

FÖRDJUPNING

Prognososäkerhet i osäkra tider

Prognoser är alltid osäkra, men emellanåt präglas prognoserna av större osäkerhet än normalt. I rådande läge, där de ekonomiska konsekvenserna av Covid-19 är mycket svårbedömda, har den kvalitativa bedömningen hos de flesta prognosmakare varit att osäkerheten i prognoserna varit exceptionellt hög. I denna fördjupning presenteras en statistisk beräkningsmetod som möjliggör att den beräknade osäkerheten, i form av prognosfördelningar, ökar när prognoserna revideras kraftigt. På så sätt kan prognososäkerheten beskrivas på ett mer relevant sätt i tider av ekonomisk turbulens.

Det finns bland prognosmakare en drygt 20-årig tradition av att inte bara presentera så kallade punktprognoser, det vill säga prognoser i form av enskilda värden, utan även osäkerhetsintervall kring dessa prognoser. Bank of England och Riksbanken började att kvantitativt kommunicera osäkerhet i form av osäkerhetsintervall redan i slutet av 90-talet.⁵⁵ Sedan dess har antalet prognosmakare som visar osäkerhetsintervall stadigt ökat.⁵⁶

Ett osäkerhetsintervall är i sig en prognos för mellan vilka värden som ett utfall förväntas hamna, givet en viss sannolikhet (täckningsgrad). Ett intervall som har en avsedd täckningsgrad på 90 procent bör därför inkludera 90 av 100 utfall. Ett problem med många metoder för osäkerhetsintervall är att de är mycket trögrörliga då de använder historiska genomsnitt. Eftersom genomsnittet förändras långsamt kan intervallen inte anpassa sig till snabba förändringar av omständigheter som gör att prognososäkerheten plötsligt är markant förändrad. De tar därmed inte hänsyn till att osäkerheten och prognosfelens spridning kan ha förändrats över tid. Syftet med dem är inte heller att ge en uppfattning om hur osäker en enskild prognos är, utan syftet är att ge en bild av hur prognososäkerheten i genomsnitt kan beskrivas. Effekten av att osäkerheten beskrivs med genomsnittlig prognososäkerhet är dock att intervallen ofta är för breda i normala tider med lägre osäkerhet och samtidigt för smala i tider med mer påtaglig osäkerhet.

En prognosfördelning, eller täthetsprognos (*density forecast*), ger en mer komplett beskrivning av osäkerhet. Prognosfördelningen säger att en framtida observation dras från en sannolikhetsfördelning F . Från en prognosfördelning kan osäkerhetsintervall och punktprognoser beräknas, men inte vice versa. I regel

⁵⁵ Se Britton, Fisher och Whitley (1998) och Blix och Sellin (1998).

⁵⁶ För en översikt, se Ohnsorge, Stocker och Some (2016).

konstrueras osäkerhetsintervall från en underliggande prognosfördelning. I vad som följer beskrivs först en traditionell metod för att konstruera osäkerhetsintervall. Därefter beskrivs en alternativ metod som kan användas för att ta fram prognosfördelningar baserat primärt på hur mycket prognoserna revideras mellan olika prognostillfällen. Den senare metoden möjliggör större förändringar i den beräknade prognososäkerheten mellan olika prognostillfällen om revideringarna är stora.

