypotesen att det inte finns någon skillnad i förväntade kvadratiska prognosfel (metoden är konservativ), vilket motiverar valet av korta konfidensintervall.¹¹ Konfidensintervallen är genomgående överlappande, både vad gäller prognoser 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 kvadratiska prognosfel.

¹⁰ Se t.ex. Schenker & Gentleman, On judging the significance of differences by examining the overlap between confidence intervals, *The American Statistician* 55(3), 2001.

¹¹ 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 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 jämförelser av konfidensintervall till s.k. masssignifikans vilket höjer signifikansnivån. Eftersom signifikansnivån är okänd är metoden inte exakt, utan ska betraktas som deskriptiv.

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), Landsorganisationen (LO), Svenskt Näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).
Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

4.2 Regeringens prognosprecision rangordnas relativt lågt för arbetslöshetsprognoser

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 prognoser på tionde respektive nionde plats.

Tabell 5 Rangordningar av bedömares prognosprecision 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 (0,164)	KI (0,050)	SEB (0,536)	SEB (0,480)
RB (0,177)	SEB (0,067)	HUI (0,567)	HUI (0,649)
SEB (0,184)	RB (0,074)	RB (0,581)	NO (0,700)
SHB (0,190)	SHB (0,077)	NO (0,655)	RB (0,714)
HUI (0,208)	HUI (0,079)	LO (0,669)	LO (0,714)
REG (0,215)	REG (0,086)	SHB (0,685)	SHB (0,841)
SN (0,219)	LO (0,087)	KI (0,686)	SN (0,875)
LO (0,219)	NO (0,097)	SWB (0,688)	KI (0,910)
NO (0,220)	SN (0,103)	SN (0,692)	REG (1,042)
SWB (0,240)	SWB (0,133)	REG (0,753)	SWB (1,061)

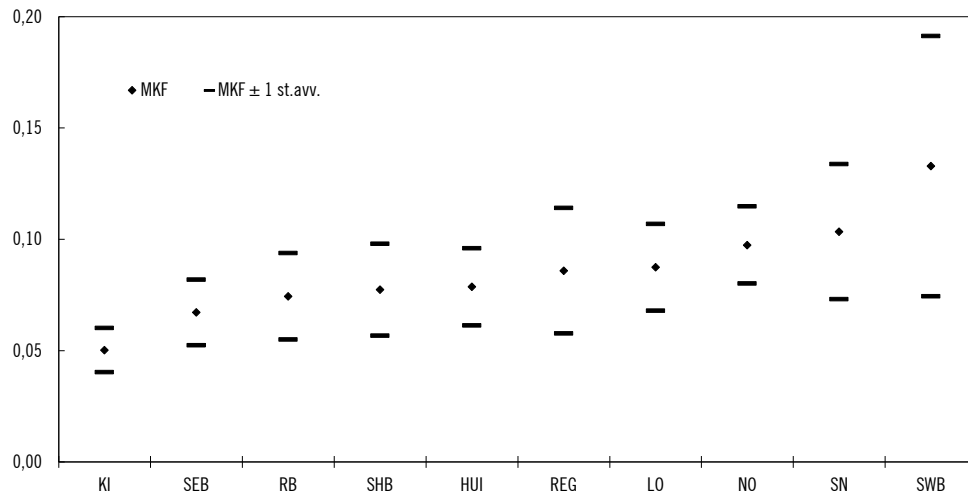
Anm.: MAF och MKF inom parenteser. Rangordning sker fallande uppifrån. Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Landsorganisationen (LO), Svenskt Näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

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 prognoshorisont.

