

Löneutvecklingen inom industrin 1998 – 2001

Rapport till Industrikommittén

Industrins Ekonomiska Råd*

oktober 2002

Resumé

Syftet med denna rapport är att undersöka utfallet av industriavtalen för perioden 1998 – 2001 och att jämföra utfallet med de ursprungliga avtalen. Vi studerar både löneökning och lönespridning genom ekonometriska skattningar av löneekvationer på individdata från Svenskt Näringsliv för anställda inom industrin. På så sätt är det möjligt att beräkna hur stor betydelse strukturella förändringar har haft för löneutfallet. Ett *första* huvudresultat är lönerna har ökat med i genomsnitt 3,8 procent per år. Detta är något över avtalsnivån som var i genomsnitt 2,8 procent per år för treårsperioden 1998 – 2000. Till detta kommer att vi inte tar hänsyn till lönekostnadseffekter av arbetstidsförkortningar och sidoförmåner i våra beräkningar. Å andra sidan, om man tar hänsyn till förändringar i de anställdas ålder, kön, kategori och län visar det sig, för det *andra*, att de återstående löneökningarna har varit 3,2 procent per år i genomsnitt. För det *tredje* visar det sig att om man tar hänsyn till att en del har lämnat under perioden medan andra har tillkommit är den genomsnittliga ökningstakten på individnivå något högre än om man räknar på samtliga. De tillkommande har alltså fått något lägre löner än de som har lämnat. Det *fjärde* huvudresultatet lönespridningen har ökat något, särskilt under avtalsperiodens sista år.

JEL klassificering: E24, J31, J50

Nyckelord: löneökning, lönespridning, strukturella förändringar

* Industrins Ekonomiska Råd (IER) består av chefsekonom Olle Djerf, Nordea, professor Henry Ohlsson, Nationalekonomiska institutionen, Handelshögskolan vid Göteborgs universitet och chefsekonom Irma Rosenberg, SBAB. Författarna representerar här inte de organisationer där de är verksamma utan svarar själva för alla överväganden och slutsatser i denna rapport. Vi vill tacka Ari Hietasalo på Svenskt Näringsliv som har försett oss med data. Vi har också fått värdefulla synpunkter och kommentarer vid presentationer för Industrikommittén och på Medlingsinstitutet. En del av arbetet med denna uppsats har utförts medan Ohlsson åtnjutit gästfriheten hos ERMES, Université Panthéon--Assas, Paris II,

1 Inledning

Syftet med denna rapport är att undersöka utfallet av industriavtalen för perioden 1998 – 2001 och att jämföra utfallet med de ursprungliga avtalen. Totalt rör det sig om ett sextiotal avtal inom Industriavtalets ram.¹ Vi studerar här både löneökning och lönespridning.

Det finns åtskilliga tolkningsproblem när det gäller lönestatistik. Det kan uppkomma strukturella förändringar av löneutvecklingen på bransch- eller nationell nivå som sammanhänger med t ex förändringar i åldersfördelningen, bransch- eller yrkessammansättning etc. Tolkningsproblemen är ett motiv till varför det finns utrymme för en egen studie av Industrins Ekonomiska Råd (IER). Vi har här utnyttjat Svenskt Näringslivs lönestatistik på individnivå för anställda inom industrin. Styrkan hos denna statistik är att det är möjligt att studera om det har skett strukturella förändringar under den gångna avtalsperioden. Vi gör det med hjälp av ekonometriska skattningar av löneekvationer. Våra beräkningar av struktureffekter ska ses som komplement till annan lönestatistik.

I Sverige finns det två officiella källor för löneanalyser på bransch- och makronivå. Statistiken produceras i både fallen av SCB på uppdrag av Medlingsinstitutet. Konjunkturstatistiken redovisas månadsvis. För privat sektor kan man här finna timlönestatistik för arbetare och månadslönestatistik för tjänstemän uppdelat på näringsgrenar. Timlönen respektive månadslönen räknas fram genom att den uppmätta lönesumman divideras med antal arbetade timmar respektive antalet heltidstjänster.² Strukturstatistiken redovisas årsvis och baseras på individdata. Detta innebär att man här kan få uppdelningar efter olika karaktäristika hos individerna, t ex ålder, kön, utbildningsnivå och yrke. Medlingsinstitutet bearbetar konjunkturstatistiken. Vi jämför våra beräkningar med löneutvecklingen enligt Medlingsinstitutets bearbetningar av konjunkturstatistiken.

Ett *första* huvudresultat är lönerna har ökat med i genomsnitt 3,8 procent per år. Detta är något över avtalsnivån som var 2,8 procent per år i genomsnitt för treårsperioden 1998 – 2000 och även 2,8 procent för 2001.³ Till detta kommer att vi inte tar hänsyn till lönekostnadseffekter av arbetstidsförkortningar och sidoförmåner i våra beräkningar. Å andra sidan, om man tar hänsyn till

¹ Elvander (2000) presenterar och diskuterar Industriavtalet närmare. Albåge & Larson (1998) redogör för händelseförloppet under 1998 års avtalsrörelse. Motsvarande beskrivning av 2001 års avtalsrörelse finns i OpO (2002).

² I KI (2000), som diskuterar svensk lönebildning, finns en relativt utförlig genomgång av de olika statistikällornas osäkerheter och ofullkomligheter. Det gäller t ex förändringar av sjukförsäkringssystemet, utbetalningar av retroaktiva löner, variationer i användningen av personal med betald ledighet etc.

³ Vi har hämtat siffran för 1998-2000 från Albåge & Larson (1998) och siffran för 2001 från OpO (2002).

förändringar i de anställdas ålder, kön, kategori och län visar det sig, för det *andra*, att löneökningarna har varit 3,2 procent per år i genomsnitt. För det *tredje* visar det sig att om man tar hänsyn till att en del har lämnat under perioden medan andra har tillkommit är den genomsnittliga ökningstakten på individnivå något högre än om man räknar på samtliga. De tillkommande har alltså fått något lägre löner än de som har lämnat. Det *ffjärde* huvudresultatet lönespridningen har ökat något, särskilt avtalsperiodens sista år.

Rapporten är organiserad på följande sätt. Efter detta inledande avsnitt redovisar vi i avsnitt 2 resultaten från de ekonometriska skattningarna. Vi studerar hur strukturförändringar har påverkat såväl lönenivå som lönespridning. I avsnitt 3 jämför vi dessa resultat med vad konjunkturstatistiken visar. Vi jämför också med den analys av löneutvecklingen i Sverige som Medlingsinstitutet har gjort. Vi sammanfattar i avsnitt 4. I ett appendix redovisar vi närmare hur vi har gjort våra beräkningar.

