

En prognosutvärdering av inflations- och löneförväntningarna i Prospera-enkäten

PETTER DANIELSSON OCH PÅR ÖSTERHOLM

Petter Danielsson är ekonom vid Konjunkturinstitutet. Han arbetar huvudsakligen med lönebildnings- och arbetsmarknadsanalys. petter.danielsson@konj.se

Pär Österholm är professor i nationalekonomi vid Handelshögskolan vid Örebro universitet och gästforskare vid Konjunkturinstitutet. Hans forskning är huvudsakligen inriktad på makro-finans, prognoser och penningpolitik. par.osterholm@oru.se

I denna artikel analyseras inflations- och löneförväntningarna i Prospera-enkäten ur ett prognosperspektiv. Resultaten indikerar att alla grupper i enkäten förefaller att på samliga prognoshorisonter systematiskt ha överskattat inflationsutfallen. Löneförväntningarna verkar å andra sidan i viss utsträckning ha underskattat utfallen i lönetillväxt, åtminstone på den kortaste prognoshorison-ten. Det finns även indikationer på att såväl inflations- som löneförväntningarna inte är effektiva ur ett prognoshänseende. Sammantaget förefaller det som om förväntningarna i Prospera-enkäten har vissa brister rörande väntevärdesriktighet och prognoseffektivitet. Beträffande prognosprecision kan det noteras att penningmarknadsaktörerna är den mest träffsäkra gruppen när det gäller inflationsförväntningarna medan arbetstagarorganisationerna har högst prognosprecision på ett- och tvåårshorison-ten rörande löneförväntningarna.

Sedan 1995 har inflations- och löneförväntningar hos viktiga aktörer i den svenska ekonomin samlats in i den sk Prospera-enkäten, vilken utförs på uppdrag av Sveriges riksbank. Denna enkät får nog ses som den mest betydelsefulla enkät som finns i Sverige när det gäller underlag till viss penningpolitisk analys. Bland annat så är enkätens långsiktiga inflationsförväntningar ett ofta omnämnt mått på penningpolitikens trovärdighet. Dessa förväntningar har också spelat roll för den penningpolitik som faktiskt förts. Hösten 2008 höjde Riksbanken – på ett inte helt vältajmat sätt – reporäntan, vilket bl a motiverades med höga inflationsförväntningar på lång sikt (Sveriges riksbank 2008).¹ Den omläggning av penningpolitiken som skedde 2014 relaterades också den till inflationsförväntningarna, men då från perspektivet att dessa riskerade att bli alltför låga.² Även löneförväntningarna i enkäten får sin beskärda del av uppmärksamhet, bl a ur ett penningpolitiskt perspektiv. Detta förklaras dels av att också dessa förväntningar kan säga något om penningpolitikens trovärdighet, dels av att löneökningstakten kan antas vara en viktig bestämningfaktor för inflationen.

Givet det fokus som Prospera-enkäten ges är det naturligtvis av intresse

¹ Enligt protokollet från det penningpolitiska mötet sade Stefan Ingves att det var "... viktigt att föra en penningpolitik som bidrar till att de långsiktiga inflationsförväntningarna närmar sig målet" (Sveriges riksbank 2008, s 17).

² I sammanfattningen i protokollet från det penningpolitiska mötet i juli 2014 står det: "En lägre ränta och räntebana än i bedömningen i april behövs för att inflationen ska stiga mot målet tillräckligt snabbt för att säkerställa att inflationsförväntningarna förblir förankrade vid 2 procent" (Sveriges riksbank 2014).

att också veta något om kvaliteten på dessa förväntningar i termer av deras prognosegenskaper.³ Det finns forskning som analyserat denna fråga, där analyserna i Jonsson och Österholm (2011, 2012) är de som man oftast brukar hänvisa till.⁴ Nästan ett decennium av data har dock tillkommit sedan dessa studier genomfördes och det finns därmed ett behov av en uppdaterad analys rörande prognosegenskaperna hos enkätens inflations- och löneförväntningar. I denna artikel redovisar vi därför en sådan analys.

Den resterande delen av artikeln är upplagd på följande sätt: I avsnitt 1 presenteras Prospera-enkäten kortfattat. Därefter redogör vi i avsnitt 2 för den empiriska analys som genomförts; i avsnitt 3 presenteras resultaten av denna. Artikeln avslutas i avsnitt 4 med en diskussion rörande resultaten.

1. Prospera-enkäten

Efter att Sverige i november 1992 övergav den fasta växelkursen beslutades det att vi i stället skulle anamma en inflationsmålpolitik och att denna skulle börja gälla från 1995 (Sveriges riksbank 1993). Den nya penningpolitiska regimen krävde insamlade av nya typer av information; som påpekats av bl a Woodford (2005) handlar ju penningpolitik mycket om att hantera förväntningar. Prospera-enkäten, där respondenterna inledningsvis fick uppge sina förväntningar rörande inflation och lönetillväxt på ett, två och fem års sikt, sjosattes därför under hösten 1995.

