

I denna ekonomiska kommentar undersöker vi om det finns någon systematik i SCB:s revideringar av BNP-tillväxten. Resultaten visar att det finns vissa tecken på att revideringarna systematiskt samvarierar med den information som finns tillgänglig när utfallet för tillväxttakten publiceras första gången. Det förefaller dock svårt att utnyttja denna information ur ett prognosperspektiv. Därmed kan det utfall för tillväxttakten som SCB först publicerar på det stora hela ses som en effektiv prognos av vad BNP-tillväxten för ett givet kvartal beräknas bli enligt senare publiceringar.

Finns det systematik i SCB:s revideringar av BNP-tillväxten?

Pär Österholm

Författaren är verksam på avdelningen för penningpolitik

Det är ett välkänt faktum att det sker upprepade revideringar av nationalräkenskaperna och att detta medför komplikationer för ett stort antal aktörer. För de beslutsfattare som vill basera sina beslut på en så god uppfattning om ekonomins tillstånd som möjligt, innebär revideringarna en extra källa till osäkerhet som de måste förhålla sig till. Revideringar gör det också svårare för analytiker och prognosmakare att göra prognoser. Dessutom blir det mer komplicerat att göra efterhandsanalys av vissa ekonomiska beslut och samband; det finns till exempel en omfattande akademisk litteratur som visar att statistisk analys av makroekonomiska samband kan ge väsentligt olika resultat beroende på om reviderade data eller så kallade realtidsdata används.¹

En variabel av särskilt stort intresse för många aktörer är BNP. I ljuset av de problem som finns kring revideringar av ekonomiska data undersöker vi därför i denna ekonomiska kommentar om det finns någon systematik i SCB:s revideringar av BNP-tillväxten. Detta är av intresse eftersom en eventuell systematik bland annat skulle innebära att prognosmakare kan ta hänsyn till denna och därigenom göra bättre prognoser av vad ett inledningsvis publicerat utfall för ett givet kvartal beräknas bli enligt senare publiceringar. Men om det finns systematik i revideringarna kan det också betyda att SCB inte använder sig av information på ett effektivt sätt vid beräkningarna av nationalräkenskaperna. Detta skulle i så fall tyda på att det finns utrymme att förbättra metoderna i arbetet med nationalräkenskaperna.

Eventuell systematik i revideringarna behöver analyseras återkommande

Det har hittills genomförts ett begränsat antal studier av systematik i revideringarna av den svenska BNP-tillväxten. Bland annat har Öller och Hansson (2004) visat att även om medelvärdet av revideringarna av BNP-tillväxten mellan 1980 och 1998 var positivt så innebär detta inte någon statistiskt signifikant frånvaro av förväntningsriktighet.² Däremot fanns det tecken på att revideringarna var korrelerade med konjunkturcykeln så att tillväxttalen reviderades uppåt i uppgångar och nedåt i nedgångar.

När det gäller förväntningsriktigheten i de publicerade siffrorna för BNP-tillväxten har SCB (2009, s. 31) påpekat att det "sker vanligtvis en upprevidering". Detta påpekande baserades på beräkningar för perioden första kvartalet 2000 till och med tredje kvartalet 2009 där revideringarna beräknades som skillnaden mellan BNP-tillväxten som den gavs enligt den senast publicerade tidsserien och det första publicerade utfallet.³ Diagram 1 visar motsvarande revideringar för perioden andra kvartalet 1999 till och med fjärde kvartalet 2010 tillsammans med tillhörande tillväxttal.⁴ Medelvärdet på revideringarna under denna period är cirka 0,36, vilket ligger i linje med SCB:s påpekande att BNP-tillväxten generellt revideras uppåt.

1. Med realtidsdata avses här att en uppsättning tidsserier som visar hur en viss ekonomisk variabels historiska utveckling uppfattades vid olika tidpunkter. Se till exempel Croushore och Stark (2001), Orphanides (2001) och Orphanides och van Norden (2002) för diskussioner och tillämpningar.

2. Med förväntningsriktighet menas att det inte sker någon systematisk över- eller underskattning.

3. Även senare analys från SCB (2010) indikerar att revideringar tenderar att vara större än noll i genomsnitt.

