

# Underlag a. Kvantitativ studie av effekter



RiR 2019:16

## Diskrimineringslagens krav på lönekartläggning

– ett trubbigt verktyg för att minska  
löneskillnader mellan könen

# Kvantitativ studie av effekter

## Inledning

Den kvantitativa analysen som genomförs här är i viss mån besläktad med de analyser som Medlingsinstitutet tar fram på uppdrag av regeringen gällande löneskillnader mellan kvinnor och män. Det finns dock några avgörande skillnader.

Medlingsinstitutet tar fram estimat för hela arbetsmarknaden gällande de genomsnittliga könsskillnaderna i lön utifrån uppgifter i lönestrukturstatistiken. Det senare görs på två sätt, dels som okontrollerade/ovägda värden, dels som vägda skattningar där man tar hänsyn till aspekter som ålder, utbildning och yrke. En av flera aspekter som skiljer beräkningar från Medlingsinstitutets är att skattningar i denna granskning avser att mäta löneskillnader hos (ett urval av) arbetsgivare. För att kunna göra en sådan beräkning inkluderas endast företag där det finns minst en person av båda könen bland de anställda. Anledning till det är att vi fokuserar på utvecklingen av könsskillnader på företagsnivå. Det är enskilda arbetsgivare som lönekartläggningsbestämmelserna är riktade till, det finns inga bestämmelser som är inriktade på mer aggregerad nivå, t.ex. bransch. Olika företag påverkas olika utifrån lagens bestämmelser; mer exakt uppkommer skillnader mellan olika arbetsgivare utifrån företagsstorlek mätt utifrån antalet anställda. Avsikten med vår ansats är att se på den genomsnittliga effekten av (ändringen av) lagstiftningen i skärningen mellan att ha respektive inte ha ett dokumentationskrav som det bestäms i bestämmelserna om lönekartläggning. Det vi mäter är betydelsen av avskaffandet av krav på dokumentation av lönekartläggningar och tillhörande handlings- och jämställdhetsplaner för mindre företag. Liksom i Medlingsinstitutets analyser av könslöneskillnad är en av våra utgångspunkter att se på avtalad månadslön, vilket exkluderar övertids- och annan ersättning. Som ett alternativ till utfall lön studerar vi också relaterade utfall, som arbetsinkomst och rekrytering av kvinnor till de berörda företagen, samt andelen kvinnor som har chefsbefattningar. Därmed ser vi på olika aspekter som lagen föreskriver att arbetsgivare ska ta i beaktning i sitt arbete för att främja jämställdhet på arbetsplatsen. För analysen används i första hand LISA-data som innehåller detaljerade uppgifter för både anställda och företag. Dessa kompletteras med uppgifter från lönestrukturstatistiken som utgörs av ett stratifierat urval av företag som har tillfrågats av SCB med detaljerade uppgifter om de anställdas olika ersättningar. De privata företag som ingår i SCB:s undersökningar utgörs av ett stratifierat urval där företag byts ut år för år. Data vi har tillgång till sträcker sig tillbaka till år 1990 (uppgifter i LISA), men vi ser endast på utfall från 2001 till och med 2016. Arbetsgivare som enligt regelverket slapp kravet på ett dokumenterat aktivt jämställdhetsarbete efter 2008 utgör "behandlingsgruppen" medan de som hade motsvarande krav utgör kontrollgruppen. Med behandling avses här att företag, sett utifrån antalet anställda under ett givet år, undantogs från delar av de lagstadgade föreskriften. I en jämförelse mellan arbetsgivare före och efter det att kraven ändrades är det möjligt att klarlägga den enskilda betydelsen dessa krav har haft genom en så kallad "skillnad-i-skillnader" ("difference-in-differences") ansats. Mer exakt sker det genom att studera utfall hos arbetsgivare

som hade 20 till 24 anställda och som därmed från och med årsskiftet 2009 inte behövde ta fram dokumentation på lönekartläggningar (plus handlings- och jämställdhetsplaner). Dessa jämförs med arbetsgivare som inte direkt berördes av ändringen, dvs. de som hade 25 eller fler anställda. Uppdelningen av företag som jämförs är valt dels med hänsyn tagen till att företagen ska vara så lika som möjligt mellan de två gruppindelningarna, samtidigt som man behöver ta hänsyn till att få upp antalet observationer (läs: företag) i respektive grupp för att möjliggöra att dra tillförlitliga slutsatser. Skillnaden i respektive utfallsvariabel mellan dessa två indelningar av företag ger oss den uppskattade effekten av lagens krav om dokumentation. Genom regressionsskattningar i ett ”skillnad-i-skillnader” upplägg fångar vi in situationen före och efter införandet av diskrimineringslagen år 2009 och identifierar därmed betydelsen av kraven.

Dessa skattningar kompletteras med skattningar som inkluderar kontrollvariabler i syfte att öka träffsäkerheten av de framtagna beräkningarna. Kontroller har valts utifrån vedertagen praxis inom arbetsmarknadsforskningen och involverar uppgifter om medarbetarnas utbildning och yrken, eller företagets bransch/näringsgren. En uppsättning företagsfixa indikatorer hanterar systematiska faktorer som skiljer företagen åt (en sådan aspekt skulle kunna vara avtalstillhörighet, givet att denna varit konstant för företaget under observationsperioden). Den metodiska ansatsen som används är välbeprövad i utvärderingslitteraturen, bland annat har liknande skattningsupplägg använts i studier som avsåg att mäta effekten av andra lagändringar som påverkar arbetsgivare olika utifrån antalet anställda, se t.ex. i von Below och Skogman Thoursie (2010) eller Olsson (2013). Det finns studier som har undersökt betydelsen av jämförbara bestämmelser i andra länder, t.ex. studien av Vaccaro (2017) som studerar införandet av (standardiserade) lönekartläggningar för företag med 50 eller fler anställda i Schweiz år 2006. En nyligen publicerad studie från Danmark ser på en lagändring som började gälla 2007 och som krävde att företag med minst 35 anställda ska meddela arbetstagarrepresentanter om könslöneskillnaden i företaget, se Bennedsen m.fl. (2019).

I de här presenterade resultaten ingår endast privata företag. En av huvudledningarna till det är att det endast finns få offentliga arbetsgivare med färre än 30 anställda. Dessutom har privata företag andra förutsättningar vad det gäller personalpolitik än offentliga arbetsgivare (se motsvarande motivering i Albrecht m.fl. 2018).

## Beskrivande resultat och regressionsskattningar

Här redovisas resultaten av medelvärden och regressionsskattningar för ett antal olika utfall. Vi bedömer att företagsspecifika könsskillnader är det mest adekvata mått för att studera diskrimineringslagens inriktning och dess (möjliga) verkan. Genom att se på könslöneskillnader på företagsnivå bortser man ifrån förekomsten av (köns-)löneskillnaderna mellan olika företag. Olika löner mellan olika företag kan annars vara en källa till könslöneskillnader på aggregerad nivå i det att män i genomsnitt jobbar i företag/bransch som betalar högre löner, se t.ex. Card m.fl. (2016) utanför Sverige, eller Albrecht m.fl. (2018) och Boschini (2017) för Sverige. En sådan uppdelning av kvinnor

och män till olika arbetsgivare kan i sig vara uttryck för ett strukturellt problem. Dock är lagens inriktning tydligt fokuserad på löneskillnader inom företag, vilket motiverar vårt tillvägagångssätt. Viktigt att notera är att vår ansats har till följd att endast företag där det finns minst en person av båda könen inkluderas. Det medför att våra resultat inte fångar in en möjlig påverkan av lagen på könslönegapet som verkar genom ”enkönade” företag; med det menas i vilken utsträckning företag går från att vara enkönade till att ha en könsblandad bemanning.