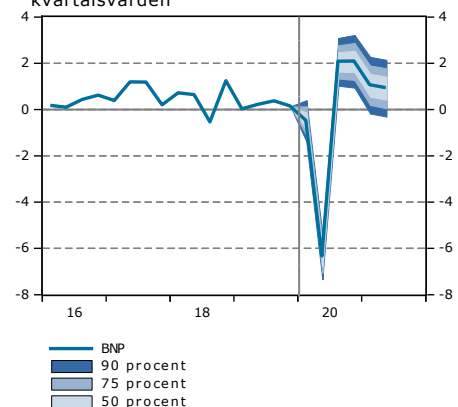
TRADITIONELLA OSÄKERHETSINTERVALL

Den vanligast förekommande metoden för att konstruera osäkerhetsintervall bygger på ett antagande om att prognosfelen är oberoende och likafördelade slumpvariabler som följer en normalfördelning med medelvärde noll och varians σ^2 . Metoden används i dagsläget av både Konjunkturinstitutet och Riksbanken.⁵⁷ Låt $y_{t+h|t}$ beteckna prognosen för tidpunkt $t + h$ gjord vid tidpunkt t . Prognoshorisonten h sträcker sig över $h = 0, \dots, H$, där $h = 0$ inkluderas eftersom första prognosen i regel avser innevarande kvartal eller år. Prognosfelet definieras som $e_{t+h|t} = y_{t+h} - y_{t+h|t}$ där y_{t+h} är utfallet för tidpunkt $t + h$. Det frekvent använda antagandet om normalfördelning med en konstant varians kan skrivas som $e_{t+h|t} \sim N(0, \sigma_h^2)$ där \sim betyder ”fördelad som”. För $t \neq s$ antas $e_{t+h|t}$ och $e_{s+h|s}$ vara oberoende, och likaså för olika horisonter h . Innebörden av oberoendet är att ett givet prognosfel inte innehåller information om något annat prognosfel, oavsett vilken horisont eller tidpunkt det avser. Under dessa antaganden är det som krävs för att i tidpunkt T beräkna ett osäkerhetsintervall för ett framtida prognosfel $e_{T+h|T}$ en skattning av den okända parametern σ_h^2 . Eftersom medelvärdet antas vara noll så skattas variansparametern med prognosfelens medelkvadratfel.⁵⁸

Diagram 99 visar ett exempel för prognosen för BNP-tillväxten som publicerades i Konjunkturläget i april. Trots det osäkra läget framstår prognosen i diagram 99 som förhållandevis säker. Det 90-procentiga osäkerhetsintervallet för andra kvartalet 2020 sträcker sig till strax under -7 , vilket innebär att utfall lägre än -8 är mycket osannolika baserat på den genomsnittliga prognososäkerheten. Samtidigt har flertalet prognosmakare, inklusive Konjunkturinstitutet, uttryckt att det under covid-19 har varit mycket svårt att göra prognoser och att de är mer osäkra än vanligt.

Diagram 99 Osäkerhetsintervall för BNP-tillväxten från Konjunkturläget i april, 2020

Procentuell förändring, säsongsrensade kvartalsvärden



Källor: SCB och Konjunkturinstitutet.

⁵⁷ Se fördjupningen ”Osäkerhet i Konjunkturinstitutets prognoser”, Konjunkturläget, december 2014 för mer information.

⁵⁸ Det antagna oberoendet mellan horisonter leder till att varianserna för olika horisonter prognosfel kan skattas separat. Det är dock möjligt att ta hänsyn till beroendet mellan olika horisonter prognosfel och skatta varianserna simultant, se Knüppel (2018).

Därmed är den genomsnittliga prognososäkerheten som baseras på historiska prognoser och utfall i rådande läge ovanligt avvikande från den kvantitativa uppfattningen om graden av osäkerhet.

OSÄKERHETSINTERVALL SOM TAR HÄNSYN TILL FÖRÄNDRINGAR AV OSÄKERHET

För att kunna ta fram en prognosfördelning som tar hänsyn till förändringar av osäkerhet är det först viktigt att ha en bild av vad som kan signalera att osäkerheten är högre, eller lägre, än en genomsnittlig nivå. En sådan signal är att prognoserna revideras mycket, vilket Clark, McCracken och Mertens (2020) använder sig av för att beskriva tidsvarierande prognososäkerhet.⁵⁹ Förutom storleken på revideringar av prognoser för framtida observationer använder Clark m.fl sig av det i tidpunkt t senast observerade nowcastingfelet, det vill säga $e_{t-1|t-1}$.⁶⁰ Från nowcastingfelet och prognosrevideringarna skattas en gemensam faktor för prognososäkerheten som antas ge upphov till varierande grader av spridningar i nowcastingfel och prognosrevideringar över tid. En mer teknisk beskrivning av metoden finns i slutet av fördjupningen, se grårutan ”Tidsvarierande prognososäkerhet”.