4. Tillväxttakten är beräknad som $x_t = 100(y_t/y_{t-4} - 1)$, där x_t är BNP i tidpunkt t .

Att endast titta på ett enkelt medelvärde för en viss revidering ger dock inte så mycket information om eventuell systematik i revideringarna. Syftet med denna kommentar är därför att genomföra en mer grundlig statistisk analys av revideringarna i BNP-tillväxten. Detta är önskvärt eftersom tidigare studier är av något äldre datum och resultatet från dessa därmed kan vara ogiltiga idag. Exempelvis så kan förändringar av metoderna för statistikproduktionen vid SCB ha lett till ett förändrat mönster i revideringarna. Detta medför att vi noga måste tänka igenom vilka data som ska användas vid den statistiska analysen i denna kommentar. Om ett "för långt" stickprov används finns risken att vi plockar upp historiska mönster som inte längre är giltiga. Detta kan naturligtvis generera felaktiga slutsatser. Om det första utfall som SCB publicerar inte bedöms vara förväntningsriktigt kan det till exempel förefalla rimligt för en prognosmakare att justera den publicerade BNP-tillväxten och därmed få en siffra som bör ligga närmare det "sanna" värdet. Men om förväntningsriktighet endast saknas i den tidigare delen av stickprovet och inte den senare leder en sådan strategi till större avvikelser från det "sanna" värdet än om ingen justering gjorts. Om vi, å andra sidan, använder ett "för kort" stickprov innebär det att möjligheterna att identifiera eventuell systematik blir begränsade eftersom det generellt behövs ett visst antal observationer för att identifiera ett mönster.

Data

För att analysera revideringarna av BNP-tillväxten använder vi data från SCB:s realtidsdatabas.⁵ Denna databas innehåller tidsserier över BNP som de såg ut vid olika publiceringstillfällen. Mer specifikt analyseras kvartalsdata från första publiceringen för andra kvartalet 1999 till och med tredje kvartalet 2008. Revideringar på nio olika horisonter undersöks: ett till och med åtta kvartal samt "senaste", där "senaste" avser den tidsserie över BNP som publicerades i mars 2011. Revideringen gentemot en tillväxttakt j kvartal senare ($j = 1, 2, \dots, 8, s$) definieras som $R_t^j = x_t^j - x_t^j$, där x_t^j och x_t^j är senare publicerade utfall respektive första publicerade utfall av BNP-tillväxten och s står för "senaste".⁶ BNP-tillväxten beräknas på säsongsrensade data och visas som den procentuella förändringen mellan två kvartal, det vill säga $x_t = 100(y_t/y_{t-1} - 1)$, där y_t är säsongsrensad BNP i tidpunkt t . Data visas i Diagram 2.

Genom att använda dessa data får vi 38 observationer på samtliga nio horisonter. Tidsperioden är vald så att de extremvärden som genereras i samband med fjärde kvartalet 2008 (och i viss mån första kvartalet 2009) inte inkluderas. Då dessa inte bedöms vara representativa observationer anser vi att det är bättre att inte inkludera dem i analysen eftersom de riskerar att snedvrider resultaten.⁷

Statistisk analys av revideringarnas förutsägbarhet

Eventuell systematik i revideringarna kan undersökas på flera olika sätt. Här använder vi ett standardramverk som använts i liknande syfte av till exempel Faust *et al.* (2005).⁸ Ett enkelt test av förväntningsriktighet kan genomföras med hjälp av regressionen

$$R_t^j = \alpha + \varepsilon_t \quad (1)$$

där revideringen, R_t^j definieras som ovan och ε_t är en identiskt fördelad oberoende störningsterm. Nollhypotesen $H_0: \alpha = 0$ testas med ett enkelt t -test och om denna förkastas dras slutsatsen att det först publicerade tillväxttalet inte är ett förväntningsriktigt estimat av senare.

5. Se http://www.scb.se/Pages/ProductTables____22918.aspx för mer detaljer och data.

6. Det kan således noteras att horisonten för "senaste" är tidsvarierande. För den första observationen är horisonten 46 kvartal, för den andra 45 och så vidare.

7. Att använda data från tidigare datum än andra kvartalet 1999 kunde vara av intresse eftersom det skulle ge fler observationer. Det bedöms dock kosta mer än det smakar av två anledningar. För det första skedde en omfattande omläggning av nationalräkenskaperna under våren 1999, vilket gör att sannolikheten för att historiska mönster för revideringarna ändrats inte är försumbar. För det andra är realtidsdata för BNP under denna period svåra att erhålla.

