

Kiss, Tamás; Kladviko, Kamil; Lunander, Anders; Österholm, Pär

Working Paper

Varför har arbetstagar- och arbetsgivarorganisationer olika förväntningar om lönetillväxt?

Working Paper, No. 3/2022

Provided in Cooperation with:

Örebro University School of Business

Suggested Citation: Kiss, Tamás; Kladviko, Kamil; Lunander, Anders; Österholm, Pär (2022) :
Varför har arbetstagar- och arbetsgivarorganisationer olika förväntningar om lönetillväxt?,
Working Paper, No. 3/2022, Örebro University School of Business, Örebro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/262152>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



WORKING PAPER 3/2022 (ECONOMICS AND STATISTICS)

Varför har arbetstagar- och arbetsgivarorganisationer olika förväntningar om lönetillväxt?

Tamás Kiss, Kamil Kladvko, Anders Lunander och Pär Österholm

ISSN 1403-0586

Örebro University School of Business
SE-701 82 Örebro, SWEDEN

Varför har arbetstagar- och arbetsgivarorganisationer olika förväntningar om lönetillväxt?*

Tamás Kiss[#]

Handelshögskolan, Örebro universitet

Kamil Kládívko^{*}

Handelshögskolan, Örebro universitet

Anders Lunander[∇]

Handelshögskolan, Örebro universitet

Pär Österholm[◇]

Handelshögskolan, Örebro universitet

Konjunkturinstitutet

Abstract

Arbetstagarorganisationernas förväntningar på lönetillväxten ligger systematiskt högre än arbetsgivarorganisationernas i den så kallade Prospera-enkäten. I denna artikel analyseras dessa skillnader ekonometriskt. Genom att beakta respondenternas förväntningar rörande inflation och BNP-tillväxt undersöks om ekonomiska samband kan motivera skillnaden. Vi diskuterar även huruvida den observerade skillnaden i förväntningarna kan bero på andra faktorer, såsom strategiskt agerande av prognosmakarna.

JEL Classification: E24, E30, J50

Keywords: Enkätdata, Prognoser, Prospera

* Författarna är tacksamma till Lars Hultkrantz för värdefulla kommentarer. Kiss tackar för finansiellt stöd från Jan Wallanders och Tom Hedelius stiftelse (anslag W19-0021).

[#] Örebro universitet, Handelshögskolan, 701 82 Örebro
e-mail: tamas.kiss@oru.se

^{*} Örebro universitet, Handelshögskolan, 701 82 Örebro
e-mail: kamil.kladivko@oru.se

[∇] Örebro universitet, Handelshögskolan, 701 82 Örebro
e-mail: anders.lunander@oru.se

[◇] Örebro universitet, Handelshögskolan, 701 82 Örebro
e-mail: par.osterholm@oru.se

1. Inledning

Makroekonomiska prognoser utgör ett viktigt beslutsunderlag vid ekonomiska beslut inom närmast alla sektorer i en ekonomi. Aktörerna bakom dessa prognoser – i fortsättningen kallade prognosmakare – påverkar, i större eller mindre utsträckning, genom sina prognoser ekonomisk politik, företagens investeringar och prissättning, hushållens konsumtion och sparande, samt arbetsmarknadens löneavtal. Vissa prognoser får en hel del medial uppmärksamhet när de presenteras och de utgör också ett viktigt beslutsunderlag för många beslutsfattare. Till denna kategori av prognoser hör de data som samlas in genom den så kallade Prospera-enkäten, från vilken vi i denna artikel analyserar förväntningsdata. Vi bidrar därmed till en tidigare litteratur som – med något varierande fokus – har analyserat enkätens förväntningar kring inflation, löner, räntor och växelkurser; se till exempel Jonsson och Österholm (2011, 2012), Beechey och Österholm (2014), Danielsson och Österholm (2020) och Kladivko och Österholm (2021).

I fokus för vår analys står den empiriska observationen att arbetstagarorganisationernas förväntningar rörande lönetillväxt tenderar att ligga högre än motsvarande förväntningar hos arbetsgivarorganisationerna. Vi analyserar dessa skillnader ekonometriskt och genom att beakta respondenternas förväntningar rörande inflation och BNP-tillväxt, undersöker vi huruvida ekonomiska samband kan motivera den observerade skillnaden i förväntningar på lönetillväxt.

Vi diskuterar också olika mekanismer som kan tänkas ligga bakom vad vi ser i data och våra empiriska resultat. Eftersom prognoser kan ha ett stort inflytande på samhällsekonomiska beslut har det utvecklats en relativt omfattande samhällsvetenskaplig forskning kring ekonomiska prognoser. Denna forskning fokuserar inte bara på bearbetning av ekonomisk information och statistisk metodik utan också på vilka syften som prognosmakarna kan tänkas ha med sina prognoser. Det är till exempel inte självklart att en prognosmakare alltid rapporterar sin egen väntevärdesriktiga prognos för hur ekonomin kommer att utvecklas inom den aktuella tidshorizonten.¹ En prognosmakare kan ha strategiska skäl att rapportera en prognos som avviker något från denna. Den spridning vi ser i olika prognosmakares prognoser för samma utfallsvariabel skall därför inte nödvändigtvis tolkas som om att de har haft tillgång till olika information, använt sig av olika statistiska beräkningsmetoder eller gjort olika ekonomiska bedömningar.

Artikeln är disponerad på följande sätt: Avsnitt 2 beskriver Prospera-enkäten och vilka data ur enkäten som vi använder i vår analys. I avsnitt 3 presenteras den empiriska analysen och tillhörande resultat. Resultaten diskuteras i avsnitt 4 och i avsnitt 5 kommer till sist några avslutande kommentarer.

¹ Med väntevärdesriktighet menas att det faktiska utfallet för en variabel inte systematisk under- eller överskattas.

2. Prospera-enkätens förväntningsdata

I samband med att inflationsmålet infördes 1995 uppstod ett nytt behov hos Riksbanken av att samla in data om ekonomiska aktörers förväntningar.² Hösten 1995 lanserades därför Prospera-enkäten, i vilken respondenterna uppger sina förväntningar för olika variabler – oftast på ett, två och fem års sikt. Den information som har samlats in i enkäten har varierat över tid; till exempel har inflation och lönetillväxt varit med från början, medan frågan om BNP-tillväxt är inkluderad i enkäten sedan 2006.³

De idag cirka 200 respondenterna delas in i fem olika grupper och svaren presenteras dels separat för varje grupp, dels aggregerat över de fem grupperna. Två av de fem grupperna står i fokus för vår analys: arbetstagarorganisationer och arbetsgivarorganisationer. Varje kvartal intervjuas ett drygt tjugotal aktörer från de två grupperna. Svarefrekvensen är hög i båda grupperna, cirka 70 till 80 procent. Dock svarar inte alla respondenter på alla frågor i enkäten. Prospera-enkätens svar presenteras därefter i en rapport, där olika mått – såsom medelvärde, median och standardavvikelse – för respondenternas förväntningar redovisas. I vår analys fokuserar vi på de två gruppernas medelvärde för olika förväntningar för varje given enkätomgång.