Att låta prognososäkerheten styras av nowcastingfel och prognosrevideringar är i många fall ett lämpligt tillvägagångssätt. Kraftiga och snabba förändringar är i regel överraskningar, vilket betyder att prognosmakare gör större revideringar av sina prognoser än vanligt. Samtidigt är det generellt sett i dessa tider som osäkerheten upplevs som stor. Det finns, med andra ord, vanligtvis ett samband mellan stora prognosrevideringar och stor prognososäkerhet. Till exempel är vetskapen till följd av covid-19 att ekonomin snabbt är på väg nedåt, men storleken på nedgången är svårbedömd och ger därmed upphov till betydande revideringar. Eftersom prognosrevideringar sker före utfallsdata finns tillgänglig kan signalen om ökad osäkerhet fångas i ett tidigt skede. På grund av covid-19 har det ekonomiska läget förvärrats både snabbt och kraftigt, vilket gör att metoden i det nuvarande ekonomiska läget är väl lämpad för att ge en beskrivning av osäkerheten i prognosen.

⁵⁹ För andra metoder se även Kjellberg och Villani (2010) och Turner och Chalaux (2019).

⁶⁰ Till exempel representerar $e_{t-1|t-1}$ i ett prognostillfälle under andra kvartalet prognosfelet för första kvartalet för prognosen gjord i första kvartalets prognosomgång. Metoden använder indirekt prognosfelen för alla horisonter. Exempelvis är prognosfelet för dagens prognos för nästkommande kvartal, $e_{t+1|t}$, lika med nästkommande kvartals nowcastingfel plus revideringen däremellan, det vill säga $e_{t+1|t} = e_{t+1|t+1} + (y_{t+1|t+1} - y_{t+1|t})$. Med andra ord är informationen i nowcastingfel och revideringar densamma som i prognosfelen direkt.

I tillämpningen nedan används prognosrevideringar avseende observationer från och med innevarande kvartal till och med fyra kvartal framåt. Det betyder att osäkerheten kan drivas upp av stora nowcastingfel eller om prognosen revideras mycket på en horisont som sträcker sig från innevarande kvartal till och med fyra kvartal framåt.

En nackdel med metoden är att den inte är lämpad att fånga prognososäkerhet som inte föranleder större prognosrevideringar. Vissa typer av prognososäkerheter har inga omedelbara större effekter på prognosen utöver att de bedöms ge upphov till ökade risker för stora prognosfel. Ett exempel på en sådan osäkerhet är brexit och dess potentiella konsekvenser. Osäkerheten omkring Storbritanniens utträde ur EU har inte orsakat några större revideringar av prognosen och därmed inte gett någon signal om ökad prognososäkerhet via revideringar. En annan nackdel är att metodens prognosfördelningar är symmetriska per konstruktion. Stora revideringar i en riktning tolkas därmed av metoden som signaler på ökad prognososäkerhet, och osäkerheten går lika mycket i båda riktningar.

EN JÄMFÖRELSE AV PROGNOSESÄKERHET I DECEMBER 2019 OCH APRIL 2020

I slutet på 2019 saknades kännedom om covid-19 och dess ekonomiska betydelse. Konjunkturinstitutets prognos publicerad i december 2019 såg en viss avmattning framöver, men då enligt ett traditionellt konjunkturmönster. I början av 2020, och i synnerhet under mars månad, började de negativa ekonomiska konsekvenserna av covid-19 att framstå som oundvikliga och mycket omfattande. I prognosen som Konjunkturinstitutet publicerade i april hade det därför skett betydande revideringar i jämförelse med decemberprognosen. Det exceptionella läget föranledde en uppdatering av prognosen i slutet av april (KU apr 2020).⁶¹ Tabell 1 visar prognoser för BNP-tillväxt och arbetslöshet gjorda vid de tre prognostillfällena för andra kvartalet 2020.