Enkäten har i dag ca 200 respondenter och dessa delas in i fem olika kategorier: arbetstagarorganisationer, arbetsgivarorganisationer, inköpschefer inom tillverkningsindustri, inköpschefer inom handel samt penningmarknadsaktörer. Svaren redovisas uppdelat för respektive kategori samt aggregerat över alla respondenter. Enkäten skickas ut till samtliga respondenter fyra gånger per år – i dagsläget mars, juni, september och december.⁵ Penningmarknadsaktörerna får dock sedan september 2009 svara på enkäten varje månad. Även enkätens innehåll har modifierats något med tiden. Mer specifikt har enkäten utökats så att även frågor runt växelkurser och räntor ingår. Noteras bör dock att samtliga respondenter inte besvarar alla frågor i enkäten. Exempelvis uppger inte penningmarknadsaktörerna sina löneförväntningar och övriga fyra grupper svarar inte på frågor om växelkurser eller statsobligationsräntan.

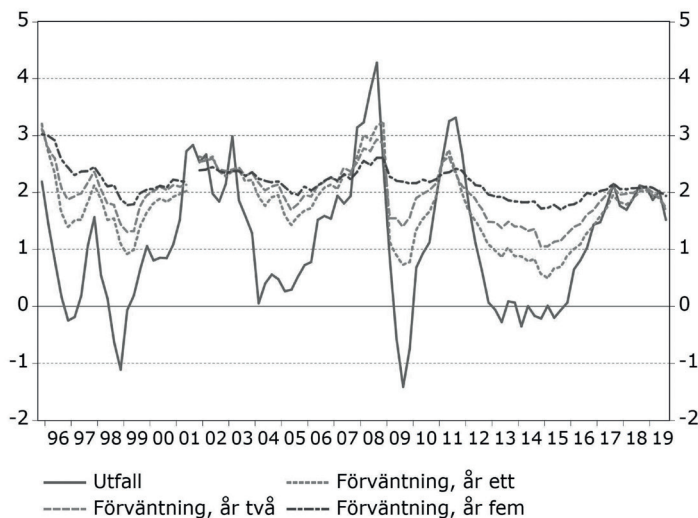
I syfte att översiktligt illustrera data visar figur 1 och 2 inflations- respektive löneförväntningarna på aggregerad nivå, där respektive observation erhållits genom att ta medelvärde över alla respondenters svar vid en viss tidpunkt. Av intresse i figur 1 är bl a de rörelser i de femåriga inflationsförväntningarna som nämndes ovan som explicita skäl bakom reporänte-

³ Respondenternas svar analyseras naturligtvis även av andra än Riksbanken; se t ex Konjunkturinstitutet (2009, 2014). Ofta är dock även sådan analys av naturliga skäl relaterad till penningpolitiska spörsmål.

⁴ Utöver studier av inflations- och löneförväntningar så har även ränte- och växelkursförväntningar analyserats; se Beechey och Österholm (2014) och Kladviko och Österholm (2019).

⁵ 2001 genomfördes undersökningen dock endast tre gånger.

Figur 1
Inflation och inflationsförväntningar;
alla respondenter



Anm: Alla variabler ges i procent. Inflation ges av den procentuella tolv månadersförändringen i konsumentprisindex (KPI).

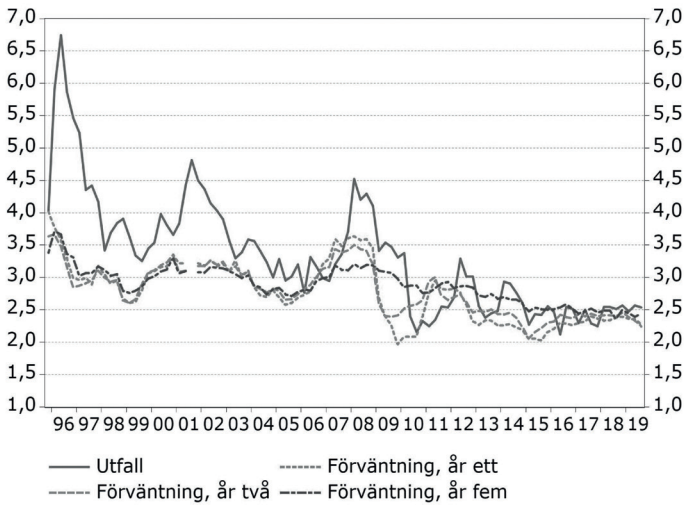
Källa: Macrobond.

beslut 2008 och 2014. Ur ett penningpolitiskt trovärdighetsperspektiv är det även värt att notera att det tog ett par år för de långsiktiga (femåriga) inflationsförväntningarna att i mitten på 1990-talet komma ned i linje med Riksbankens inflationsmål. Detta kan ses som en delförklaring till varför Riksbanken behövde hålla räntan förhållandevis hög under denna period trots att inflationen i Sverige vid denna tidpunkt var högst måttlig.

