

Lönebildningen i Sverige: Med Tyskland som kompass?

Andreas Westermark*

Författaren är verksam vid forskningsenheten på Riksbankens avdelning för penningpolitik.

I denna artikel studeras hur lönebildningen i Sverige fungerat sedan Industriavtalet slöts i slutet av 1990-talet. Med hjälp av lönesättningsekvationer ges en bild av hur lönerna fastställs i olika sektorer i Sverige. Resultaten bekräftar att Industriavtalet sätter ett märke för övriga sektorer och att industrilönerna ger ett signifikant och starkt förklaringsvärde för lönerna i både bygg- och tjänstesektorn. Industrin är exportberoende och lönerna i den ska säkerställa dess långsiktiga konkurrensförmåga, fördela överskottet mellan arbetsgivare och löntagare och vara i linje med Riksbankens inflationsmål på sikt. I Sverige har man debatterat om lönerna i Tyskland har en direkt påverkan på lönerna i den svenska industrin utöver effekterna från andra kanaler, som konkurren priser. Jag finner att svenska industrilöner kan ha en sådan koppling till tyska industrilöner genom att använda tyska löner i en lönesättningsekvation på liknande sätt som svenska industrilöner används för att förklara lönerna i bygg- och tjänstesektorerna, även om sambandet inte är lika tydligt. Det finns däremot ett betydligt starkare samband mellan svenska industrilöner och löner för euroområdet.

1 Introduktion

Under 1970- och 1980-talen var de nominella löneökningarna i Sverige höga, vilket i sin tur ledde till upprepade devalveringar och en hög inflation. Detta drev i sin tur på lönerna ytterligare och ekonomin hamnade i en löne-växelkurs-spiral, se Calmfors m.fl. (2019). I samband med krisen i början av 1990-talet skedde flera institutionella förändringar inom den svenska ekonomin. En av dessa var övergången till rörlig växelkurs, kombinerad med ett inflationsmål för penningpolitiken, vilket hade konsekvenser för lönebildningen. En annan var införandet av ett nytt finanspolitiskt ramverk för att stärka budgetdisciplinen och bringa ordning i statsfinanserna (se Molander och Paulsson, 2008).

Några år efter dessa reformer undertecknades industriavtalet 1997 i syfte att skapa en lönebildning som tog hänsyn till internationell konkurrenskraft för att säkerställa industrins långsiktiga konkurrensförmåga. Industriavtalet har blivit normerande och fungerar som ett märke för andra sektorer, se exempelvis Gottfries (2019) och Calmfors m.fl. (2019). Jämfört med 1970- och 1980-talen, så har också en nedväxling av löneökningstakten och inflationen skett. Nedtrappningen av ökningstakten i nominella löner och priser har däremot inte medfört att reallönerna har fallit. Fram till finanskrisen 2008 var den nominella löneutvecklingen i Sverige relativt hög, men löneökningstakten har därefter fallit något. Det finns flera tänkbara orsaker till att lönerna ökar långsammare. Tillväxten i produktiviteten har varit lägre, men även konkurren priser har utvecklats långsammare och inflationen har fallit. Den högre

* Jag vill tacka Kent Friberg, Iida Häkkinen Skans, Magnus Jonsson, Jesper Lindé, Henry Ohlsson, Åsa Olli Segendorf och Karl Walentin för kommentarer, synpunkter och annat bistånd. Tolkningarna i uppsatsen är författarens egna och ska inte uppfattas som Riksbankens åsikter eller ståndpunkter. Jag vill också tacka Kent Friberg, Medlingsinstitutet och Deutsche Bundesbank för värdefull hjälp med data.

arbetslösheten i samband med finanskrisen och fallet i ersättningsnivån vid arbetslöshet kan också ha medfört ett lägre tryck på löneökningarna, se Jonsson och Theobald (2019) samt Westermark (2019) för ytterligare diskussion om betydelsen av dessa och andra faktorer.

I denna artikel studeras vad som påverkat svensk lönebildning sedan Industriavtalet slöts. Eftersom Industriavtalet har fungerat normerande för övriga branscher, så studeras först och främst lönebildningen inom industrisektorn. Industrin är konkurrensutsatt och lönerna kommer därför att bero på vilka priser som sätts av företag i konkurrerande länder, men också på växelkursen och produktiviteten inom industrin. Även arbetsmarknadsläget och ersättningsnivåer vid arbetslöshet kan påverka lönerna.

Hur höga konkurrentpriserna blir beror på vilka marginalkostnader konkurrerande företag har, som i sin tur påverkas av företagets nominella löner och produktivitet. Enligt den så kallade konkurrenskraftsmodellen bör lönerna (under vissa förutsättningar) öka ungefär lika mycket som i våra viktigaste konkurrentländer.¹ Man alltså tänka på konkurrenskraftsmodellen som att våra konkurrentländer sätter märket för en svensk industri precis som den svenska industrin gör för övriga svenska sektorer. Först undersöks därför i vilken utsträckning lönerna inom industrin beror på konkurrentpriser, växelkurs, produktivitet, arbetsmarknads-läge och lönerna för industrin hos vår viktigaste konkurrent, Tyskland.

Enkla korrelationer indikerar att sambandet mellan svenska och tyska industrilöner är relativt svagt. Löneekvationer där tyska löner ingår skattas också och dessa ger ett visst stöd för att lönerna i Tyskland kan ha en direkt effekt på de svenska industrilönerna, utöver vad som motiveras av fundamentala faktorer som exempelvis konkurrentpris och växelkurs. Men en ökning av de tyska avtalade industrilönerna med 1 procent ger inte lika stora effekter på de svenska avtalade industrilönerna som ökar med 0,7 procent, åtminstone på sikt. Sambandet mellan faktiska svenska och tyska löner är starkare, och på sikt ökar svenska industrilöner med ungefär 1 procent när tyska industrilöner stiger med 1 procent. Om det är så att tyska löner har en stark direkt inverkan så fungerar inte Industriavtalet som det var tänkt, eftersom en direkt koppling mellan industrilönerna i Sverige och Tyskland inte nödvändigtvis tar rätt hänsyn till de underliggande faktorer som bestämmer ett lämpligt löneläge i den svenska industrin, det vill säga konkurrentpris, produktivitet, växelkurs, ersättningsnivå och arbetsmarknads-läge. Rätt löneläge ska säkra industrins konkurrenskraft på sikt, fördela vinsterna på ett lämpligt sätt mellan arbetstagarna och arbetsgivare och ge en inflation i linje med Riksbankens inflationsmål. Det finns alltså ett visst men inte entydigt stöd för att Tyskland faktiskt har en särställning och ett direkt inflytande på lönesättningen i industrin. Men det kan inte uteslutas att industrilönerna i själva verket baseras på andra faktorer som tas upp i nästföljande avsnitt, snarare än genom nominallönerna i Tyskland.² Däremot visar motsvarande empirisk analys för avtalade löner för euroområdet att det finns ett starkt och otvetydigt samband mellan dessa och avtalade svenska industrilöner. Så om något så verkar beroendet finns mellan Sverige och euroområdet, och Tyskland har inte nödvändigtvis en särställning i lönesättningen (utöver att det representerar en stor andel av euroområdet).

Ytterligare ett sätt att belysa beroendet av omvärlden är att jämföra effekterna av hur tyska industrilöner påverkar svenska industrilöner med hur Industriavtalet påverkar lönerna inom andra svenska branscher. För att undersöka i vilken grad Industriavtalet påverkar lönerna inom andra sektorer undersöks hur industrilöner och löner inom några andra sektorer har samvarierat över tid. Enkla korrelationer indikerar att samvariationen är relativt hög och väsentligt högre än korrelationen mellan tyska och svenska industrilöner. Löneekvationer skattas sedan för bygg- och tjänstesektorerna där industrilönerna ingår som en förklarande variabel. När industrilönerna används för att förklara lönerna inom

1 Detta gäller om förväntad produktivitetsutveckling i Sverige sammanfaller med den i omvärlden och om växelkursen förväntas vara oförändrad.

2 Man kan tyvärr inte dra skarpare slutsatser för Sveriges del, men för motsvarande analys för Tyskland så kan man enkelt förkasta hypotesen att svenska industrilöner har motsvarande förklaringsgrad i en tysk industrilönesättningsregression, vilket indikerar att om det finns ett beroende så är Sverige beroende av Tyskland och naturligen inte tvärtom.

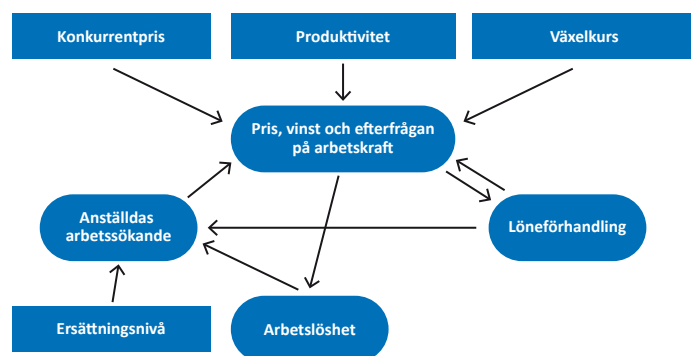
bygg- och tjänstesektorerna ökar förklaringsgraden kraftigt och betydligt mer än när tyska löner inkluderas i löneekvationerna för den svenska industrin. En ökning i industrilönerna leder också till att lönerna ökar i princip lika mycket inom bygg- respektive tjänstesektorn, åtminstone på sikt. Det finns alltså relativt tydliga indikationer på att industrilönerna fungerar som ett märke för både bygg- och tjänstesektorn, och sambandet är starkare än sambandet mellan svenska och tyska industrilöner.