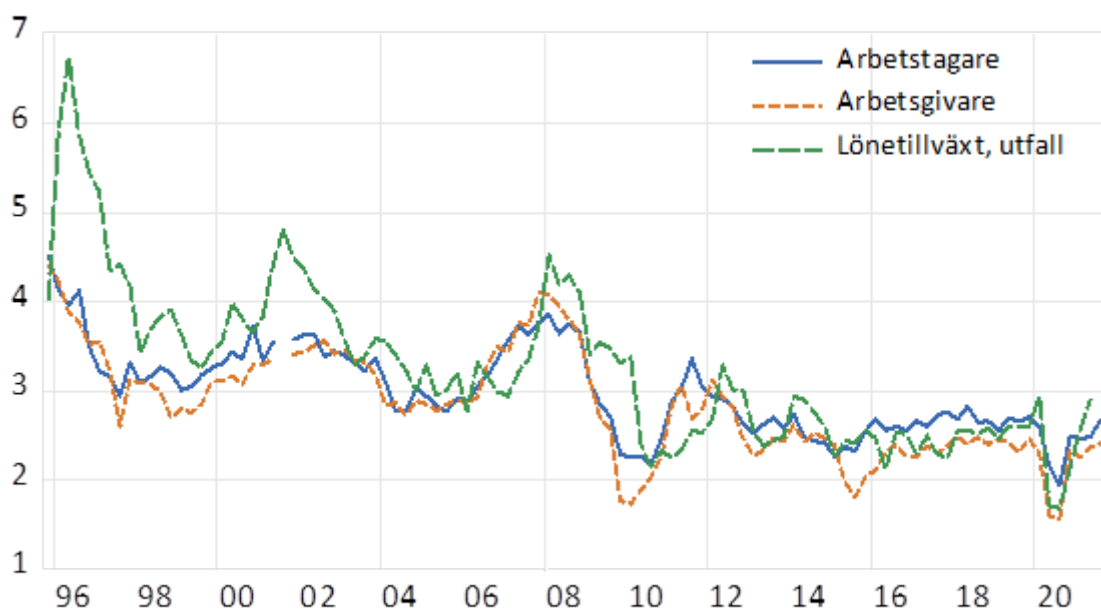
I figur 1 till 3 illustreras genomsnittet av förväntningarna hos arbetsgivar- och arbetstagarorganisationer för lönetillväxt. Prognoshorisonten är ett, två respektive fem år. Utfallsvariabeln är den procentuella tolv månadersförändringen i timlön för hela ekonomin enligt Medlingsinstitutets konjunkturlönestatistik. Figurerna visar att de två gruppernas förväntningar om lönetillväxten följer varandra ganska nära. Noterbart är dock att arbetstagarorganisationernas förväntning tenderar att ligga över arbetsgivarorganisationernas. Det framgår klart redan på ettårshorisonten, där arbetstagarorganisationerna i 76 procent av fallen har högre förväntan än arbetsgivarorganisationerna. Tendensen blir än tydligare för längre prognoshorisonter, där samma andel är 83 procent på tvåårshorisonten och 94 procent på femårshorisonten. I genomsnitt är arbetstagarorganisationernas prognoser 0,15, 0,20 och 0,29 procentenheter högre än arbetsgivarorganisationernas på ett-, två- och femårshorisonten.

² Riksbanken deklarerade i januari 1993 att penningpolitiken skulle ha ett inflationsmål och att detta skulle börja gälla från och med 1995; se Sveriges riksbank (1993).

³ Det finns även annan typ av information i enkäten, till exempel om räntor och växelkurser, som vi inte använder i denna uppsats.

Figur 1

Lönetillväxt och lönetillväxtförväntningar på ett års sikt.

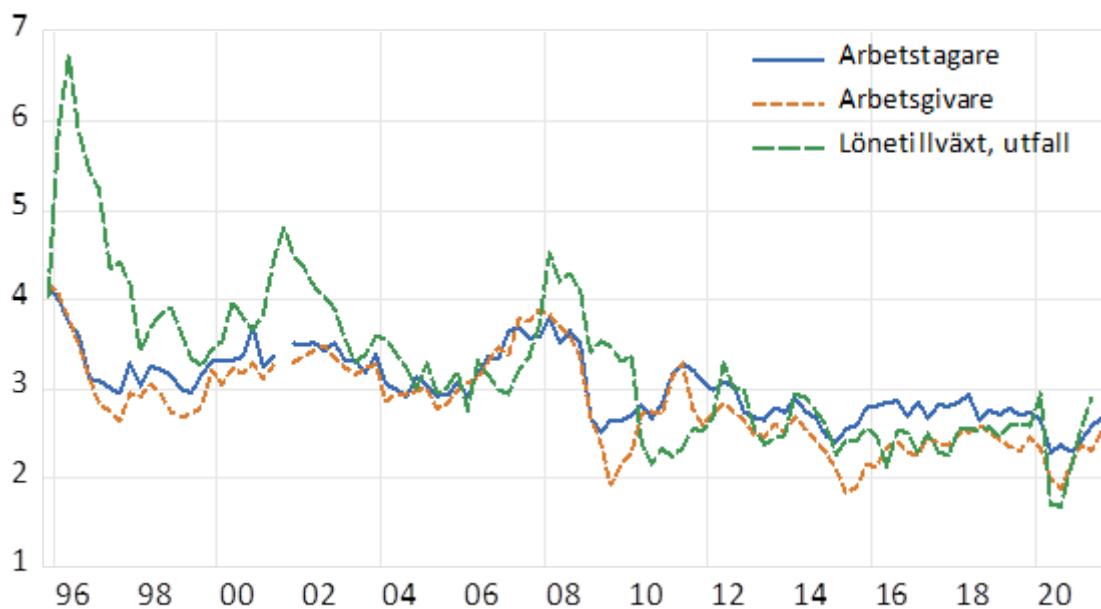


Anm: Alla variabler ges i procent. Lönetillväxt ges av den procentuella tolv månadersförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i timlön (för hela ekonomin) enligt Medlingsinstitutets konjunkturlönestatistik.

Källa: Macrobond.

Figur 2

Lönetillväxt och lönetillväxtförväntningar på två års sikt.