Vänder vi blicken mot figur 2 ser vi att löneökningstakten inledningsvis var hög och att det tog ett antal år innan den kom att ligga på en nivå som kan sägas vara någorlunda i linje med såväl förväntningarna som inflationsmålspolitiken. Sverige hade i mitten av 1990-talet ännu inte lämnat den icke välfungerande lönebildningen som karakteriserade svensk ekonomi under en längre period – och som bidrog till att den fasta växelkursen övergavs – bakom sig. Exempelvis var 1995 ett konfliktfyllt år på arbetsmarknaden med relativt höga avtal. En mer påtaglig förändring kom inte förrän 1998. Flera faktorer verkade då återhållande i avtalsrörelsen. Ett viktigt nytt inslag var industriavtalets normerande roll – det s k märket – men parterna hade även en apprecierande krona och sviterna av Asienskrisen 1997 att beakta.⁶

Noterbart i figur 2 är även de låga utfall för lönetillväxten som vi sett de senaste tio åren och de låga löneförväntningar som enkäten visar för samma period. Dessa är naturligtvis inte oberoende av den låga inflation och de relativt låga inflationsförväntningarna som noterades samtidigt (se figur 1). Inflationsförväntningarna satte åtminstone under delar av denna period ett tryck nedåt på lönebildningsprocessen, eftersom arbetsmarknadens parter

⁶ För en diskussion kring lönebildningen under denna period, se t ex Bergström (2002).



Figur 2
Lönertillväxt och
löneförväntningar;
alla respondenter

Anm: Alla variabler ges i procent. Lönertillväxt ges av den procentuella tolv månadersförändringen i timlön (för hela ekonomin) enligt Medlingsinstitutets konjunkturlönestatistik.

Källa: Macrobond.

inte förväntade sig en inflation i nivå med inflationsmålet; se t ex *Dagens Arbeta* (2015).⁷

2. Empirisk analys

De data som analyseras i denna uppsats är de som samlas in i den större undersökning som sker fyra gånger per år då samtliga respondenter ingår. Detta innebär att våra data ungefär ges på kvartalsfrekvens. Vi använder data från oktober 1995 till september 2018.⁸ Utfallet för inflationen ges av den procentuella tolv månadersförändringen i konsumentprisindex (KPI); för lönertillväxt ges utfallet av den procentuella tolv månadersförändringen i timlön (för hela ekonomin) enligt Medlingsinstitutets konjunkturlönestatistik.

I syfte att undersöka prognosegenskaperna hos Prospera-förväntningarna genomför vi tre delanalyser.⁹ Först undersöker vi om förväntningarna är väntevärdesriktiga, dvs om respondenterna i genomsnitt gissar rätt på de framtida utfallen. Om detta inte skulle vara fallet så finns det med andra ord systematik i prognosfelen, vilket ofta tolkas som att det borde

⁷ Det faktum att industriavtalet i viss mån ses som ett tak lär också ha bidragit. 2017 landade detta på högst måttliga 6,5 procent över tre år. Industriavtalets normerande roll i svensk ekonomi har varit en fråga som debatterats ingående de senaste åren; se t ex Kinnwall m fl (2017), Calmfors (2017), Arvidsson Thonäng m fl (2018) och Engman m fl (2018).

⁸ September 2018 är det senaste datum som går att utvärdera då den kortaste prognoshorisonten är ett år.

⁹ Dessa följer Jonsson och Österholm (2011) och de flesta detaljer runt specifikationer av ekvationer och liknande kan följaktligen hittas där.

finnas utrymme att förbättra prognoserna.¹⁰ Vi inleder därför med att beräkna medelfelen för respondentgrupperna och testa om detta medelvärde är statistiskt signifikant skilt från noll.¹¹ Därefter undersöker vi om förväntningarna är effektiva ur ett prognosperspektiv. Med detta avses att prognosfelen inte kan förklaras av information som fanns tillgänglig vid prognostillfället.¹² Tanken bakom denna analys är att om man kan förklara prognosfelen så borde man ha kunnat göra en bättre prognos redan från början. Slutligen studerar vi prognosprecisionen hos de olika respondentgruppernas förväntningar. Detta görs genom att förväntningarnas rotmedelkvadratfel beräknas. Rotmedelkvadratfelet är förmodligen det mest använda måttet på prognosprecision i den akademiska litteraturen och säger något om prognosfelens genomsnittliga storlek.^{13, 14} Ett lågt rotmedelkvadratfel innebär att prognosfelen tenderar att vara små och är därmed förknippat med en hög prognosprecision, vilket ses som eftersträvansvärt. Vi kommer även att undersöka om vissa skillnader i prognosprecision är statistiskt signifikanta; detta görs med ett sk Diebold-Mariano-test (Diebold och Mariano 1995).¹⁵ Här kan det också noteras att vi utöver de olika respondentgrupperna (separata och aggregerade) även inkluderar en jämförelseprognos som ges av en konstant. För inflationen ges denna konstant av två procent, dvs nivån på Riksbankens inflationsmål. För lönetillväxten ges konstanten – i linje med Jonsson och Österholms (2011) val – av 3,5 procent; de motiverade detta med att det är en rimlig nivå om man tror på två procents inflation och 1,5 procents produktivitetstillväxt. Anledningen

¹⁰ Ofta ses frånvaro av väntevärdesriktighet (*bias*) som en indikation på att förväntningar inte är rationella. Det går dock att förklara frånvaro av väntevärdesriktighet även under rationella förväntningar, exempelvis genom att respondentens förlustfunktion inte är symmetrisk; se t ex Elliot m fl (2008).