Artikeln är upplagd på följande sätt: I avsnitt 2 beskrivs en enkel modell för lönebildningen. I avsnitt 3 studeras hur variabler som påverkar lönebildningen har utvecklats under perioden 1997 till 2017, och hur synkroniserade svenska och tyska löneavtal är. Avsnitt 4 redogör för de olika lönebildningsmodeller som studeras och empiriska skattningsresultat för avtalslöner presenteras. Resultaten för faktiska löner presenteras i avsnitt 5. I avsnitt 6 analyseras i vilken utsträckning industriavtalet fungerar som märke för andra sektorer. Slutligen sammanfattas de huvudsakliga resultaten och slutsatserna i avsnitt 7.

2 En modell för lönebildning

Forslund m.fl. (2008) presenterar ett exempel på en modell för lönebildningen som ger en tänkbar bild av de drivkrafter som påverkar hur lönerna sätts, se även Westermarck (2008). Den har tre ekonomisk-teoretiska mekanismer.³ Den första är en modell för företagets prissättningsbeslut, den andra är en modell för hur lönerna förhandlas och den tredje är en modell för hur arbetslöshet och ersättningsnivåer påverkar hur lönerna bestäms. I Diagram 1 ges en översiktlig beskrivning av de tre mekanismerna.⁴

Diagram 1. En översikt av mekanismerna i lönebildningen



Källa: Figuren är adapterad från Westermarck (2008)

Lönerna kommer att påverkas av konkurrentpriser, produktivitet och växelkurs, eftersom de faktorerna påverkar hur stort överskott företagen får. Vid löneförhandlingen mellan företagen och de anställda kommer överskottet sedan att delas mellan parterna. Vilka priser ett företag sätter beror bland annat på konkurrenternas priser och företagets egen produktivitet. Om exempelvis konkurrenternas priser går upp så kommer efterfrågan att öka för företaget. Företaget höjer då sina priser och får därmed ett större överskott. Liknande effekter uppstår om växelkursen deprecierar, det vill säga valutans värde faller. Även produktiviteten påverkar både priser och överskott, där exempelvis en högre produktivitet via lägre marginalkostnader medför lägre priser och ett högre överskott. Sammanfattningsvis så leder alltså höjda svenska konkurrentpriser, en svagare växelkurs och högre produktivitet till att företagets överskott ökar och därmed också till högre löner.

³ Modellen har också en mekanism för förväntningsbildning och trögheter i anpassningen till störningar.

⁴ I en utvidgning följer vi Benmarker m.fl. (2011) och låter de nominella lönerna bero på den allmänna prisnivån i ekonomin, se Appendix A.

Även förhållandena på arbetsmarknaden påverkar lönebildningen. En vanlig metod för att analysera arbetsmarknad och lönebildning är så kallade sök- och matchningsmodeller. De bygger bland annat på att arbetare och företag tar hänsyn till vad som händer om de inte kommer överens när de förhandlar om lönerna. Om arbetaren lämnar företaget, så kan företaget förlora produktionen arbetaren bidrar med. Arbetarens alternativ till att vara kvar på företaget påverkas av hur många andra arbetare som söker ett arbete och hur intensivt de söker. Arbetare som saknar arbete påverkas av ersättningen de får under arbetslöshet och av sannolikheten att hitta ett arbete. De söker sannolikt arbete mer intensivt om ersättningen är lägre och om chansen att hitta ett nytt jobb är högre. Den lön företaget och arbetstagaren kommer att förhandla fram beror då också på ersättningsnivå och arbetsmarknadsläge.

För att sammanfatta så beror löneutfallet på konkurrenpris, växelkurs, produktivitet, arbetsmarknadsläge och ersättningsnivån vid arbetslöshet.

En viktig bestämningsfaktor för konkurrenpriserna är marginalkostnaderna hos konkurrensföretagen. Marginalkostnaderna påverkas i sin tur av löner och produktivitet inom konkurrensföretagen. En diskussion har också förts om hur beroende lönebildningen i Sverige är av lönebildningen i viktiga konkurrensländer, till exempel Tyskland, se Kinnwall (2017). Via fundamentala faktorer, det vill säga konkurrenpriserna, så påverkar tyska löner de svenska lönerna. Det skulle dock kunna tänkas att eftersom Tyskland är en viktig exportmarknad, kan tyska löner påverka svensk lönesättning även utöver den fundamentala kanalen via exportpriserna.

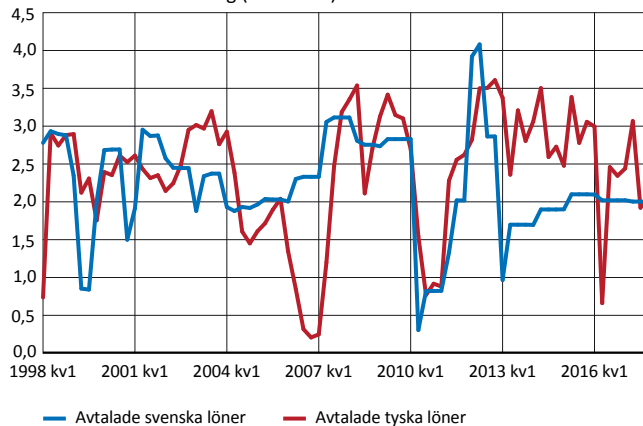
3 Löner, produktivitet och konkurren priser i data

I Diagram 2 illustreras hur avtalade nominella löneökningar har utvecklats över tid inom industrin i Sverige och Tyskland. Den genomsnittliga ökningstakten för avtalade löner var ungefär lika hög i de två länderna, även om den verkar ha varit något lägre i Tyskland än i Sverige under några år före finanskrisen år 2008, och därefter något högre. En förklaring till de lägre löneökningarna i Tyskland före finanskrisen kan bland annat vara att Tyskland genomförde betydande reformer av arbetsmarknaden under den perioden, de så kallade Harzreformerna, se exempelvis Krebs och Scheffel (2013). Korrelationen mellan tillväxttakten i svenska och tyska avtalslöner är dock ganska låg, ungefär 0,31. När det gäller faktiska löneutfall, som visas i Diagram 3, är bilden något annorlunda. Före finanskrisen ökade även här lönerna snabbare i Sverige än i Tyskland, men ökningstakten har därefter legat på ungefär samma nivåer. Korrelationen mellan faktiska löner är 0,10, vilket är betydligt lägre än för avtalade löner. Denna skillnad kan förklaras av att faktiska löner påverkas av löneglidning och förändringar i sammansättningen av de anställda.⁵

5 Om arbetare med lägre löner i större utsträckning förlorar arbetet i lågkonjunktur, jämfört med under en högkonjunktur, så medför denna mekanism att genomsnittslönen faller i högkonjunktur och stiger i lågkonjunktur, *ceteris paribus*.

Diagram 2. Avtalade löner inom industrin i Sverige och Tyskland 1998 kv1–2017 kv4

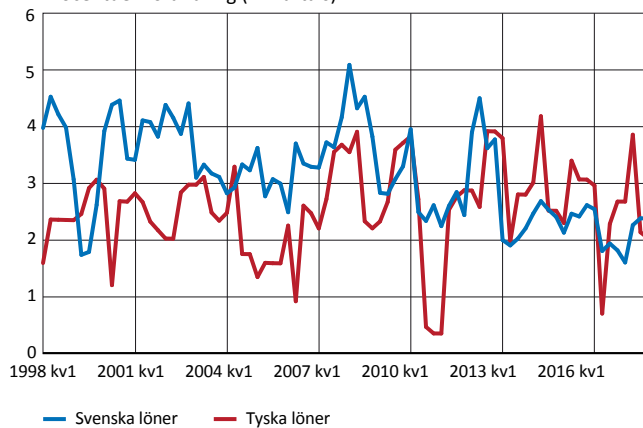
Procentuell förändring (4 kvartals)



Källor: Medlingsinstitutet och Bundesbank

Diagram 3. Faktiska löner inom industrin i Sverige och Tyskland 1998 kv1–2017 kv4

Procentuell förändring (4 kvartals)



Källor: Medlingsinstitutet, Sveriges riksbank och Bundesbank

En viktig faktor som påverkar både avtalade och faktiska löner är löneutrymmet i förhandlingen. Det kan definieras som

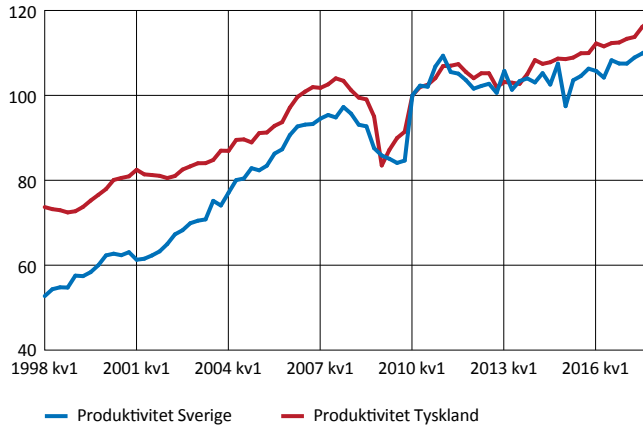
$$(1) \quad z_t + e_t + ppi_t.$$

Löneutrymmet, eller värdet av vad en arbetare producerar, beror på företagets produktivitet z_t , den nominella växelkursen e_t och konkurrentpriset ppi_t . Konkurrentpriset påverkas av marginalkostnaderna hos konkurrentföretagen som i sin tur beror på företagets löner och produktivitet.