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

Medelkvadratfel (MKF) med konfidensintervall

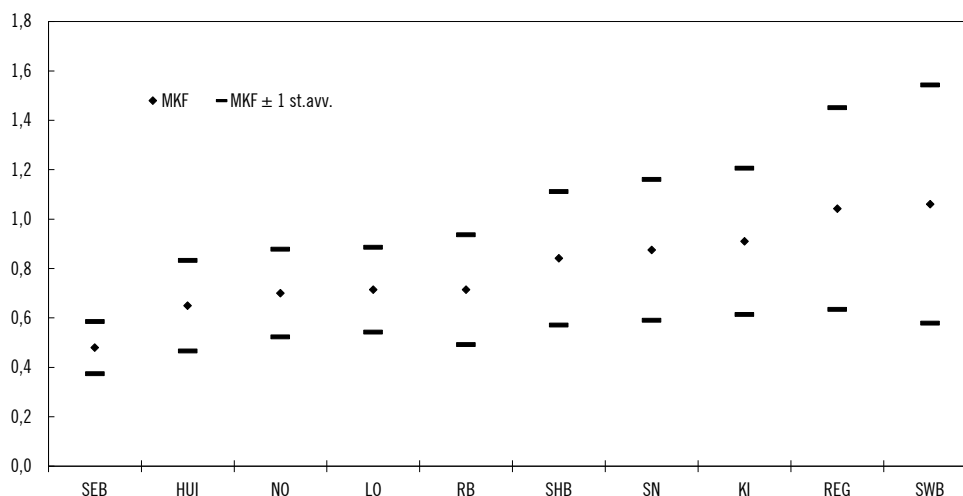


Anm.: Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Landsorganisationen (LO), Svenskt Näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).
Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Diagram 4 visar medelkvadratfelen för arbetslöshetsprognoser gjorda året före utfallet och korta konfidensintervall baserade på en skattad standardavvikelse. Konfidensintervallen överlappar i samtliga fall. En försiktig slutsats är därför att det inte finns tillräckliga belegg för skillnader i förväntade kvadratiska prognosfel för prognoser utfärdade året före utfallet.

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), Landsorganisationen (LO), Svenskt Näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).
Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

4.3 Regeringens prognosprecision rangordnas relativt högt för inflationsprognoser

Rangordningarna av bedömarnas prognoser för inflationen mätt som förändringen i KPI visas i Tabell 6. För prognoser gjorda samma år som utfallet rangordnas regeringens prognoser på femte plats och för prognoser gjorda året innan utfallet rangordnas regeringens prognoser på tredje plats. Detta gäller för både medelabsolutfelet och medelkvadratfelet. Regeringens inflationsprognoser rangordnas alltså relativt högt jämfört med andra bedömare.

Tabell 6 Rangordningar av bedömarens prognosprecision för inflationen (KPI)

Rangordningar efter medelabsolutfel (MAF) och medelkvadratfel (MKF)

Prognoser gjorda samma år som utfallet		Prognoser gjorda året före utfallet	
MAF	MKF	MAF	MKF
KI (0,239)	LO (0,111)	KI (0,882)	LO (1,330)
LO (0,244)	KI (0,118)	LO (0,902)	KI (1,390)
RB (0,265)	SWB (0,121)	REG (0,939)	REG (1,448)
SWB (0,270)	RB (0,153)	HUI (0,948)	SEB (1,535)
REG (0,284)	REG (0,154)	SEB (0,949)	SWB (1,596)
SEB (0,291)	SEB (0,189)	SWB (0,989)	HUI (1,614)
NO (0,324)	NO (0,214)	RB (1,034)	NO (1,786)
SHB (0,340)	SHB (0,237)	NO (1,039)	SN (1,817)
SN (0,341)	SN (0,254)	SN (1,060)	RB (1,910)
HUI (0,365)	HUI (0,256)	SHB (1,103)	SHB (1,994)