I skattningarna delas företag in utifrån deras företagsstorlek mätt i antalet anställda under ett givet år och året dessförinnan. En sådan uppdelning av företag utifrån storlek mätt i antalet anställda innebär att klassificeringen varierar över tid, dvs. ett företag som ena året har varit klassat som tillhörig gruppen 20–24 kan två år senare hamna i gruppen 25–30 i fall företaget ökade sin bemanning, eller vice versa. Det innebär att ett och samma företag skulle beröras av olika krav inom lagstiftningen över tid. Av denna anledning har vi valt att ta fram ett antal separata regressionskattningar som i tilltagande grad betingar på att företag tillhört en och samma gruppindelning. Rent praktiskt betingar vi på att ett företag ska ha tillhört en viss gruppindelning, säg gruppen med 25–30 anställda under ett givet och föregående år, samt varit i motsvarande gruppindelning i minst 10, 20, 30 ..., 100% av åren innan dess. Uppräkning sker sekventiell över tid. Några förtydligande exempel: ett företag som klassades som 20–24 under två år (säg 2012 och 2011) och hade 20–24 anställda under flertal år dessförinnan blir klassad som ett ”20–24 företag”; om samma företag under efterföljande år hamnade i gruppen 25–30 kommer det att exkluderas från skattningarna motsvarande år, t.ex. året 2013 i det här exemplet.<sup>1</sup> Man bör notera att det finns nackdelar med en alltför snäv avgränsning. En sådan nackdel är att antal företag som ingår i beräkningar minskar ju striktare restriktion vi använder, vilket i sig ökar osäkerheten i skattningarna. Dessutom kan det finnas en tilltagande selektionssnedvridning då företag som inte ändrar antalet anställda sett över en längre tidsperiod är mindre dynamiska än företag i genomsnitt. I metodavsnitt ges fler och mer detaljerade exempel på hur val av avgränsning påverkar urvalet av företag.<sup>2</sup>

I Appendix, tabell A.1 och A.2 redovisas beskrivande statistik kopplad till fördelning av företagspopulationen över näringsgren. Dessa redovisas för den minst respektive mest restriktiva avgränsningen. Det framgår att fördelningen av företag över näringsgren är snarlika för alla fyra utfall som undersöks. För den mest restriktiva avgränsningen blir det en del ändringar, men över lag inga extrema skillnader mellan behandlings- och kontrollgrupperna. Antal observationer minskar till en tredje-fjärdedel i avgränsning 10 jämfört med avgränsning 1.

Eftersom skillnader i utfall mäts på företagsnivå är vår utgångspunkt att varje företag utgör en egen ”behandlingsenhet”. Denna ingång har till följd att vi fokuserar på

<sup>1</sup> I Metodbeskrivningen ges en mer utförlig förklaring.

<sup>2</sup> Uppgifter om företagsstorlek bygger på RAMS uppgifter; dessa kan vara behäftade med en viss osäkerhet. Genom att ha som minimikrav att det är uppgifter om minst två efterföljande stärks träffsäkerheten av ”rätt” företagsstorlek

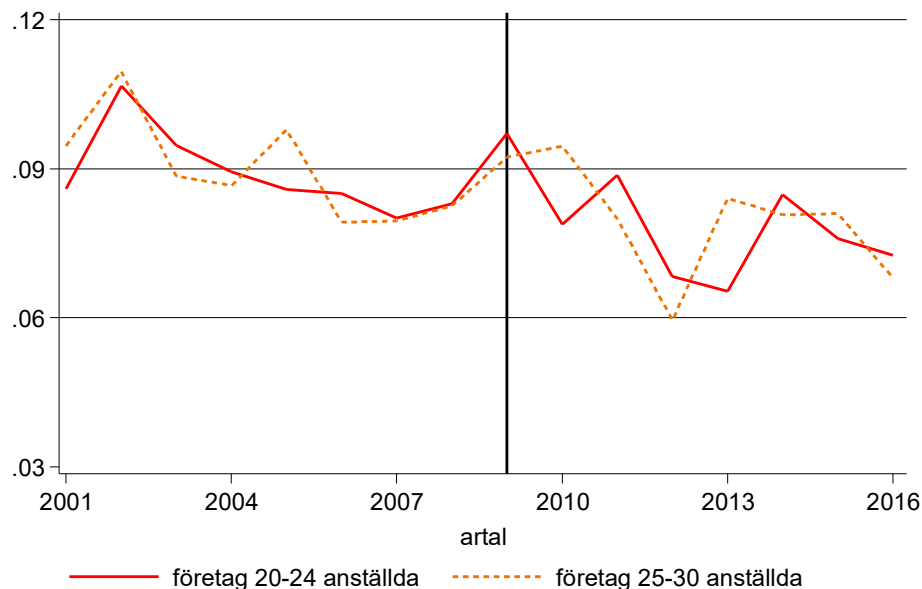
företag som behandlas olika utifrån lagens regelverk, där olika företag står på var sida om gränsen av 25 anställda. Alternativt vore det möjligt att ha som utgångspunkt att behandlingen gäller ett kluster av företag som vid given tidpunkt hade mindre eller fler än 25 anställda. I så fall reduceras ett enskilt företags betydelse till att vara ett bidragande element i en av två "meta grupper" bestående av företag med antingen färre eller 25 eller fler anställda. Dessa två ingångar är inte väsensskilda men innebär något olika skattningsförfarande, som beskrivs närmare i avsnittet Metodbeskrivningen.

# Resultat

## Utfall månadslön

I figur 1 visas utvecklingen i könslöneskillnad för företagen uppdelad för de grupper av företag vi studerar.<sup>3</sup> För företag som hade mellan 25 till 30 anställda var könslöneskillnaden marginellt större före ändringen i lagen trädde i kraft 2009 jämfört med företag som hade 20–24 anställda. Andelarna varierar rätt mycket från år till år, vilket till viss del följer av att lönestrukturstatistiken är baserad på en urvalsundersökning, vilket medför att det är olika sammansättningar av företag som ingår över tid. Bortsett denna variation framgår att sett över hela observationsperioden minskar löneskillnaderna något. Utvecklingen över tid för företag som hade 20–24 anställda jämfört med företag som hade 25–30 anställda framstår som likartade.<sup>4</sup>

**Figur 1** Könslöneskillnad på företagsnivå, 2001–2016  
Medelvärden (okontrollerad) uppdelad över gruppindelning



Härnäst redovisas resultaten av "skillnad-i-skillnad"-skattningar. Dessa har tagits fram dels i form av en mer renodlad modell, dels där motsvarande modell kompletterades med kontrollvariabler. Dessa kontrollvariabler utgörs av företagsspecifika aspekter som bransch och näringsgren, dels av individkaraktäristika bland de anställda, som utbildning, yrke, mm. I val av kontrollvariabler används uppgifter jämförbara med dem

<sup>3</sup> Extremvärden i könslöneskillnader har exkluderats, mer konkret företag där kvinnor (män) tjänar 0 procent av männens (kvinnornas) lön, samt i händelse av att kvinnors (mäns) medellön var tre gånger större än männens (kvinnornas) genomsnittslön hos samma arbetsgivare.

<sup>4</sup> I appendix visas uppdelning av medelvärden då man avgränsar företag utifrån hur frekvent företagen tillhört en viss storlek mätt i antalet anställda över tid; se figur A2 för månadslön, A3 för arbetsinkomst, A4 nyrekrytering av kvinnor och A5 för andelen chefer.

som Medlingsinstitutet använder i sina beräkningar. En aspekt som skiljer vår modell från deras är att vi bortser från att inkludera en kontrollvariabel för hel- eller deltidarbete. Anledningen till det är att vi anser att denna variabel är ömsesidig korrelerad med månadslön då man i regel väljer att gå ner i arbetstid när man får barn. Tanken är att ett beslut om (tidpunkten för) att få barn beror i viss mån på ens arbetsmarknadssituation och att en sådan kontroll därmed är ömsesidig beroende med lön som utfall. Vi följer därmed gängse tillvägagångssätt i den nationalekonomiska litteraturen; se t.ex. Blau och Kahn (2017), s. 797. En annan skillnad är att det i våra skattningar inkluderas en variabel som anger hur länge en person varit anställd hos arbetsgivaren. Den senare brukar ingå i löneekvationer i fall den finns tillgänglig, se t.ex. Blau och Kahn (2017). Denna tas fram genom att vi mäter hur regelbundet en anställd har varit anställd i samma företag åren som föregick ett givet år.<sup>5</sup>

En aspekt att förhålla sig till är om, respektive i vilken form, kontroller för yrke bör inkluderas i skattningarna. Frågan uppstår bland annat utifrån att uppdelning av yrken i SCB:s uppföljning har ändrats över tid, vilket medför att klassificeringen som började gälla från och med år 2014 inte är konsistent med klassificeringen från tidigare år.<sup>6</sup> Utöver frågan på vilken nivå en klassificering av yrken bör ligga för att ingå i skattningarna behöver man också ta ställning till den principiella frågan om en kontroll för yrken är befogad. Detta eftersom den anställdes yrke skulle kunna vara resultat av en underliggande strukturell könsuppdelad arbetsmarknad; se t.ex. diskussion i DO (2016) samt Boschini (2017). I så fall skulle kontroller för yrken neutralisera könslöneskillnader som uppstår i samband med att företag bedriver en ojämsställd rekryteringspolicy eller tillsättning av chefsbefattningar. Det skulle kunna innebära en underskattning av uppmätt könsskillnader i lön. Detta argument ska ställas emot argumentet att kontroller för yrken tillåter oss att konstanthålla för marknadsmässiga värderingen av olika arbeten. En större efterfrågan av särskilda yrkeskvalifikationer på arbetsmarknaden skulle kunna utgöra ett (sakligt) skäl för förekomsten av löneskillnader.