⁶¹ April månads Konjunkturläge och Konjunkturuppdatering publicerades den 1 respektive 29 april.

Tabell 12 Prognoser och prognosrevideringar för andra kvartalet 2020

	BNP-tillväxt ¹	Arbetslöshet ²
KL dec 2019	0,2	7,2
KL apr 2020	-6,3	8,9
KU apr 2020	-11,2	11,5
Revidering, KL apr - KL dec	-6,5	1,7
Revidering, KU apr - KL dec	-11,4	4,3
Genomsnittlig storlek på revidering ³	0,25	0,30

¹ Procentuell förändring, säsongrensad kvartalstakt. Prognoser från och med tredje kvartalet 2002 har använts i beräkningarna.

² Procent av arbetskraften (15–74 år), säsongrensade kvartalsvärden. Prognoser från och med andra kvartalet 2002 har använts i beräkningarna. För prognoser gjorda före 2011 har äldre definitioner av arbetslösheten använts.

³ Genomsnittet av absolutvärdet av revideringar mellan två- och trestegsprognoser i konsekutiva prognostillfällen, det vill säga absolutvärdet av $y_{t+2|t+1} - y_{t+2|t}$. Genomsnittet är beräknat på prognosrevideringar från och med 2002.

Källa: Konjunkturinstitutet

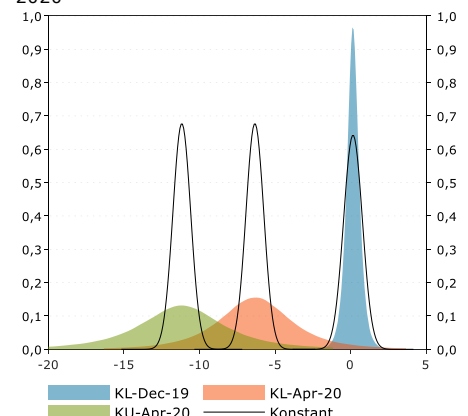
De revideringar som skedde mellan december och april var mycket stora i förhållande till det historiska genomsnittet av revideringar för samma prognoshorisont. För att se vad revideringarna säger om prognososäkerheten används den tidsvarierande metoden baserad på Clark, McCracken och Mertens (2020) för prognososäkerhet. Metoden tillämpas på data från och med 2002. För jämförelse beräknas även prognosfördelningar baserade på normalfördelning med konstant (historisk) osäkerhet.

Diagram 100 visar prognosfördelningarna för BNP-tillväxten andra kvartalet 2020 vid de tre olika prognostillfällena. De färgade ytorna visar prognosfördelningarna konstruerade med den tidsvarierande metoden, medan de heldragna linjerna visar motsvarande prognosfördelningar konstruerade med en normalfördelning vars varians antas vara konstant. Diagrammet illustrerar vilka dramatiska förändringar som skedde i uppfattningen om det ekonomiska läget på bara fyra månader. Den stora osäkerhet som dessa förändringar bidragit med saknas i prognosfördelningarna baserade på normalfördelningar med konstant osäkerhet. Tar man hänsyn till de stora revideringar som skett ökar den skattade prognososäkerheten mellan prognostillfällena. Prognososäkerheten enligt normalfördelning med konstant osäkerhet minskar något mellan december och april. Anledningen till det är att prognoshorisonten förändras.⁶² I december 2019 är en

⁶² Mellan december och april publicerade SCB nationalräkenskaperna för fjärde kvartalet 2019, vilket innebär att prognoshorisonten förändrades mellan prognosomgångarna. Mellan prognostillfällena i april publicerades dock inga nya data. Prognoshorisonten för andra kvartalet 2020 var därför densamma mellan tillfällena.