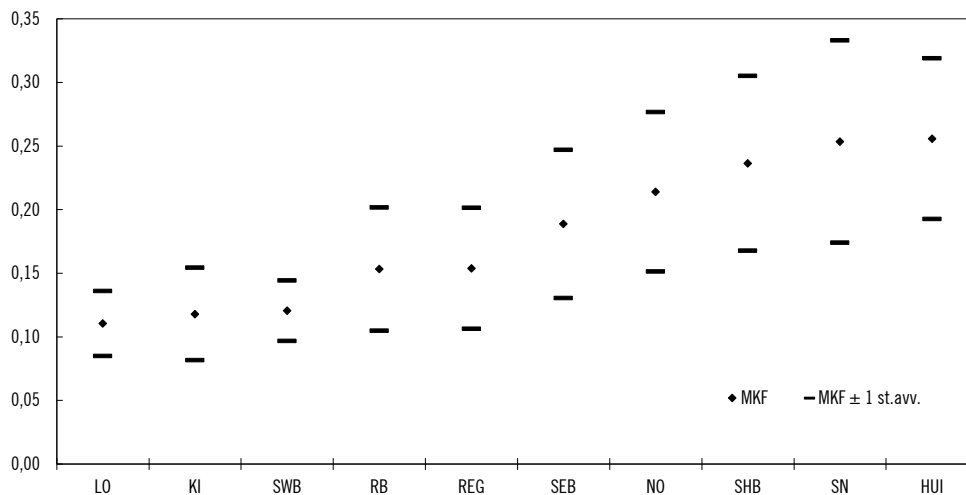
Anm.: MAF och MKF inom parenteser. Rangordning sker fallande uppifrån. Bedömarna är regeringen (REG), Konjunkturinstitutet (KI), Riksbanken (RB), HUI Research AB (HUI), Landsorganisationen (LO), Svenskt Näringsliv (SN), Handelsbanken (SHB), SEB, Nordea (NO) och Swedbank (SWB).

Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Diagram 5 visar medelkvadratfelen för inflationsprognoser gjorda samma år som utfallet med 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 överlappar.

Diagram 5 Medelkvadratfel för prognoser för inflationen (KPI) gjorda samma år som utfallet

Medelkvadratfel (MKF) med konfidensintervall



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

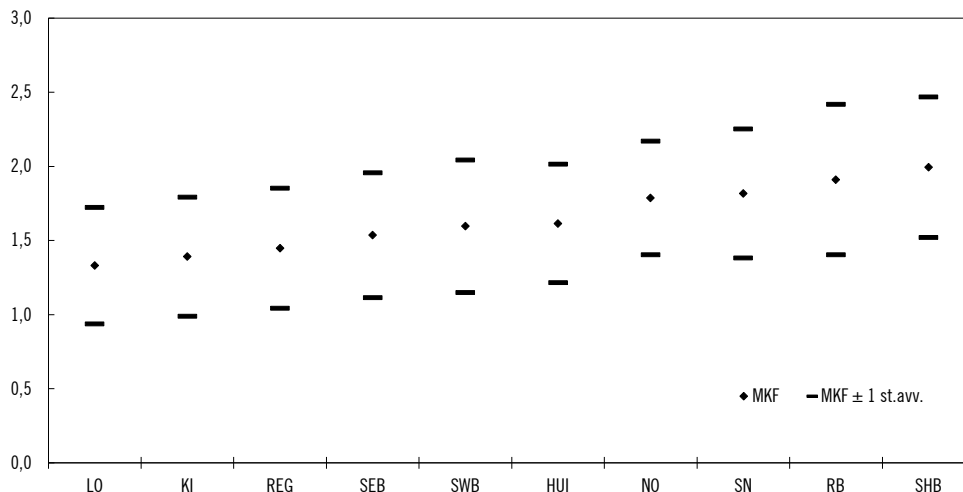
Källor: Respektive bedömare och egna beräkningar.

Diagram 6 visar medelkvadratfelen för inflationsprognoser gjorda året före utfallet och 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 (KPI) gjorda året före utfallet

Medelkvadratfel (MKF) med konfidensintervall



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

5. Prognoser för 2018 och 2019 med osäkerhetsintervall

I detta avsnitt presenteras osäkerhetsintervall kring regeringens prognoser för BNP-tillväxten, arbetslösheten och inflationen (enligt KPI) för 2018 och 2019. Osäkerhetsintervallen illustrerar att det i allmänhet är små skillnader mellan regeringens, Konjunkturinstitutets, Riksbankens och Europeiska kommissionens prognoser för 2018 och 2019.