### Resultat av regressionsskattningar med könsskillnad i lön som utfall

Figur 2 visar resultat som bygger på regressionsskattningar i en ”skillnad i skillnad” ansats. Där redovisas koefficientestimater av variabeln som anger könsskillnaden i utfall för de företag som från och med år 2009 undantogs från kravet att dokumentera lönekartläggningar och relaterade underlag (som handlings- och jämställdhetsplaner) jämfört med företag som inte undantogs från kraven. Storleken på koefficientestimaterna kan avläsas på y-axeln. Indelningen på x-axeln anger graden av hur regelbundet företag tillhörde en särskild företagsstorlek. Ju större värde på x-axeln desto större restriktion

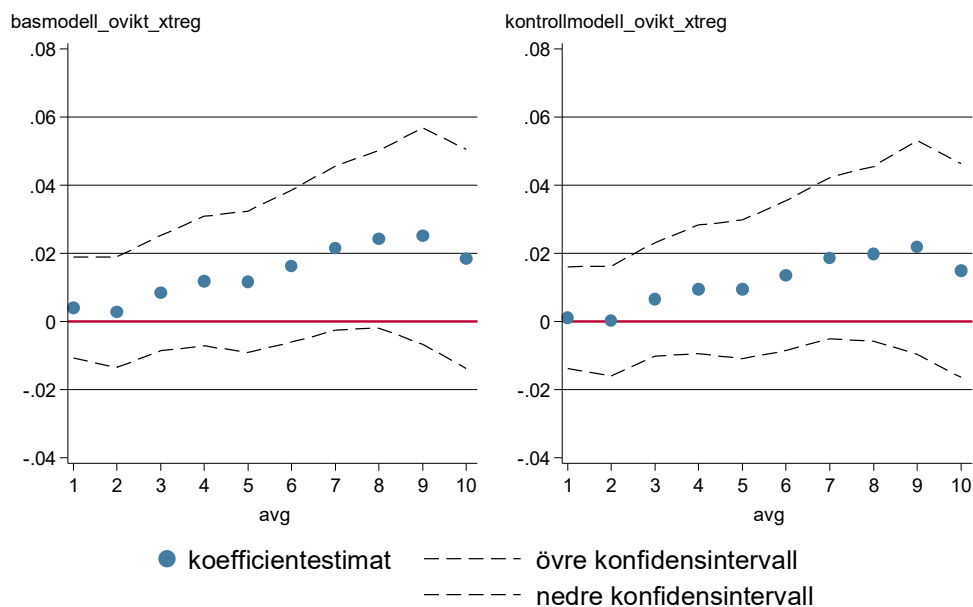
<sup>5</sup> Uppgifterna kommer från LISA data och mäter situationen i nov/dec ett givet år. Därmed kan det finnas enskilda personer som haft kortare anställningar hos en annan arbetsgivare under året som inte fångas in. Vi utgår ifrån att denna slags missräkning a) inte är särskilt omfattande, och b) inte skiljer sig systematiskt mellan de företag som ingår i behandlingsgruppen och de som tillhör jämförelsegruppen.

<sup>6</sup> I skattningar som tagits fram i vår analys ingår SSK på tresiffernivå, dvs. upp till yrkesgruppsnivå. En av anledningarna till att vi inte använder fyrsiffernivån är att denna inte hade implementerats fullt ut förrän år 2008. Eftersom vi ser på utvecklingen innan och efter 2008 behövs det en klassificering som är någorlunda jämförbar över tid, vilket stämmer bättre för klassificering på tre- än för fyrsiffernivå.

att företaget tillhört "sin grupp". I det mest extrema fallet (värdet 10 på x-axeln) har företaget tillhört samma gruppindelning under alla år vi kan följa det tillbaka i tid i LISA-data (vi ser på år 2000 och framåt).

När vi tar hänsyn till att företagen ska ha tillhört "sin grupp", dvs. antingen 20–24 anställda eller 25–30 anställda, under tidigare år blir skillnaderna mellan grupperna större ju oftare företaget befunnit sig i samma grupp (med en liten nedgång för avgränsningsvärde 10). Resultaten antyder att det finns en skillnad på upp till två procentenheter då man väljer en striktare avgränsning. Då man lägger till kontrollvariabler har det knappt någon påverkan på resultaten (jämför figuren till vänster med figuren till höger). Över lag är resultaten dock inte statistiskt signifikanta; speciellt då man ser till den minst restriktiva avgränsningen (avg= 1, 2) tyder skattningsresultaten på ett noll-resultat.

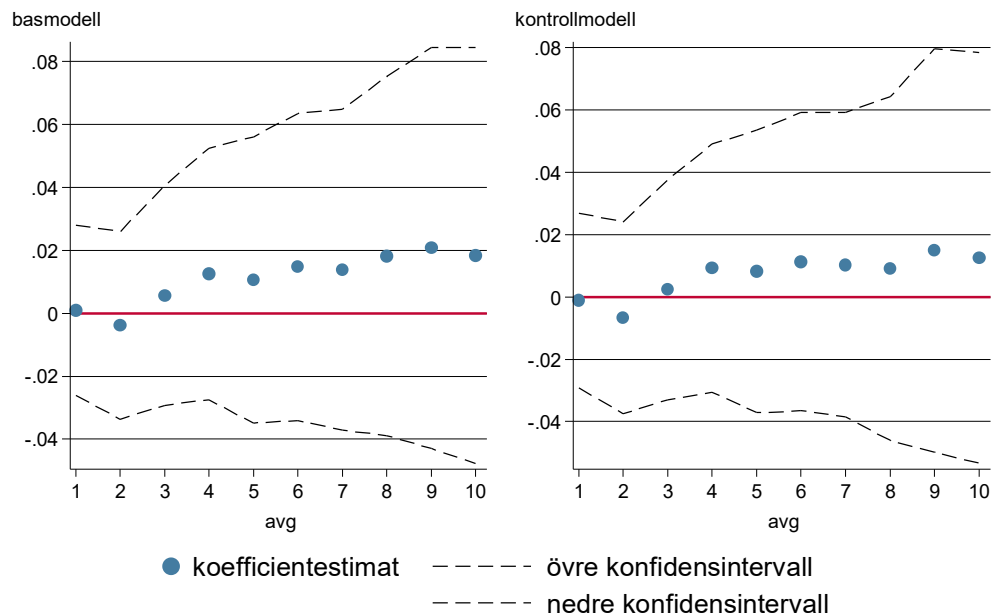
**Figur 2** Koefficientestimat  $\delta$  könsskillnad grundlön, företagnivå  
 $\delta$  = företag med 20–24 anställda vs 25–30 anställda



De resultat som presenteras ovan bygger på skattningar med uppgifter från lönestrukturstatistiken om månadslön som utfall. För att göra urvalet representativ för hela svenska arbetsmarknaden stratifieras urvalet av företag utifrån storlek och näringsgren i SCB:s statistikredovisning (se SCB 2017). Stratifieringsurvalet fångas i en viktningfaktor; denna används i skattningarna som tas fram av Medlingsinstitutets analyser. Observera att dessa viktningar inte är representativ för det urval av företag som inkluderas i våra skattningar. Trots detta har vi utfört skattningar med användning av lönestrukturdatans viktningsexerering, se nedan. Resultaten av dessa är snarlika de som skattas utan vikter, men konfidensintervallen blir (betydligt) större.