8. Se även Mankiw *et al.* (1984), Mankiw och Shapiro (1986), Roodenburg och den Reijer (2006) samt Aranki och Friberg (2010) för tillämpningar på såväl BNP-tillväxt som andra makroekonomiska variabler.

Det är även av intresse att analysera om revideringarna på de olika horisonterna är korrelerade med det först publicerade tillväxttalet, x_t^f , eftersom revideringarna också i sådana fall i viss mån kan prognostiseras. Om exempelvis $\beta > 0$ så förknippas högre värden på det först publicerade utfallet med högre värden på revideringen. Detta kan testas med ett klassiskt test av prognoseffektivitet (Mincer och Zarnowitz, 1969) enligt ekvation (2):⁹

$$R_t^j = \alpha + \beta x_t^f + \varepsilon_t \quad (2)$$

Nollhypotesen $H_0: \alpha = \beta = 0$ testas med ett Waldtest. Effektivitetstestet kan också generaliseras så att prognoseffektivitet undersöks med avseende på annan information som fanns tillgänglig vid tiden för första publiceringen. Ekvationen som skattas i detta fall ges av

$$R_t^j = \alpha + \beta x_t^f + \gamma_1 z_{1,t} + \gamma_2 z_{2,t} + \dots + \gamma_p z_{p,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

där $z_{i,t}$ ($i = 1, 2, \dots, p$) är en variabel som misstänks ha prognosförmåga för revideringen. Nollhypotesen $H_0: \alpha = \beta = \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$ testas, precis som i fallet med ekvation (2), med ett Waldtest. Här undersöker vi effektivitet med avseende på tre variabler utöver det först publicerade utfallet: avkastningen på OMX-index ($z_{1,t}$), räntan på en tremånaders statsskuldsväxel ($z_{2,t}$) och konfidensindikatorn för tillverkningsindustrin från Konjunkturinstitutets Konjunkturbarometer ($z_{3,t}$). Vi har valt dessa variabler eftersom de samtliga innehåller information om konjunkturcykeln som potentiellt kan förklara revideringarna.

Resultat

Resultaten från skattningar av ekvationerna (1) till (3) finns i Tabell 1. Den skattade konstanten i ekvation (1) är generellt nära noll. På horisonterna ett till och med åtta är punktestimaten negativa, vilket tyder på nedrevideringar i genomsnitt på respektive horisont; endast gentemot "senaste" data är punktestimatet positivt. Inte i något fall kan dock nollhypotesen om förväntningsriktighet förkastas på traditionella signifikansnivåer.¹⁰ Slutsatsen av denna analys blir således att någon frånvaro av förväntningsriktighet inte kan slås fast.

Vad gäller effektiviteten med avseende på det först publicerade utfallet visar resultaten i Tabell 1 att vi inte för någon horisont kan förkasta nollhypotesen att båda koefficienterna i ekvation (2) är noll. Modellens oförmåga att förklara variation i revideringarna är också uppenbar när man granskar den justerade förklaringsgraden – denna är i samtliga fall mycket nära noll. Detta tyder alltså på att det först publicerade tillväxttalet inte kan förklara revideringarna.

Om vi i stället tittar på resultaten för effektivitet med avseende på ett större antal variabler ser resultaten annorlunda ut. Koefficienten på avkastningen på OMX-index är signifikant på femprocentnivån i samtliga fall utom för "senaste". Statsskuldsväxelräntan förefaller mindre framgångsrik med att förklara revideringarna och koefficienten på konfidensindikatorn för tillverkningsindustrin uppvisar signifikans bara på en enda horisont. Sammantaget går det dock att konstatera att nollhypotesen – att samtliga koefficienter i ekvation (3) är noll – förkastas på enprocentnivån på samtliga horisonter utom för fjärde revideringen.

Resultaten från ekvation (3) tyder alltså på att det skulle gå att göra bättre prognoser av senare reviderade utfall av BNP-tillväxten om man tog den systematiska samvariationen med de förklarande variablerna i beaktande. Det innebär också att SCB skulle kunna förbättra sina metoder för att ta fram det första publicerade utfallet för BNP-tillväxten. Det är dock inte uppenbart att signifikans inom stickprovet innebär att bättre prognoser skulle kunna genereras. En anledning till detta är att koefficientskattningar kan vara mycket osäkra och detta tenderar att skada modellernas prognosförmåga.