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 vanligt att bedömare använder s.k. fördelningsprognoser, dvs. prognoser över flera potentiella utfall som tilldelas olika sannolikheter. Detta kan ske på flera olika sätt. Bank of England låter t.ex. en expertgrupp tilldela olika utfall i inflationen subjektiva sannolikheter.¹² IMF använder finansiella riskmått för att skapa osäkerhetsband kring tillväxten i världs-BNP.¹³ Riksbanken använder spridningen i de historiska prognosfelen för att skapa osäkerhetsintervall kring bland annat reporäntan.¹⁴

¹² Se t.ex. Inflation Report, February 2018. Bank of England.

¹³ Se t.ex. World Economic Outlook, October 2017. IMF.

¹⁴ Se t.ex. Penningpolitisk rapport, februari 2018. Riksbanken.

Metoderna beror i olika grad på dels historisk information, dels framåtblickande bedömningar.

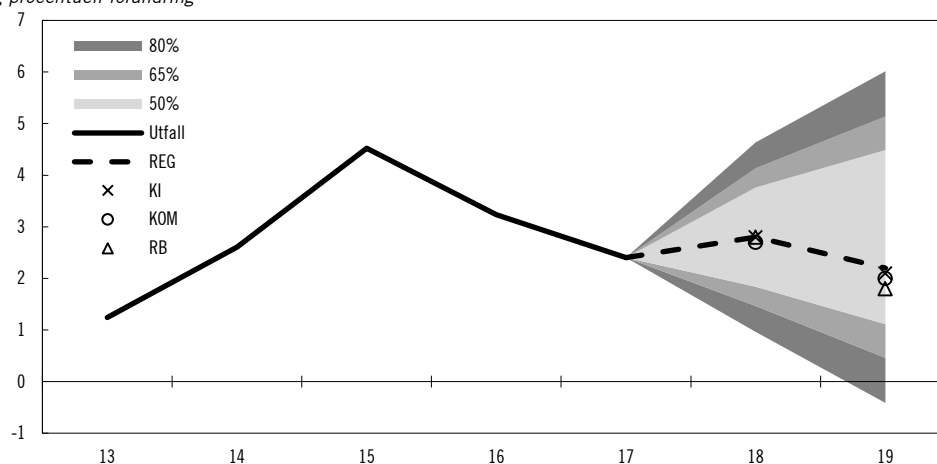
I denna promemoria används regeringens prognosfel i vårpropositioner för 1994–2017 för att bestämma osäkerhetsintervall kring regeringens prognoser (se bilagan). Osäkerhetsintervallen är tillbakablickande snarare än framåtblickande. De speglar därför en objektiv historisk prognososäkerhet och bör inte förväxlas med en bedömd riskbild.

Diagram 7 visar regeringens prognos för BNP-tillväxten 2018 och 2019 tillsammans med osäkerhetsintervall som approximativt täcker 80, 65 och 50 procent av regeringens historiska prognosfel i vårpropositioner för 1994–2017. Diagrammet visar också Konjunkturinstitutets och Riksbankens prognoser för BNP-tillväxten.

Diagram 7 BNP-prognos med osäkerhetsintervall baserade på regeringens prognosfel

Utfall för 2013–2017, prognoser för 2018 och 2019

Årlig procentuell förändring



Anm.: REG = Regeringen, KI = Konjunkturinstitutet, KOM = Europeiska kommissionen, RB = Riksbanken. Osäkerhetsintervallen är baserade på regeringens historiska prognosfel, i de ekonomiska vårpropositionerna 1994–2017, och bör inte förväxlas med en framåtblickande riskbild. Publiceringsdatum: Regeringen 2018-04-12, Konjunkturinstitutet 2018-03-27, Europeiska kommissionen 2017-11-09, Riksbanken 2018-02-14. Skuggade ytor är baserade på regeringens historiska prognosfel i vårpropositioner 1994–2017.