2 Löneutvecklingen inom industrin

Vi har fått tillgång till de delar av Svenskt Näringslivs lönestatistik som avser industrin. Med hjälp av dessa data har vi gjort beräkningar av lönenivå och lönespridning. Vi har också undersökt hur stor inverkan strukturella förändringar bland de anställda inom industrin har haft på löneutvecklingen.

Beräkningarna avser hela perioden 1998 – 2001 med 1997 som referensår.⁴ Här är det viktigt att påpeka att det inte är fråga om en totalundersökning. Företag med färre än tio anställda ingår inte i den statistik som sammanställs av Svenskt Näringsliv. Enligt Albåge & Larson (1998) omfattades ca 495 000 anställda av avtalen. Antalet observationer vi har för respektive år är:

1997	376 697
1998	375 293
1999	402 286
2000	465 373
2001	422 254

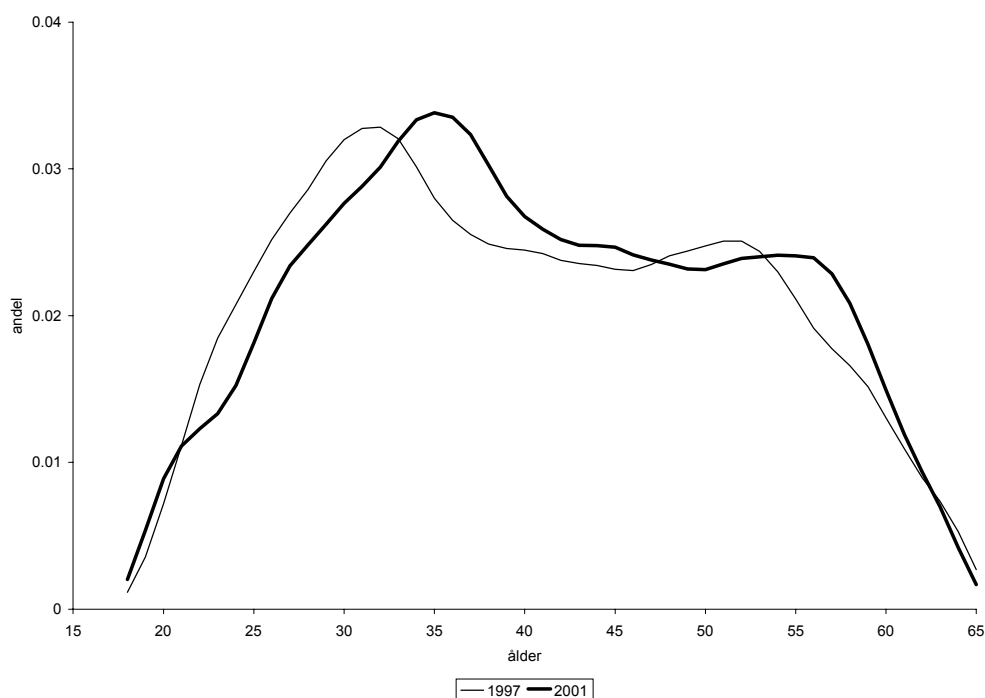
Lönenivåerna 1997 och 1998 avser för tjänstemän augusti månad och för arbetare andra kvartalet. Mätperioden 1999, 2000 och 2001 är september-oktober. För ca 90 procent av de berörda gällde avtalet från en tidpunkt någon gång under första kvartalet 1998. Vår mätperiod 1997 ligger alltså ungefär ett halvår före avtalens start. Avtalen löpte ut 31 januari 2001 för ca 90 procent av de berörda, för övriga löper avtalen ut senare. Mätperioden 2001 ligger därför ett drygt halvår efter avtalsperiodens slut för de flesta observationerna. Vid mätperioden 2001 har vi därför kunnat fånga alla eventuella händelser under avtalsperioden. Ett problem är att nya avtal har trätt ikraft för många. Löneökningar enligt dessa avtal kan ha påverkat våra beräkningar.

Beräkningar av löneutvecklingen inom industrin kan påverkas av strukturella förändringar bland de anställda. Sådana förändringar kan ha skett av två olika orsaker. För det *första* kan det ha att göra med att nyanställningar och avgångar. Om det föreligger stora skillnader i t ex utbildning, erfarenhet, ålder etc. mellan de som tillkommer, de som stannar och de som lämnar kommer arbetskraftens struktur att förändras. Personalomsättningen är betydande. Vi har information om totalt 675 430 personer som har berörts av industriavtalen. Av dessa är det endast för 160 061 som vi har en och endast en observation för samtliga fem år.⁵

⁴ Vi har tidigare redovisat beräkningar för 1998 och 1999 i IER (2000a) och IER (2000b) och för 2000 i IER (2001). Den första nämnda rapporten finns sammanfattad i Carling m fl (2000b).

⁵ Det förekommer också att vissa har flera observationer under samma år. Detta kan bero på att personen har bytt arbete under undersökningsperioden eller att han/hon har flera arbeten.

Figur 2.1 Åldersfördelningen inom industrin 1997 och 2001.



Källa: Egna beräkningar baserade på Svenskt Näringslivs lönestatistik.

Men även om de anställda är desamma kan det ske strukturella förändringar. Den *andra* typen av strukturella förändringar har att göra med att förhållanden som rör individen ändras. Det kan handla om mer erfarenhet och vidareutbildning men också byte av yrke, yrkeskategori, företag, arbetsställe etc.

Genomsnittsåldern bland de industrianställda som vi har information om har ökat något under den gångna avtalsperioden. År 1997 var åldern 40,33 år i genomsnitt, år 2001 var motsvarande siffra 41,01 år. Andelen kvinnor har ökat marginellt, från 25,85 procent till 25,88 procent. Andelen tjänstemän har ökat kraftigt. Från att ha varit 37,77 procent 1997 har andelen för denna kategori ökat till 43,60 procent 2001.

Figur 2.1 visar åldersfördelningen för de industrianställda 1997 och 2001. År 1997 fanns det en uttalad topp kring 30 år som fyra år senare har förflyttat sig och förstärkts kring 35 år. Vidare fanns det 1997 en mindre markerad topp strax över 50 år, denna har försvagats men finns kvar kring 55 år. Allmänt kan sägas att åldersandelarna 20 – 30 år och kring 50 år har minskat medan andelarna 30 – 45 år och 55 – 60 år har ökat.