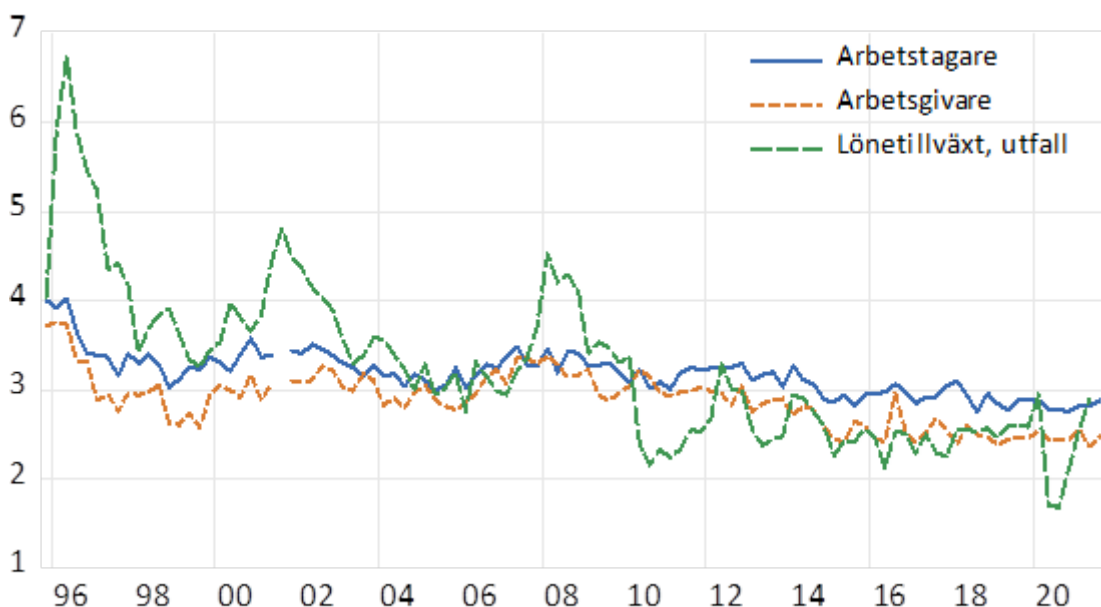


Anm: Alla variabler ges i procent. Lönetillväxt ges av den procentuella tolv månadersförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i timlön (för hela ekonomin) enligt Medlingsinstitutets konjunkturlönestatistik.

Källa: Macrobond.

Figur 3

Lönetillväxt och lönetillväxtförväntningar på fem års sikt.



Anm: Alla variabler ges i procent. Lönetillväxt ges av den procentuella tolv månadersförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i timlön (för hela ekonomin) enligt Medlingsinstitutets konjunkturlönestatistik.

Källa: Macrobond.

Vi kan också observera att lönetillväxtförväntningarna följer ekonomins utveckling i viss mån. Det är tydligast i figur 1; på ettårshorisonten reviderar respondenterna sina prognoser i större utsträckning än på längre horisonter. Tecken på sådana revideringar ses kring finanskrisen 2008 och vid den ekonomiska krisen i samband med coronaviruset 2020. Det är inte alls förvånansvärt eftersom utrymmet för löneökningar påverkas av konjunkturen, som i sin tur påverkar vad en rimlig kortsiktig lönetillväxtförväntning är. Sambandet mellan lönetillväxtförväntningarna och ekonomins utveckling är svagare på de längre prognoshorisonterna. I figur 3 ser man inte särskilt mycket kortsiktig variation i femåriga förväntningar och ingen uppenbar koppling till den faktiska utvecklingen av lönerna. Det antyder att respondenterna "ser bortom" konjunktursvängningar när de utformar sina prognoser på fem års sikt och eventuellt gör antagandet att ekonomin är i jämvikt om fem år.

Vår empiriska analys är främst baserad på de lönetillväxtförväntningar som beskrivits ovan. Vi använder oss dock även av de två gruppernas inflationsförväntningar och deras förväntningar på BNP-tillväxten. Syftet med detta är att undersöka om skillnaden i lönetillväxtförväntningar kan motiveras utifrån olika syn på ekonomiska faktorer som borde spela roll för löneutvecklingen. Utrymmet för nominella löneökningar brukar ju ofta beskrivas som summan av inflation och produktivitetstillväxt; se till

exempel Jonsson och Österholm (2011).⁴ Intresset av att utifrån detta analysera inflationsförväntningarna är uppenbart. Anledningen till att vi analyserar förväntningarna rörande BNP-tillväxt är att dessa kan antas vara ett relevant proxy för gruppernas förväntningar kring produktivitetens utvecklingen. Figur 4 till 6 illustrerar gruppernas inflationsförväntningar för enkätens tre prognoshorisonter – ett, två och fem år – där gruppernas förväntningar tenderar att vara relativt nära varandra på samtliga horisonter. Förväntningarna för BNP-tillväxten ges i figur 7 till 9. Värt att poängtera kring dessa är att data är tillgängliga först från fjärde kvartalet 2006. Även dessa förväntningar tenderar att ligga relativt nära varandra; vi ser dock att arbetstagarorganisationernas förväntningar oftare är högre än arbetsgivarorganisationernas. Variationen i förväntningarna tycks dock vara liten jämfört med den variation i utfallet vi ser för både inflation och BNP-tillväxt. Här är emellertid en visuell analys inte en pålitlig metod. Därför genomför vi i nästa avsnitt ett formellt test av eventuella skillnader mellan gruppernas prognoser med hjälp av ekonometrisk analys.

3. Empirisk analys

Vi använder Prospera-enkätens data på lönetillväxtförväntningar, inflationsförväntningar och BNP-tillväxtförväntningar för arbetstagar- och arbetsgivarorganisationer som illustrerats i figur 1 till 9 och diskuterats ovan. Data är på kvartalsfrekvens och våra sampel sträcker sig från fjärde kvartalet 1995 till andra kvartalet 2021 för löne- och inflationsförväntningarna. Samplet för förväntningarna på BNP-tillväxt är dock kortare; det sträcker sig från fjärde kvartalet 2006 till andra kvartalet 2021. I ljuset av de olika tidsseriernas längd genomför vi vår analys på två sampel där så är möjligt – både på den längre perioden 1995 till 2021 och på den kortare perioden 2006 till 2021.

Tabell 1 redovisar om det finns en statistiskt signifikant skillnad i nivå mellan gruppernas lönetillväxtförväntningar, inflationsförväntningar och förväntningar på BNP-tillväxt för de tre prognoshorisonterna.⁵ Talen i tabellen tolkas som arbetstagarorganisationernas förväntningar minus arbetsgivarorganisationernas förväntningar, uttryckt i procentenheter. Den första raden för varje horisont visar att arbetstagarorganisationernas lönetillväxtförväntning ligger systematiskt högre än arbetsgivarorganisationernas. Differensen på ett års sikt är 0,15 procentenheter under hela perioden och 0,18 för delperioden 2006 till 2021. Skillnaden ökar med prognoshorisonten; på två (fem) års sikt är respektive skillnad 0,20 (0,29) för hela perioden och 0,25 (0,28) under den kortare delperioden.

⁴ För ett exempel på hur arbetsmarknadens parter lyfter fram inflationsförväntningarna ur ett löneutrymmesperspektiv, se Dagens Arbete (2015).

⁵ Genomgående utförs våra test för skillnader mellan de två grupperna med hjälp av en enkel linjär regression. Skillnaden mellan arbetstagar- och arbetsgivarorganisationernas förväntningar, som beräknas vid varje tidpunkt, förklaras av endast ett intercept. Därefter testas om interceptet är skilt från noll med ett dubbelsidigt *t*-test. Förkastas nollhypotesen dras slutsatsen att det finns en skillnad mellan gruppernas förväntningar. För att ta hänsyn till autokorrelation och heteroskedasticitet använder vi så kallade Newey-West-standardfel (Newey och West, 1987)

Skillnaderna är statistiskt signifikanta på enprocentsnivån, det vill säga vi kan förkasta nollhypotesen att gruppernas förväntningar skulle ligga på samma nivå.