**Figur 2b** Koefficientestimat  $\delta$  könsskillnad grundlön, företagnivå  
Viktade skattningar

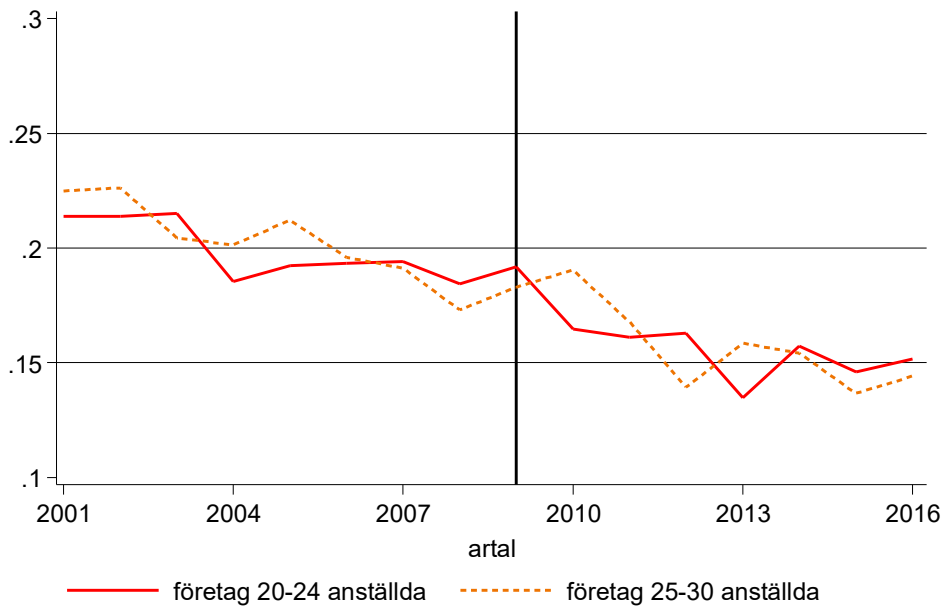


### Kompletterande utfall: könsskillnad i arbetsinkomst

Det kan finnas anledning att ifrågasätta om de företag som ingår i lönestrukturstatistiken är representativa för alla företag med 20 till 30 anställda; bland annat föreligger ett visst bortfall (se SCB 2017); dessutom byts ca 20% av företagen ut varje år, dvs. över tid är det olika företag som ingår i skattningarna vilket potentiellt skulle kunna snedvrider våra resultat. Ett sätt att komma runt denna selektion är att enbart hålla sig till LISA data som inkluderar totalen av alla företag (med undantag för nystartade företag som inte hunnit bli registrerade i företagsregistret som LISA statistiken bygger på). Ett sådant tillvägagångssätt kräver att man använder sig av andra utfallsvariabler än lön eftersom denna inte finns med i LISA. Som ett alternativ väljer vi därför att se på total arbetsinkomst ("kontant bruttolön", se SCB (2016) för detaljer) som utfall. Denna utgörs av en anställds bruttoersättning under året som arbetsgivaren betalar arbetsgivaravgift för. Måttet utgörs således av både ersättningsnivån (grundlön plus eventuella tillägg och övertidsersättning), men även den arbetade tiden under året. Måttet är därmed korrelerat med uppgifter om grundlön i lönestrukturstatistiken, men fångar också in andra aspekter, som om en person jobbade deltid, varit föräldraledig, eller andra orsaker som påverkar den totala arbetsinkomsten under året. I figur 3 redovisas utvecklingen av könsskillnader i arbetsinkomst på årsbasis uppdelad för våra två gruppindelningar av företag. Rent generellt ser man att könsskillnaden i arbetsinkomst minskade stadigt över den studerade perioden, från ca 23 till knappt 14 procentenheter mellan 2001 till 2016. Utvecklingen har varit snarlik för företag med 20–24 anställda och de med 25–30 anställda. Notera att det handlar om medelvärden för företag som uppfyller de kriterier om könsblandad personal i respektive storleksklass. Företag med endast kvinnor (män)

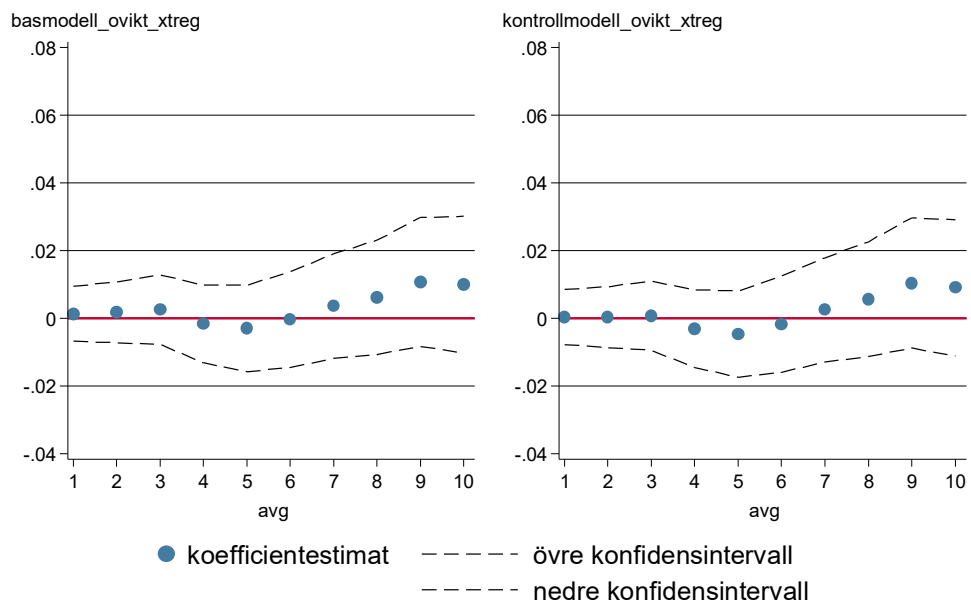
bland de anställda eller företag med färre (fler) än 20 (30) anställda under ett givet år ingår inte. Det gäller även de andra utfallen som studeras här.

**Figur 3** Könsskillnad i arbetsinkomst (LISA-data)  
Medelvärden (okontrollerad) uppdelad över gruppindelning



I figur 4 visas resultaten av regressionsskattningarna. Resultaten pekar åt att det inte föreligger någon systematisk skillnad, dvs. företag som inte behövde dokumentera lönekartläggningar hade inga signifikant skilda könsskillnader i arbetsinkomst jämfört med företag som hade ett dokumentationskrav; liksom med månadslön som utfall har inkludering av kontroller för näringsgren eller de anställdas egenskaper ingen betydelse för koefficientestimatet.

**Figur 4** Koefficientestimat  $\delta$  könsskillnad arbetsinkomst, företagnivå  
 $\delta$  = företag med 20–24 anställda vs 25–30 anställda



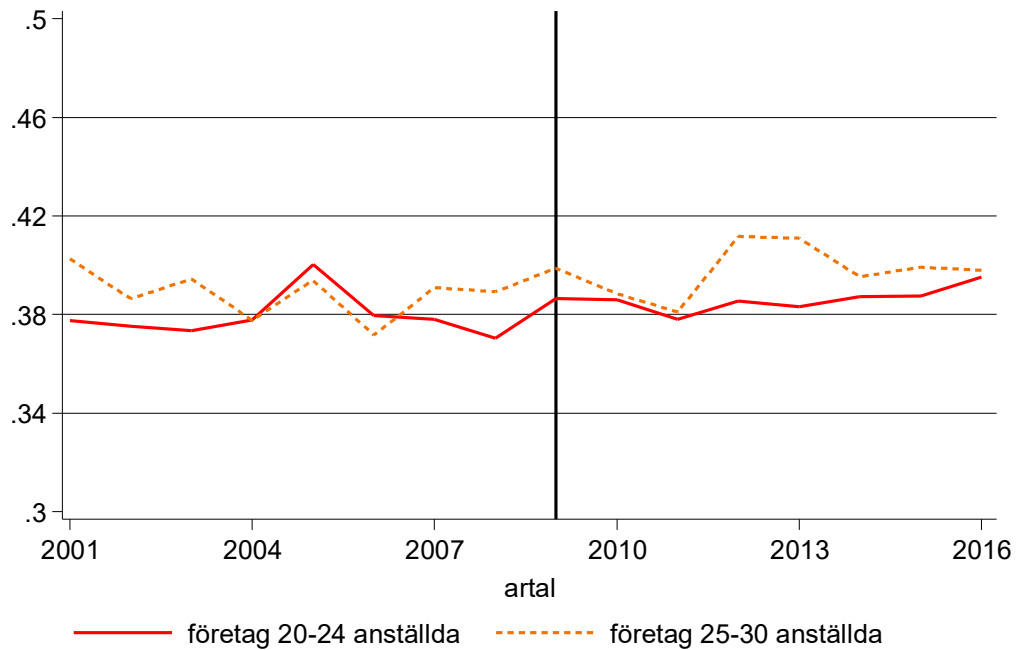
Det senare är rimligen en följd av att indikatorer för företagen, så kallade företagsfixa effekter, rensar bort de skillnader mellan företagen som är approximativt varaktiga över tid. I den mån företagen förändras över tid, säg i vilka branscher de är verksamma i eller de anställdas kvalifikationer framstår ändringar vara antingen likvärdiga mellan företag i respektive grupp eller så spelar dessa ändringar endast en marginell roll för utfallsvariabeln.<sup>7</sup>

#### Kompletterande utfall: rekrytering av kvinnor

Enligt föreskrifter i lagen ska arbetsgivaren också se över rekryteringen av nyanställda utifrån lagens krav om jämställdhet och jämlikhet. Utifrån LISA data har vi möjlighet att studera hur rekrytering av kvinnor har utvecklats. I figur 5 visas hur skillnaden i rekrytering har sett ut över tid.