Diagram 4 visar att produktiviteten växte snabbare i Sverige än i Tyskland fram till finanskrisen 2008. Därefter föll tillväxttakten i båda länderna och har sedan utvecklats relativt likartat. Konkurrentpriserna har haft en liknande utveckling, mätt som konkurrensviktade producentpriser inom våra konkurrentländers industrisektorer. I Diagram 5 illustreras konkurrentpriser, det vill säga konkurrensviktade producentpriser respektive tyska producentpriser.⁶ Båda växte snabbare fram till finanskrisen, jämfört med den efterföljande perioden.

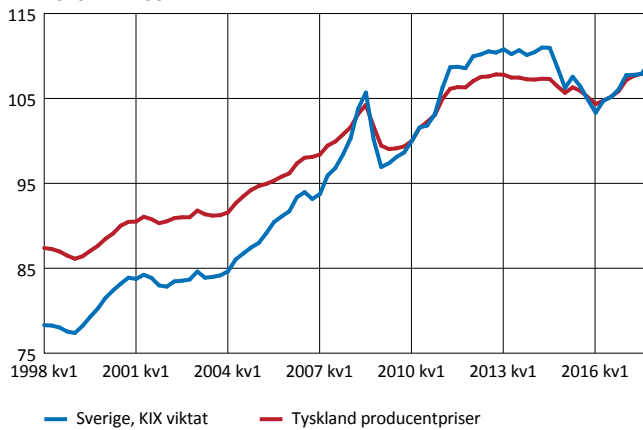
⁶ För de konkurrensviktade producentpriserna används så kallade KIX-vikter. Se Erlandsson och Markowski (2006) för en detaljerad beskrivning.

Diagram 4. Produktiviten inom industrin i Sverige och Tyskland 1998 kv1–2017 kv4
2010 kv1=100



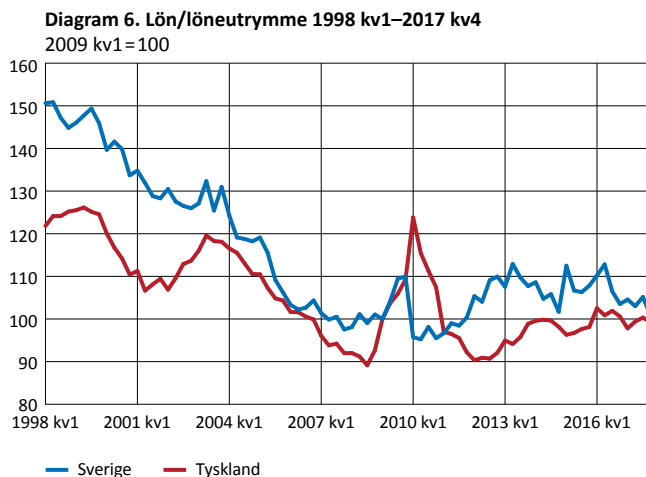
Källor: Konjunkturinstitutet, Statistiska centralbyrån och Bundesbank

Diagram 5. KIX-viktade konkurrentproducentpriser för Sverige och tyska producentpriser, industrin 1998 kv1–2017 kv4
2010 kv1=100



Källor: Egna beräkningar och OECD

Lönens utveckling i förhållande till löneutrymmet, det vill säga värdet av vad arbetaren producerar, indikerar hur stor andel av utrymmet som löntagarna får i förhandlingen. Diagram 6 visar hur löner har utvecklats i förhållande till löneutrymmet i Sverige respektive Tyskland under perioden. Vi kan se att i båda länderna föll lönen i förhållande till löneutrymmet fram till finanskrisen, men därefter har den varit relativt konstant.

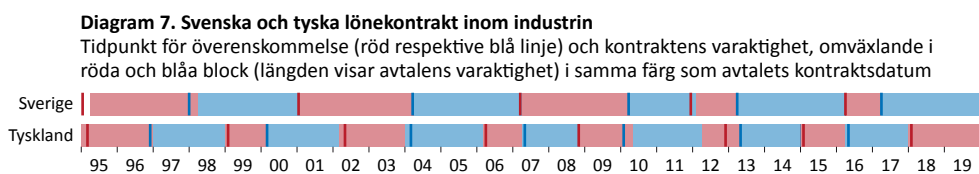


Anm. Löneutrymmet definieras som $z_t + e_t + ppi_t$. Lönerna avser faktiska löner.
Källa: Egna beräkningar

3.1 Hur synkroniserade är svenska och tyska löner?

Diagram 2 och 3 indikerar att det kan finnas ett, om än kanske svagt, samband mellan tyska och svenska löner. Ett sätt att undersöka om tyska löner påverkar svenska är att studera hur samordnade tyska och svenska avtal är.

I Diagram 7 illustreras avtalsperioder och kontraktsdatum för svenska och tyska löneavtal. Generellt verkar tyska avtal ofta ha en kortare varaktighet än svenska avtal. Den genomsnittliga avtalslängden för tyska avtal är ungefär 20 månader och för svenska avtal 30 månader. Graden av synkronisering mellan avtalsdatumen är inte fullständig. Av de tio svenska avtalen så är sex slutna i nära anslutning till tidpunkter då tyska avtal slutits. Ännu viktigare kan vara att för dessa avtal så slöts fyra av de svenska avtalen före de tyska, ett samma månad och ett efter. Om de tyska avtalen styr de svenska är det inte orimligt att den svenska industrin väntar in de tyska avtalen, innan man sluter egna. Det skulle dock kunna vara så att de svenska parterna relativt väl kan bilda sig en uppfattning om den förväntade avtalsnivån i den tyska industrin redan innan avtalsparterna i Tyskland har förhandlat färdigt.



Källa: Se Appendix D

4 Skattade modeller

De två föregående avsnitten ger en översiktlig bild av hur löner och variabler som är betydelsefulla före lönebildningen har utvecklats sedan mitten av 1990-talet. För att få mer precisa svar på vad som påverkar lönebildningen i Sverige krävs dock mer avancerad statistisk analys. I detta avsnitt beskrivs därför hur lönebildningen i Sverige modelleras och skattas, baserat på den teoretiska modellen i avsnitt 2. Analysen följer Engle och Grangers (1987) metod nära och skattar först en dynamisk minsta kvadrat-modell (DOLS) med variablerna i nivå för få en uppfattning om hur det långsiktiga sambandet mellan de olika variablerna ser ut. Om lönerna avviker från det långsiktiga sambandet, så kommer det att påverka vad som händer med lönerna på kort sikt. Om lönerna exempelvis är för låga i förhållande till långsiktssambandet, så bör lönerna öka mer än den långsiktiga ökningstakten. Sedan skattas modeller i differenser där avvikelserna i långsiktssambandet ingår i ekvationen. När långsiktss-

sambandet inte håller exakt vid en viss tidpunkt, till exempel på grund av att lönerna är för höga i förhållande i den långsiktiga relationen och störningstermen är positiv, så påverkas löneökningarna och lönerna bör öka i en långsammare takt.⁷ Avvikelsen i långsiktssambandet korrigeras alltså i kortsiktssambandet, en så kallad felkorrigeringsansats. Modellen skattas alltså först i nivåer:⁸

$$(2) \quad w_t = \beta_c + \beta_z z_t + \beta_e e_t + \beta_p ppi_t + \beta_{ls} ls_t + \beta_{rr} rr_t + \beta_{wDE} w_t^{DE} + \varepsilon_t$$

där w_t är svenska industrilöner, z_t är arbetsproduktiviteten, e_t är växelkursen, ppi_t är konkurrentpriserna, ls_t är ett mått på arbetskraftsbrist, rr_t är nominell ersättningsnivå och w_t^{DE} är löner inom den tyska industrin. De tyska lönerns effekt på svenska löner blir här effekterna utöver de som går via konkurrentpriserna. Sedan beräknas residualen $\hat{\varepsilon}_t$ i långsiktssambandet och används i följande kortsiktsregression:

$$(3) \quad \Delta w_t = \alpha_c + \alpha_z \Delta z_t + \alpha_e \Delta e_t + \alpha_p \Delta ppi_t + \alpha_{ls} \Delta ls_t + \alpha_{rr} \Delta rr_t + \alpha_{wDE} \Delta w_t^{DE} + \alpha_{wlag} \Delta w_{t-4} + \alpha_\varepsilon \hat{\varepsilon}_{t-4} + v_t$$

där $\Delta x_t = x_t - x_{t-4}$ och v_t är en störningsterm. Modellerna (2) och (3) kommer att skattas både med och utan de tyska lönerna för att undersöka ifall Tyskland har ett inflytande utöver de fundamentala faktorerna. Skattningarna görs för både avtalade och faktiska löner, och i skattningarna med svenska avtalslöner respektive faktiska löner, så används tyska avtalslöner respektive faktiska löner.⁹

Produktiviteten mäts som arbetsproduktiviteten per timme och lönerna som timlön. Växelkursen är KIX-viktad växelkurs och konkurrentpriserna KIX-viktade producentpriser inom industrin hos våra konkurrentländer. Måttet för arbetskraftsbrist är Konjunkturinstitutets mått på brist på arbetskraft inom industrin. Data för Tyskland har tillhandahållits av Bundesbank.