Diagram 100 Tidsvarierande prognosfördelningar för BNP-tillväxten, andra kvartalet 2020

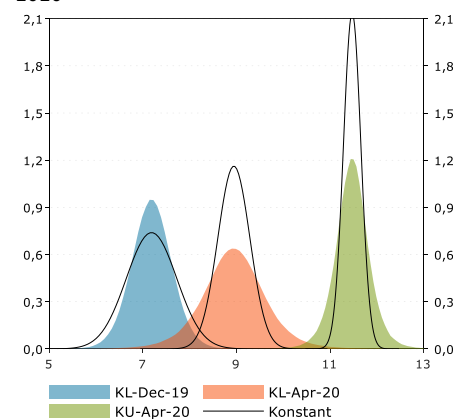
Skattade prognosfördelningar, andra kvartalet 2020



Källa: Konjunkturinstitutet

Diagram 101 Tidsvarierande prognosfördelningar för arbetslösheten, andra kvartalet 2020

Skattade prognosfördelningar, andra kvartalet 2020



Källa: Konjunkturinstitutet

prognos för andra kvartalet 2020 en prognos på tre kvartals horisont, medan den i april 2020 är en prognos på två kvartals horisont då nationalräkenskaperna däremellan hunnit publicera utfall för fjärde kvartalet 2019. En minskning av prognoshorisonten får i regel till följd att prognososäkerheten avtar, oavsett hur prognosfördelningen konstrueras.

Motsvarande prognosfördelningar för arbetslösheten under det andra kvartalet 2020 visas i diagram 101. Prognosen har reviderats upp kraftigt. I december 2019 var osäkerheten enligt den tidsvarierande prognosfördelningen lägre än den genomsnittliga osäkerheten beskriven av den svarta heldragna linjen. Till följd av den stora revideringen i april 2020 pekade prognosfördelningen med tidsvarierande osäkerhet på en betydligt större osäkerhet än vanligt. En kortare prognoshorisont förklarar varför prognososäkerheten enligt normalfördelning med konstant osäkerhet har minskat mellan prognostillfällena. Den tidsvarierande osäkerheten för Konjunkturuppdateringen i april visade dock fortsatt på en kraftigt förhöjd grad av osäkerhet jämfört med den genomsnittliga nivån på grund av de omfattande revideringar som skett. Detta trots en kortare prognoshorisont.

PROGNOSOSÄKERHET I NULÄGET

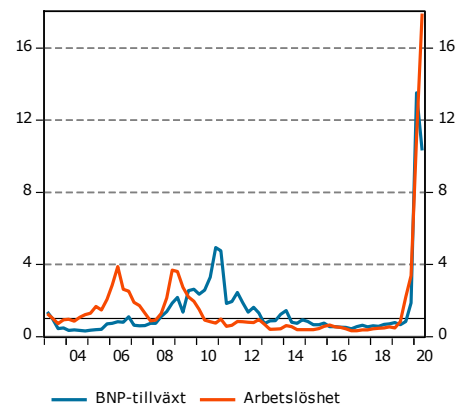
Diagram 102 visar den relativa prognososäkerheten för prognosvariablerna BNP-tillväxt och arbetslöshet. Relativ prognososäkerhet mäts, i enlighet med Kjellberg och Villani (2010), som kvadratroten ur osäkerhetsfaktorn dividerat med dess geometriska medelvärde.⁶³ Ett värde större än 1 tyder på förhöjd prognososäkerhet. Som diagrammet visar har prognososäkerheten under ett antal år legat under 1, men har den senaste tiden skjutit i höjden. För BNP-tillväxt och arbetslöshet är den nuvarande nivån av prognososäkerhet exceptionellt hög.

Diagram 103 visar prognosen för BNP-tillväxten under 2020 tillsammans med osäkerhetsintervall konstruerade med den tidsvarierande metoden. Bredden på intervallen illustrerar att prognoserna är behäftade med en betydande osäkerhet. Konjunkturinstitutets bedömning är att BNP-tillväxten under tredje och fjärde kvartalet 2020 är positiv. Osäkerhetsintervallen visar dock att det finns en betydande sannolikhet att tillväxttakten blir negativ. Som jämförelse visar diagram 104 osäkerhetsintervall baserade på antagande om konstant osäkerhet. De senare förmedlar en bild om att prognosen är betydligt mindre osäker än vad de tidsvarierande intervallen visar.