<sup>7</sup> En aspekt som ligger nära till hands är hur skattningsresultat med könsgapet i månadslön och arbetsinkomst som utfall relaterar till varandra. I Appendix visas att urvalet i lönestrukturstatistiken som ingår i vår undersökning inte är representativ för hela arbetsmarknaden. Det skapar frågetecken runt användningen av lönestrukturstatistiken inom ramen för vår analys. Se figur A1.

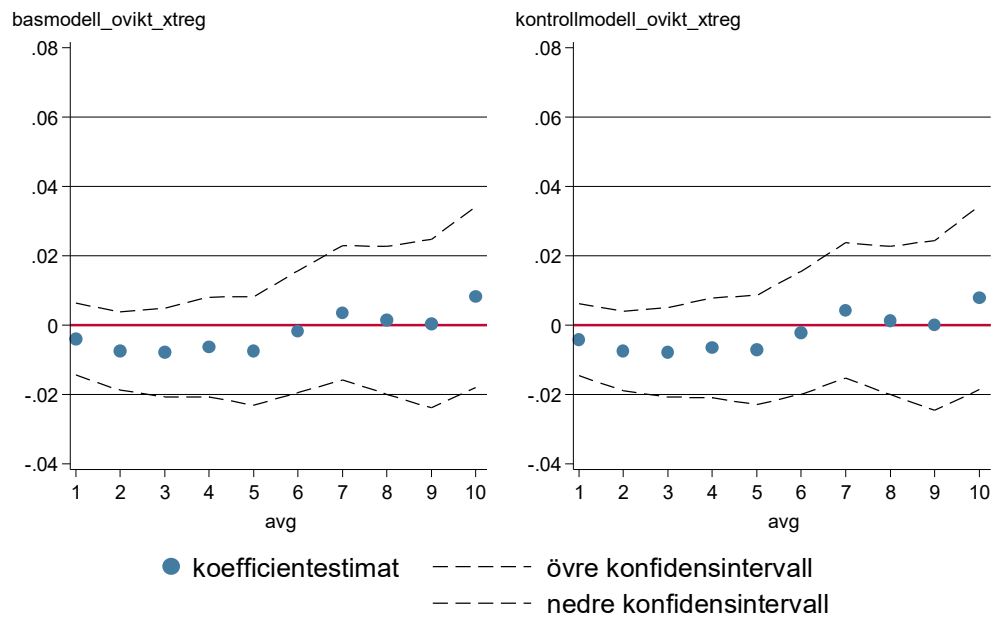
**Figur 5** Könsskillnad rekrytering på företagsnivå  
Medelvärden (okontrollerad) uppdelad över gruppindelning



Som framgår ur figur 5 är andelen kvinnor som rekryteras betydligt lägre än 50%, oavsett storleksgruppering på företagen. Denna bild illustrerar (det kända faktumet) att den svenska arbetsmarknaden är könsuppdelad, med en betydligt mindre andel kvinnor som arbetar inom den privata arbetsmarknaden, och en betydligt högre andel inom den offentliga sektorn. Det är anmärkningsvärt hur lite som ändrats över tid, dvs. att denna uppdelning framstår som mer eller mindre konstant över den femtonårsperiod vi studerar. Det framgår också att det endast föreligger små skillnader mellan företagen som ingår i respektive grupp. När man utför regressionsskattningar utifrån en ”skillnad-i-skillnader” ansats visar det sig att skillnaden mellan grupperna är små och statistiskt insignifikant, se figur 6.<sup>8</sup>

<sup>8</sup> Om ingen person anställdes under året blir utfallsvariabeln missing för det företaget och resulterar i ett bortfall i skattningarna.

**Figur 6** Koefficientestimater  $\delta$  kvinnor nyanställd, företagnivå  
 $\delta$  = företag med 20–24 anställda vs 25–30 anställda



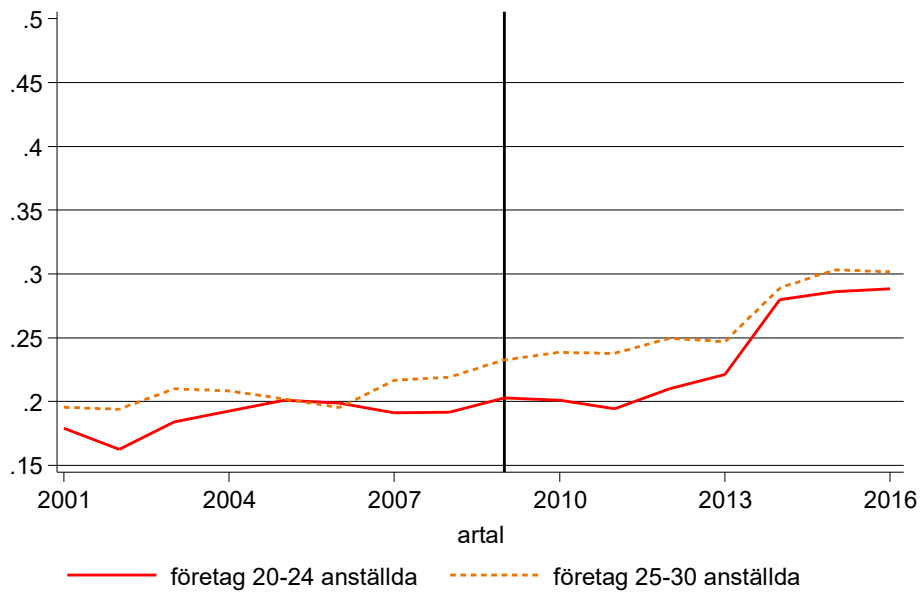
### Kompletterande utfall: könsskillnad i andel kvinnor med chefsfunktion

En annan intention med lagens skrivelse är att få till en mer jämställd tillsättning av högre tjänster. För att kunna mäta om kvinnor har fått tillgång till högre tjänster använder vi oss av klassificering utifrån ssk koder. Denna är konstruerad utifrån ett antal parametrar, bland annat gällande om en person hade en chefsbefattning. Genom att se på den första siffran i ssk koden har vi möjlighet att ta fram vilka personer som hade någon form av chefstjänst (yrkesområde=1). Det finns en omfattande gradering av olika chefsbefattningar i ssk; tanken här är dock att inkludera alla med någon slags chefsroll oavsett nivå.<sup>9</sup> I figur 7 visas hur andelen kvinnliga chefer inom privat sektor fördelar sig mellan grupperna över tid. I början på 2000-talet låg andelen kvinnliga chefer bland alla chefer inom privat sektor bland företag med mellan 20 och 30 anställda på knappt 20 procent. Andelen har tendentiellt gått upp sedan dess, med en tydlig uppgång från år 2013 och framåt (oavsett gruppnivå). Rent generellt speglar denna utveckling ett mönster som har visat sig gälla för hela den privata arbetsmarknaden.<sup>10</sup> En förklaring till denna uppgång är en ändring i yrkesklassifikationen ssk, som från och med år 2014 innehåller flera undergrupper av chefsbefattningar.

<sup>9</sup> Spannet inkluderar allt från bankdirektör, verkställande direktör, till pensionärshemföreståndare mm.; Se <https://www.scb.se/dokumentation/klassifikationer-och-standarder/standard-for-svensk-yrkesklassificering-ssyk/> för detaljer.

<sup>10</sup> Se <https://www.ekonomifakta.se/Fakta/Arbetsmarknad/Jamstalldhet/Kvinnor-i-chefsposition/>. Den generella utvecklingen inom hela den privata sektorn stämmer väl överens med ovan redovisade siffror. Den generella utvecklingen visar också upp en något större ökning från år 2013 till 2014, dock är den inte lika tydlig som i vår resultatredovisning.