4.1 Skattningsresultat för avtalslöner

Skattningarna för långsiktssambandet för avtalslönerna redovisas i Tabell 1 för perioden 1997 kv1–2017 kv4.^{10, 11} I de två kolumnerna i mitten av tabellen kan man se att både standardmodellen utan tyska löner och modellen med tyska löner har ett högt förklaringsvärde.

7 Om koefficienten för störningstermen är negativ.

8 I DOLS-ansatsen ingår även differenstermer av de förklarande variablerna i långsiktssambandet.

9 Avtalen omfattar normalt enbart löneförändringar. Utifrån dessa kan dock en serie för lönenivåerna backas ut.

10 I Appendix A redovisas skattningar där även KPI ingår.

11 Eftersom laggar ingår i (2) och (3) så sker skattningarna på en längre tidsperiod, jämfört med diagrammen.

Tabell 1. Estimeringsresultat för långsiktssambandet i ekvation (2)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4, avtalade löner

Koefficient	Standardmodell	Med tyska löner	Med tyska löner, utan producentpriser
β_c	-4,210* (0,651)	-4,576* (0,255)	-4,452* (0,278)
β_z	-0,018 (0,072)	0,080* (0,030)	0,139* (0,020)
β_e	0,048 (0,079)	0,030 (0,032)	0,007 (0,033)
β_p	0,943* (0,118)	0,209* (0,093)	-
β_{ls}	0,016 (0,014)	0,006 (0,006)	0,010 (0,005)
β_{rr}	0,448* (0,062)	0,044 (0,052)	-0,047 (0,027)
β_{wDE}	-	0,704* (0,083)	0,834* (0,035)
F-test (p-värde)		47,8 (0.00)	
Justerat R^2	0,9909	0,9986	0,9983

Anm. Engle och Granger (1987) regression, standardavvikelse inom parenteser.

* anger signifikans på 5-procentsnivån. F-testet jämför modellerna i kolumn 1 och 2.

I standardmodellen utan tyska löner är konkurrentpris och ersättningsnivå signifikanta, och en ökning av konkurrentpris respektive ersättningsnivå driver upp lönerna. När tyska löner inkluderas som förklarande variabel faller koefficienten β_p för konkurrentpriserna kraftigt, samtidigt som koefficienten för tyska löner är starkt positiv och högt signifikant; om de tyska lönerna ökar med 1 procent så går de svenska upp med 0,7 procent. En möjlig förklaring är att istället för att studera konkurrentpriser brett så har parterna i lönebildningen ett omotiverat stort fokus på tyska löner. Sambandet mellan löner och konkurrentpriser blir svagare eftersom de tyska lönerna fångar upp en del av variationen som normalt går via marginalkostnaderna.¹² Om konkurrentpriset ökar med 1 procent ökar lönerna med drygt 0,2 procent, respektive knappt 0,1 procent om produktiviteten ökar med 1 procent. I kolumnen längst till höger redovisas även en modell utan konkurrentpriser, men med tyska löner. Förklaringsvärdet i den är i princip identiskt med kolumnen där konkurrentpriserna ingår. Tyska löner har en något starkare effekt på lönerna medan ersättningsgraden inte är signifikant.

Vi kan använda ett enkelt statistiskt test, ett så kallat F-test, för att bestämma om modellen med tyska löner är signifikant bättre än modellen utan tyska löner. Ett sådant test indikerar att tyska lönenivåer verkar ha signifikanta effekter i långsiktssambandet.

Skattningar för kortsiktssambandet i modell (3) visas i Tabell 2. Ersättningsnivån påverkar löneökningstakten signifikant i alla modellerna. Den andra kolumnen beskriver resultaten när tyska löner också ingår i sambandet. Koefficienten för förändringen i tyska löner är inte signifikant skild från noll, medan ett F-test indikerar att tyska löner bör vara med i sambandet. I kolumnen längst till höger redovisas en modell utan konkurrentpriser, och förklaringsgraden är där sämre än för modellen med både tyska löner och konkurrentpriser.

12 Modellen bygger på att lön, produktivitet, växelkurs, konkurrentpriser, ersättningsnivå och arbetsmarknadsläge samvarierar över tiden. För att resultaten som bygger på den teoretiska modellen ska kunna tolkas som att variablerna har ett samband krävs att de samvarierar i data. I statistisk vokabulär föreligger det i så fall kointegration och variablerna sägs vara kointegrerade och det finns en långsiktig relation mellan dem. Tester (ADF-test, med trend) visar att det är kointegration på 10-procentsnivån både med och utan tyska löner i sambandet (test -3,31 med p-värde 0,072 utan tyska löner och -3,22 med p-värde 0,088 med tyska löner). Kointegrationstester indikerar alltså ett svagt långsiktssamband mellan variablerna.

Tabell 2. Estimeringsresultat för kortsiktssambandet i ekvation (3)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4, avtalade löner

Koefficient	Standardmodell	Med tyska löner	Med tyska löner, utan producentpriser
α_c	0,024* (0,003)	0,016* (0,004)	0,016* (0,004)
α_z	0,008 (0,015)	0,017 (0,015)	0,016 (0,015)
α_e	-0,019 (0,017)	-0,005 (0,016)	-0,014 (0,015)
α_p	0,038 (0,034)	0,055 (0,034)	-
α_{ls}	-0,003 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,002)
α_{rr}	0,036* (0,016)	0,060* (0,015)	0,049* (0,013)
α_{wDE}	-	0,074 (0,105)	0,049 (0,105)
α_ϵ	0,219* (0,075)	-0,642* (0,178)	-0,618* (0,180)
α_{wlag}	-0,059 (0,111)	0,152 (0,104)	0,219* (0,097)
F-test (p-värde)		3,98 (0,049)	
Justerat R^2	0,199	0,231	0,213

Anm. * anger signifikans på 5-procentsnivån. F-testet jämför modellerna i kolumn 1 och 2.

Resultaten visar att det finns indikationer på att tyska löner påverkar svenska, även om sambandet inte verkar vara helt entydigt. Tyska löner är signifikanta i långsiktssambandet, men inte i kortsiktssambandet, och F-tester indikerar att modellen med tyska löner är bättre än modellen utan för långsiktssambandet och kortsiktssambandet.¹³ Skattningar med löner från euroområdet ger ett betydligt starkare statistiskt samband, med en betydligt högre förklaringsgrad (0,521) i kortsiktssambandet (istället för 0,231 med tyska löner i motsvarande regression i Tabell 2), se Appendix B för dessa resultat.

4.2 Jämförelse med andra modeller och utvärdering

En viktig komponent vid lönebildning, som inte är explicit modellerad i modellerna (2) och (3), är förväntningsbildningen. Den är viktig eftersom förväntningar om framtida produktivitet och priser påverkar hur stort det förväntade överskottet är. I en alternativ ansats kan man då enkelt anta att produktiviteten kommer växa i sin långsiktigt genomsnittliga takt och att växelkursen kommer ligga kvar på sin nuvarande nivå. Om förväntningarna på konkurrentpriserna bygger på företagets marginalkostnader, så beror de därför på produktivets- och löneförväntningar i omvärlden. I den alternativa modellen bestäms utfallet av förhandlingsmängdens övre och nedre gräns, samt den relativa förhandlingsstyrkan hos parterna. Förhandlingsmodellens övre gräns är nära knuten till hur överskottet i förhandlingen utvecklas under kontraktperioden. Den nedre bestäms istället av att arbetarna vill ha oförändrade reallöner. Förändringen i överskott över tid beror på hur växelkurs, produktivitet och konkurrentpriser utvecklas över tid. Förändringen i förväntat överskott blir $E\Delta z + E\Delta p_i + E\Delta e$ där E betecknar förväntningar. Eftersom konkurrentpriset via marginalkostnaderna beror på lön och produktivitet i våra konkurrentländer, så blir den övre gränsen förväntad växelkursförändring plus skillnaden i förväntad produktivitetstillväxt i Sverige och konkurrentländerna (Δz^*) plus förändringen i våra konkurrentländers löner (Δw^*), det vill säga $E\Delta z + E\Delta w^* - E\Delta z^* + E\Delta e$. Antar man för enkelhets skull att parternas förväntningar om växelkursen är att den inte ändras under kontraktperioden¹⁴

13 Motsvarande regressioner har skattats för Tyskland där svenska industrilöner används som förklarande variabler. Svenska industrilöner är varken signifikant i långsiktssambandet eller kortsiktssambandet och F-tester indikerar att svenska löner inte ska vara med i någon av löneekvationerna (2) eller (3).