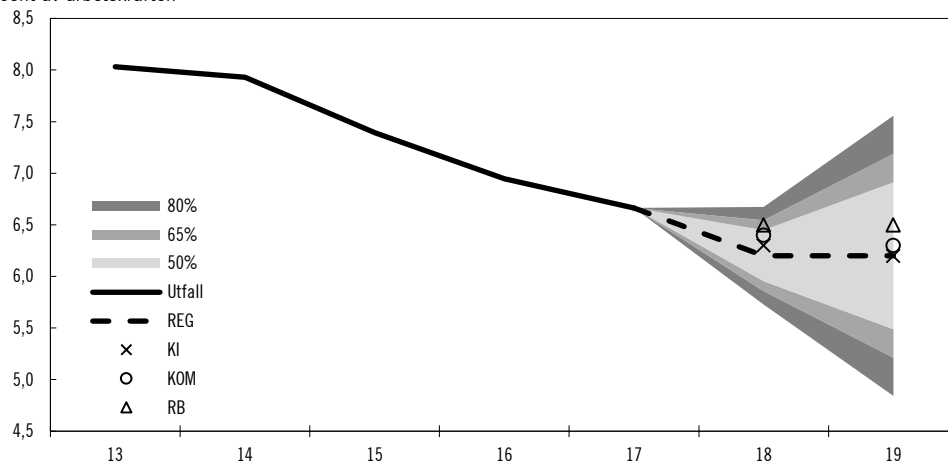
Källor: Konjunkturinstitutet, Europeiska kommissionen, Riksbanken och egna beräkningar.

I jämförelse med regeringens prognos för BNP-tillväxten för 2018 och 2019 ligger samtliga bedömares prognoser väl inom det område som täcker 50 procent av regeringens historiska prognosfel, vilket kan betecknas som ett typiskt prognosfel. Konjunkturinstitutets, Riksbankens och Europeiska kommissionens prognoser avviker alltså mindre från regeringens prognos än ett typiskt prognosfel. I det avseendet framstår skillnaderna mellan prognoserna som små.

Diagram 8 visar samma jämförelse fast för arbetslöshetsprognoserna 2018 och 2019. Osäkerhetsintervallen är baserade på regeringens historiska prognosfel för arbetslösheten i vårpropositionerna under samma period som ovan. Samtliga bedömares prognoser för arbetslösheten 2019 ligger väl inom det intervall som approximativt täcker 50 procent av regeringens historiska prognosfel. Prognoserna är därför inte anmärkningsvärt skilda från regeringens. För 2018 är Riksbankens arbetslöshetsprognos utanför det intervall som täcker 50 procent av regeringens historiska prognosfel. Skillnaden mellan Riksbankens och regeringens arbetslöshetsprognoser är alltså större än ett typiskt prognosfel.

Diagram 8 Arbetslöshetsprognos med osäkerhetsintervall baserade på regeringens prognosfel

Utfall för 2013–2017, prognoser för 2018 och 2019
Procent av arbetskraften



Anm.: REG = Regeringen, KI = Konjunkturinstitutet, KOM = Europeiska kommissionen, RB = Riksbanken. Osäkerhetsintervallen är baserade på regeringens historiska prognosfel, i de ekonomiska vårpropositionerna 1994–2017, och bör inte förväxlas med en framåtblickande riskbild. Publiceringsdatum: Regeringen 2018-04-12, Konjunkturinstitutet 2018-03-27, Europeiska kommissionen 2017-11-09, Riksbanken 2018-02-14. Skuggade ytor är baserade på regeringens historiska prognosfel i vårpropositioner 1994–2017.

Källor: Konjunkturinstitutet, Europeiska kommissionen, Riksbanken och egna beräkningar.