⁶³ Den relativa prognososäkerheten beräknas som $\sqrt{\lambda_{0,t}/(\prod_{t=1}^T \sqrt{\lambda_{0,t}})^{1/T}}$, där $\lambda_{0,t}$ är prognososäkerhetsfaktorn, se grårutorna "Tidsvarierande prognososäkerhet" i slutet av fördjupningen.

Diagram 102 Relativ prognososäkerhet

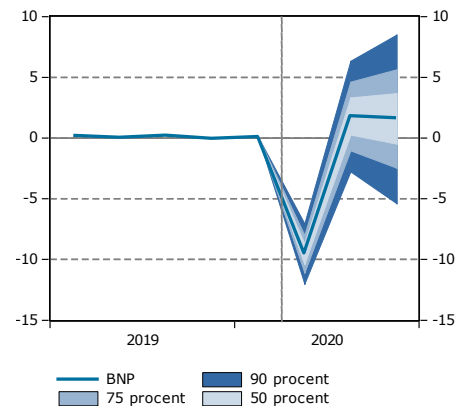
Osäkerhetsfaktor relativt dess geometriska medelvärde



Källa: Konjunkturinstitutet

Diagram 103 Osäkerhetsintervall för BNP-tillväxten, tidsvarierande osäkerhet

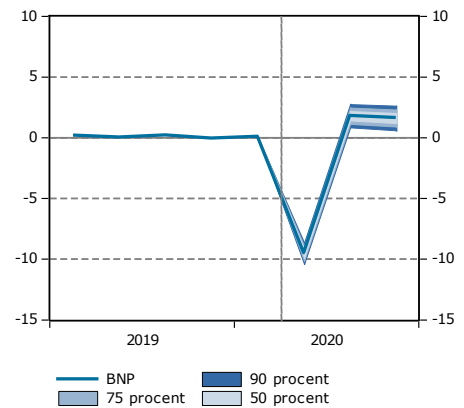
Procentuell förändring, säsongsrensade kvartalsvärden



Källor: SCB och Konjunkturinstitutet.

Diagram 104 Osäkerhetsintervall för BNP-tillväxten, konstant osäkerhet

Procentuell förändring, säsongsrensade kvartalsvärden



Källor: SCB och Konjunkturinstitutet.

Osäkerhetsintervallen för arbetslösheten i diagram 105 visar hur även dessa prognoser är associerade med en stor grad av osäkerhet framöver. Intervallens stora bredd innebär att det finns en betydande sannolikhet att arbetslösheten blir markant högre än förväntat. Metodens intervall är per konstruktion symmetriska, vilket innebär att det på motsvarande sätt inte heller är osannolikt att både BNP-tillväxten och arbetslösheten utvecklas bättre än förväntat. Intervallen för arbetslösheten som är baserade på konstant osäkerhet (se diagram 106) är avsevärt smalare och visar tydligt hur den genomsnittliga prognososäkerheten i detta läge ger en alldeles för optimistisk bild av osäkerheten i prognosen.

Tidsvarierande prognososäkerhet

I denna ruta ges en mer teknisk beskrivning av metoden utvecklad av Clark, McCracken och Mertens (2020).

Låt $t = 1, \dots, T$ vara ett tidsindex på kvartalsfrekvens. I tidpunkt t görs prognoser $y_{t+h|t}$ för $h = 0, \dots, H$. Vanligtvis konstrueras osäkerhetsintervall utifrån beräkningar gjorda på prognosfel där man bortser ifrån att prognosfel för olika perioder gjorda vid samma prognostillfälle inte är oberoende. För att undkomma denna problematik utnyttjar Clark, McCracken och Mertens (2020) att ett prognosfel kan skrivas som summan av ett framtida nowcastingfel samt successiva revideringar av prognosen. Låt $\mu_{t+h|t} = y_{t+h|t} - y_{t+h|t-1}$ representera prognosrevideringen mellan prognostillfällena t och $t - 1$ för prognoser avseende period $t + h$. Man kan då skriva