¹¹ Testet för statistisk signifikans utförs med hjälp av regressionsanalys. Prognosfelen – definierade som utfallet i tidpunkten $t+h$ minus förväntan på horisont h i tidpunkten t – förklaras med hjälp av endast en konstant i regressionsmodellen. Denna konstant testas om den är nollskild med ett dubbelsidigt t -test. Vid beräkningen av teststatistikan används sk Newey-West-standardfel (Newey och West 1987) för att hantera autokorrelation och heteroskedasticitet i prognosfelen.

¹² Även detta undersöks med regressionanalys. Prognosfelen i tidpunkten $t+h$ är åter den beroende variabeln, men i detta fall förklaras dessa med hjälp av en konstant och fyra tidigare värden på arbetslösheten eller inflationen; värdena på arbetslösheten eller inflationen kommer från de fyra kvartal som föregick tidpunkten t . Vi testar hypotesen att samtliga fyra koefficienter på arbetslöshets- eller inflationsvariablerna är noll – dvs att tidigare värden på arbetslösheten eller inflationen inte kan förbättra prognoserna – med ett F -test.

¹³ Rotmedelkvadratfelet beräknas – i linje med dess namn – genom att man beräknar medelvärdet av de kvadrerade prognosfelen och därefter tar kvadratroten ur detta tal.

¹⁴ Medelfelet är inte ett lämpligt mått på prognosprecision eftersom stora över- och underskattningar kan ta ut varandra vid beräkningen av måttet.

¹⁵ Testet utförs under ett antagande om kvadratisk förlustfunktion och implementeras genom regressionsanalys. Beroende variabel i regressionen är det kvadrerade prognosfelet i tidpunkten $t+h$ för den bästa respondentgruppen minus det kvadrerade prognosfelet i tidpunkten $t+h$ för den grupp som vi jämför mot. Förklarande variabel är endast en konstant och testet går ut på att avgöra om denna konstant är nollskild, vilket sker via ett dubbelsidigt t -test. Liksom vid testet för förväntningsriktighet används även här Newey-West-standardfel vid beräkningen av teststatistikan.

till att denna konstanta prognos bara används i denna del av analysen är att den kan tänkas vara en relativt god prognos och därför relevant att jämföra de övriga förväntningarna mot. Men i de två första delanalyserna kan man se det som att aspekter av rationalitet i förväntningsbildningen undersöks och då framstår den konstanta prognosen som mindre intressant att inkludera i analysen. Exempelvis skulle ju rimligtvis ingen bli förvånad om den konstanta prognosen inte är effektiv, dvs att den inte har utnyttjat tillgänglig information på ett relevant sätt, då den per definition inte inkluderar någon information om den allmänna ekonomiska utvecklingen.

3. Resultat

I tabell 1 visas resultaten från vår analys beträffande väntevärdesriktighet. Om vi inledningsvis fokuserar på inflationsförväntningarna ser vi att medelfelet för samtliga grupper och prognoshorisonter är negativt. Detta innebär att utfallet i genomsnitt har varit lägre än prognoserna, dvs att inflationsutfallen har överskattats av enkätens respondenter. Överskattningen av inflationsutfallen tilltar för samtliga grupper med prognoshorizonten; på ettårshorizonten är den ca 0,5–0,7 procentenheter och på femårshorizonten 0,8–1,0 procentenheter.¹⁶ Oavsett prognoshorizont har penningmarknadsaktörerna gjort den minsta överskattningen av inflationen, men det kan noteras att medelfelet i samtliga fall är statistiskt signifikant. Vi kan med andra ord förkasta hypotesen att förväntningarna är väntevärdesriktiga.

Löneförväntningarna uppvisar ett något annorlunda mönster än inflationsförväntningarna. På den kortaste prognoshorizonten, dvs ett år, är medelfelet för samtliga grupper positivt och statistiskt signifikant. Detta innebär att till skillnad från inflationen så har lönetillväxten i genomsnitt underskattats. Vid en närmare undersökning av detta resultat visar det sig att denna underskattning var större innan finanskrisen, men också under perioden efter finanskrisen finns en signifikant underskattning för samtliga grupper utom arbetstagarorganisationerna.¹⁷ Även på tvåårshorizonten visar sig förväntningarna generellt ha varit för låga. Ett undantag står dock att finna för arbetstagarorganisationerna, vars medelfel är mycket nära noll (och inte statistiskt signifikant). På femårshorizonten är medelfelen typiskt sett små och inget av dem är statistiskt signifikant.