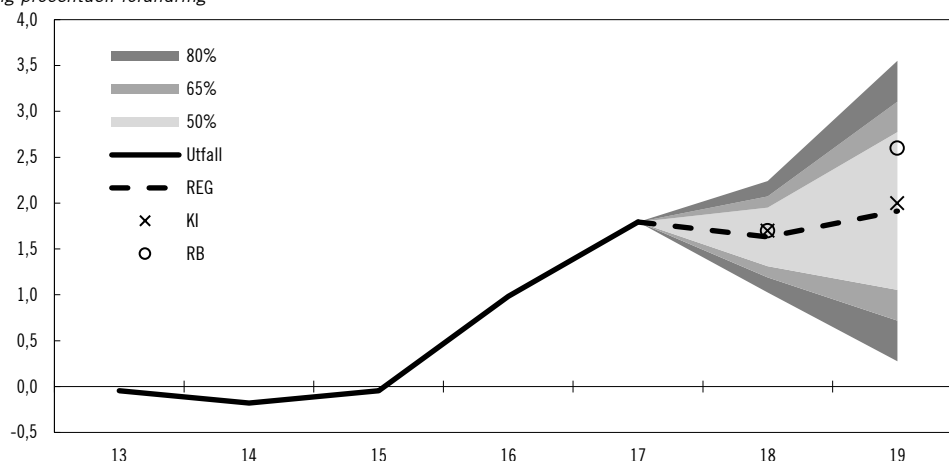
Diagram 9 visar regeringens, Riksbankens och Konjunkturinstitutets prognoser för inflationen mätt som förändringen i KPI.¹⁵ Både Konjunkturinstitutets och Riksbankens inflationsprognoser för såväl 2018 som 2019 ligger innanför det intervall som approximativt täcker 50 procent av regeringens historiska prognosfel. Prognoserna kan därmed inte sägas vara anmärkningsvärt skilda från regeringens prognos.

¹⁵ Europeiska kommissionen publicerar inga prognoser för inflationen mätt som förändringen i KPI.

Diagram 9 Inflationsprognos med osäkerhetsintervall baserade på regeringens prognosfel

Utfall för 2013–2017, prognoser för 2018 och 2019

Årlig procentuell förändring



Anm.: REG = Regeringen, KI = Konjunkturinstitutet, KOM = Europeiska kommissionen, RB = Riksbanken. Osäkerhetsintervallen är baserade på regeringens historiska prognosfel, i de ekonomiska vårpropositionerna 1994–2017, och bör inte förväxlas med en framåtblickande riskbild. Publiceringsdatum: Regeringen 2018-04-12, Konjunkturinstitutet 2018-03-27, Riksbanken 2018-02-14. Skuggade ytor är baserade på regeringens historiska prognosfel i vårpropositioner 1994–2017.

Källor: Konjunkturinstitutet, Riksbanken 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 gränsvärdessatsen (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.¹⁶ Sådana estimatorer kan även användas för att korrigera för heteroskedasticitet, dvs. när felen har olika varianser, $Var(\varepsilon_t) \neq Var(\varepsilon_s)$ 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 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,

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

¹⁶ Se t.ex. Newey och West, A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* 55(3), 1987.

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

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

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

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.¹⁷ 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

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

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.¹⁸ Eftersom medelabsolutfelet är ett medelvärde följer att

¹⁷ 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.

¹⁸ Konvergens i sannolikhet betyder här att sannolikheten att MKF och FKF skiljer sig anmärkningsvärt åt går mot noll när stickprovsstorleken går mot oändligheten.

konventionell statistisk inferens kan genomföras om det absoluta prognosfelet, $\tilde{\varepsilon}_t = |\varepsilon_t|$, 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.

Under de förutsättningar som antas i denna promemoria är medel-kvadratfelet (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 .

Osäkerhetsintervall

Vid beräkning av osäkerhetsintervall är det fördelningen för prognosfelet som är intressant. I denna promemoria används prognosfelen för regeringens prognoser i ekonomiska vårpropositioner för 1994–2017.

Enligt praxis används normalfördelningen med väntevärde noll för att bestämma den parametriska formen och MKF som spridningsmått istället för prognosfelens varians.¹⁹ 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,

¹⁹ Se t.ex. Chatfield, Calculating interval forecasts, Journal of Business & Economics Statistics 11(2), 1993.

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

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

Liksom FKF (se ovan) kan MKF dekomponeras enligt

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

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.²⁰ De prognoscentrerade osäkerhetsintervallen baserade på MKF är dock rimliga approximationer.²¹ 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.

²⁰ I Finansdepartementets promemoria Utvärdering av makroekonomiska prognoser som publicerades i samband med 2014 års ekonomiska vårproposition användes prognosfelspercentiler som osäkerhetsintervall.

²¹ Riksbanken använder liknande osäkerhetsintervall i Penningpolitisk rapport. Metodiken förklaras i Penningpolitisk rapport 2007:1, Riksbanken.