14 Gäller om växelkursen följer en slumpvandring.

($E\Delta e = 0$) och att produktiviteten förväntas växa i samma takt i Sverige som i konkurrentländerna ($E\Delta z = E\Delta z^*$), så är den övre gränsen lika med förväntad löneutveckling i våra konkurrentländer. Den nedre gränsen är lika med förändringen i förväntad prisnivå ($E\Delta p$) under perioden på grund av arbetstagarnas vilja att ha en oförändrad reallön. Förhandlingsstyrkan γ bestäms sedan som en funktion av arbetslösheten för arbetare inom industrin och arbetskraftsbristen hos företagen inom industrin. Lönen blir då $w = \gamma (E\Delta z + E\Delta w^* - E\Delta z^*) + (1 - \gamma) E\Delta p$. I Tabell 3 nedan redovisas resultat från en modell som bygger på denna ansats (Förväntningsmodellen).¹⁵

För att jämföra modellen ovan med andra, så undersöks sedan medelvärdet för kvadratfelet (MSE) i modellen. Låt de skattade koefficienterna i kortsiktssambandet betecknas $\hat{\alpha}_i$. Definiera

$$(4) \quad \widehat{\Delta w}_t = \hat{\alpha}_c + \hat{\alpha}_z \Delta z_t + \hat{\alpha}_e \Delta e_t + \hat{\alpha}_p \Delta p p_i + \hat{\alpha}_{is} \Delta l s_t + \hat{\alpha}_{rr} \Delta r r_t + \hat{\alpha}_{wDE} \Delta w_t^{DE} + \hat{\alpha}_{wlag} \Delta w_{t-4} + \hat{\alpha}_\varepsilon \varepsilon_t.$$

För att beräkna MSE så används sedan prognosticerade värden från (4), $\widehat{\Delta w}_t$, gjorda vid avtalsdatumet, och om vi låter Δw_t^{avtal} vara data för avtalslöner och N antalet avtal, så är

$$(5) \quad MSE = \frac{1}{N} \sum_t (\widehat{\Delta w}_t - \Delta w_t^{avtal})^2$$

ett mått på hur väl modellen i genomsnitt lyckas fånga löneutvecklingen i avtalen. Notera att summeringen sker över avtalsdatum i modellerna.

I Tabell 3 visas MSE för de två modellerna som beskrivits ovan, samt dessutom Konjunkturinstitutets modell för lönebildning, se Konjunkturinstitutet (2018).

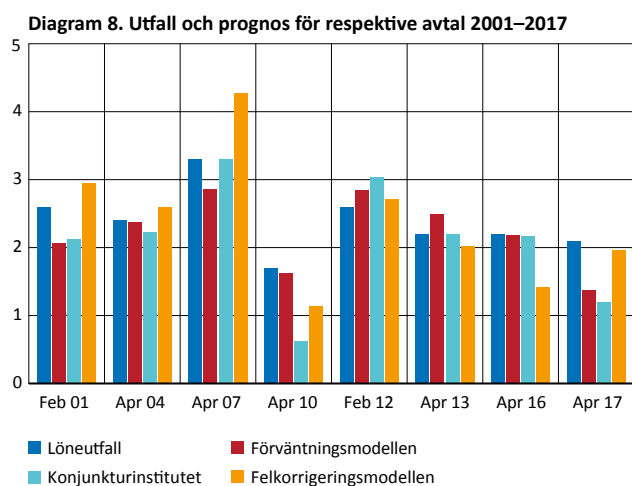
Tabell 3. Medelvärdet för kvadratfelet (MSE) för några modeller

Modell	MSE, 1998–2017	MSE, 2001–2017
Förväntningsmodell	0,128	0,145
Konjunkturinstitutet	-	0,179
Felkorrigeringsmodell med tyska avtal	0,562	0,262

Källa: Egna beräkningar

Konjunkturinstitutets modell och förväntningsmodellen är relativt likvärdiga, medan felkorrigeringsmodellen verkar ge något sämre resultat. Alternativt så kan MSE beräknas för alla skattade observationer och inte bara vid avtalsdatum. I felkorrigeringsmodellen får vi då 0,214 och för Konjunkturinstitutets modell 0,052. Felkorrigeringsmodellen är alltså även här sämre än Konjunkturinstitutets modell. Diagram 8 illustrerar faktiska utfall och prognos för varje avtal, det vill säga Δw_t^{avtal} och $\widehat{\Delta w}_t$ för varje kontrakt i de tre olika modellerna. Förväntningsmodellen har stora avvikelser för det första och sista kontraktet, medan Konjunkturinstitutets modell fungerar dåligt för det fjärde och sista kontraktet. Felkorrigeringsmodellen fungerar dåligt för det tredje, fjärde och sjunde kontraktet, vilket indikerar att felkorrigeringsmodellen är något sämre än de andra modellerna, vilket är i linje med resultaten i Tabell 3.

15 Modellen har inspirerats av Henry Ohlsson, se även Ohlsson (2013).



5 Analys av faktiska löner

Resultaten för faktiska löner är kvalitativt relativt lika skattningarna i modellen för avtalade löner, se Tabell 4 och 5. I modellen utan tyska löner är konkurrenpris och ersättningsnivå signifikanta i långsiktssambandet, och med tyska löner är produktiviteten och tyska löner signifikanta.¹⁶ Om tyska löner går upp med 1 procent så ökar svenska löner med ungefär lika mycket, och om produktiviteten ökar med 1 procent så ökar lönerna med ungefär 0,2 procent. I kolumnen längst till höger i tabellen redovisas även en modell utan konkurrenpriser men med tyska löner. Förklaringsvärdet är i princip identisk med kolumnen till vänster där konkurrenpriserna ingår. Tyska löner har ungefär samma effekt på lönerna medan produktiviteten får en något starkare effekt.

Tabell 4. Estimeringsresultat för långsiktssambandet i ekvation (2)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4, faktiska löner

Koefficient	Standardmodell	Med tyska löner	Med tyska löner, utan producentpriser
β_c	-6,809* (1,050)	-6,113* (0,534)	-5,906* (0,527)
β_z	0,065 (0,116)	0,202* (0,062)	0,265* (0,039)
β_e	0,153 (0,128)	0,060 (0,065)	0,045 (0,066)
β_p	1,300* (0,190)	0,096 (0,194)	-
β_{is}	0,014 (0,023)	-0,012 (0,013)	-0,001 (0,011)
β_{rr}	0,591* (0,100)	0,027 (0,093)	0,009 (0,052)
β_{wDE}	-	1,031* (0,142)	1,014* (0,057)
F-test (p-värde)		26,5 (0,00)	
Justerat R^2	0,9900	0,9975	0,9974

Anm. Engle och Granger (1987) regression, standardavvikelse inom parenteser.

* anger signifikans på 5-procentsnivån. F-testet jämför modellerna i kolumn 1 och 2.

¹⁶ Även för faktiska löner så indikerar kointegrationstester enbart ett svagt långsiktssamband mellan variablerna. Tester för kointegration indikerar att det föreligger kointegration för faktiska löner på 5-procentsnivån när tyska löner ingår i det kointegrerade sambandet (test=-3,51, p-värde 0,045). Om tyska löner exkluderas är det kointegration på 10-procentsnivån (test=-3,25, p-värde 0,082).

Om vi som tidigare applicerar ett statistiskt F-test för att jämföra modellerna med och utan tyska löner indikerar resultaten att tyska löner verkar ha signifikanta effekter i långsiktssambandet.

Motsvarande analys för kortsiktssambandet redovisas i Tabell 5. Enbart laggad lön påverkar löneökningstakten signifikant i modellen utan tyska löner. I båda modellerna med tyska löner så påverkar produktiviteten, ersättningsnivån och den laggade löneökningstakten de svenska lönerna signifikant, medan tyska löner inte har någon signifikant effekt på svenska löner. Ett F-test indikerar däremot att tyska löner bör vara med i kortsiktssambandet. Modellen utan konkurrentpriser har ungefär samma förklaringsgrad som modellen med både tyska löner och konkurrentpriser.

Tabell 5. Estimeringsresultat för kortsiktssambandet i ekvation (3)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4, faktiska löner

Koefficient	Standardmodell	Med tyska löner	Med tyska löner, utan producentpriser
α_c	0,019* (0,005)	0,011 (0,006)	0,011 (0,006)
α_z	0,046 (0,025)	0,054* (0,023)	0,052* (0,022)
α_e	0,010 (0,028)	0,009 (0,024)	0,003 (0,022)
α_p	0,027 (0,055)	0,029 (0,049)	-
α_{ls}	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)
α_{rr}	0,038 (0,025)	0,059* (0,022)	0,053* (0,020)
α_{wDE}	-	0,124 (0,136)	0,113 (0,134)
α_ϵ	-0,013 (0,077)	-0,621* (0,129)	-0,620* (0,129)
α_{wlag}	0,382* (0,128)	0,511* (0,106)	0,536* (0,097)
F-test (p-värde)		23,1 (0,00)	
Justerat R^2	0,169	0,364	0,370

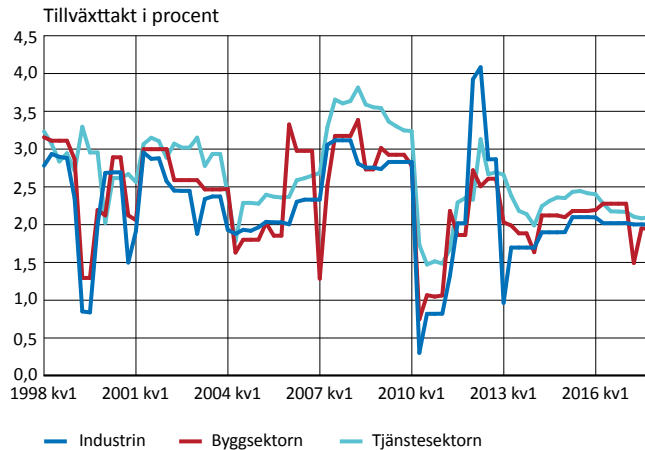
Anm. * anger signifikans på 5-procentsnivån. F-testet jämför modellerna i kolumn 1 och 2.

Resultaten för faktiska löner är alltså relativt lika resultaten för avtalslöner. Även om det verkar finnas indikationer på att tyska löner påverkar de svenska så är resultaten inte entydiga. Åtminstone när det gäller kortsiktssambandet är tyska löner inte signifikanta medan ett statistiskt F-test indikerar att de tyska lönerna ska vara med, i likhet med resultaten för avtalslönerna.