Tabell 1
Koefficientskattningar

	1995 kv 4- 2021 kv 2	2006 kv 4- 2021 kv2
1 år		
Lön	0,15 ^a	0,18 ^a
Inflation	0,02	0,03
Tillväxt	-	0,07
Lön-inflation	0,13 ^a	0,15 ^a
Lön-inflation-tillväxt	-	0,08 ^c
2 år		
Lön	0,20 ^a	0,25 ^a
Inflation	0,01	-0,01
Tillväxt	-	0,13 ^b
Lön-inflation	0,20 ^a	0,26 ^a
Lön-inflation-tillväxt	-	0,12 ^c
5 år		
Lön	0,29 ^a	0,28 ^a
Inflation	0,02	-0,03 ^c
Tillväxt	-	0,20 ^a
Lön-inflation	0,27 ^a	0,31 ^a
Lön-inflation-tillväxt	-	0,12 ^c

Anm: Skattad regressionskoefficient ges i procentenheter och uttrycker differensen mellan arbetstagarorganisationernas och arbetsgivarorganisationernas förväntningar på variabeln. Ett positivt värde på den skattade koefficienten innebär att arbetstagarorganisationernas förväntningar varit högre än arbetsgivarorganisationernas. a, b och c anger statistisk signifikans på 1, 5 respektive 10 procentsnivån.

Källa: Författarnas egna beräkningar.

Tabell 1 visar också att den ekonometriska analysen bekräftar att skillnaden mellan grupperas inflationsförväntningar är mycket liten. Differenserna är små – de ligger mellan -0,03 och 0,03 – och testet indikerar att det inte finns någon statistiskt signifikant skillnad mellan dessa förväntningar. Ett undantag finns dock på femårshorisonten för det kortare samplet, där skillnaden är signifikant på

tioprocentnivån. Skillnaden är emellertid kvantitativt liten (-0,03). Detta resultat tyder på att olika förväntningar kring lönetillväxt inte kan förklaras av att arbetstagarorganisationer och arbetsgivarorganisationer har olika syn på den kommande prisutvecklingen. För att formellt testa detta påstående justerar vi härnäst lönetillväxtförväntningarna för inflation genom att subtrahera inflationsförväntning från lönetillväxtförväntning för varje horisont i varje tidpunkt. På så sätt får vi en variabel som fångar ”förväntan på reallönetillväxt”. Testet för en eventuell skillnad i denna variabel mellan grupperna redovisas på den fjärde raden under respektive horisont i tabell 1. För samtliga tidshorisonter i de bägge samplerna är den skattade koefficienten signifikant. Arbetstagarorganisationerna förutspår högre reallöneförändring än arbetsgivarorganisationerna.

Den tredje raden för respektive horisont i tabell 1 presenterar resultatet där vi har testat om gruppernas förväntningar rörande BNP-tillväxt för perioden 2006-2021 är skilda från varandra. De skattade koefficienterna visar att arbetstagarorganisationerna – på två- och femårshorisonten – har signifikant högre förväntningar rörande BNP-tillväxt än vad arbetsgivarorganisationerna har. Skillnaden mellan förväntningarna uppgår till 0,13 procentenheter på tvåårshorisonten och till 0,20 procentenheter på femårshorisonten. Att lönetillväxt- och BNP-tillväxtförväntningar skiljer sig åt i samma riktning tyder på att grupperna har olika, men i viss mån konsekventa åsikter om den framtida ekonomiska utvecklingen. En tolkning är att arbetstagarorganisationerna förutspår en högre produktivitetsoökning – vilken de rimligen anser skall komma medlemmarna till gagn – medan arbetsgivarorganisationerna förväntar sig en mer måttlig produktivitetstillväxt och därmed lägre löneökningar.

Den sista raden under respektive prognoshorisont i tabell 1 illustrerar lönetillväxtförväntningar där vi justerat för både inflation och BNP-tillväxt.⁶ Vi finner att skillnader i dessa mått är betydligt mindre än skillnaderna för de ursprungliga förväntningarna i lönetillväxt. De skattade koefficienterna varierar mellan 0,08 och 0,12 och är statistiskt signifikanta på tioprocentnivån. Resultatet kan tolkas som att en skillnad i synen på produktivitetstillväxt förklarar en påtaglig del av skillnaden – men möjligen inte hela – vad gäller gruppernas förväntningar om lönetillväxt.

4. Diskussion

I denna uppsats har vi visat att det för samtliga tre prognoshorisonter i Prospera-enkäten finns en signifikant skillnad i nivå mellan arbetstagar- och arbetsgivarorganisationernas förväntningar på den nominella lönetillväxten. Vår analys tyder på att skillnader i förväntningar på BNP-tillväxt – vilket vi menar kan ses som ett proxy för produktivitet – i relativt stor utsträckning är en drivande faktor bakom dessa skillnader. Skillnader i gruppernas inflationsförväntningar är dock inte det. Oavsett prognosernas

⁶ För respektive grupp skapas alltså denna variabel genom att vi subtraherar inflations- och BNP-tillväxtprognoser från lönetillväxtprognoser vid varje tidpunkt och för varje horisont.

tidshorisont finner vi ett konsekvent mönster i förväntningarna på lönetillväxt: Arbetstagarorganisationernas förväntningar är högre än arbetsgivarorganisationernas förväntningar. Exakt varför detta förhållande uppstår är oklart, men en förklaring till dessa skillnader skulle kunna vara att antingen den ena gruppens förväntning eller båda gruppernas förväntningar speglar ett strategiskt beteende, det vill säga prognosmakarna har incitament att låta sina annonserade förväntningar avvika från väntevärdesriktiga prognoser.⁷

Ekonomisk teori kan ge oss viss vägledning att förstå det rationella i att en prognosmakare under vissa omständigheter väljer att inte rapportera sin väntevärdesriktiga prognos. Ett första motiv är att prognosmakarens kostnad av ett eventuellt prognosfel kan vara olika stor beroende på om prognosen visar sig ha underskattat eller ha överskattat det verkliga utfallet. Kostnaden för ett företag av att ha överskattat en uppgång i efterfrågan på dess produkt kan vara helt olika den kostnad som skulle uppstå för företaget av en lika stor underskattning av efterfrågan. Denna typ av risk eller olikhet i prognosfelet benämns i litteraturen som att prognosmakaren har en asymmetrisk förlustfunktion; se till exempel Granger (1969), Patton och Timmermann (2007) och Elliot och Timmermann (2008). Ett annat motiv bakom prognosavvikelse är önsketänkande ("*wishful expectations*"). Innebörden av detta är att en prognosmakare inom en organisation levererar en prognos som ligger i organisationens eget intresse; se till exempel Ito (1990). Liknande skäl kan ligga bakom observerade prognosavvikelse syftande till att påverka politiska val; se till exempel Cipullo och Reslow (2019, 2021). Ett tredje motiv till prognosavvikelse är så kallat flockbeteende, det vill säga att en prognosmakare av strategiska skäl kan välja att rapportera en prognos som i princip härmar andra prognosmakares prognoser. Skulle det visa sig att prognosfelet ändå blir stort, så mildras skammen för att ha gjort en dålig prognos av att prognosmakaren delar förtreten med många andra; se till exempel Scharfstein och Stein (1990), Trueman (1994) och Ottaviani och Sørensen (2006). Ett fjärde motiv till prognosavvikelse kan, lite förenklat, ses som ett omvänt flockbeteende. En prognosmakare, som vill göra sig känd som en kompetent prognosmakare med tillgång till relevant information och som tycker sig tävla mot andra prognosmakare, kan ha skäl att uppge en prognos i vilken hon aktivt avviker från övriga prognosmakare,