Härnäst vänder vi oss mot tabell 2 där resultaten från analysen rörande prognoseffektivitet redovisas. Beträffande inflationsförväntningarna noterar vi att med avseende på arbetslösheten kan ingen prognosineffektivitet påvisas; på samtliga horisonter och för samtliga respondentkategorier är

¹⁶ Att inflationen i genomsnitt har överskattats innebär dock inte att inflationen alltid överskattats. Här är det bl a intressant att notera att såväl arbetstagar- som arbetsgivarorganisationer i de prognoser som gjordes under 2015 till 2017 tenderade att underskatta inflationen på både ett- och tvåårshorizonten.

¹⁷ Arbetstagarorganisationernas överskattade lönetillväxten något efter finanskrisen. Överskattningen var relativt liten men signifikant på tioprocentnivån.

Tabell 1
Förväntningarnas
medelfel

	Inflation	Lönstillväxt
1 år		
Arbetstagare	-0,58 ^b	0,17 ^c
Arbetsgivare	-0,57 ^b	0,30 ^a
Tillverkningsindustri	-0,71 ^a	0,51 ^a
Handel	-0,67 ^a	0,50 ^a
Penningmarknadsaktörer	-0,49 ^b	-
Alla	-0,62 ^a	0,44 ^a
2 år		
Arbetstagare	-0,73 ^a	0,02
Arbetsgivare	-0,73 ^a	0,20 ^c
Tillverkningsindustri	-0,86 ^a	0,34 ^a
Handel	-0,80 ^a	0,36 ^a
Penningmarknadsaktörer	-0,70 ^a	-
Alla	-0,78 ^a	0,29 ^a
5 år		
Arbetstagare	-0,91 ^a	-0,21
Arbetsgivare	-0,88 ^a	0,04
Tillverkningsindustri	-1,00 ^a	0,15
Handel	-0,96 ^a	0,14
Penningmarknadsaktörer	-0,80 ^a	-
Alla	-0,93 ^a	0,09

Anm.: Medelfel i procentenheter ges i tabellen. a, b och c anger statistisk signifikans på 1-, 5- respektive 10-procentsnivån.

Källa: Författarnas egna beräkningar.

testet insignifikant. När tidigare värden på inflationen i stället används som förklarande variabler ser det något annorlunda ut. På såväl ett som två års sikt finner vi att tidigare inflation har signifikant förklaringsvärde för samtliga kategoriers prognosfel (om vi använder en tioprocentig signifikansnivå). På femårshorisonten finner vi dock ingen statistiskt signifikant prognosineffektivitet.

Resultaten för löneförväntningarna visar att arbetslösheten kan förklara prognosfelet på ettårshorisonten för samtliga grupper. På de två längre horisonterna är resultaten som tyder på ineffektiva prognoser lite svagare, men nollhypotesen kan i alla fall utom ett (tillverkningsindustrin på tvåårshorisonten) förkastas på tioprocentnivån. När prognoseffektivitet med avseende på inflationen studeras är resultaten åter blandade. På ettårshorisonten finner vi signifikanta resultat (på tioprocentnivån) – dvs tecken på ineffektiva prognoser – för arbetsgivarna, tillverkningsindustrin och ”alla” på ettårshorisonten. På tvåårshorisonten finner vi tecken på ineffektivitet

Tabell 2
Resultat från effektivitetsregressioner

	Inflationsförväntningar		Löneförväntningar	
	Arbetslöshet	Inflation	Arbetslöshet	Inflation
1 år				
Arbetstagare	1,30	2,83 ^b	6,96 ^a	1,57
Arbetsgivare	1,39	3,27 ^b	7,68 ^a	2,74 ^b
Tillverkningsindustri	1,07	2,90 ^b	3,69 ^a	3,15 ^b
Handel	1,19	2,71 ^b	4,38 ^a	1,63
Penningmarknadsaktörer	1,23	2,33 ^c	-	-
Alla	1,20	2,77 ^b	5,48 ^a	2,16 ^c
2 år				
Arbetstagare	1,45	4,47 ^a	2,90 ^b	2,55 ^b
Arbetsgivare	1,50	4,95 ^a	2,72 ^b	4,64 ^a
Tillverkningsindustri	1,24	5,29 ^a	1,61	3,25 ^b
Handel	1,15	4,55 ^a	2,38 ^c	2,32 ^c
Penningmarknadsaktörer	1,20	3,33 ^b	-	-
Alla	1,25	4,57 ^a	2,18 ^c	2,79 ^b
5 år				
Arbetstagare	0,68	0,46	2,71 ^b	0,60
Arbetsgivare	0,76	0,45	2,47 ^c	1,04
Tillverkningsindustri	0,76	0,51	2,38 ^c	0,80
Handel	0,75	0,43	2,38 ^c	0,82
Penningmarknadsaktörer	0,73	0,34	-	-
Alla	0,74	0,43	2,47 ^c	0,80