$$e_{t+j|t} = e_{t+j|t+j} + \sum_{i=1}^j \mu_{t+i|t+i}, \quad (1)$$

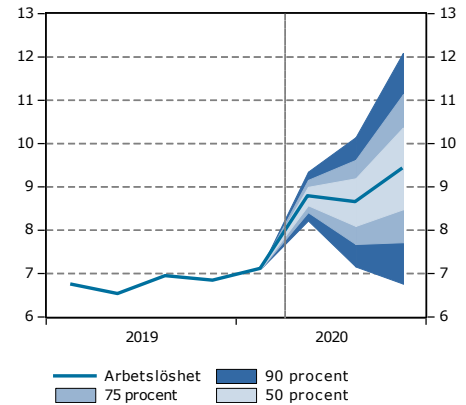
där $j = 1, \dots, H$.

Under ett antagande om att prognoserna är optimala är termerna i ekvationen, till skillnad från prognosfel från samma prognostillfälle, okorrelerade.⁶⁴ Den antagna avsaknaden av korrelation innebär att ingen linjär beroendestruktur behöver modelleras om en modell specificeras med nowcastingfelet och prognosrevideringarna som data.

Modellen som används för att skatta en tidsvarierande prognososäkerhet är specificerad som

Diagram 105 Osäkerhetsintervall för arbetslösheten, tidsvarierande osäkerhet

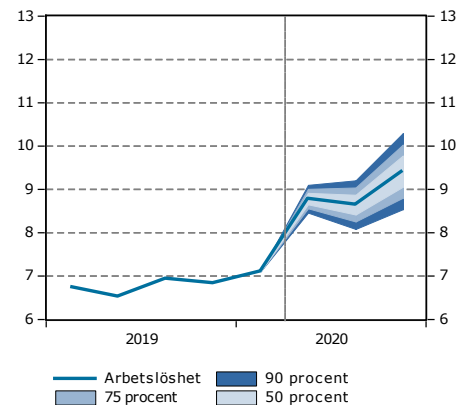
Procent av faktisk arbetskraft, säsongrensade kvartalsvärden



Källor: SCB och Konjunkturinstitutet.

Diagram 106 Osäkerhetsintervall för arbetslösheten, konstant osäkerhet

Procent av faktisk arbetskraft, säsongrensade kvartalsvärden



Källor: SCB och Konjunkturinstitutet.

⁶⁴ Optimalitet betyder i det här fallet att prognosfel ska ha medelvärde noll samt inte kunna förklaras av tidigare prognosfel.

$$\eta_t = A\Lambda_t^{0,5}\varepsilon_t,$$

där

$$\eta_t = \begin{pmatrix} e_{t-1|t-1} \\ \mu_{t|t} \\ \vdots \\ \mu_{t+H|t} \end{pmatrix}, \Lambda_t = \begin{pmatrix} \lambda_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \lambda_{2,t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \lambda_{H+1,t} \end{pmatrix},$$

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{2,1} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{H+1,1} & a_{H+1,2} & \cdots & 1 \end{pmatrix}, \varepsilon_t \sim N(0, I_{H+1}).$$

Datavektorn η_t innehåller det senaste observerade nowcastingfelet, samt prognosrevideringarna mellan nuvarande och närmast föregående prognostillfälle för innevarande period till H perioder framåt. De diagonala elementen i Λ_t är de så kallade stokastiska volatiliteterna som ger upphov till en tidsvarierande varians för η_t .⁶⁵ Volatiliteten i en tidpunkt t tolkas av modellen som hög om elementen i η_t är stora i absoluta termer. Med andra ord blir volatiliteten hög om revideringarna varit stora, eller om det senaste nowcastingfelet varit stort. Matrisen A ger upphov till korrelation mellan de olika elementen i η_t . Genom A tillåter med andra ord metoden att revideringar för olika prognoshorisonter är korrelerade.