9. Med prognoseffektivitet avses att prognosmakaren använt tillgänglig information på ett effektivt sätt. Detta innebär att det inte ska vara möjligt att förklara prognosfelet med information som var tillgänglig vid tidpunkten när prognosen genererades. I denna kommentar innebär effektivitet på motsvarande sätt att revideringarna inte ska vara möjliga att förklara.

10. Residualerna uppvisar signifikant autokorrelation på fem revideringshorisonter enligt Ljung-Boxtestet. Detta tas dock hänsyn till i skattningen av standardfelen genom att Newey-West-standardfel används.

En simulerad realtidsprognosövning

I syfte att undersöka om bättre prognoser skulle ha kunnat genereras i praktiken med de skattade versionerna av ekvation (3) har vi genomfört en simulerad realtidsprognosövning.¹¹ I denna övning skattas modellen på ett stickprov som utökas successivt och vid varje tidpunkt genereras prognoser baserade på modellen. Därefter undersöker vi om dessa prognoser skulle leda till bättre prognoser av senare reviderade tillväxttal än det först publicerade utfallet.

Mer specifikt går övningen till på följande sätt: Ekvation (3) skattas 19 gånger var för horisonterna ett till och med åtta.¹² Den första gången antar vi att vi befinner oss i det andra kvartalet 2004 och att en tidserie som innehåller BNP-data upp till och med första kvartalet 2004 precis har publicerats. De åtta olika modellerna skattas då på data från och med andra kvartalet 1999 till och med det kvartal vars senaste revidering precis blev tillgänglig.¹³ Baserat på skattningarna av ekvation (3) räknas sedan en justerad prognos, $\tilde{x}_t^j = x_t^f + R_t^j$, fram. Vi noterar därefter såväl den justerade prognosens avvikelse från det senare reviderade tillväxttalet som det först publicerade utfallets avvikelse från detsamma och betecknar dessa prognosfel $\eta_t^{a,j} = x_t^j - \tilde{x}_t^j$ respektive $\eta_t^{b,j} = x_t^j - x_t^f$.¹⁴ Stickprovet utökas sedan en period och vi upprepar övningen. Detta pågår tills vi antar att vi befinner oss i fjärde kvartalet 2008 och en tidserie som innehåller BNP-data upp till och med tredje kvartalet 2008 har publicerats. Baserat på dessa prognosfel beräknas sedan rotmedelkvadratfelet (RMKF) för de två prognosmetoderna på respektive horisont enligt $RMKF^{a,j} = \sqrt{n^{-1} \sum (\eta_t^{a,j})^2}$ och $RMKF^{b,j} = \sqrt{n^{-1} \sum (\eta_t^{b,j})^2}$ där antalet prognosfel för respektive horisont och metod är $n = 19$.

11. Med realtidsprognosövning menas att prognoser genereras på ett sätt som hade varit möjligt i praktiken vid respektive tidpunkt. Detta innebär bland annat att informationsmängden som modellen använder måste se ut så som den gjorde i verkligheten vid tidpunkten ifråga. Denna typ av övning kompliceras således avsevärt om variabler i modellen revideras eller säsongrensas.

12. Övningen går inte att genomföra mot "senaste" eftersom denna revidering blev känd först i mars 2011.

13. Stickprovet varierar således beroende på revideringshorisonten. Exempelvis reviderades kvartal fyra 2003 för första gången vid detta tillfälle och modellen för horisont ett skattas således på data från andra kvartalet 1999 till och med fjärde kvartalet 2003. På motsvarande sätt reviderades kvartal tre 2003 för andra gången vid detta tillfälle. Modellen för horisont två skattas således på data från andra kvartalet 1999 till och med tredje kvartalet 2003.