6 Industriavtalets inverkan på andra branscher

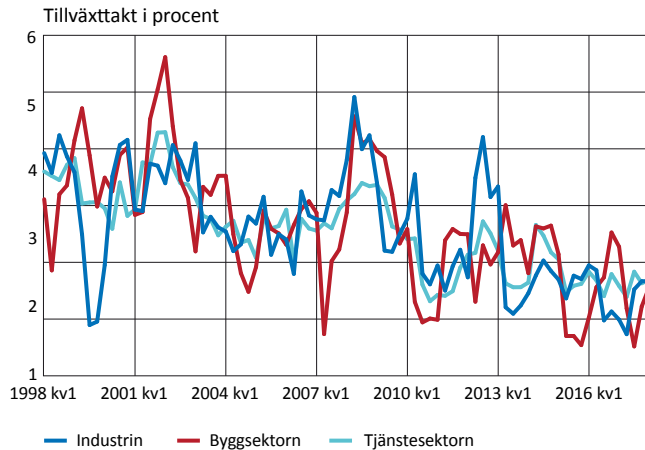
Resultaten för hur väl tyska löner fungerar som norm för industrilönerna kan belysas i termer av hur väl industrilönerna fungerar som norm för andra sektorer i ekonomin. I detta avsnitt undersöks därför hur väl Industriavtalet fungerar som märke för några övriga sektorer. De sektorer som studeras är bygg- respektive tjänstesektorn, eftersom begränsningar i tillgång på data utesluter andra sektorer. I Diagram 9 och 10 illustreras hur de avtalade och faktiska lönerna i bygg-, tjänste- och industrisektorerna har utvecklats över tid. Där kan man se att både avtalade och faktiska löner för bygg- respektive tjänstesektorn följer industrilönerna väl, även om den genomsnittliga ökningen är högre för tjänstesektorn för avtalade löner.

Diagram 9. Avtalade löner inom industri-, bygg- och tjänstesektorerna 1998 kv1–2017 kv4



Källa: Medlingsinstitutet

Diagram 10. Faktiska löner inom industri-, bygg- och tjänstesektorerna 1998 kv1–2017 kv4



Källa: Medlingsinstitutet och Sveriges riksbank

Korrelationen mellan löneökningstakten inom industrin och bygg- respektive tjänstesektorn är också betydligt högre än korrelationen mellan svenska och tyska industrilöner. För avtalslöner är korrelationen 0,79 för byggsektorn och 0,64 för tjänstesektorn, och för faktiska löner är korrelationen 0,49 för byggsektorn och 0,74 för tjänstesektorn. Korrelationen faller alltså när man går från avtalslöner till faktiska löner för byggsektorn, vilket indikerar att löneglidning och sammansättningseffekter försvagar sambandet med industrilönerna.

För att undersöka sambandet statistiskt så används en modifikation av modellerna i ekvation (2) och (3). I modellen för skattningsarna för industrin används konkurrentpriset ppi_t som förklarande variabel. Eftersom Sverige är en liten öppen ekonomi är det inte orimligt att tänka sig att konkurrentpriserna för industrisektorn tas för givna av svenska företag. De kan därför behandlas som exogena variabler vid skattningen. Eftersom bygg- och tjänstesektorerna till betydande del har sin försäljning inom Sverige är det svårare att hantera konkurrentpriset som exogent. Specifikt så är priserna via marginalkostnaderna en funktion av löner och produktivitet, och vi kan därför eliminera priserna från de skattade ekvationerna.¹⁷ Forslund m.fl. (2005) gör också det förenklande antagandet att dessa

¹⁷ Exempelvis ger en modifikation av modellen i Trigari (2009) löneekvationer där lönen är en funktion av produktivitet, arbetsmarknadsläge och ersättningsnivå.

sektorer producerar enbart för den inhemska marknaden, vilket medför att växelkursen inte heller påverkar överskottet inom dessa sektorer.

I den skattade modellen används förutom arbetsmarknadsläge, ersättningsnivå och produktivitet även lönerna inom industrin som förklarande variabel.¹⁸ Industriavtalets löner påverkar lönerna inom de övriga sektorerna på samma sätt som de tyska lönerna påverkar industrilönerna i löneekvationerna för industrin.

6.1 Skattningsresultat för avtalslöner

Skattningar för långsiktssambandet redovisas i Tabell 6, med byggsektorn i kolumn 1–2 och tjänstesektorn i kolumn 3–4. Om lönerna för industrin används som förklaringsvariabel, ändras resultaten påtagligt i båda sektorerna. För byggsektorn är produktiviteten signifikant men med fel tecken, i modellen där industrilönerna inte ingår. Även ersättningsnivån är signifikant. När industrilönerna inkluderas, så är produktiviteten signifikant och påverkar lönerna positivt. Industrilönerna påverkar lönerna i byggsektorn ungefär ett till ett. Effekterna av en ökad produktivitet är dock liten och om produktiviteten ökar med 1 procent så ökar lönerna med 0,03 procent. Förklaringsvärdet ökar också kraftigt, betydligt mer än när tyska industrilöner inkluderas i långsiktssambandet för de svenska industrilönerna (se Tabell 1). För tjänstesektorn, i skattningarna utan industrilöner, så leder en ökad produktivitet till högre löner. Om industrilönerna ingår i sambandet så faller koefficienten framför produktiviteten kraftigt, koefficienten framför ersättningsnivån är nära noll medan industrilönerna har ett starkt positivt samband med lönerna i tjänstesektorn.¹⁹ En ökning av industrilönerna med 1 procent leder till en ökning av lönerna i tjänstesektorn med ungefär lika mycket, medan effekterna av en ökad produktivitet på lönerna ligger på ungefär samma nivå som inom byggsektorn. Förklaringsgraden ökar betydligt när industrilönerna inkluderas i sambandet, och även här betydligt mer än när tyska löner används i skattningarna för industrin. Ett F-test indikerar också att industrilönerna verkar ha signifikanta effekter i långsiktssambandet.

Tabell 6. Estimationsresultat för långsiktssambandet (2)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4 för byggsektorn, 2003 kv1–2017 kv4 för tjänstesektorn, avtalade löner

Koefficient	Byggsektorn		Tjänstesektorn	
	Standardmodell	Med industrilöner	Standardmodell	Med industrilöner
β_c	3,728* (0,446)	-0,189* (0,084)	-16,357* (5,095)	-0,377* (0,098)
β_z	-0,549* (0,075)	0,027* (0,013)	2,759* (0,834)	0,062* (0,016)
β_{ls}	0,006 (0,012)	-0,003* (0,001)	-0,119 (0,085)	-0,001 (0,001)
β_{rr}	1,041* (0,083)	-0,035 (0,021)	-0,490 (0,610)	-0,056* (0,007)
β_{wind}	-	1,085* (0,020)	-	1,191* (0,004)
F-test (p-värde)		1 374,2 (0,00)		39 128 (0,00)
Justerat R^2	0,9510	0,9996	0,6729	0,9999

Anm. Engle och Granger (1987) regression, standardavvikelse inom parenteser.

* anger signifikans på 5-procentsnivån. F-testet jämför modellerna i kolumn 1 och 2 respektive 3 och 4.

18 Måttet för arbetskraftsbrist är Konjunkturinstitutets mått på brist på arbetskraft inom tjänstesektorn respektive byggsektorn.

19 Kointegrationstest för avtalslöner inom byggsektorn när industrilöner ingår i det kointegrerade sambandet indikerar kointegration på 5-procentsnivån (test=-3,64, p-värde 0,03); utan industrilöner kointegration på 5-procentsnivån (test=-4,06, p-värde 0,01). Kointegrationstest för avtalslöner i tjänstesektorn när industrilöner ingår i det kointegrerade sambandet indikerar kointegration på 1-procentsnivån (test=-4,22, p-värde 0,008); utan industrilöner ingen kointegration (test=-1,76, p-värde 0,71).

Testerna för kointegration indikerar alltså kointegration, utom för tjänstesektorn när industrilöner inte ingår i sambandet.

När det gäller kortsiktssambandet så ger industrilönerna liknande effekter som i långsiktssambandet, se Tabell 7. Förklaringsvärdet ökar mycket mer än när tyska industrilöner inkluderas i skattningarna för industrin (se Tabell 2). Industrilönerna påverkar lönerna i bygg- och tjänstesektorerna positivt, till skillnad från skattningarna för industrin där tyska löner inte har några signifikanta effekter på de svenska industrilönerna. Ett F-test indikerar också att industrilönerna verkar ha signifikanta effekter i kortsiktssambandet.

Tabell 7. Estimeringsresultat för kortsiktssambandet (3)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4 för byggsektorn, 2003 kv1–2017 kv4 för tjänstesektorn, avtalade löner

Koefficient	Byggsektorn		Tjänstesektorn	
	Standardmodell	Med industrilöner	Standardmodell	Med industrilöner
α_c	0,016* (0,002)	0,0003 (0,001)	0,013* (0,004)	-0,004* (0,002)
α_z	-0,021 (0,014)	-0,004 (0,007)	0,027 (0,033)	-0,002 (0,012)
α_{ls}	0,002* (0,001)	0,0001 (0,0004)	0,001 (0,001)	0,0002 (0,001)
α_{rr}	0,020 (0,012)	-0,014* (0,006)	0,025 (0,015)	-0,010 (0,006)
α_{wind}	-	0,716* (0,044)	-	0,835* (0,045)
α_ϵ	-0,781* (0,238)	-0,899* (0,111)	-1,851 (1,187)	-1,231* (0,410)
α_{wlag}	0,335* (0,080)	0,301* (0,037)	0,493* (0,137)	0,430* (0,047)
F-test (p-värde)		269,1 (0,00)		350,1 (0,00)
Justerat R^2	0,284	0,845	0,192	0,904

Anm. * anger signifikans på 5-procentsnivån. F-testet jämför modellerna i kolumn 1 och 2 respektive 3 och 4.