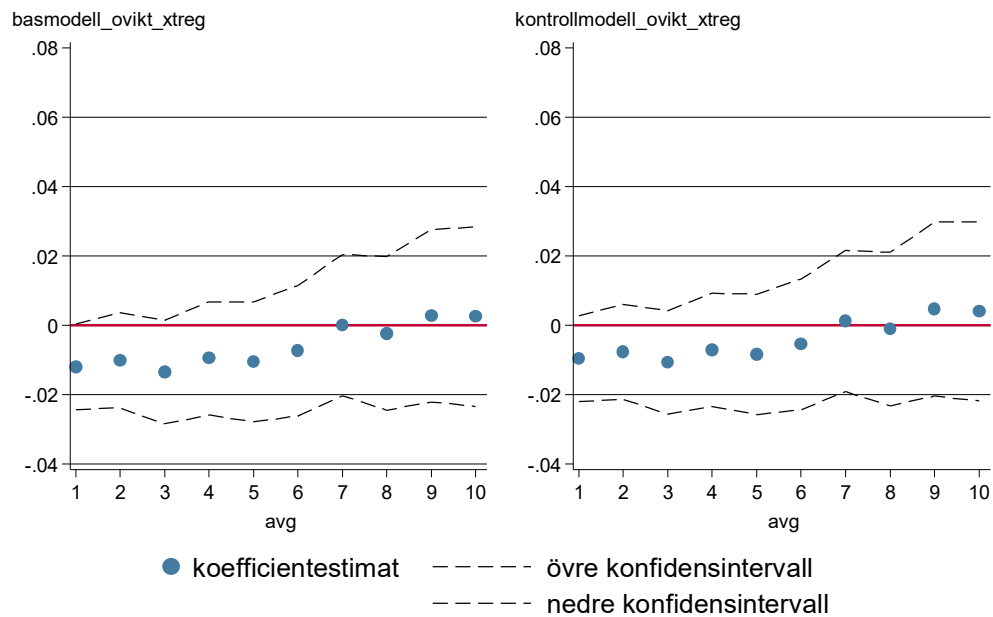
**Figur 7** Könsskillnad chefer företagsnivå  
Medelvärden (okontrollerad) uppdelad över gruppindelning



I figur 8 redovisas koefficientestimaten av skattningarna för skillnader i andelen chefer mellan företag som ingår i de två gruppindelningar av företag. Till skillnad från skattningar för de andra tre utfallen ingår här endast uppgifter fram till året 2013 till följd av den ovan nämnda förändringen i klassificering av yrken, speciellt också chefsbefattningar, i ssyk.<sup>11</sup> Koefficientestimaten är över lag negativa för mindre strikta avgränsningar, men lägger sig runt noll linjen när man anlägger striktare restriktioner.

<sup>11</sup> Resultaten ändras endast marginellt i fall vi väljer att ha med åren tom 2016.

**Figur 8** Koefficientestimat  $\delta$  kvinnorandel chef, företagnivå  
 $\delta$  = företag med 20–24 anställda vs 25–30 anställda



## Sammanfattande kommentarer till registeranalysen

Då man ser på könsskillnader i månadslön framgår det av skattningarna att det föreligger en skillnad mellan företag som hade krav på dokumentation av lönekartläggning jämfört med de som inte längre hade motsvarande krav efter lagändringen som trädde i kraft 2009, men endast då man använder sig av starka restriktioner om tillhörighet till en av de två grupper med 20–24 respektive 25–30 anställda. Över lag är skattningar utifrån lönestrukturstatistiken osäkra till följd av små urval och oklar representativitet. Då man ser till arbetsinkomst som utfall rör sig resultaten runt nollstrecket. För nyrekrytering av kvinnor och andelen kvinnor med chefsbefattningar föreligger inga statistisk säkerställda resultat.

## Känslighetsanalyser

I det här avsnittet kommer vi gå igenom ett antal tillvägagångssätt för att testa hur tillförlitliga resultaten av föregående skattningar är.

### Parallella trender

För att metoden ”skillnad-i-skillnader” ska kunna anses vara väntevärdesriktig behöver antagandet om parallella trender innan ”behandlingen” vara uppfyllt. Nedan testar vi för det antagandet. Detta görs genom att vi tar fram regressionskattningar som interagerar behandlingsindikatorn, dvs. att vara ett företag med mellan 20–24 anställda, och interagerar den med årsindikatorer för åren 2001 till 2016. Så i stället för att ha med endast en interaktionsterm med hela perioden 2009 till 2016 (post-behandlingsperioden) används en årsvis uppdelning av årsummisar interagerad med behandlingsindikatorn. För att antagandet om parallella trender ska vara uppfyllt bör interaktionstermer (behandling\*årsindikator) inte visa på ett urskiljbart mönster åren 2001 till och med 2008.<sup>12</sup> Nedan visas resultat för de fyra undersökta utfallen. I redovisningen avses skattningar som använder den minst restriktiva avgränsningen (avg=1).

Som framgår ur tabellen är interaktionstermerna i huvudsak inte statistiskt signifikanta. Det finns dock några undantag, där skattningar är signifikant skilda från noll för några år, lite varierande för de olika utfallsvariablerna. Att några av koefficientskattningar blir statistiskt signifikanta är i sig inget konstigt utan snarare ett resultat av att det är ett större antal koefficientskattningar som testas och där det givet vald signifikansnivå kan förväntas uppkomma signifikanta resultat i viss utsträckning (ungefär 1–2 (3) då man mäter på 5% (10%) signifikansnivå givet 32 olika koefficienter). Ett år som sticker ut är interaktion mellan att tillhöra ”behandlingsgruppen” och året 2008 som är signifikant på 5% nivå för två av de fyra här undersökta utfallen; det föranledde oss att undersöka betydelsen av året 2008 lite närmare, se efterföljande avsnitt. Vi har också testat för om de 8 interaktionsvariablerna (treated\_year2001- treated\_year2008) sammantaget är skilda från 0 för respektive utfall. Testen visar att företag som ingår i behandlings- och jämförelsegrupp inte systematiskt skilde sig innan diskrimineringslagen trädde i kraft i januari 2009, dvs. de följde samma trend.<sup>13</sup> Oss veterligen förelåg det inga andra lagliga regelverk och bestämmelser som skulle ha haft olika påverkan på företag som ingår i undersökningen under den undersökta perioden.<sup>14</sup>

<sup>12</sup> Motsvarande tillvägagångssätt görs i Bennedsen m.fl. (2019).

<sup>13</sup> Se motsvarande textförklaring längre ned i tabell 1. Notera att vi här endast redovisar samband i den minst restriktiva avgränsning (avg=1). För de andra avgränsningar (avg={2,3, .. 10}) är koefficientestimaterna delvis annorlunda, men över lag konsistenta med de här visade resultaten.

<sup>14</sup> Notera att antalet företag som ingår i skattningar för tabell 1 är större än antalet företag i skattningar av effekterna. Det följer av att det i effektskattningar i regel ingår företag som finns med i data före och efter år 2009; se avsnitt Metodbeskrivning för detaljer.