Ann: I de två kolumnerna under den översta radens rubrik "Inflationsförväntningar" är den beroende variabeln prognosfelen för inflationsförväntningarna; i kolumnen under "Arbetslöshet" har fyra tidigare värden på arbetslösheten (och en konstant) använts som förklarande variabler; i kolumnen under "Inflation" har fyra tidigare värden på inflationen (och en konstant) använts som förklarande variabler. I de två kolumnerna under den översta radens rubrik "Löneförväntningar" är den beroende variabeln prognosfelen för löneförväntningarna; i kolumnen under "Arbetslöshet" har fyra tidigare värden på arbetslösheten (och en konstant) använts som förklarande variabler; i kolumnen under "Inflation" har fyra tidigare värden på inflationen (och en konstant) använts som förklarande variabler. Teststatistika från F-test redovisas i tabellen (se not 12). a, b och c anger statistisk signifikans på 1-, 5- respektive 10-procentsnivån.

Källa: Författarnas egna beräkningar.

för samtliga undersökta grupper, medan det på femårshorisonten inte finns några tecken på ineffektiva prognoser.

Om vi sammanfattar resultaten rörande prognoseffektivitet spretar det med andra ord något. På ett- och tvåårshorisonten finns det sammantaget relativt tydliga indikationer på att vare sig inflations- eller löneförväntningarna är effektiva prognoser, även om det varierar lite vilken variabel som förklarar ineffektiviteten. Detta tyder på att respondenterna inte beaktar

all relevant information när de tar fram sina prognoser. Här kan man också beakta det faktum att vi endast undersökt två av de mest uppenbara makroekonomiska variablerna som förklaringsfaktorer; vi menar att det är sannolikt att om en bredare informationsmängd undersöktes skulle denna bild ytterligare bekräftas. Det faktum att eventuell ineffektivitet ur ett prognosperspektiv finner minst stöd på femårshorizonten är kanske inte heller så överraskande. Att göra prognoser på denna horisont är generellt sett mycket svårt och det överraskar nog få prognosmakare att den information som finns i makroekonomiska tidsserier inte kan bidra särskilt mycket till detta.

Avslutningsvis redovisar vi resultaten rörande prognosprecision i tabell 3. Om vi igen först fokuserar på inflationsförväntningarna så konstaterar vi att penningmarknadsaktörerna på samtliga prognoshorisonter har det lägsta rotmedelkvadratfelet av alla respondentgrupper. Skillnaden är inte överdrivet stor – ca 0,1–0,2 procentenheter – men på ett- och tvåårshorizonten är den i samtliga fall statistiskt signifikant; på femårshorizonten består en statistiskt signifikant skillnad mot vissa grupper, dock ej mot arbetstagar- eller arbetsgivarorganisationer. Noteras kan dock att det allra lägsta rotmedelkvadratfelet på två och fem års sikt har den konstanta prognosen, men skillnaden i prognosprecision gentemot penningmarknadsaktörerna är väldigt liten och inte statistiskt signifikant.

Beträffande löneförväntningarna framgår av tabell 3 att arbetstagarorganisationerna har det lägsta rotmedelkvadratfelet på ett- och tvåårshorizonten. Arbetstagarorganisationernas rotmedelkvadratfel är ca 0,1–0,2 procentenheter lägre än övriga grupper på ettårshorizonten och dessa skillnader är också statistiskt signifikanta i samtliga fall. På tvåårshorizonten är skillnaderna relativt små – i samtliga fall mindre än 0,1 procentenhet – och endast för två av grupperna är skillnaden statistiskt signifikant (och då bara på tioprocentnivån). Rotmedelkvadratfelet för löneförväntningarna på fem års sikt skiljer sig inte åt särskilt mycket: Inköpscheferna i handeln är nu den grupp som har lägst rotmedelkvadratfel; detta är dock inte signifikant skilt från övriga grupper (bortsett från arbetsgivarorganisationernas om tioprocentnivån används). Till sist noterar vi att den konstanta prognosen är den sämsta på samtliga prognoshorisonter. Detta står i bjärt kontrast till vad Jonsson och Österholm (2011) fann; i deras studie var den konstanta prognosen bäst på såväl två- som femårshorizonten. Anledningen till denna påtagliga skillnad i slutsats rörande den konstanta prognosens framgång står att finna i den svaga löneutveckling som har präglat svensk ekonomi det senaste decenniet och som illustrerades i figur 2. Mellan 1999 och 2009 fluktuerade lönetillväxten runt 3,5 procent; perioden 2010 till 2019 har den inte nått upp till denna nivå vid något tillfälle.