⁷ Rörande väntevärdesriktighet hos de förväntningar som analyseras i denna uppsats så har vi studerat detta, och även deras prognosprecision, för alla tre variabler i enkäten (det vill säga lönetillväxt, inflation och BNP-tillväxt). Längsta möjliga sampel har använts för respektive variabel. Resultat från denna analys ges i tabell 2 i bilagan. Av tabellen framgår bland annat att det förefaller finnas viss systematik i prognofelen beträffande löntillväxten. På ettårshorisonten visar de positiva medelfelen att såväl arbetstagar- som arbetsgivarorganisationer har underskattat lönetillväxten. Även på tvåårshorisonten har arbetsgivarorganisationerna underskattat lönetillväxten, medan arbetstagarorganisationerna inte har gjort detta; de senares genomsnittliga prognosfel på denna horisont är noll. På femårshorisonten har arbetsgivarorganisationerna ett prognosfel som är endast 0,03, medan arbetstagarorganisationerna har överskattat lönetillväxten signifikant; arbetstagarorganisationernas genomsnittliga prognosfel på denna horisont är -0,25. Att vi finner systematik i dessa prognosfel är inte anmärkningsvärt i sig. Att göra makroekonomiska prognoser är trots allt svårt och empirisk forskning visar att de ofta inte är väntevärdesriktiga, se Jonung och Larsch (2006), Elliot m fl (2008), Danielsson och Österholm (2020) och Giovanelli och Pericolli (2020) för några exempel ur en mycket omfattande litteratur. När det gäller prognosprecisionen i förväntningarna kring lönetillväxt visar tabellen att arbetstagarorganisationerna har ett lägre rotmedelkvadratfel än arbetsgivarorganisationerna på horisonterna ett och två år; på femårshorisonten är förhållandet det omvända. Ett Diebold-Mariano-test (Diebold och Mariano, 1995) visar dock att en signifikant skillnad i prognosprecision endast föreligger på ettårshorisonten.

till exempel genom att lägga större vikt vid sin egen privata information än vad hon annars skulle göra. Förvisso minskar prognosmakaren sin sannolikhet att ”bli bäst”, men givet att prognosen visar sig vara bättre än övriga prognoser, så blir publiciteteten kring prognosmakaren större än vad den skulle ha blivit om hon hade lämnat i princip samma prognos som andra prognosmakare; se till exempel Laster m fl (1999) och Ottaviani och Sørensen (2006).⁸

Om vi tror att de båda gruppernas förväntningar är strategiskt valda, så torde motivet om prognosfelets asymmetriska kostnad och motivet om önsketänkande bättre kunna beskriva de observerade mönstren i data för lönetillväxt än vad de två övriga motiven kan göra. Givet att arbetstagar- och arbetsgivarorganisationerna vid en löneförhandling beaktar sina förväntningar rörande produktivitetstillväxten i svensk ekonomi – det vill säga att produktivetsprognosen ger en bild av hur en part ser på utrymmet för löneökningar – så kommer parterna sannolikt att värdera ett prognosfel på helt olika sätt. Kostnaden för en arbetstagarorganisation att i sin prognos underskatta löneutrymmet torde vara betydligt större än motsvarande överskattning av löneutrymmet. I syfte att undvika att ett prognosfel kan komma att leda till för låga löneanspråk, så har arbetstagarorganisationen ett incitament att generera en prognos som är lite högre än organisationens väntevärdesriktiga prognos. Motsvarande resonemang kan föras för att tolka arbetsgivarorganisationernas förväntningar, där kostnaden om prognosen skulle komma att överskatta förändringen av produktivitet sannolikt är högre än den kostnad som skulle uppstå vid en motsvarande underskattning av produktivitet. Även om en part nu inte skulle bygga sin analys på att prognosfelet medför asymmetriska kostnader, så finns det naturligtvis utrymme för ett önsketänkande; det ligger en styrka i att vid en löneförhandling kunna redovisa för motparten att de egna lönekraven har stöd i ekonomiska prognoser.

5. Avslutande kommentarer

Att det finns signifikanta nivåskillnader mellan arbetstagar- och arbetsgivarorganisationernas förväntningar på den nominella lönetillväxten är ett faktum som reser frågetecken. Vi har i denna uppsats försökt lyfta olika förklaringar till vad skillnaderna beror på. Det bör dock poängteras att vi – eftersom data inte lämpar sig för det – inte har kunnat genomföra något test för huruvida någon av grupperna (eller båda) har ett strategiskt inslag i sina rapporterade förväntningar. De observerade skillnaderna mellan gruppernas prognoser för lönetillväxt är dock konsistenta med hypotesen om strategisk korrektion av prognoser. Givet att gruppernas uppdrag inte förändras i framtiden kommer deras incitament näppeligen att påverkas påtagligt. Skulle det vara så att de förväntningar som arbetstagar- och/eller arbetsgivarorganisationer rapporterar in till Prospera-enkäten *de facto* är strategiskt korrigerade förefaller det därmed sannolikt att dessa skillnader kommer att bestå även framgent. De

⁸ Som ett exempel på detta kan Nouriel Roubini vid New York University nämnas; han kommer kanske för alltid att bli ihågkommen för att ha förutspått finanskrisen 2008, detta trots att många andra av hans övriga prediktioner inte har slagit in.

nackdelar som är förknippade med att rapportera en prognos på "fel" nivå för organisationen torde inte uppvägas av de eventuella fördelar som skulle kunna erhållas, framförallt med tanke på att Prospera-enkäten endast redovisar aggregerade mått och därmed i praktiken i stor utsträckning döljer de enskilda respondenternas svar.

En viktig implikation av vår analys och diskussion är att ekonomiska beslutsfattare bör reflektera över hur man skall se på data från Prospera-enkäten. Det bör trots allt vara en viss skillnad i hur exempelvis Riksbanken och Finansdepartementet tolkar tidsserierna beroende på om dessa representerar väntevärdesriktiga förväntningar från grupperna eller förväntningar som är färgade av strategiskt beteende. Vidare analys på området kan förhoppningsvis bidra till att rätta ut fler frågetecken kring de observerade nivåskillnaderna. I dagsläget får dock användare av dessa data nöja sig med en medvetenhet om att en problematik eventuellt existerar och, beroende på vad data skall användas till, ha detta i åtanke när analys genomförs.