**Tabell 1** Test för parallella trender för olika utfall. Avgränsning=1

Utfallsvariabel könsskillnad i:				
	Lön	Arbetsinkomst	Nyanställning	Chefsposition
treated_year2001	-0.0276	0.000902	0.0107	-0.00465
	(0.0256)	(0.0103)	(0.0149)	(0.0136)
treated_year2002	-0.0237	-0.0131	-0.00521	-0.0132
	(0.0165)	(0.00926)	(0.0139)	(0.0113)
treated_year2003	-0.0240	-0.0183**	-0.00233	-0.000315
	(0.0169)	(0.00870)	(0.0132)	(0.0102)
treated_year2004	-0.0150	-0.0116	-0.0238*	-0.00609
	(0.0136)	(0.00834)	(0.0126)	(0.00979)
treated_year2005	-0.0109	-0.00129	0.00139	-0.0125
	(0.0126)	(0.00826)	(0.0121)	(0.00879)
treated_year2006	-0.0135	-0.00439	0.00586	-0.00396
	(0.0164)	(0.00811)	(0.0110)	(0.00807)
treated_year2007	-0.000603	-0.00373	-0.00260	-0.0154*
	(0.0121)	(0.00769)	(0.0110)	(0.00789)
treated_year2008	-0.0173	-0.0149**	-0.0214**	-0.0130
	(0.0129)	(0.00718)	(0.0103)	(0.00815)
treated_year2009	-0.00790	-0.0150**	-0.000487	-0.0147*
	(0.0121)	(0.00707)	(0.0124)	(0.00822)
treated_year2010	-0.0201*	-0.0109	-0.00408	-0.0152*
	(0.0119)	(0.00776)	(0.0116)	(0.00858)
treated_year2011	0.0130	0.0158**	0.0148	-0.0184**
	(0.0134)	(0.00783)	(0.0108)	(0.00927)
treated_year2012	0.00683	0.00421	-0.0225*	-0.0121
	(0.0154)	(0.00755)	(0.0117)	(0.0105)
treated_year2013	0.0111	-0.0100	-0.0201*	-0.00449
	(0.0160)	(0.00880)	(0.0121)	(0.0111)
treated_year2014	0.0165	-0.00372	-0.000993	
	(0.0170)	(0.00808)	(0.0123)	
treated_year2015	-0.00257	0.0106	-0.0114	
	(0.0181)	(0.00886)	(0.0122)	
treated_year2016	-0.00896	0.00709	-0.000552	
	(0.0196)	(0.00853)	(0.0124)	

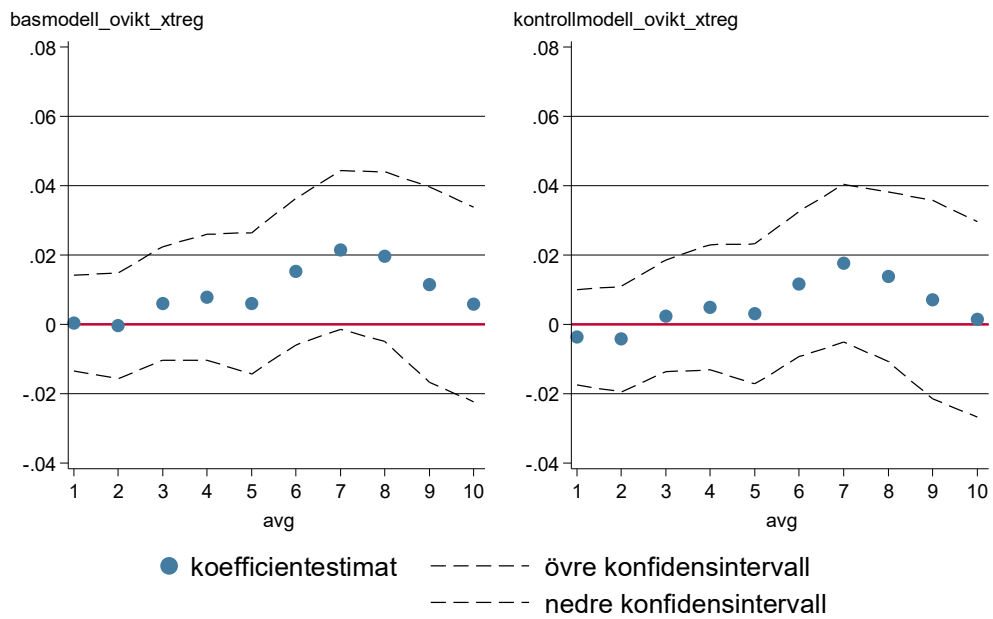
Utfallsvariabel könsskillnad i:				
	Lön	Arbetsinkomst	Nyanställning	Chefsposition
Antal observationer	4,805	48,070	44,668	30,618
R2-värde	0.032	0.021	0.004	0.012
Antal företag	2,022	13,498	13,305	10,146
F test treated_year2001-2008=0:	0.755	0.277	0.293	0.387
Kontrollvariabler företag och anställda	Ja	Ja	Ja	Ja

Robust standard errors in parentheses: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

### Skattningar med avgränsning 2008 till 2016 som ”behandlingsperiod”

Några koefficientskattningar som sticker ut från föregående skattningar är interaktionen mellan behandling och året 2008. För båda utfallsvariabeln arbetsinkomst och nyanställning av kvinnor visar interaktionsvariablerna på signifikanta koefficientskattningar. En möjlig orsak skulle kunna vara att Sverige drabbades av finanskrisen under hösten 2008 vilket innebar att arbetsmarknaden upplevde en mycket orolig period vilket kan ha påverkat de utfall vi undersöker på ett sätt som inte fångas upp av modellspecifikationer. En annan anledning skulle kunna vara att propositionen Prop. 2007/08:95 som låg till grund för ändringen i lagen som började gälla januari 2009 offentliggjordes 6 mars 2008. Det innebär att en del företag kan ha börjat förhålla sig till de ”nya” bestämmelserna redan under året 2008. Om så varit fallet skulle det påverka analysen. Nedan visas resultat av skattningar då man flyttar behandlingsperioden från 2009 ned till 2008. Först visas resultat med könsskillnader i månadslön som utfall.

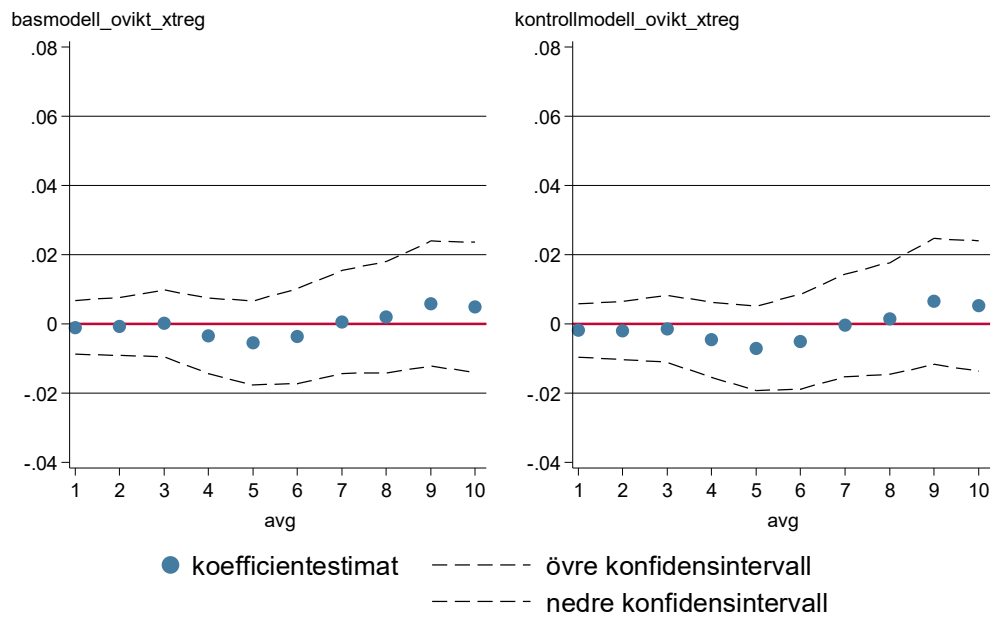
**Figur 9** Koefficientestimat  $\delta$  könsskillnad grundlön, företagnivå  
Postperiod 2008-2016



Resultaten visar på likartade effektestimat jämfört med skattningar med 2009–2016 som behandlingsperiod. Det innebär att skattningar inte är känsliga för att byte av referensår då vi ser på könsskillnader i månadslön som utfall.

Nedan visas motsvarande skattning för arbetsinkomst som utfall.

**Figur 10** Koefficientestimat  $\delta$  könsskillnad arbetsinkomst, företagnivå  
Postperiod 2008-2016



Som syns från föregående figur är skattningar med könsskillnader i arbetsinkomst lika de som vi fick i våra huvudskattningar.

När vi ser på skillnader i andelen kvinnor bland nyanställda blir resultaten som följer. I dessa skattningar framstår skillnader mellan företag i behandlingsgruppen och jämförelsegruppen som större än huvudskattningarna. Dessa resultat tyder på (statistiskt) signifikanta skillnader i nyanställningar av kvinnor då vi ser till mindre strikta avgränsningar gällande (historisk) företagsstorlek.



Sammantaget visar resultaten en viss känslighet för ändring av periodindelningen. För skattningar som mäter könsskillnader i månadslön och arbetsinkomst som utfall styrker dessa resultat hypotesen att lagändringen inte hade en kausal påverkan för de ingående företag. Däremot framstår det som att företag som undantogs från kravet att dokumentera lönekartläggningar och relaterade planer har varit mindre angelägna att anställa kvinnor jämfört med de företag som fortsatt omfattades av kraven. När det gäller andelen kvinnliga chefer har ändringen av periodindelningen ingen större betydelse.