14. Det kan noteras att $\eta_t^{b,j}$ med andra ord är identisk med R_t^j .

Tabell 1. Resultat för skattade ekvationer

	Horisont								
	1	2	3	4	5	6	7	8	s
Ekv (1)									
$\hat{\alpha}$	-0,05 (0,04)	-0,05 (0,05)	-0,06 (0,06)	-0,01 (0,05)	-0,03 (0,05)	-0,03 (0,05)	-0,01 (0,06)	-0,02 (0,06)	0,08 (0,07)
LB(4)	1,19	10,19 ^b	13,58 ^a	10,44 ^b	7,27	11,75 ^b	12,80 ^b	4,00	5,30
Ekv (2)									
$\hat{\alpha}$	-0,08 (0,13)	-0,04 (0,12)	0,03 (0,12)	0,04 (0,11)	0,01 (0,11)	0,07 (0,10)	0,13 (0,08)	0,04 (0,13)	0,09 (0,17)
$\hat{\beta}$	0,05 (0,16)	-0,02 (0,15)	-0,15 (0,14)	-0,07 (0,17)	-0,07 (0,15)	-0,16 (0,13)	-0,22 ^c (0,11)	-0,10 (0,15)	-0,02 (0,23)
\bar{R}^2	-0,02	-0,03	0,01	-0,02	-0,02	0,02	0,05	-0,02	-0,03
χ^2	1,87	1,34	2,81	0,18	0,53	1,89	3,87	0,75	1,21
LB(4)	1,02	10,60 ^b	16,62 ^a	10,09 ^b	7,28	13,37 ^a	15,72 ^a	4,34	5,31
Ekv (3)									
$\hat{\alpha}$	0,17 (0,18)	0,19 (0,17)	0,29 (0,23)	0,35 (0,25)	0,43 ^b (0,21)	0,48 ^b (0,19)	0,59 ^b (0,22)	0,24 (0,39)	0,24 (0,75)
$\hat{\beta}$	-0,07 (0,17)	-0,08 (0,16)	-0,17 (0,21)	-0,23 (0,22)	-0,28 (0,17)	-0,34 ^b (0,16)	-0,42 ^a (0,14)	-0,14 (0,35)	-0,11 (0,63)
$\hat{\gamma}_1$	0,01 ^a (0,00)	0,01 ^a (0,00)	0,01 ^a (0,00)	0,01 ^b (0,00)	0,01 ^a (0,00)	0,01 ^b (0,00)	0,01 ^a (0,00)	0,02 ^b (0,01)	0,01 (0,01)
$\hat{\gamma}_2$	-0,06 ^c (0,03)	-0,07 (0,04)	-0,09 ^b (0,04)	-0,07 (0,06)	-0,09 ^c (0,05)	-0,10 ^c (0,05)	-0,11 ^c (0,05)	-0,07 (0,05)	-0,03 (0,10)
$\hat{\gamma}_3$	-0,00 (0,00)	-0,01 ^b (0,00)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,02)
\bar{R}^2	0,11	0,26	0,46	0,07	0,21	0,20	0,33	0,23	-0,06
χ^2	31,39 ^a	43,50 ^a	37,35 ^a	10,61 ^c	25,69 ^a	17,55 ^a	38,07 ^a	23,44 ^a	16,81 ^a
LB(4)	0,71	7,12	7,61	8,81 ^c	2,75	7,31	12,64 ^b	2,48	6,42

Anm. s avser gentemot senaste publicerade tidsserie. Newey-West-standardfel i parenteser (). ^a, ^b och ^c indikerar signifikans på 1-, 5-, respektive 10-procentsnivå. \bar{R}^2 är modellens justerade förklaringsgrad. χ^2 ger teststatistikan från Waldtestet av $H_0: \alpha = \beta = 0$ för ekvation (2) och $H_0: \alpha = \beta = \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$ för ekvation (3). LB(4) ger teststatistikan från Ljung-Boxtestet som testar nollhypotesen om ingen autokorrelation i residualerna upp till och med fjärde ordningen.