4. Avslutande kommentarer

Prospera-enkäten har en särställning i Sverige som underlag för viss penningpolitisk analys och det är således relevant att försöka slå fast vissa fakta

	Inflation	Lönstillväxt
1 år		
Arbetstagare	1,46 ^a	0,42
Arbetsgivare	1,45 ^b	0,53 ^a
Tillverkningsindustri	1,53 ^a	0,65 ^a
Handel	1,48 ^a	0,66 ^s
Penningmarknadsaktörer	1,32	-
Alla	1,45 ^b	0,59 ^a
Konstant	1,48	0,76 ^a
2 år		
Arbetstagare	1,57 ^a	0,57
Arbetsgivare	1,56 ^b	0,62
Tillverkningsindustri	1,64 ^a	0,65 ^c
Handel	1,58 ^a	0,67 ^c
Penningmarknadsaktörer	1,46	-
Alla	1,56 ^a	0,63
Konstant	1,41	0,77 ^b
5 år		
Arbetstagare	1,50	0,66
Arbetsgivare	1,50	0,67 ^c
Tillverkningsindustri	1,64 ^c	0,62
Handel	1,55 ^b	0,60
Penningmarknadsaktörer	1,45	-
Alla	1,54 ^b	0,61
Konstant	1,40	0,81 ^b

Tabell 3
Förväntning-
arnas precision
(rotmedelkvadratfel)

Anm: Rotmedelkvadratfel i procentenheter. a, b och c anger statistisk signifikans på 1-, 5- respektive 10-procentsnivån för Diebold-Mariano-testet, i vilken respektive grupp jämförs med gruppen med lägst rotmedelkvadratfel (se not 15). För inflationsförväntningarna utförs Diebold-Mariano-testet i samtliga fall gentemot arbetstagarorganisationerna. För löneförväntningarna utförs testet gentemot arbetstagarorganisationerna på prognoshorisonterna ett och två år; på prognoshorisonterna fem år utförs testet gentemot inköpscheferna i handeln.

Källa: Författarnas egna beräkningar.

om egenskaperna hos förväntningarna i denna enkät. I denna artikel har vi analyserat dess inflations- och löneförväntningar ur ett prognosperspektiv. Resultaten tyder på att alla intervjuade grupper förefaller att på samtliga prognoshorisonter systematiskt ha överskattat den framtida inflationen. Enkätens löneförväntningar verkar å andra sidan att i viss mån – åtminstone på den kortaste prognoshorisonterna – ha underskattat utfallen i lönstillväxt. För såväl inflations- som löneförväntningarna finns det indikationer på att de inte är effektiva ur ett prognoshänseende. Den sammantagna bedömningen blir därmed att det förefaller som att förväntningarna har vissa bris-

ter rörande väntevärdesriktighet och prognoseffektivitet. Slutligen visar våra resultat att penningmarknadsaktörerna har de mest träffsäkra förväntningarna när det gäller inflationsförväntningarna, medan arbetstagarorganisationerna har högst prognosprecision rörande löneförväntningarna, åtminstone på ett- och tvåårshorizonten.

Hur ska vi då tolka det faktum att förväntningarna i enkäten förefaller ha problem med väntevärdesriktigheten, framför allt när det gäller inflationen? Den systematiska överskattning av inflationen som skett under perioden är konsistent med en irrationalitet hos respondenterna. Här bör det dock påpekas att utvecklingen under delar av den undersökta perioden har präglats av vad som möjligen kan hävdas vara ”objektivt” oväntat låg inflation. Bland inhemska bedömare överskattade exempelvis även Konjunkturinstitutet generellt sett inflationen åren efter eurokrisen – se t ex Konjunkturinstitutet (2019) – men inflationsutvecklingen var under denna period dessutom svag i många OECD-länder och det har förts en diskussion internationellt om orsakerna bakom detta.^{18, 19} Å andra sidan så fann också Jonsson och Österholm (2012), på data som bara sträckte sig fram till 2009, att inflationsförväntningarna generellt sett hade överskattat de framtida utfallen. Ett litet varningens finger kan därför möjligen lyftas runt respondenternas förmåga att prognostisera på ett väntevärdesriktigt sätt. Våra resultat från effektivitetsregressionerna skulle kunna tolkas som att åtminstone en del av detta beror på att man inte beaktar allmän makroekonomisk information på ett effektivt sätt när förväntningarna formas.

Ett år som detta, med en avtalsrörelse, kan det till sist också vara värt att notera att våra resultat inte tyder på några stora skillnader mellan arbetstagar- och arbetsgivarorganisationer vare sig när det gäller inflations- eller löneförväntningar. Vi fann förvisso att arbetstagarorganisationerna hade ett statistiskt signifikant lägre rotmedelkvadratfel än arbetsgivarorganisationerna på ettårshorizonten, men vi betraktar inte detta som ett ekonomiskt signifikant resultat då det rör sig om ca 0,1 procentenhet. Ur såväl ett lönebildnings- som ett policyperspektiv är det dock intressant att både arbetstagar- och arbetsgivarorganisationer i genomsnitt har överskattat inflationsutfallen, men att deras prognoser gjorda under 2015 till 2017 i stället tenderade att underskatta inflationen på såväl ett som två års sikt. Arbetsmarknadens parter kan genom sitt agerande antingen underlätta eller försvåra Riksbankens måluppfyllelse, något som bl a har påpekats av vice riksbankschef Per Jansson (*Svenska Dagbladet* 2019). Det är rimligt att antaga att de senaste årens svaga inflationsutfall har en delförklaring i den

¹⁸ Än mer påtagliga överskattningar av inflationen under tiden efter eurokrisen gjordes av Riksbanken, men detta kan ju i viss mån hänföras till en önskan om att hålla reporäntan högre än vad som motiverades av den konjunkturrella utvecklingen i syfte att dämpa hushållens skuld-sättning samtidigt som man var ovillig att officiellt kommunicera denna preferens.