Referenser

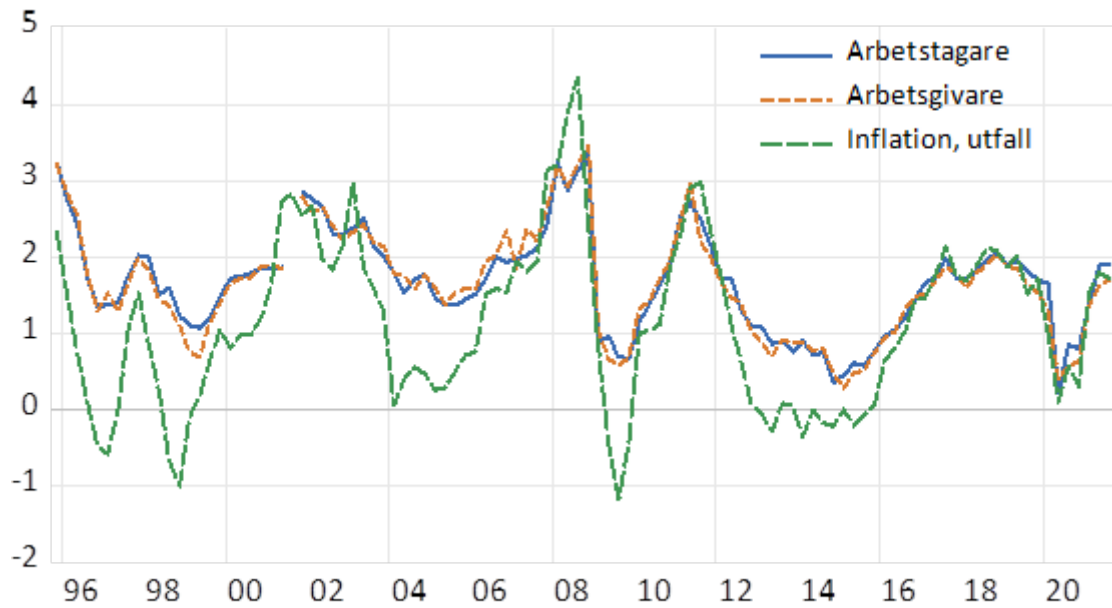
- Andrade, P, R K Crump, S Eusepi och E Moench (2016), "Fundamental Disagreement", *Journal of Monetary Economics*, vol 83, s 106-128.
- Beechey, M och P Österholm (2014), "Policy Interest-Rate Expectations in Sweden: A Forecast Evaluation", *Applied Economics Letters*, vol 21, s 984-991.
- Bårdsen, G, A den Reijer, P Jonasson och R Nymoen (2012), "MOSES: Model for Studying the Economy of Sweden", *Economic Modelling*, vol 29, s 2566-2582.
- Cipullo, D och A Reslow (2019), "Biased Forecasts to Affect Voting Decisions? The Brexit Case", Sveriges Riksbank Working Paper No 364.
- Cipullo, D och A Reslow (2021), "Electoral Cycles in Macroeconomic Forecasts", CESifo Working Paper 9088.
- Dagens Arbete*, (2015), "Arbetsgivarna: Vi måste utgå från noll-inflationen", 11 februari 2015, <https://da.se/2015/02/arbetsgivarna-vi-maste-utga-fran-noll-inflationen/>.
- Danielsson, P och P Österholm (2020), "En prognosutvärdering av inflations- och löneförväntningarna i Prospera-enkäten", *Ekonomisk Debatt*, årg 48, nr 5, s 26-37.
- Diebold, F X och R S Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol 13, s 253-263.
- Elliott, G, I Komunjer och A Timmermann (2008), "Biases in Macroeconomic Forecasts: Irrationality or Asymmetric Loss?", *Journal of the European Economic Association*, vol 6, s 122-157.
- Elliott, G och A Timmermann (2008), "Economic Forecasting", *Journal of Economic Literature*, vol 46, s 3-56.
- Giovannelli, A och F M Pericoli (2020), "Are GDP Forecasts Optimal? Evidence on European Countries", *International Journal of Forecasting*, vol 36, s 963-973.
- Granger, C W J (1969), "Prediction with a Generalized Cost of Error Function", *Journal of the Operational Research Society*, vol 20, s 199-207.
- Ito, T (1990). "Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data", *American Economic Review*, vol 80, s 434-439
- Jonsson, T och P Österholm (2012), "The Properties of Survey-Based Inflation Expectations in Sweden", *Empirical Economics*, vol 42, s 79-94.
- Jonsson, T och P Österholm (2011), "The Forecasting Properties of Survey-Based Wage-Growth Expectations", *Economics Letters*, vol 113, s 276-281.
- Jonung, L, och M Larsch (2006), "Improving Fiscal Policy in the EU: The Case for Independent Forecasts", *Economic Policy*, vol 21, s 491-534
- Kladivko, K och P Österholm (2021), "Do Market Participants' Forecasts of Financial Variables Outperform the Random-Walk Benchmark?", *Finance Research Letters*, vol 40, 101712.
- Laster, D, P Bennett och I S Geoum (1999), "Rational Bias in Macroeconomic Forecasts", *Quarterly Journal of Economics*, vol 114, s 293-318.
- Newey, W och K D West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol 55, s 703-708.
- Ottaviani, M och P N Sørensen (2006), "The Strategy of Professional Forecasting", *Journal of Financial Economics*, vol 81, s 441-466.

- Patton, A J och A Timmermann (2007), "Properties of Optimal Forecasts under Asymmetric Loss and Nonlinearity", *Journal of Econometrics*, vol 140, s 884-918.
- Scharfstein, D S och J C Stein (1990), "Herd Behavior and Investment", *American Economic Review*, vol 80, s 465-479.
- Sveriges riksbank (1993), "Riksbanken anger målet för penningpolitiken", pressmeddelande nr 5, 15 januari.
- Trueman, B (1994), "Analyst Forecasts and Herding Behavior", *Review of Financial Studies*, vol 7, s 97-124.

Bilaga

Figur 4

KPI-inflation och inflationsförväntningar på ett års sikt

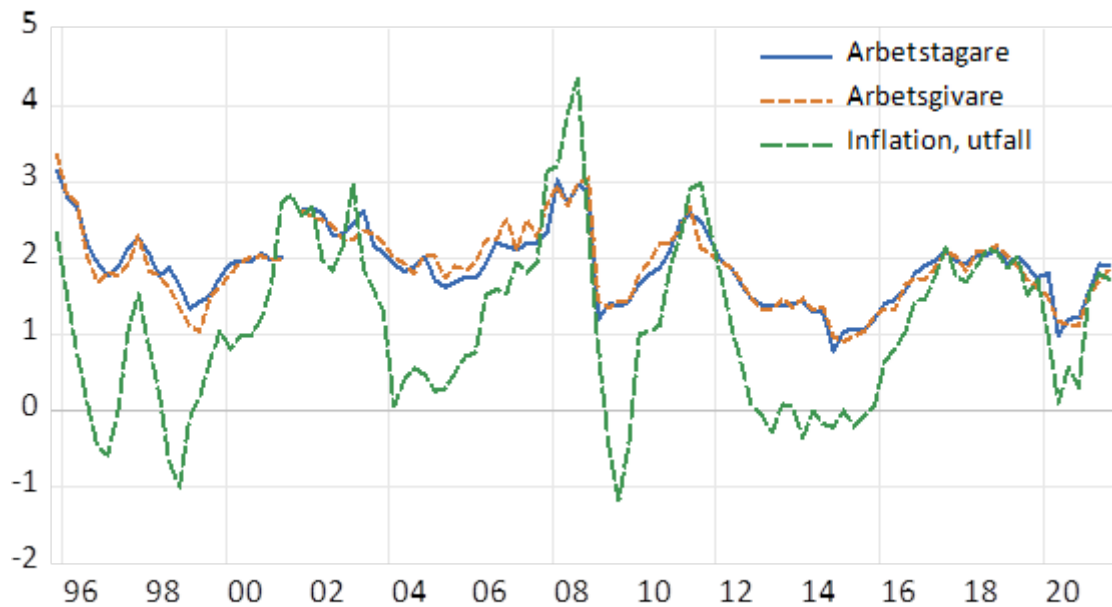


Anm: Alla variabler ges i procent. KPI-inflation ges av den procentuella tolv månadersförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i KPI.