Resultaten från denna övning presenteras i Tabell 2. Dessa ger vid handen att det på fem horisonter av åtta leder till ett sänkt RMKF om man använder sig av en justerad prognos i stället för det först publicerade utfallet – detta trots att modellen vid skattningarna uppvisade signifikanta resultat på enprocentsnivå för alla horisonter utom en. De vinster som görs är också generellt mycket små – som mest sänks RMKF med sju hundraedels procentenheter (för horisont sju).^{15,16} Det förefaller med andra ord tveksamt att de samband som skattats enligt ekvation (3) skulle vara särskilt användbara i syfte att i realtid förbättra prognoser av senare reviderade tillväxttal.^{17,18}

Tabell 2. Rotmedelkvadratfel för prognos baserad på ekvation (3) i simulerad prognosövning

	Horisont							
	1	2	3	4	5	6	7	8
$RMKF^a$	0,27	0,27	0,30	0,36	0,28	0,26	0,24	0,41
$RMKF^b$	0,27	0,26	0,34	0,33	0,29	0,29	0,31	0,43

Anm: $RMKF^a$ är rotmedelkvadratfelet för en justerad prognos av BNP-tillväxten, $\tilde{x}_t^f = x_t^f + \hat{R}_t^f$, där x_t^f och \hat{R}_t^f är första publicerade tillväxttalet respektive revideringen som ekvation (3) prognostiserar. $RMKF^b$ är rotmedelkvadratfelet för x_t^f . Stickproven som används är andra kvartalet 1999 till och med första kvartalet 2004/tredje kvartalet 2008.

15. Eftersom eventuella vinster förefaller vara såväl små som osäkra är det inte särskilt intressant att undersöka huruvida skillnaderna i prognosprecision är statistiskt signifikanta. Detta skulle dock i princip kunna göras med ett justerat Diebold-Marianotest; se Diebold och Mariano (1995) och Clark och McCracken (2005).

16. Resultaten från realtidsprognosövningen är förhållandevis robusta med avseende på vilken period som används för utvärderingen. Om den första prognosen istället genereras första kvartalet 2003 eller första kvartalet 2005 – vilket ger 23 respektive 15 observationer att utvärdera – blir resultaten liknande. I samtliga tre fall förknippas den justerade prognosen med ett lägre RMKF på horisonterna 3, 6, 7 och 8.

17. Utöver den specifikation av ekvation (3) som redovisas i denna kommentar har ett mycket stort antal kombinationer av variabler i Z_{t-1}^f undersökts i en känslighetsanalys. Såväl makroekonomiska variabler som variabler baserade på enkätdata – som till exempel Konjunkturinstitutets Konjunkturbarometer – har använts. Det generella resultatet från denna analys är att även om det är förhållandevis lätt att hitta variabler som inom stickprovet kan förklara revideringar på olika horisonter är det mycket svårt att hitta variabler som på ett pålitligt och kvantitativt meningsfullt sätt förbättrar prognosförmågan. Då denna känslighetsanalys har genomförts på senast tillgängliga data är den simulerade realtidsprognosövningen inte helt korrekt utförd och resultaten bör därför tas med en nypa salt.

18. All analys som redovisas för kvartalsförändringar i denna kommentar har även utförts för årliga procentuella förändringar. Resultaten ger ett visst stöd för såväl frånvaro av förväntningsriktighet som ineffektivitet för horisont åtta och "senaste". Även för de årliga procentuella förändringarna förefaller det dock vara svårt att påtagligt och pålitligt öka prognosprecisionen genom att använda sig av en justerad prognos istället för den först publicerade tillväxttakten.