2.1 Lönenivå

Den beräknade totala lönekostnadsökningarna i industriavtalen uppgick i genomsnitt till motsvarande 2,8 procent per år för treårsperioden 1998 – 2000 och 2,8 procent även 2001.

Den faktiska lönenivån 2001 var i genomsnitt 16,0 procent högre än 1997, se Tabell 2.1. Det motsvarar en årlig ökningstakt på 3,8 procent. Utfallen var med andra ord högre än avtalen. Den faktiska ökningstakten kan emellertid ha påverkats av båda typerna av strukturförändringar. Utfallen för enskilda år måste tolkas med försiktighet. Med en kort mätperiod varje år blir resultaten för enskilda år känsliga för löneavtalens tidsmässiga förläggning av lönehöjningarna.

Genom att istället beräkna den genomsnittliga löneökningstakten för enskilda individer kan vi ta bort effekterna av nyanställningar och avgångar. I detta fallet jämför vi således lönenivåer olika år för samma personer. Vi kan beräkna löneökningar på detta sätt för 505 822 personer. För dessa var lönenivån 2001 i genomsnitt 17,5 procent högre än 1997. Det motsvarar en årlig löneökningstakt på 4,1 procent, något högre än den som registrerades för de industrianställda utifrån samtliga observationer.

Här är det viktigt att komma ihåg att medelåldern bland samtliga har varit konstant medan de individer som ingår när vi räknar individ för individ har blivit fyra år äldre under avtalsperioden. När de anställda åldras vinner de erfarenhet. Om vi räknar för samtliga har denna erfarenhetsökning värderats till motsvarande en genomsnittlig årlig löneökning på ca 0,2 procent. Om vi istället räknar individ för individ rör det sig om ca 0,4 procent per år.

De personer som har kommit in i industrins arbetskraft de senaste åren har haft lägre löner, och de som har lämnat har haft högre löner, än de som blivit kvar. Slutsatsen blir att den första typen av strukturförändring har inneburit en årlig löneökningstakt som är ca 0,1 procent lägre jämfört med om vi räknar bort effekterna av in- och utflöden ur industriarbetskraften.

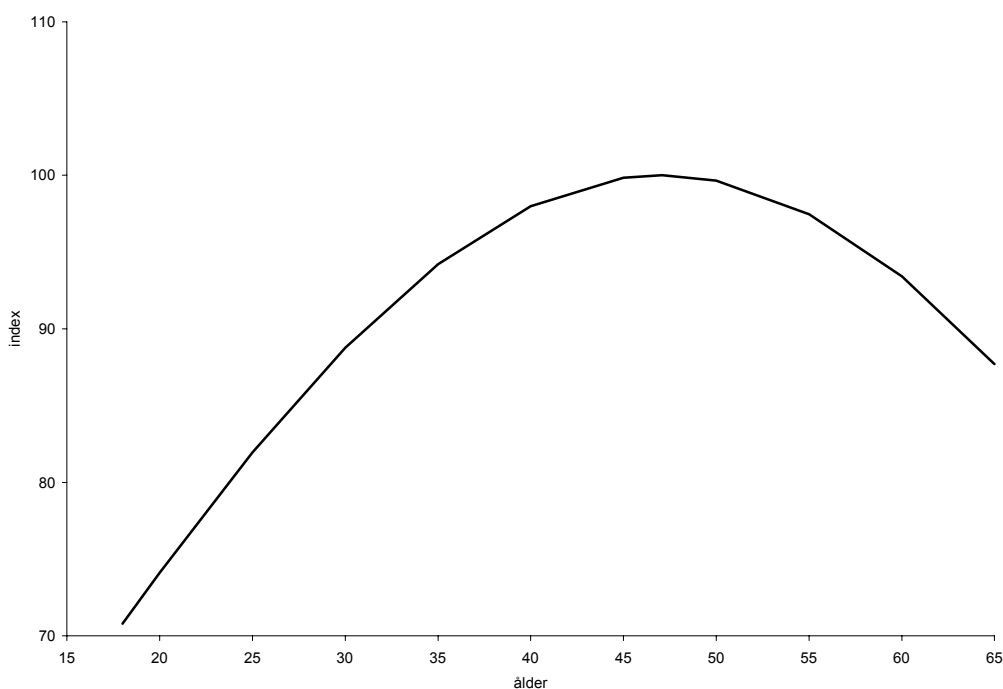
Det har också skett en förskjutning mellan arbetare och tjänstemän, andelen av kategorin tjänstemän har ökat. Detta är också en strukturförändring som kan vara av båda slagen. Det kan bero på att arbetare har lämnat industrin medan tjänstemän har tillkommit, men det kan också bero på att en del har bytt från anställningar som arbetare till anställningar som tjänstemän.

Tabell 2.1 Genomsnittliga löneökningar inom industrin 1998 - 2001, procent per år.

	1998	1999	2000	2001	Totalt 1998-2001	Genomsnitt 1998-2001
Samtliga observationer:						
ojusterat	3,1	4,1	2,3	5,7	16,0	3,8
justerat för						
ålder	2,9	3,9	2,4	5,3	15,4	3,6
ålder, kön	2,7	4,1	2,4	5,4	15,4	3,6
ålder, kategori	2,1	3,5	2,6	5,0	13,8	3,3
ålder, yrke	6,3	2,7	2,7	4,8	17,5	4,1
ålder, län	3,0	3,7	2,8	5,0	15,2	3,6
ålder, kön, kategori	1,8	3,7	2,6	5,0	13,7	3,3
ålder, kön, kategori, yrke	3,0	3,2	2,6	4,9	14,4	3,4
ålder, kön, kategori, län	1,8	3,5	2,8	4,8	13,6	3,2
ålder, kön, kategori, yrke, län	3,1	3,0	2,7	4,7	14,3	3,4
Individuella ökning:						
ojusterat	2,7	3,8	4,4	5,6	17,5	4,1
justerat för						
ålder	2,3	3,4	3,9	5,1	15,5	3,7
kategori	2,6	3,8	4,4	5,6	17,4	4,1
yrke	3,7	3,6	4,4	5,5	18,2	4,3

Källa: Egna beräkningar baserade på Svenskt Näringslivs lönestatistik.

Figur 2.2 Ålderslöneprofilen, genomsnitt för 1997 – 2001.



Källa: Egna beräkningar baserade på Svenskt Näringslivs lönestatistik.