Källa: Macrobond.

Figur 5

KPI-inflation och inflationsförväntningar på två års sikt

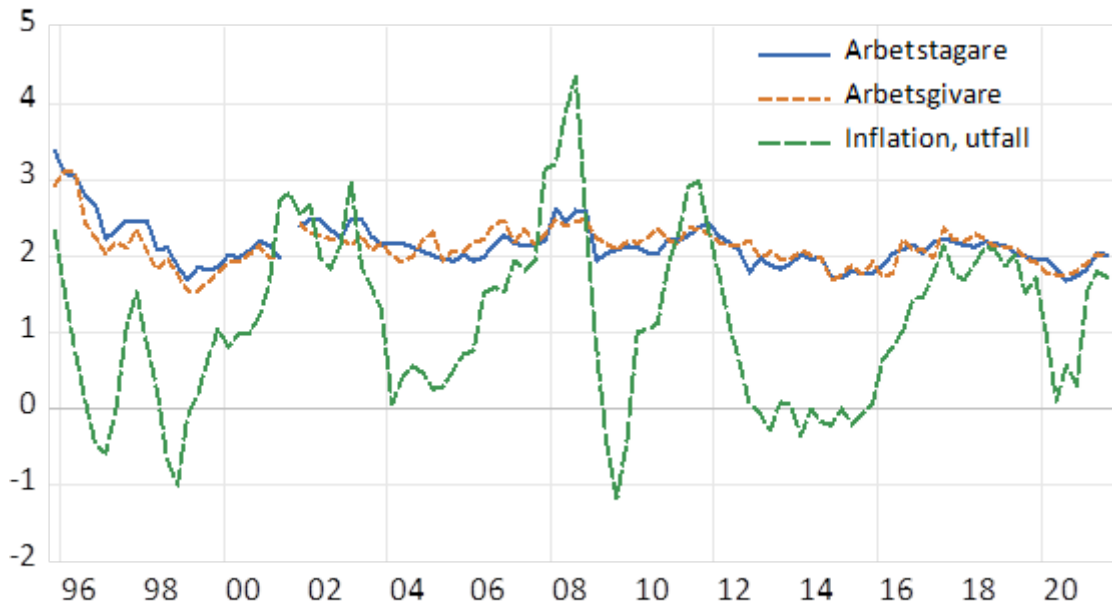


Anm: Alla variabler ges i procent. KPI-inflation ges av den procentuella tolv månadersförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i KPI.

Källa: Macrobond.

Figur 6

KPI-inflation och inflationsförväntningar på fem års sikt

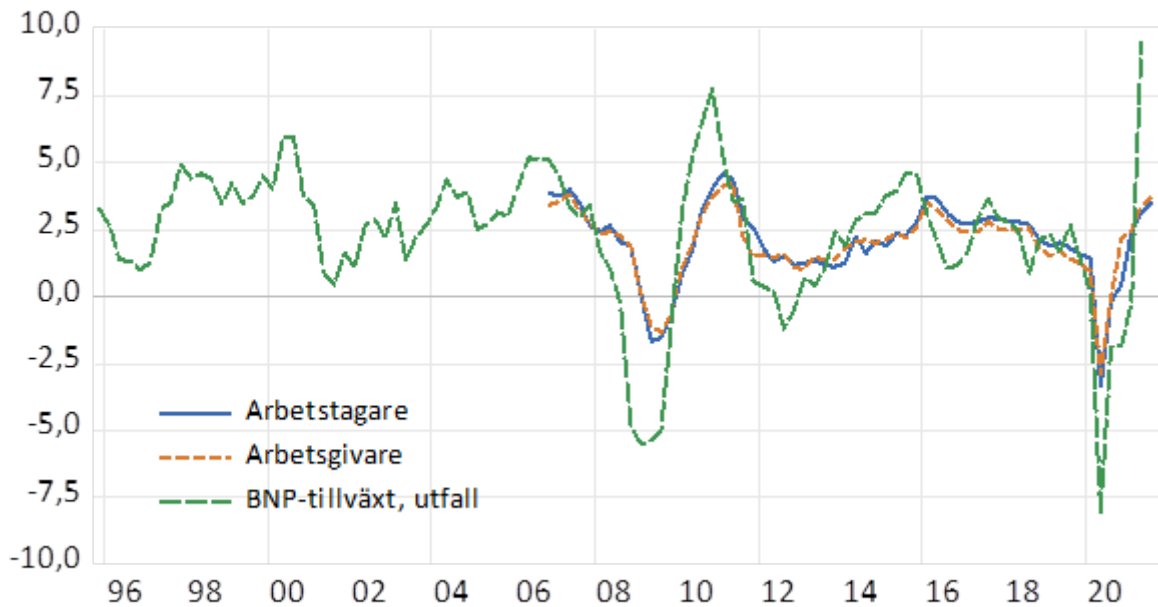


Anm: Alla variabler ges i procent. KPI-inflation ges av den procentuella tolv månadersförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i KPI.

Källa: Macrobond.

Figur 7

BNP-tillväxt och BNP-tillväxtförväntningar på ett års sikt

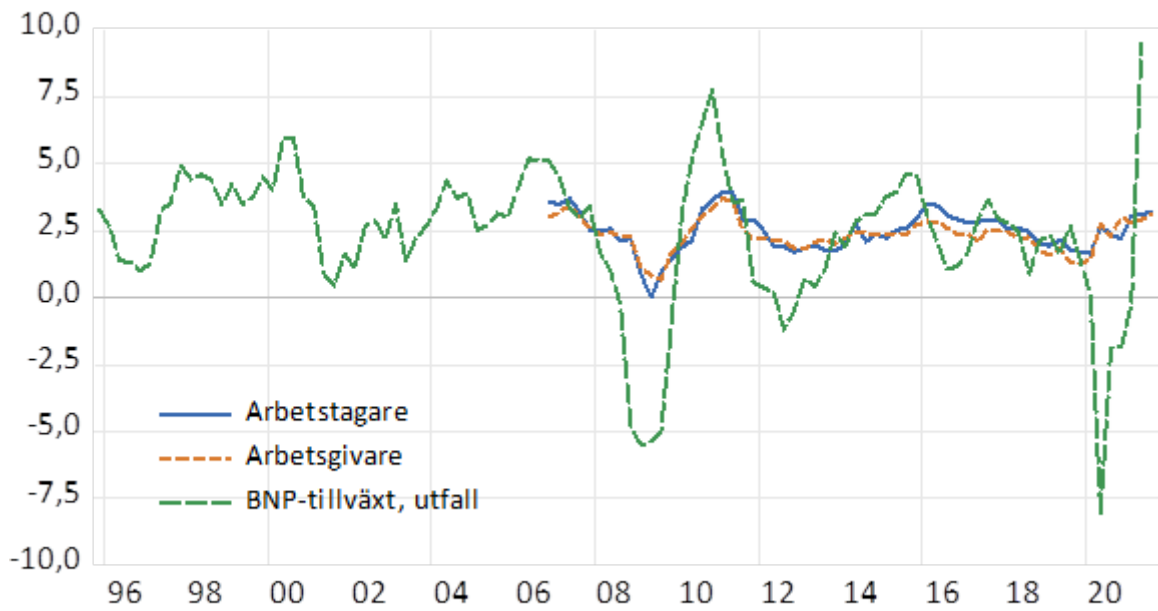


Anm: Alla variabler ges i procent. BNP-tillväxt ges av den procentuella fyra kvartalsförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i BNP i fasta priser.