Modellen är i grunden en förenklad variant av i litteraturen vanligt förekommande vektorautoregressiva modeller med tidsvarierande parametrar och stokastisk volatilitet.⁶⁶ De individuella volatiliteterna kan antingen modelleras som separata volatilitetsprocesser, eller genom att låta en gemensam volatilitetsfaktor vara den drivande kraften bakom de varierande volatiliteterna. I denna fördjupning används den senare specifikationen, så att de olika volatiliteterna drivs av en gemensam faktor enligt

$$\log(\lambda_{i,t}) = \log(\lambda_{i,0}) + \beta_i \log(\lambda_{0,t})$$

där $\lambda_{0,t}$ är den gemensamma volatilitetsfaktorn. Den antas i sin tur utvecklas som en slumpvandring på logskalan, det vill säga

⁶⁵ Variansen, givet modellens parametrar, är $A\Lambda_t A^T$. På grund av de stokastiska volatiliteterna är variansen tidsberoende.

⁶⁶ Se bland annat Primiceri (2005) och Karlsson och Österholm (2020).

$$\log(\lambda_{0,t}) = \log(\lambda_{0,t-1}) + u_t, \quad u_t \sim N(0,1).$$

Tanken bakom specifikationen är att volatiliteter, och därmed i förlängningen prognososäkerheter, tenderar att förändras relativt långsamt.

För att få fram osäkerhetsintervall för en prognos gjord i tidpunkt T simulerar metoden en fördelning för ett prognosfel för en given prognoshorisont. Det görs genom att först simulera $\log(\lambda_{0,T+j})$ och därefter η_{T+j} för $j = 1, \dots, H + 1$. Genom att använda ekvation (1) kan element av η_{T+j} summeras för att få fram simulerade prognosfel. Från den simulerade fördelningen för prognosfelen kan undre och övre gränser tas fram. För ett 90-procentigt osäkerhetsintervall ges den undre gränsen i intervallet av den simulerade fördelningens femte percentil och den övre av den 95:e percentilen. Före simuleringen av framtida prognosfel behöver modellen skattas, vilket görs med bayesianska metoder. Skattningsmetoden beskrivs i mer detalj av Clark, McCracken och Mertens (2020).

REFERENSER

- Blix, M. och P. Sellin (1998), "Uncertainty bands for inflation forecasts", Working Paper nr 65, Sveriges Riksbank.
- Britton, E., Fisher P. och J. Whitley (1998), "The inflation report projections: understanding the fan chart", Bank of England Quarterly Bulletin, februari, sid. 30–37.
- Clark, T., McCracken, M. och E. Mertens (2020), "Modeling time-varying uncertainty of multiple-horizon forecast errors", *Review of Economics and Statistics*, vol 102, sid. 17–33.
- Karlsson, S. och P. Österholm (2020), "A note on the stability of the Swedish Phillips curve", *Empirical Economics*, tillgänglig online <https://doi.org/10.1007/s00181-019-01746-w>
- Kjellberg, D. och M. Villani (2010), "Riksbankens kommunikation om makroekonomisk osäkerhet", *Penning- och valutapolitik nr 1*, Sveriges Riksbank, sid. 5–42.
- Knüppel, M. (2018), "Forecast-error-based estimation of forecast uncertainty when the horizon is increased", *International Journal of Forecasting*, vol 34, sid. 105–116.

Ohnsorge, F. L., Stocker, M. och M. Y. Some (2016), "Quantifying uncertainties in global growth forecasts", *Policy research working paper nr 7770*, Världsbanken.

Primiceri, G. E. (2005), "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy", *The Review of Economic Studies*, vol 72, 2005, sid. 821–852.

Turner, D. och T. Chalaux (2019), "Calibrating GDP fan charts using probit models with a comparison to the approaches of the Bank of England and Riksbank", *OECD Economics Department Working Papers nr 1542*, OECD.