Den ökande andelen kan förklara en höjning av lönenivån med i genomsnitt ca 0,5 procent om vi räknar för samtliga. Om vi istället genomför beräkningarna för individuella ökningarna kan vi fånga effekten för dem som har bytt från att ha varit arbetare till att bli tjänstemän. Men som framgår av tabellen innebär denna justering inte någon förändring av den beräknade löneökningen jämfört med den ojusterade individuella beräkningen. ”Tjänstemannaeffekten” beror på personalomsättning, inte beföringrar.

Samtidigt visar tabellen att det verkar ha skett en förskjutning i yrkesfördelningen som påverkar löneökningstakten. Andelen av de sysselsatta i yrken med lägre löner verkar ha ökat. Detta visar sig genom att löneökningstakten när man justerar för de anställdas yrken är högre än den ojusterade löneökningstakten. Detta resultat måste dock tolkas med försiktighet. Det finns stora problem förknippade med yrkesklassificering, både när det gäller att få en korrekt klassificering och att få en klassificering som är konsekvent över tiden. Det har inte varit möjligt för oss att närmare bedöma hur bra den aktuella klassificeringen är.

Figur 2.2 visar den genomsnittliga ålderslöneprofilen som vi får fram vid skattningarna där ålder ingår som förklarande variabel.⁶ Lönenivån för den genomsnittliga anställda i industrin når sitt maximum vid drygt 47 års ålder.

⁶ I skattningarna ingår ålder och ålder i kvadrat som förklarande variabler.

Jämfört med denna lönenivå är lönen för en anställd i 20-årsåldern drygt 25 procent lägre. En 65 årig anställd har en lön som i genomsnitt är drygt 10 procent lägre.

Vi har även beräknat medianlönen. Om medianlönen avviker från medellönen är detta ett uttryck för att lönefördelningen är skev. Så brukar det också vara när man studerar lönefördelningar. Medianlönen inom industrin har ökat långsammare än medellönen under den gångna avtalsperioden. Sett över hela fyraårsperioden har medianlönen ökat med 3,3 procent i årstakt. År 1997 var medianlönen 94,5 procent av medellönen. Fyra år senare hade denna siffra sjunkit till 92,7 procent. Detta antyder att lönefördelningen har blivit något skevare. Detta är ett skäl till studera lönespridningen närmare, vilket vi gör i nästa delavsnitt.

2.2 Lönespridning

Det finns många olika sätt att mäta spridningen i en fördelning. Det är på intet sätt självklart vilket mått man ska välja. Vi har här valt att mäta spridningen som den genomsnittliga procentuella avvikelser från medellönen. Detta mått är en god kandidat och dessutom sker beräkningen som en integrerad del av de ekonomiska skattningar vi gör för att beräkna löneökningarna.⁷

Tabell 2.2 visar att den genomsnittliga avvikelser från medellönen var knappt 36 procent. Detta gäller om vi räknar på samtliga observationer under perioden 1997-2001 och inte gör några justeringar för strukturella förändringar när vi beräknar medellönen. Spridningen har ökat över tiden, se tabellen och Figur 2.3. År 1997 var genomsnittsavvikelsen 33 procent, år 2000 hade den ökat till nära 39 procent. Om vi räknar individ för individ istället för på samtliga observationer har spridningen varit lägre men endast marginellt.

Som framgick av föregående delavsnitt kan strukturella förändringar bland de anställda påverka löneökningarna. På motsvarande sätt kan även lönespridningens utveckling påverkas av förändringar när det gäller t ex ålder, andel kvinnor, andel tjänstemän, yrken, län etc. De faktorer som verkar ha den största inverkan på lönespridningen är kategori och yrke. Om vi justerar för ålder och kategori sjunker den genomsnittliga procentuella avvikelser från medellönen med drygt 5 procentenheter till drygt 30 procent. Minskningen är t o m något större om vi justerar för yrke, men här kvarstår osäkerheten om kvalitén på yrkesvariabeln.

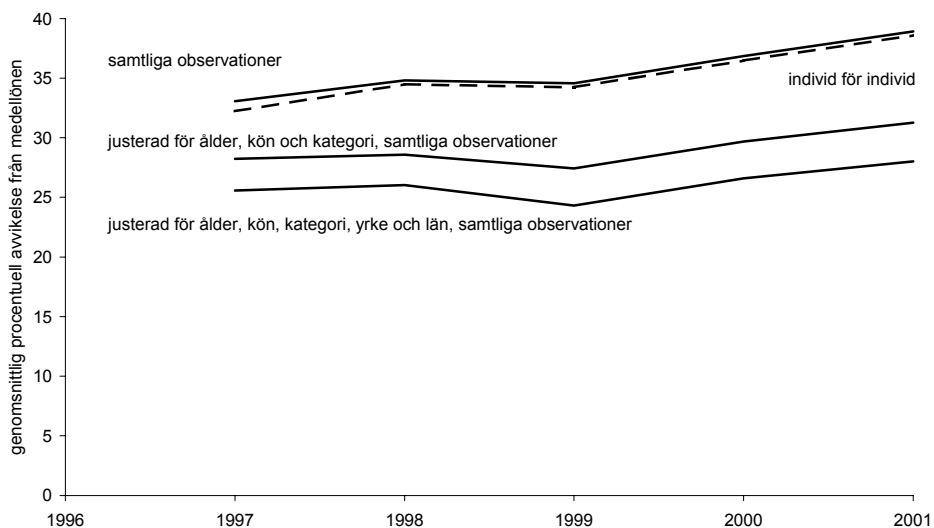
⁷ Eftersom vi har logaritmerat lönevariabeln kan residualernas standardavvikelse tolkas som den genomsnittliga procentuella avvikelser från medellönen, se vidare Appendix.

Tabell 2.2 Lönespridning inom industrin 1997 - 2001, genomsnittlig procentuell avvikelse från medellönen.

	1997	1998	1999	2000	2001	Totalt 1997-2001
Samtliga observationer:						
medellön resp. år	33,1	34,8	34,6	36,8	38,9	35,8
medellön resp. år justerad för						
ålder	31,8	33,5	33,2	35,6	37,7	34,5
ålder, kön	30,8	32,7	32,5	34,9	37,1	33,8
ålder, kategori	29,5	29,8	28,7	30,9	32,5	30,4
ålder, yrke	29,4	28,3	26,8	29,5	30,8	29,0
ålder, län	30,8	32,7	32,1	34,2	36,0	33,3
ålder, kön, kategori, län	27,9	28,3	27,0	29,1	30,6	28,7
ålder, kön, kategori, län, yrke	25,6	26,0	24,3	26,6	28,0	26,2
Individ för individ:						
medellön resp. år	32,2	34,5	34,2	36,5	38,6	35,4
medellön resp. år justerad för						
ålder	31,2	33,4	33,1	35,6	37,9	34,4
kategori	31,9	34,0	33,8	36,0	38,1	34,9
yrke	30,7	32,6	32,0	34,4	36,3	33,4

Källa: Egna beräkningar baserade på Svenskt Näringslivs lönestatistik.