För att sammanfatta så indikerar skattningarna starkt att industriavtalet fungerar normerande för bygg- och tjänstesektorn. I Tabell 6 och 7 så är industrilönerna alltid signifikanta, och modellernas förklaringsvärde ökar kraftigt om de inkluderas. Resultat från statistiska F- och t-tester pekar också på att de bör vara med i löneekvationerna.

Resultaten är liknande för de faktiska lönerna; se Appendix C. Industrilönerna har effekter både på avtalslönerna och de faktiska lönerna inom bygg- och tjänstesektorn.

Effekterna av industrins avtalslöner på andra sektorer i Sverige verkar alltså starkare än effekterna av tyska industrilöner på svenska industrilöner. Korrelationerna för löneförändringar inom den svenska industrin och andra sektorer är betydligt högre än korrelationen mellan svenska och tyska industrilöner. Svenska industrilöner påverkar lönerna inom andra sektorer i princip ett till ett på sikt, medan tyska industrilöners effekt på de svenska är svagare. På kort sikt har också löneförändringar inom industrin ett kraftigt genomslag på löneförändringarna inom andra sektorer, medan effekterna av förändringar av tyska industrilöner på svenska industrilöneförändringar är små och inte signifikanta. Förklaringsgraden ökar också mycket mer när industrilönerna inkluderas både i långsiktssambandet för både bygg- och tjänstesektorn, jämfört med skattningarna för industrin då tyska löner inkluderas.

7 Sammanfattning och slutsatser

I denna artikel studeras lönebildningen i Sverige sedan Industriavtalet ingicks 1997. Löneekvationer skattas för att försöka få en bild av vad som bestämmer hur lönerna utvecklas i olika sektorer. Industriavtalet har fungerat som det var tänkt på så sätt att lönerna i andra sektorer till stor del förklaras av hur industrilönerna sätts. Industrilönerna ger därför en betydande ökning i förklaringsvärdet för lönerna i både bygg- och tjänstesektorn, jämfört med modeller som skattas utan att industrilönerna ingår som märke. Industrins löner, som sätter märket, beror på överskottet som produceras av företagen. Eftersom industrin är exportberoende beror detta överskott på växelkurs, konkurren priser och produktivitet. En debatt har förts om den tyska industrins löner kan tänkas ha en direkt påverkan på svenska löner utöver effekterna via konkurren priset. I den här artikeln har det empiriska stödet för en sådan utsaga studerats. Den empiriska analysen ger ett visst men inte entydigt stöd för att med säkerhet fastslå att tyska nominallöner har ett direkt inflytande på svenska nominallöner. Det behövs alltså en fördjupad analys för att utröna om så är fallet. Den empiriska analysen ger dock otvetydigt stöd för att det finns ett starkt och statistiskt säkert samband mellan avtalade svenska industrilöner och avtalade löner för euroområdet. Avtalade tyska industrilöner ter sig således inte ha en särställning för svenska avtalade industrilöner, utan vad som verkar viktigt är de avtalade lönerna för hela euroområdet. Dock har Tyskland i kraft av sin storlek förstärkt en stor påverkan på de avtalade lönerna i euroområdet.

Referenser

Benmarker, Helge, Lars Calmfors och Anna Larsson (2011), "Wage Formation and the Swedish Labour Market Reforms 2007–2009", *rapport till Finanspolitiska rådet* 2011/1.

Calmfors, Lars, Simon Ek, Ann-Sofie Kolm och Per Skedinger (2019), *Kollektivavtal och lönebildning i en ny tid*, Dialogos förlag, Stockholm.

Engle, Robert F. och Clive W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, vol. 55, nr 2, s. 251–276.

Erlandsson, Mattias och Alek Markowski (2006), "The Effective Exchange Rate Index KIX – Theory and Practice", *Konjunkturinstitutet Working Paper*, nr 95.

Forslund, Anders, Nils Gottfries och Andreas Westermark (2005), "Real and Nominal Wage Adjustment in Open Economies", *Department of Economics, Uppsala University working paper*, 2005:18.

Forslund, Anders, Nils Gottfries och Andreas Westermark (2008), "Prices, Productivity and Wage Bargaining in Open Economies", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 110, nr 1, s. 169–195.

Gottfries, Nils (2019), "Europanormen saknar relevans: Om sambandet mellan lönebildning, penningpolitik, växelkurs och konkurrenskraft", rapport 6F.

Jonsson, Magnus och Emelie Theobald (2019), "Förändrad arbetsmarknad – effekter på priser och löner, Phillipskurvan och Beveridgekurvan", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, s. 28–49, Sveriges riksbank.

Kinnwall, Mats (2017), "Svensk inflation är irrelevant för industrins konkurrenskraft", 7 december 2017 <https://www.industriarbetsgivarna.se/nyhetsrum/nyheter/nyheter-2017/svensk-inflation-ar-irrelevant-for-industrins-konkurrenskraft>.

Konjunkturinstitutet (2018), *Lönebildningsrapporten 2018*.

Krebs, Tom och Martin Scheffel (2012), "Macroeconomic Evaluation of Labor Market Reform in Germany" *IMF Economic Review*, vol. 61, nr 4, s. 664–701.

Molander, Per och Gert Paulsson (2008), "Vidareutveckling av det finanspolitiska regelverket", *rapport till Finanspolitiska rådet*, nr 5.

Ohlsson, Henry (2013), "Competitiveness and purchasing power: Collective bargaining in a small open economy", manuskript.

Trigari, Antonella (2009), "Equilibrium Unemployment, Job Flows, and Inflation Dynamics", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 41, nr 1, s. 1–33.

Westermark, Andreas (2008), "Lönebildningen i Sverige 1966–2009", *rapport till Finanspolitiska rådet* 2008/6.

Westermark, Andreas (2019), "Hur kan olika strukturella förändringar i ekonomin påverka löner och inflation?", *Penning- och valutapolitik*, nr 2, s. 71–89, Sveriges riksbank.

Appendix A – Skattningar med KPI

I detta avsnitt beskrivs skattningar för en modell där prisnivån i termer av KPI används som förklarande variabel i ekvationerna (2) och (3). I regressionen ersätts nominell ersättningsnivå med ersättningsgraden, eftersom prisnivån fångar upp nominella faktorer. Skattningarna för långsiktssambandet för avtalslönerna redovisas i Tabell A1 för perioden 1997 kv1–2017 kv4. Både modellen utan tyska löner och modellen med tyska löner har ett högt förklaringsvärde. Tyska löner samvarierar också positivt med svenska.

Tabell A1. Estimeringsresultat för långsiktssambandet (2)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4, avtalade löner

Koefficient	Standardmodell	Med tyska löner
β_c	-7,725* (1,245)	-3,514* (0,448)
β_z	0,195* (0,070)	0,094* (0,020)
β_e	-0,034 (0,126)	0,008 (0,038)
β_p	-0,922* (0,428)	0,292 (0,162)
β_{kpi}	2,393* (0,399)	-0,503* (0,238)
β_{ls}	0,055* (0,015)	-0,005 (0,006)
β_{rr}	-0,194 (0,162)	0,001 (0,053)
β_{wDE}	-	0,913* (0,062)
F-test (p-värde)		66,6 (0,00)
Justerat R^2	0,989	0,999

Anm. Engle och Granger (1987) regression, standardavvikelser inom parenteser.
* anger signifikans på 5-procentsnivån.

I standardmodellen har koefficienten konkurrenpriserna ett tecken som strider mot teorin. Tyska löner är signifikanta, och påverkar de svenska nästan ett till ett. Ett statistiskt F-test indikerar att tyska löner bör vara med i regressionen.

Skattningar för kortsiktssambandet i (3) redovisas i Tabell A2. Ersättningsnivån påverkar löneökningstakten signifikant i modellen utan tyska löner (kolumn 1). Den andra kolumnen beskriver resultaten när tyska löner också ingår. Konkurrenpriserna påverkar också lönerna positivt när tyska löner ingår i långsiktssambandet. Däremot är koefficienten för förändringen i tyska löner inte signifikant skild från noll, och även ett F-test indikerar att tyska löner inte bör vara med i sambandet.

Tabell A2. Estimeringsresultat för kortsiktodynamikregressionen (3)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4, avtalade löner

Koefficient	Standardmodell	Med tyska löner
α_c	0,021* (0,003)	0,021* (0,004)
α_z	0,019 (0,016)	0,014 (0,016)
α_e	-0,003 (0,017)	-0,013 (0,017)
α_p	0,073 (0,052)	0,107* (0,051)
α_s	-0,003 (0,002)	-0,004 (0,002)
α_{rr}	0,042* (0,018)	0,046* (0,018)
α_{wDE}	-	-0,000 (0,112)
α_{kpi}	-0,155 (0,095)	-0,189* (0,095)
α_ϵ	-0,173* (0,066)	-0,628* (0,225)
α_{wlog}	0,146 (0,108)	0,143 (0,108)
F-test (p-värde)		1,23 (0,27)
Justerat R^2	0,127	0,130

Anm. * anger signifikans på 5-procentsnivån.