¹⁹ Rörande den internationella diskussionen har denna i stor utsträckning kommit att handla om huruvida inflationen har blivit mindre känslig för förändringar i arbetslösheten. En sådan utveckling – generellt beskriven som att den s k Phillipskurvan blivit flackare – motiveras ofta med teknisk utveckling och globalisering. För en analys av den svenska Phillipskurvas utveckling över tiden och en viss allmän diskussion av detta ämne, se Karlsson och Österholm (2020).

låga lönetillväxt som vi sett under samma period. Om arbetsmarknadens parter hade haft högre inflationsförväntningar hade det sannolikt slutits avtal på en högre nivå, vilket skulle ha bidragit till högre inflation – något som under denna period generellt hade setts som önskvärt från ett penningpolitiskt perspektiv. Resultaten i denna studie kan förhoppningsvis bidra till att frågor av denna typ uppmärksammas av berörda parter.

REFERENSER

- Arvidsson Thonäng, K m fl (2018), "Industrins lönenormering hindrar nödvändigt skifte", *Dagens Industri*, 12 oktober 2018, <https://www.di.se/debatt/debatt-industrins-lonenormering-hindrar-nodvandigt-skifte/>.
- Beechey, M och P Österholm (2014), "Policy Interest-rate Expectations in Sweden: A Forecast Evaluation", *Applied Economics Letters*, vol 21, s 984–991.
- Bergström, V (2002), "Penningpolitiken och lönebildningen", anförande på HSB banks finansdag, 13 november 2002, <http://archive.riksbank.se/pagefolders/7244/021113.pdf>.
- Calmfors, L (2017), "Den svenska avtalsmodellen riskerar att haverera", *Dagens Industri*, 9 juni 2017, <https://www.di.se/opinion/lars-calmfors-den-svenska-avtalsmodellen-riske-rar-att-haverera/>.
- 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/>.
- 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.
- Engman, M, V-P Säikkälä, J Wennberg, C Frankelius och N Hjert (2018), "Vi håller inte med facken i 6F", *Dagens Industri*, 12 oktober 2018, <https://www.di.se/debatt/debatt-vi-haller-inte-med-facken-i-6f/>.
- Jonsson, T och P Österholm (2011), "The Forecasting Properties of Survey-based Wage-growth Expectations", *Economics Letters*, vol 113, s 276–281.
- Jonsson, T och P Österholm (2012), "The Properties of Survey-based Inflation Expectations in Sweden", *Empirical Economics*, vol 42, s 79–94.
- Karlsson, S och P Österholm (2020), "Sambandet mellan inflation och arbetslöshet i Sverige", *Ekonomisk Debatt*, årg 48, nr 1, s 7–19.
- Kinnwall, M, L Hagman, A Rune och C Eckerdal (2017), "Chefsekonomer – alla vinner på lönenormen", *Dagens Industri*, 7 juni 2017, <https://www.di.se/opinion/chefsekonomer-alla-vinner-pa-lonenormen/>.
- Kladivko, K och P Österholm (2019), "Market Participants' Forecasts of Financial Variables – Can Survey Data Outperform the Random Walk?", Working Paper 10/2019, Örebro universitet.
- Konjunkturinstitutet (2009), "Långsiktiga inflationsförväntningar", fördjupning i *Konjunkturläget*, december 2009.
- Konjunkturinstitutet (2014), "De låga inflationsförväntningarna – hur påverkar de ekonomin och vad kan penningpolitiken göra för att mildra deras effekter?", fördjupning i *Konjunkturläget*, december 2014.
- Konjunkturinstitutet (2019), "Utvärdering av makroekonomiska prognoser", Specialstudie 2019:22, Konjunkturinstitutet, Stockholm.
- Newey, W och K D West (1987), "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol 55, s 703–708.
- Svenska Dagbladet* (2019), "Trotsade Ingves – ville inte höja räntan", 20 januari 2019, <https://www.svd.se/han-trotsade-stefan-ingves--ville-inte-voja-rantan>.
- Sveriges riksbank (1993), "Riksbanken anger målet för penningpolitiken", pressmeddelande nr 5, 15 januari 1993, Sveriges riksbank, Stockholm.
- Sveriges riksbank (2008), *Penningpolitiskt protokoll*, september 2008, Sveriges riksbank, Stockholm.
- Sveriges riksbank (2014), *Penningpolitiskt protokoll*, juli 2014, Sveriges riksbank, Stockholm.
- Woodford, M (2005), "Central Bank Communication and Policy Effectiveness", *Proceedings – Economic Policy Symposium – Jackson Hole*, Federal Reserve Bank of Kansas City, augusti 2005, s 399–474.