Figur 2.3 Lönespridningen inom industrin 1997 - 2001, genomsnittlig procentuell avvikelse från medellönen.



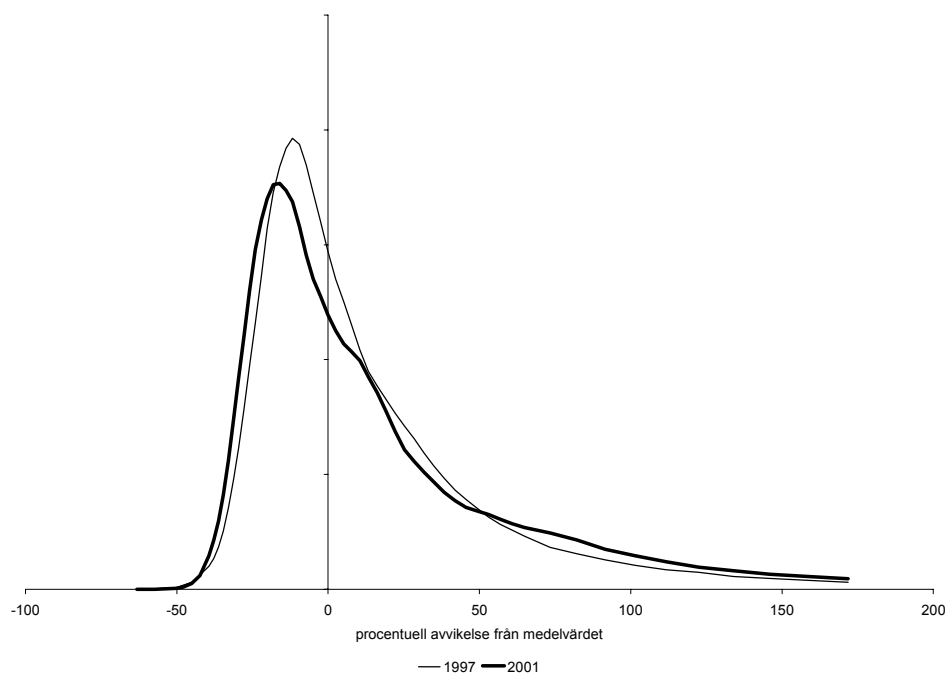
Källa: Egna beräkningar baserade på Svenskt Näringslivs lönestatistik.

Den genomsnittliga avvikelsen om vi samtidigt justerar för ålder, kön, kategori, yrke och län är drygt 26 procent. Spridningen efter en sådan justering inte har ökat lika mycket över tiden som den ojusterade spridningen, detta framgår av figuren. Skillnaden mellan ojusterad och justerad spridning har med andra ord ökat. Det mätbara faktorernas betydelse för lönespridningen har ökat.

Figur 2.4 visar hur ojusterade lönefördelningen 2001 skiljer sig från den ojusterade 1997. Som framgår av figuren har spridningen ökat över tiden. Andelen med lön i intervallet från 25 procent under medelvärde till 50 procent över medelvärdet har sjunkit något medan andelarna under och över detta intervall har stigit något. Fördelningen har också blivit mer skev i den mening att fördelningens topp har förskjutits längre från medelvärdet.

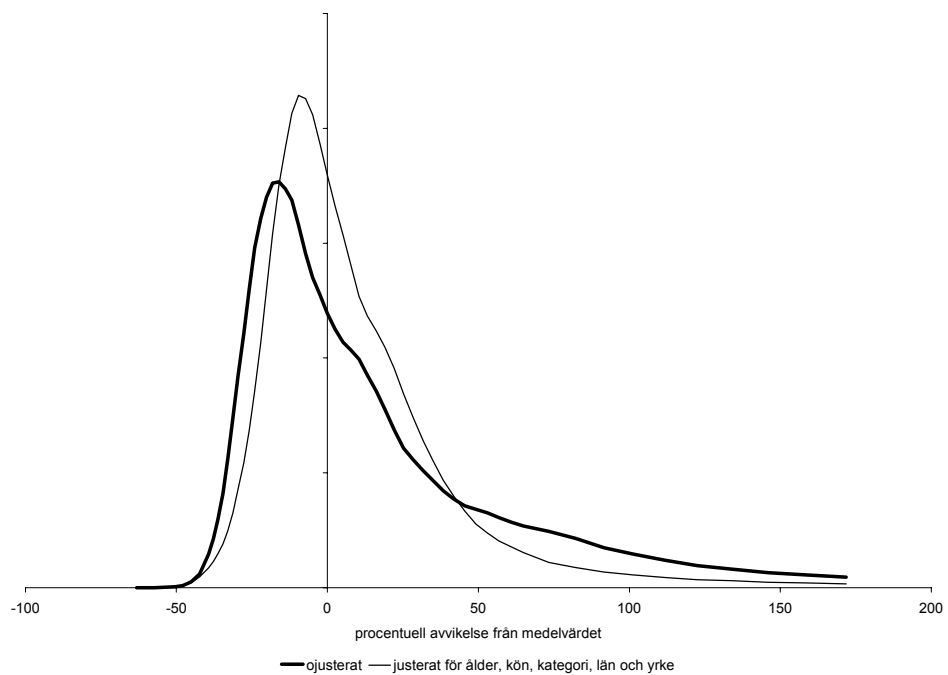
Figur 2.5 visar hur ojusterade lönefördelningen 2001 skiljer sig från fördelningen samma år efter justeringar för ålder, kön, kategori, län och yrke. Det framgår klart av figuren att dessa variabler kan förklara en relativt stor andel av lönespridningen.

Figur 2.4 Lönefördelningen inom industrin 1997 och 2001.



Källa: Egna beräkningar baserade på Svenskt Näringslivs lönestatistik.

Figur 2.5 Lönefördelningen inom industrin 2001 ojusterat och justerat.



Källa: Egna beräkningar baserade på Svenskt Näringslivs lönestatistik.