Källa: Macrobond.

Figur 8

BNP-tillväxt och BNP-tillväxtförväntningar på två års sikt

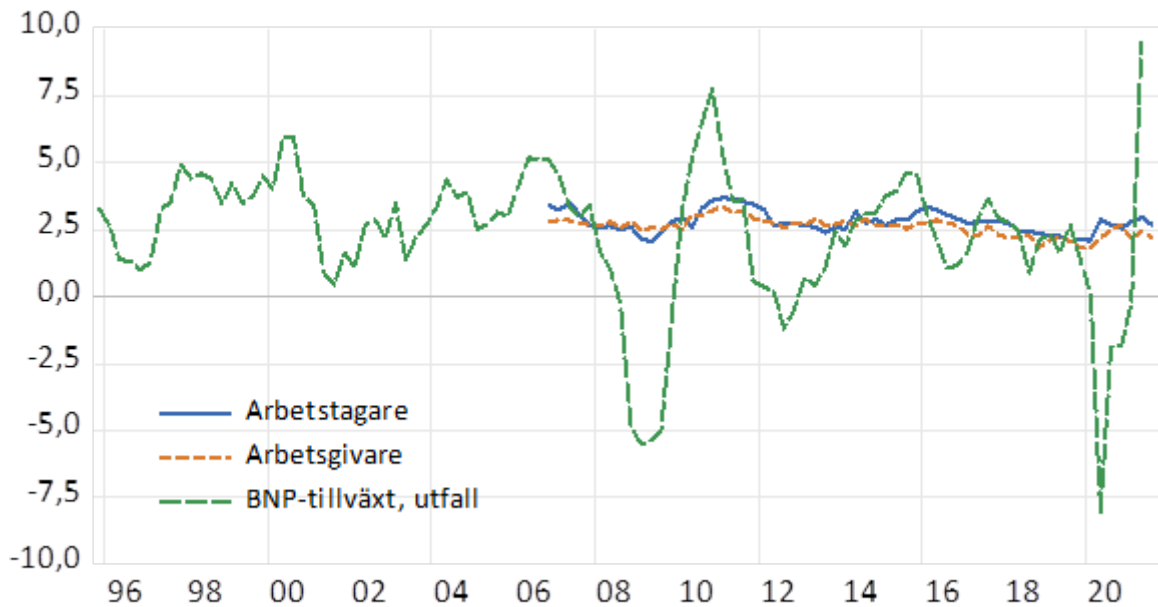


Anm: Alla variabler ges i procent. BNP-tillväxt ges av den procentuella fyra kvartalsförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i BNP i fasta priser.

Källa: Macrobond.

Figur 9

BNP-tillväxt och BNP-tillväxtförväntningar på fem års sikt



Anm: Alla variabler ges i procent. BNP-tillväxt ges av den procentuella fyra kvartalsförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i BNP i fasta priser.

Källa: Macrobond.

Tabell 2

Förväntningarnas medelfel och rotmedelkvadratfel, samt teststatistika från Diebold-Mariano-test

	Medelfel		Rotmedelkvadratfel		Diebold-Mariano	Sampel
	Arbetstagare	Arbetsgivare	Arbetstagare	Arbetsgivare		
1 år						
Lönetillväxt	0,14 ^b	0,29 ^b	0,46	0,56	-3,06 ^a	1995 kv 4- 2020 kv 2
Inflation	-0,59 ^a	-0,57 ^a	1,42	1,41	1,00	1995 kv 4- 2020 kv 2
BNP-tillväxt	-0,57	-0,45	4,08	3,91	3,60 ^a	2006 kv 4- 2020 kv 2
2 år						
Lönetillväxt	0,00	0,20 ^b	0,56	0,61	-1,36	1995 kv 4- 2019 kv 2
Inflation	-0,74 ^a	-0,75 ^a	1,50	1,50	0,26	1995 kv 4- 2019 kv 2
BNP-tillväxt	-0,96	-0,82	3,81	3,66	2,73 ^a	2006 kv 4- 2019 kv 2
5 år						
Lönetillväxt	-0,25 ^b	0,03	0,66	0,64	0,29	1995 kv 4- 2016 kv 2
Inflation	-0,90 ^a	-0,86 ^a	1,43	1,42	0,07	1995 kv 4- 2016 kv 2
BNP-tillväxt	-1,27 ^b	-1,14 ^b	2,89	2,77	1,91 ^c	2006 kv 4- 2016 kv 2

Anm: Medelfel och rotmedelkvadratfel ges i procentenheter i tabellen. a, b och c anger statistisk signifikans på 1, 5 respektive 10 procentsnivån. Utfallsvariabel för lönetillväxt är den procentuella tolv månadersförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i timlön (för hela ekonomin) enligt Medlingsinstitutets konjunkturlönestatistik. Utfallsvariabel för inflation är den procentuella tolv månadersförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i KPI. Utfallsvariabel för BNP-tillväxt är den procentuella fyra kvartalsförändringen ("årstakt" eller "year-on-year") i BNP i fasta priser. Medelfelet testas för statistisk signifikans enligt följande: Prognosfelen definieras som utfallet i tidpunkten $t+h$ minus förväntningen på horisont h i tidpunkten t . En regressionsmodell skattas därefter där prognosfelen är beroende variabel och den enda förklarande variabeln i modellen är ett intercept. Därefter testas huruvida interceptet är nollskilt med ett dubbelsidigt t -test. Vid beräkningen av teststatistikan används så kallade Newey-West-standardfel. Diebold-Mariano-testet är ett test för skillnad i prognosprecision. Detta utförs under ett antagande om kvadratisk förlustfunktion enligt följande: Prognosfelen definieras som utfallet i tidpunkten $t+h$ minus förväntningen på horisont h i tidpunkten t . En regressionsmodell skattas därefter där den beroende variabeln ges av det kvadrerade prognosfelet i tidpunkten $t+h$ för arbetstagarorganisationerna minus det kvadrerade prognosfelet i tidpunkten $t+h$ arbetsgivarorganisationerna; den enda förklarande variabeln i modellen är ett intercept. Därefter testas huruvida interceptet är nollskilt med ett dubbelsidigt t -test. Teststatistikan är negativ (positiv) när arbetstagarorganisationerna har ett lägre (högre) rotmedelkvadratfel än arbetsgivarorganisationerna. Vid beräkningen av teststatistikan används så kallade Newey-West-standardfel.

Källa: Författarnas egna beräkningar.