Appendix B – Skattningar med avtalade löner för euroområdet

I detta avsnitt beskrivs skattningar för en modell där tyska avtalade löner ersätts med avtalade EMU-löner i ekvationerna (2) och (3).²⁰ Skattningar för långsiktssambandet i modell (3) redovisas i Tabell A3.

Tabell A3. Estimeringsresultat för långsiktssambandet i ekvation (2)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4, avtalade löner

Koefficient	Standardmodell	Med EMU-löner
β_c	-4,210* (0,651)	-0,292 (0,214)
β_z	-0,018 (0,072)	-0,018 (0,013)
β_e	0,048 (0,079)	-0,009 (0,016)
β_p	0,943* (0,118)	0,105* (0,044)
β_{ls}	0,016 (0,014)	-0,008* (0,003)
β_{rr}	0,448* (0,062)	0,090* (0,019)
β_{wEMU}	-	0,873* (0,040)
F-test (p-värde)		190,2 (0,00)
Justerat R^2	0,9909	0,9996

Anm. Engle och Granger (1987) regression, standardavvikelser inom parenteser.

* anger signifikans på 5-procentsnivån.

Precis som för tyska avtalade löner så faller koefficienten β_p för konkurrentpriserna kraftigt, samtidigt som koefficienten för EMU-löner är starkt positiv och högt signifikant när löner för euroområdet inkluderas som förklarande variabel; om de lönerna för euroområdet ökar med 1 procent så går de svenska upp med knappt 0,9 procent. Sambandet är alltså starkare än för tyska löner. Koefficienten för konkurrentpriset faller också mer när lönerna för euroområdet används, jämfört med när tyska löner används. F-testet indikerar också tydligt att tyska löner bör vara med.²¹

Skattningar för kortsiktssambandet i modell (3) redovisas i Tabell A4. Ersättningsnivån påverkar löneökningstakten signifikant i båda modellerna, även om koefficienten faller när lönerna för euroområdet inkluderas. När löner för euroområdet inkluderas, så ökar förklaringsgraden betydligt mer än i skattningarna med tyska löner i Tabell 2. Förändringar i lönerna för euroområdet har också en starkt positiv och signifikant effekt på förändringar i svenska avtalade industrilöner. Dessutom indikerar F-testet tydligt att de bör vara med i regressionen.

För att summera verkar det som att sambandet mellan svenska avtalade industrilöner och avtalade löner för euroområdet är betydligt starkare än sambandet mellan svenska och tyska industrilöner.

20 En motsvarande serie saknades för faktiska löner, så därför redovisas enbart skattningar för avtalslöner.

21 Tester (ADF-test, med trend) visar att det är kointegration när löner för euroområdet inkluderas (på 0,1-procentsnivån, kritiskt värde -4,83).

Tabell A4. Estimeringsresultat för kortsiktssambandet i ekvation (3)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4, avtalade löner

Koefficient	Standardmodell	Med EMU-löner
α_c	0,024* (0,003)	-0,003 (0,004)
α_z	0,008 (0,015)	0,004 (0,012)
α_e	-0,019 (0,017)	-0,009 (0,013)
α_p	0,038 (0,034)	0,033 (0,027)
α_s	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,002)
α_{rr}	0,036* (0,016)	0,059* (0,012)
α_{wEMU}	-	0,881* (0,118)
α_ϵ	0,219* (0,075)	-0,776* (0,264)
α_{wlog}	-0,059 (0,111)	0,183* (0,081)
F-test (p-värde)		49,3 (0,00)
Justerat R^2	0,199	0,521

Anm. * anger signifikans på 5-procentsnivån.

Appendix C – Industriavtalets effekt på andra branscher – faktiska löner

Jämfört med skattningarna för avtalade löner är resultaten kvalitativt likartade för båda sektorerna, se Tabell A5 och A6. Industrielöner ger en kraftig ökning av förklaringsvärdet och koefficienten är signifikant skild från noll, både i långsiktssambandet och kortsiktssambandet.²²

Tabell A5. Estimationsresultat för långsiktssambandet (2)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4 för byggsektorn, 2003 kv1–2017 kv4 för tjänstesektorn, faktiska löner

Koefficient	Byggsektorn		Tjänstesektorn	
	Standardmodell	Med industrielöner	Standardmodell	Med industrielöner
β_c	4,899* (0,648)	-0,093 (0,290)	-18,818* (5,960)	-0,352 (0,235)
β_z	-0,714* (0,109)	0,005 (0,044)	3,185* (0,976)	0,054 (0,038)
β_{ls}	0,006 (0,017)	-0,004 (0,004)	-0,136 (0,099)	-0,002 (0,002)
β_{rr}	1,479* (0,121)	-0,005 (0,075)	-0,607 (0,713)	-0,041* (0,013)
β_{wind}	-	0,963* (0,047)	-	0,957* (0,005)
F-test (p-värde)		222,2 (0,00)		15 437 (0,00)
Justerat R^2	0,9456	0,9975	0,6564	0,9999

Anm. Engle och Granger (1987) regression, standardavvikelse inom parenteser.

* anger signifikans på 5-procentsnivån. F-testet jämför modellerna i kolumn 1 och 2 respektive 3 och 4.

Tabell A6. Estimationsresultat för kortsiktssambandet (3)

Avser perioden 1997 kv1–2017 kv4 för byggsektorn, 2003 kv1–2017 kv4 för tjänstesektorn, faktiska löner

Koefficient	Byggsektorn		Tjänstesektorn	
	Standardmodell	Med industrielöner	Standardmodell	Med industrielöner
α_c	0,032* (0,003)	0,021* (0,003)	0,008* (0,004)	0,002 (0,002)
α_z	0,018 (0,021)	0,031 (0,018)	-0,005 (0,026)	-0,031* (0,015)
α_{ls}	-0,001 (0,001)	-0,002* (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,0001 (0,001)
α_{rr}	-0,012 (0,017)	-0,031* (0,015)	0,019 (0,012)	-0,009 (0,007)
α_{wind}	-	0,369* (0,068)	-	0,640* (0,063)
α_e	-0,346* (0,101)	-0,383* (0,086)	-1,866* (0,510)	-1,376* (0,290)
α_{wlag}	0,078 (0,088)	0,016 (0,075)	0,732* (0,109)	0,292* (0,075)
F-test (p-värde)		29,2 (0,00)		103,3 (0,00)
Justerat R^2	0,140	0,378	0,462	0,831

Anm. * anger signifikans på 5-procentsnivån. F-testet jämför modellerna i kolumn 1 och 2 respektive 3 och 4.

F-tester för om industrielöner bör inkluderas tyder klart på att så är fallet. Precis som för avtalslöner så verkar industrielöner ha signifikanta effekter i både långsiktssambandet och kortsiktssambandet.

²² Kointegration för faktiska löner i byggsektorn när industrielöner ingår i det kointegrerade sambandet indikerar kointegration på 5-procentsnivån (test-3,88, p 0,02); utan industrielöner kointegration på 1-procentsnivån (test-4,14, p 0,008). Kointegrationstest för faktiska löner i tjänstesektorn när industrielöner ingår i det kointegrerade sambandet indikerar kointegration på 1-procentsnivån (test-4,87, p 0,001); utan industrielöner ingen kointegration (test-1,73, p 0,72). Precis som för avtalslöner verkar variablerna vara kointegrerade, utom för tjänstesektorn när industrielöner inte ingår i sambandet.

Appendix D – Synkronisering av svenska och tyska löner

Tabell A7 visar kontraktsdatum och längd för svenska och tyska lönekontrakt. Tabellen innehåller de data som ligger till grund för Diagram 7 i huvudtexten.

Tabell A7. Svenska och tyska lönekontrakt inom industrin
Tidpunkt för överenskommelse, kontraktslängd och startdatum

Sverige	Tyskland
Jan 95, 36 månader, gäller från 1 apr 95	Mar 95, 24 månader, gäller från 1 jan 95
	Dec 96, 24 månader, gäller från 1 jan 97
Jan 98, 34 månader, gäller från 1 apr 98	
	Feb 99, 14 månader, gäller från 1 Jan 99
	Mar 00, 24 månader, gäller från 1 mar 00
16 jan 01, 38 månader, gäller från 1 feb 01	
	Maj 02, 22 månader, gäller från 1 mar 02
18 mar 04, 36 månader, gäller från 1 apr 04	Mar 04, 26 månader, gäller från 1 jan 04
	Apr 06, 13 månader, gäller från 1 mar 06
15 mar 07, 36 månader, gäller från 1 apr 07	Maj 07, 19 månader, gäller från 1 apr 07
	Nov 08, 18 månader, gäller från 1 nov 08
20 mar 10, 22 månader, gäller från 1 apr 10	Feb 10, 23 månader, gäller från 1 maj 10
12 dec 11, 14 månader, gäller från 1 feb 12	
	Dec 12, 13 månader, gäller från 1 apr 12
27 mar 13, 36 månader, gäller från 1 apr 13	Maj 13, 20 månader, gäller från 1 maj 13
	Feb 15, 15 månader, gäller från 1 jan 15
31 mar 16, 12 månader, gäller från 1 apr 16	Maj 16, 21 månader, gäller från 1 apr 16
31 mar 17, 36 månader, gäller från 1 apr 17	
	Feb 18, 27 månader, gäller från 1 jan 18

Källor: Medlingsinstitutet, egna data och Bundesbank