3 Löneutvecklingen enligt konjunkturstatistiken

Under åren 1998, 1999 och 2000 tillämpades alltså industrins samarbetsavtal för första gången. Industriavtalet 1998 medverkade i hög grad till att löneökningstakten blev betydligt lägre än vid 1995 års avtalsrörelse. Inom industrin blev den genomsnittliga löneökningstakten 3,5 procent per år under treårsperioden. Tabell 3.1 redovisar ökningstalen för de enskilda åren enligt konjunkturstatistiken.

Den genomsnittliga löneökningstakten enligt konjunkturstatistiken under de fyra åren som diskuterades i föregående avsnitt uppgick till i genomsnitt 3,6 procent per år. Detta är något lägre än de 3,8 procent per år vi redovisar i Tabell 2.1.

Industriavtalet fick tydliga återverkningar även på övriga delar av den svenska arbetsmarknaden. Inom området "Övrigt näringsliv" i tabell 3.1 steg lönerna med i genomsnitt 3,7 procent under perioden 1998-2000, klart lägre än den tidigare treårsperioden. Detsamma gäller för statligt anställda. För byggsektorn blev löneökningstakten ungefär densamma som tidigare. Sammantaget blev löneökningstakten 3,7 procent per år 1998-2000, det vill säga ungefär en procentenhet lägre än vid 1995 års avtal.

När det gäller Industriavtalet 2001 är det ännu för tidigt att kunna göra en ordentlig utvärdering. Halvvägs inne i avtalsperioden finns ännu bara fullständiga (men preliminära) data för år 2001 enligt konjunkturstatistiken. Under detta år kan vi konstatera att löneökningstakten för hela ekonomin har legat klart högre än den tidigare treårsperioden. Detta förklaras av flera faktorer.

Högkonjunkturen kring millennieskiftet kulminerade 2000 men effekterna på arbetsmarknaden släpade efter till 2001. Arbetsmarknaden förblev het ända fram till slutet av året och arbetslösheten sjönk jämfört med 2000.

Arbetsmarknadsläget har därför varit ansträngt på stora delar av arbetsmarknaden under 2001. Brist på arbetskraft har funnits på flera områden och medfört större löneglidning än tidigare för flera grupper, till exempel för industritjänstemän, övriga privata tjänstemän, byggnadsarbetare samt för åtskilliga kategorier av anställda inom den offentliga sektorn.

Löneavtalen har i regel varit "framtungade" för det stora flertalet av de treårsavtal som tecknats. Det betyder att de avtalsmässiga förändringarna är större det första året för att sedan minska successivt de kommande åren. För de flesta sådana avtal är sista avtalsåret uppsägningsbart.

Tabell 3.1 Löneökning 1998-2001 i olika sektorer, procent per år

	1998	1999	2000	2001	1998-2001
Industrin	4,2	2,3	4,1	3,7	3,6
Avtal	2,9	1,5	2,4	2,7	2,4
Övrigt	1,3	0,8	1,7	1,0	1,2
Byggsektorn	3,6	4,1	3,9	4,9	4,1
Avtal	3,1	1,9	2,6	2,8	2,6
Övrigt	0,5	2,2	1,3	2,1	1,5
Övrigt näringsliv	4,0	3,5	3,4	4,3	3,8
Avtal	3,0	3,0	2,5	2,3	2,7
Övrigt	1,0	0,5	1,0	2,1	1,1
Statsanställda	2,3	4,6	4,8	4,2	4,0
Avtal	2,0	2,5	2,5	2,0	2,2
Övrigt	0,3	2,1	2,3	2,2	1,7
Kommunalanställda	3,2	3,8	3,6	4,8	3,8
Avtal	2,3	2,7	3,3	3,4	2,9
Övrigt	1,0	1,1	0,3	1,4	0,9
Totalt	3,8	3,4	3,7	4,3	3,8
Avtal	2,8	2,4	2,7	2,7	2,6
Övrigt	1,0	1,0	1,1	1,6	1,2

Källa: Medlingsinstitutet samt egna beräkningar

Tabell 3.2 Löneutveckling enligt konjunkturstatistiken, procent per år

	1992-1994	1995 års avtal 1995-1997	1998 års avtal 1998-2000
Industrin	3,7	5,5	3,5
Avtal	1,4	3,3	2,3
Övrigt	2,4	2,3	1,2
Näringslivet	3,1	4,8	3,6
Avtal	1,6	3,4	2,6
Övrigt	1,5	1,4	1,0
Totalt	3,0	4,6	3,7
Avtal	1,7	3,5	2,7
Övrigt	1,3	1,1	1,0

Källa: SCB, Konjunkturinstitutet, Medlingsinstitutet samt egna beräkningar

Utvecklingen sedan Industriavtalets tillkomst kan kontrasteras med utvecklingen tidigare under 1990-talet. Perioden 1991-1993 präglades löneutvecklingen inom industrin i hög grad av den djupa krisen i ekonomin och av det så kallade stabiliseringsavtalet (Rehnbergsgruppen) på svensk arbetsmarknad. Detta avtal kom till i övergången från hög inflationstakt i ekonomin till låginflationsregim med aktiv inflationsbekämpning i början av 1990-talet. Löneökningstakten inom industrin mer än halverades jämfört med de tidigare åren och stannade vid 3,7 procent per år, se Tabell 3.2. På hela arbetsmarknaden steg lönerna med endast drygt 3 procent per år under dessa krisår.

I 1995 års avtalsrörelse blev dock resultatet betydligt högre löneökningstakt, inte minst inom industrin där lönerna steg med hela 5,5 procent per år under tre år. Bakgrunden är den nedgång i löneökningstakten som skedde åren dessförinnan, vilket i kombination med kronans fall, sänkta arbetsgivaravgifter och god exportkonjunktur ledde till en kraftig uppgång i företagens vinstandelar fram till 1995. Under de följande åren skedde så motsatsen; kraftiga lönehöjningar, sjunkande vinstandelar inom industrin och i andra delar av näringslivet. Även inom den offentliga sektorn steg lönerna relativt kraftigt under perioden 1995-1998. Statsanställdas löner steg med 4,7 procent i genomsnitt under perioden, medan ökningen stannade vid 4 procent per år inom kommunsektorn. Totalt sett ökade lönerna med 4,6 procent per år som en följd av 1995 års löneavtal, det vill säga ungefär en procentenhet högre än den lönenorm som den partssammansatta Edin-gruppen satt som mål.