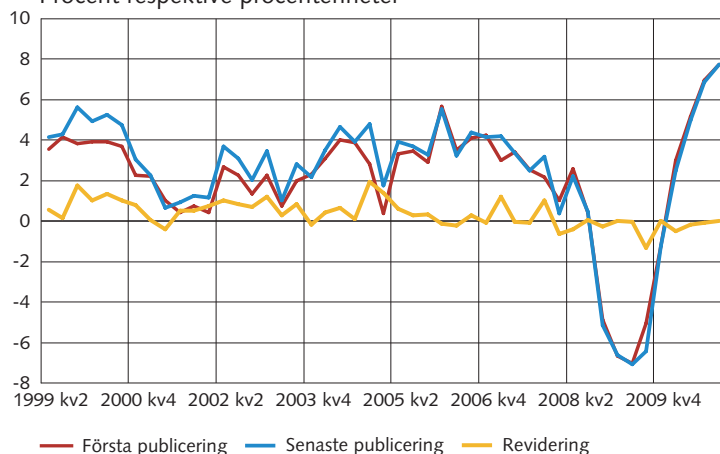
Sammanfattande slutsatser

I denna ekonomiska kommentar har vi undersökt om det finns någon systematik i SCB:s revideringar av BNP-tillväxten på olika horisonter. Resultaten visar att det först publicerade utfallet för tillväxttakten inte är förknippat med någon signifikant över- eller underskattning. Det går inte heller att finna något stöd för att revideringarna är korrelerade med det först publicerade utfallet. När ett antal makroekonomiska variabler inkluderas i modellen visar det sig dock att modellen har signifikant förklaringsförmåga för revideringarna. Detta kan tolkas som att det först publicerade utfallet för tillväxttakten inte är en effektiv prognos. Denna ineffektivitet innebär att prognosmakare i princip skulle kunna generera bättre prognoser av vad tillväxttakten för kvartalet ifråga beräknas bli enligt de reviderade utfall som publiceras senare, men också att det kan finnas utrymme för SCB att förbättra sina metoder.

En simulerad prognosövning visar dock att prognosförmågan tenderar att förbättras endast på ett blygsamt och osäkert sätt när man använder sig av en justerad prognos av tillväxttakten i stället för det först publicerade utfallet. Slutsatsen blir därför att även om det finns vissa indikationer på att revideringarna systematiskt samvarierar med information som fanns tillgänglig vid tiden för den första publiceringen av tillväxttalet så förefaller det vara svårt att göra bättre prognoser genom att utnyttja denna information. Detta innebär också att statistikproduktionen hos SCB inte uppvisar några uppenbara tillkortakommanden i detta avseende.

Diagram

Diagram 1. BNP-tillväxt och revideringar
Procent respektive procentenheter



Anm. Revideringarna beräknas som skillnaden mellan BNP-tillväxten (mätt som årlig procentuell förändring) som den ges enligt den senast publicerade tidsserien och det första publicerade utfallet. Med den senast publicerade tidsserien avses i denna kommentar de data som blev tillgängliga i mars 2011. Det senaste kvartal som inkluderas i denna tidsserie är fjärde kvartalet 2010, vilket innebär att revideringen för detta kvartal per definition blir noll.
Källor: SCB och Riksbanken.

Diagram 2. Data



Anm. BNP-tillväxten, avkastningen på OMX-index och statskuldsväxelräntan mäts i procent. Revideringarna ges som procentenheter.
Källor: SCB och Riksbanken.

Referenser

- Aranki, T. och Friberg, K. (2010), "Analys av revideringar i konjunkturlönestatistiken", Ekonomisk kommentar nr 3, 2010, Sveriges Riksbank.
- Clark, T. E. och McCracken, M. W. (2005), "Evaluating Direct Multistep Forecasts", *Econometric Reviews* 24, 369-404.
- Croushore, D. och Stark, T. (2001), "A Real-Time Data Set for Macroeconomists", *Journal of Econometrics* 105, 111-130.
- Diebold, F. X. och Mariano, R. S. (1995), "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 253-263.
- Faust, J., Rogers, J. H. och Wright, J. H. (2005), "News and Noise in G-7 GDP Announcements", *Journal of Money, Credit and Banking* 37, 403-419.
- Mankiw, N. G., Runkle, D. E. och Shapiro, M. D. (1984), "Are Preliminary Announcements of the Money Stock Rational Forecasts?", *Journal of Monetary Economics* 14, 15-27.

Mankiw, N. G. och Shapiro, M. D. (1986), "News or Noise: An Analysis of GNP Revisions", *Survey of Current Business* May 1986, 20-25.

Mincer, J. och Zarnowitz, V. (1969), "The Evaluation of Economic Forecasts", i Mincer, J. (red.) *Economic Forecasts and Expectations*, NBER, New York.

Orphanides, A. (2001), "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data", *American Economic Review* 91, 964-985.

Orphanides, A. och van Norden, S. (2002), "The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time", *Review of Economics and Statistics* 84, 56-583.

Roodenburg, O. och den Reijer, A. H. J. (2006), "Dutch GDP Data Revisions: Are They Predictable and where Do They Come from?", *Applied Economics Quarterly* 52, 337-356.

SCB (2009), *BNP kvartal 2009:3*.

SCB (2010), *Sveriges ekonomi – statistiskt perspektiv 4/2010*.

Öller, L.-E. och Hansson, K.-G. (2004), "Revision of National Accounts: Swedish Expenditure Accounts and GDP", *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 1, 363-385.