4 Avslutning

Syftet med denna rapport är att undersöka utfallet av industriavtalen för perioden 1998 – 2001 och att jämföra utfallet med de ursprungliga avtalen. Vi studerar både löneökning och lönespridning genom ekonometriska skattningar av löneekvationer på individdata från Svenskt Näringsliv för anställda inom industrin. På så sätt är det möjligt att beräkna hur stor betydelse strukturella förändringar har haft för löneutfallet.

Ett *första* huvudresultat är lönerna har ökat med i genomsnitt 3,8 procent per år. Detta är något över avtalsnivån som var i genomsnitt 2,8 procent per år för treårsperioden 1998 – 2000 och 2,8 procent även 2001. Till detta kommer att vi inte tar hänsyn till lönekostnadseffekter av arbetstidsförkortningar och sidoförmåner i våra beräkningar. Å andra sidan, om man tar hänsyn till förändringar i de anställdas ålder, kön, kategori och län visar det sig, för det *andra*, att de återstående löneökningarna har varit 3,2 procent per år i genomsnitt. För det *tredje* visar det sig att om man tar hänsyn till att en del har lämnat under perioden medan andra har tillkommit är den genomsnittliga ökningstakten på individnivå något högre än om man räknar på samtliga. De tillkommande har alltså fått något lägre löner än de som har lämnat. Det *ffjärde* huvudresultatet lönespridningen har ökat något, särskilt under avtalsperiodens sista år.

Referenser

- Albåge, L-G & Larson, R, (1998), ”Industriavtalet i 1998 års förhandlingar — händelseförlopp och resultat”, rapport till Industrikommittén av de opartiska ordförandena, september.
- Carling, A, Djerf, O, Kazamaki Ottersten, E & Ohlsson, H, (1998a), ”Nya förutsättningar för lönebildningen”, *Ekonomisk Debatt*, årg 26, nr 2, s 107–115.
- Carling, A, Djerf, O, Kazamaki Ottersten, E & Ohlsson, H, (1998b), ”Lönekostnadsutvecklingens effekter på sysselsättningen”, *Ekonomisk Debatt*, årg 26, nr 7, s 505–513.
- Carling, A, Djerf, O, Kazamaki Ottersten, E & Ohlsson, H, (2000a), ”EMU-medlemskapets betydelse för svensk lönebildning”, *Ekonomisk Debatt*, årg 28, nr 2, s 133–142.
- Carling, A, Djerf, O, Kazamaki Ottersten, E & Ohlsson, H, (2000b), ”Industriavtalet - utfall och framtidsutsikter”, *Ekonomisk Debatt*, årg 28, nr 2, s 417-430.
- Elvander, N, (2000), ”Industriavtalet i tillämpning”, ALMEGAS förlag.
- IER, (1997a), ”Nya förutsättningar för lönebildningen”, utlåtande om nya förutsättningar för lönebildningen av Industrins ekonomiska råd, september.
- IER, (1997b), ”Lönekostnadsutvecklingens effekter på sysselsättningen”, rapport från Industrins ekonomiska råd, 16 december.
- IER, (1998), ”Asienkrisens effekter på den svenska ekonomin”, rapport från Industrins ekonomiska råd.
- IER, (1999), ”Lönebildning och konkurrenskraft vid låg inflation”, rapport till Industrikommittén av Industrins ekonomiska råd, mars.
- IER, (2000a), ”Industriavtalet - utfall och framtidsutsikter”, rapport till Industrikommittén av Industrins ekonomiska råd.
- IER, (2000b), ”Lönerörelsens samhällsekonomiska förutsättningar hösten 2000”, rapport från Industrins ekonomiska råd, 11 december.
- IER, (2001), ”Löneutvecklingen inom industrin 1998 –2000”, rapport till Industrikommittén från Industrins ekonomiska råd, juni.

Konjunkturinstitutet, (2000), ”Samhällsekonomiska förutsättningar för lönebildningen i Sverige”, KI-dokument Nr. 5, oktober.

Konjunkturinstitutet, (2001), ”Samhällsekonomiska förutsättningar för lönebildningen i Sverige”, KI-dokument Nr. 9, oktober.

OpO, (2002), ”Industriavtalet i 2001 års avtalsrörelse — händelseförlopp och resultat”, rapport till Industrikommittén av de opartiska ordförandena inom industrin, februari.

Appendix

A.1 Data

Våra data är från Svenskt Näringslivs ALF-databas åren 1997, 1998, 1999, 2000 samt 2001. Databasen omfattar endast företag med fler än tio anställda.

A.2 Mätperioder

Mätperioden 1997 och 1998 är augusti för tjänstemän och andra kvartalet för arbetare. Åren 1999 – 2001 är mätperioden september-oktober för båda kategorierna.

A.3 Urval

Med ledning av bilaga A i Albåge & Larson (1998) har vi identifierat avtalen inom Industriavtalets ram. Själva urvalet har skett med ALF-databasens variabler FBD (förbundsnummer) och AVTNR (avtalsnummer).

Vårt urval inkluderar:

FBD	AVTNR
0	alla utom 3, 5, 21, 39, 56, 58, 61, 999
1	endast 77
2	
3	
4	
8	
9	
21	för åren 2000, 2001
22	
24	för åren 1997, 1998, 1999
36	
37	

A.4 Variabler

Det mått på **lön** vi använder är ALF-databasens variabel HELMLON, total månadslön uppräknad till heltid. Denna variabel saknas för arbetare 1997. Här

beräknas lönen som $161 * \text{TOTKVOT}$ (totalt kronor / antal arbetade timmar, alla löneelement). Uppräkningsfaktorn 161 timmar per månad har vi valt genom att jämföra HELMLON och TOTKVOT för arbetare 1998 och 1999. Relationen mellan dessa två variabler är i genomsnitt nära nog precis 161 båda dessa år. Vi har därefter tagit den naturliga logaritmen av lönevariabeln.

Aktuellt **år** identifieras med variabeln PERIOD.

När det gäller **ålder** använder vi variabeln ALDER från databasen. För arbetare 1997 måste vi lägga till ett år för att nå jämförbarhet. I skattningarna ingår även **ålder i kvadrat** som förklarande variabel.

Om löneuppgiften är 0 utesluts observationen. Samma gäller om åldersuppgift saknas, är under 18 år eller över 65 år.

Dummyvariabeln **kvinn**a sätts till 1 då KOEN = 2, annars är den 0.

Dummyvariabeln **tjänsteman** sätts till 1 då PERSKAT = 2, annars är den 0.

De 10 dummyvariabler för **yrke** baseras på variabeln YRKKOD (inkommande yrkeskod, företag). Indelningen i yrkesområden är

YRKKOD		
0	>0	<1000
1	>= 1000	<2000
2	>= 2000	<3000
3	>= 3000	<4000
4	>= 4000	<5000
5	>= 5000	<6000
6	>= 6000	<7000
7	>= 7000	<8000
8	>= 8000	<9000
9	>= 9000	<10000

De 21 dummyvariabler för **län** baseras på variabeln LAEN (länsnummer). Observationer med värdet 11 har kodats om till värdet 12, observationer med värdena 15 och 16 har kodats om till 14. Indelningen är

LAEN	
1	=1
3	=3
4	=4
5	=5
6	=6

7	=7
8	=8
9	=9
10	=10
12	=12
13	=13
14	=14
17	=17
18	=18
19	=19
20	=20
21	=21
22	=22
23	=23
24	=24
25	=25

A.5 Beräkningarna

Beräkningarna har utförts med hjälp av statistikprogrammet Stata, version 7.0 <<http://www.stata.com>>, på en Dell Precision 220 med Intel® 82802 processor.

Beräkningarna av löneutvecklingen då samtliga observationer utnyttjas har skett genom skattningar med hjälp av minsta kvadrat-metoden (regression) där logaritmerad lön är beroende variabel. Förklarande variabler har i ett första steg varit dummyvariabler för 1998, 1999, 2000 och 2001 där då lönenivån för 1997 utgjort referensnivå.

Koefficienten för 1998 års dummyvariabel är 0,03066, med en *t*-statistika på 43,4. Koefficienten för 1999 års dummyvariabel är 0,07056, med en *t*-statistika på 101,7. Koefficienten för 2000 års dummyvariabel är 0,09340, med en *t*-statistika på 139,3. Koefficienten för 2001 års dummyvariabel är 0,14856, med en *t*-statistika på 216,7. Dessa koefficientskattningar har sedan räknats om till de ökningstal som redovisas på första raden i Tabell 2.1 med hjälp av kalkylprogrammet Microsoft Excel.

Övriga beräkningar som utnyttjar samtliga observationer har skett på motsvarande sätt med den skillnaden att ytterligare förklarande variabler har lagts till vid skattningen av löneekvationen.

Beräkningarna av de individuella löneökningarna har skett genom skattningar av s k fix effekt-modeller. Även i detta fall har den logaritmerade lönenivån varit den beroende variabeln med dummyvariabler för 1998, 1999, 2000 och 2001 som förklarande variabler i ett första steg. Men utöver detta har en dummyvariabel för var och en av de 505 822 individerna beräknats. Konsekvensen av detta är att

endast skillnader i lön för en given individ, men inte skillnader mellan individer, fångas.

Koefficienten för 1998 års dummyvariabel är i detta fall 0,02630, med en t -statistika på 90,5, koefficienten för 1999 års dummyvariabel är 0,06322, med en t -statistika på 219,5, koefficienten för 2000 års dummyvariabel är 0,10663, med en t -statistika på 373,4 och koefficienten för 2001 års dummyvariabel är 0,16096, med en t -statistika på 545,6. Dessa koefficientskattningar har sedan räknats om till de ökningstal som redovisas på elfte raden i Tabell 2.1, även i detta fall med hjälp av kalkylprogrammet Microsoft Excel.

För att kunna justera för ålder har vi istället för en fix effekt-modell skattat en så kallad *random effects model*.

Beräkningarna av lönespridning bygger residualerna från de ekonometriska skattningarna. Residualen för en observation är avvikelsen mellan den faktiska löneobservationen och den justerade medellönen som den skattade modellen predikterar för just denna observation. I detta fall kan vi tolka avvikelsen som en procentuell avvikelse eftersom den studerade variabeln är logaritmerad.

Residualernas varians beräknas genom att residualerna kvadreras, därefter summeras för att sedan divideras med antalet observationer. Kvadratroten av residualernas varians ger residualernas standardavvikelse. I detta fall kan residualernas standardavvikelse räknas om till den genomsnittliga procentuella avvikelsen från medellönen.

Låt oss återvända till skattningen bakom de löneökningstal som redovisas på första raden i Tabell 2.1. Residualernas standardavvikelse (ibland skrivs detta som RMSE som är en förkortning för *root mean square error*) är 0,30591. Vi räknar om detta till en genomsnittlig avvikelse på 35,8 procent. Detta är ett genomsnitt över alla fem år som skattningen avser. Om vi tar residualerna år för år kan vi beräkna den genomsnittliga avvikelsen år för år. Dessa beräkningar redovisas på första raden i Tabell 2.2.

Wage growth in Swedish industry 1998 - 2001

Report to the Industry committee

The Economic Council of Swedish Industry*

October 2002

Abstract

This report studies the outcome of the contracts within the Swedish industry during the 1998 – 2001 period. It compares the actual outcome with what was initially agreed. We study both wage growth and wage dispersion using econometric estimations of wage equations. Individual employee data from the Confederation of Swedish Enterprise for those employed in Swedish industry are used to assess the effects of structural changes on the wage outcome. *A first* main result is that wages have increased by an annual average of 3.8 percent. This is slightly more than what was agreed on which was 3.2 percent per year on average for the three-year period 1998 – 2000. In addition we do not take wage costs effects of working time reductions and fringe benefits into account in our calculations. On the other hand, controlling for age, gender, category, occupation, and county it turns out that, *second*, the remaining wage increases have been 3.2 percent per year on average. *Third*, if we control for that some have left during the period while others have entered, the average growth rate on the individual level is slightly higher than if all employed are included. Those entering have received slightly lower wages than those who have left. *Fourth*, wage dispersion has increased somewhat, especially during the last contract year.

JEL classification: E24, J31, J50

keywords: wage growth, wage dispersion, structural change

* The Economic Council of Swedish Industry (IER) consists of chief economist Olle Djerf, Nordea, professor Henry Ohlsson, Department of Economics, Göteborg University, and chief economist Irma Rosenberg, SBAB. The authors do not here represent the organizations where they work, the discussion and the conclusions in this report are their own. We want to thank Ari Hietasalo at the Confederation of Swedish Enterprise who has supplied the data. We have also received valuable comments and suggestions when presenting the paper for the Industry Committee and at the Swedish National Mediation Office. Some of the work was done when Ohlsson enjoyed the hospitality of ERMES, Université Panthéon--Assas, Paris II,