## Pseudo skattningar

Som andra punkt inom ramen för känslighetsanalysen redovisas här resultaten av skattningar där vi flyttar avgränsningen mellan behandlings- och kontrollgrupp. Vi väljer att se på företag som grupperas i storlek 35–39 jämfört med företag med företag med 40–45 anställda. Denna slags skattningar avser att testa om det kan vara annat än själva ändringen i lagen som genererade de skattningsresultat som vi fick fram i våra huvudskattningar. T.ex. skulle det kunna finnas systematiska skillnader mellan företag som mer handlar om skillnader i företagets storlek som tvingar fram skillnader av koefficientestimat. Eller så finns det en inbyggd skevhet i själva modellspecifikationen i meningen att den genererar resultat som pekar åt något håll oavsett vilka värden man stoppar in i modellen. Modellspecifikation bör visa på koefficientestimat ( $\delta$ ) runt noll för respektive utfallsvariabel för att kunna bedömas vara väntevärdesriktig.

Som tidigare börjar vi med att redovisa skattningsresultat med könsskillnader i månadslön som utfallsvariabel. Koefficientestimaten rör sig runt noll-strecket. Det är stora konfidensintervall, vilket kan kopplas till att antalet företag inom denna storleksklass i lönestrukturstatistiken är mindre än i våra huvudskattningar. Att resultaten varierar runt nollstrecket indikerar att modellspecifikationen fungerar tillfredställande för månadslön som utfallsvariabel.

















## Sammanfattande slutsatser om lagändringens effekter

Resultaten av regressionsskattningar och känslighetsanalyser kan sammanfattas som följer. För könsskillnader i månadslön finns inga statistiskt signifikanta resultat vilket i stort hänger ihop med en stor spridning i utfall. Till följd av begränsningar med de ingående uppgifter i lönestrukturstatistiken (begränsat antal företag) finns det en inbyggd osäkerhet som man behöver förhålla sig till. Om man ändå våga sig på att göra en samlad bedömning blir vår tolkning att lagändringen inte hade en påvisbar direkt påverkan när det gäller könsskillnader i månadslön, men att det föreligger ett svagt samband som indikerar att företag som inte längre omfattades av dokumentationskrav hade större könslöneskillnader efter ändringar i lagen.

När det gäller utfall med könsskillnader i arbetsinkomst är skattningsresultaten rätt entydiga i det att det föreligger ett nollresultat, med lite variation kring nollstrecket, både i huvudskattningar men även då vi flyttar på behandlingsperioden (från 2009–2016 till 2008–2016). I viss grad störs tillförlitligheten av dessa skattningar av att resultaten från pseudo-skattningar pekar åt att skattningsmodellen verkar något skev för utfallsvariabeln arbetsinkomst, men skevheten rör sig inom felmarginalen. Skattningar som använder sig av en ITT ansats pekar också de på ett nollresultat. Vår sammanvägda bedömning blir därmed att lagens ändring inte hade någon direkt påverkan på könsskillnad i arbetsinkomst som utfall.

För könsskillnader i nyanställningar är bilden något blandad. I våra huvudskattningar föreligger en antydning till att företag som inte längre omfattades av dokumentationskraven i något mindre utsträckning rekryterade kvinnor. Denna antydning stärks till att bli statistiskt signifikant (för mindre restriktiva avgränsningar) då vi flyttar behandlingsperioden (från 2009–2016 till 2008–2016). Enligt pseudo-skattningar är modellen väntevärdesriktig. Skattningar som bygger på en ITT ansats visar dock på ett mycket stabilt nollresultat. Sammanlagd blir bedömningen att det inte går att visa på en effekt på könsskillnader i nyanställningar av olikheter i dokumentationskraven.

När det gäller könsskillnad i tillsättning av chefer pekar både huvudskattningar och skattningar då vi flyttar på behandlingsperioden (från 2009–2016 till 2008–2016) på att det var mindre vanligt för företag som inte längre behövde dokumentera lönekartläggningar att ha kvinnor som chefer jämfört med företag som hade krav på dokumentation. Dock visar resultaten från pseudo-skattningar att det verkar finnas en skevhet i modellskattningarna för detta utfall, där skevheten pekat åt samma håll (dvs. åt minus) som huvudresultaten gör. Våra ITT skattningar pekar åt att det föreligger ett svagt positiv (!) samband. Därmed blir det svårt att argumentera för att det finns en entydig effekt här, och vår slutsats blir att lagens ändring inte hade en mätbar effekt när det gäller tillsättning av kvinnor till chefsbefattningar.

## Metodbeskrivning

Modellen som ligger till grund för beräkningarna är en Difference-in-Differences (DID) ("skillnad-i-skillnad") ansats. Grundförutsättning bakom DiD ansatsen är att man kan följa grupper före och efter det att en särskild händelse inträffade som innebär att för övrigt likvärdiga grupper/individer "behandlas" olika efter denna tidpunkt. Genom att jämföra (genomsnittliga) utfall över tid är det möjligt att kontrollera för systematiska skillnader grupperna emellan. Ett underliggande antagande för skattningarnas tillförlitlighet är att de företag som jämförs till följd av att de behandlas olika är likvärdiga förutsatt att man har tagit hand om företagsspecifika egenskaper (så kallad "conditional independence assumption"). Upplägget som sådan är välbeprövad och accepterad som modell ansats. Något som däremot har vållat en del diskussion inom forskarsamhället är frågan hur man bör gå till väga för att få fram de "rätta" standardfelen och därmed de rätta signifikansnivåerna; se tex Brewer m.fl. (2018) och referenser däri. En avgörande faktor i val av modell ligger i att definiera vad som utgör rätt gruppnivå som analysen ska fokusera på. I studien av von Below och Skogman Thoursie (2010) som såg på införandet av undantagsregeln i lagen om anställningsskydd (LAS) på individens sannolikhet att få ett arbete, delas företag in i företag som har upp till, respektive fler än tio anställda. Inspirerad av deras modell skulle en DiD modell kunna formuleras som följer:<sup>15</sup>

$$Y_{it} = \alpha + \lambda_t + \theta_s + [\beta X_{it}] + \pi D_g + \delta [D_g \times Post_t] + \varepsilon_{it} \quad (i)$$

$Y_{it}$  anger utfallet, t.ex. skillnaden i genomsnittslönen för kvinnor och män hos arbetsgivare  $f$  under året  $t$ ;  $\lambda_t$  är kontroller för tid (dvs. år),  $\theta_s$  sektor/näringsgren företaget är verksam i,  $X_{it}$  anger individegenskaper bland medarbetarna i ett givet företag under ett givet år (utifrån utbildning, yrke, senioritet);<sup>16</sup>  $D_g$  indikerar gruppindelningar dvs. företag med 20–24 (kodad som 1), respektive de med 25–30 medarbetare (kodad som 0). Subindex  $f$  respektive  $g$  står för företag respektive grupp. Den centrala koefficienten för att avläsa effekten är  $\delta$  som anger betydelsen som regeländringen som infördes 2009 har haft för de företag som ingår i den behandlade gruppen (20–24) efter det att lagändringen trädde i kraft. En implicit följd av denna uppdelning är att enskilda företag utgör en del i en grupp av företag som vid tidpunkten för lagändringen uppfyllde respektive krav om antal anställda om fler (mindre) än 25 anställda.

<sup>15</sup> Notera att von Below och Skogman Thoursie (2010) ser på individer, inte företagsnivå, varför indexeringen av (i) skiljer sig från den som användas i deras studie.

<sup>16</sup> Egenskaper hos en enskild anställd i ett givet företag kontrolleras genom användning av en (första stegs) regressionsmodell  $Y_{it} = \mu + \theta X_{it} + \rho_{if}$ . Från denna tas det fram residualerna som i sin tur bryts ned till företagsnivå ( $\bar{Y}_{ft}$ ) och utgör justerade utfall som varefter används i skattningar som inkluderar kontroller på företagsnivå samt kontroller för kommunstorlek och län. Notera att denna ansats blandar ihop residualer på individnivå med medelvärden på företagsnivå. I skattningarna har vi inte försökt adressera den osäkerhet som kan uppstå utifrån detta. Dock tror vi att denna osäkerhet är av begränsad betydelse för de framtagna koefficientestimaterna. Detta med anledning av att skattningar visade sig över lag vara tämligen okänsliga för olika slags kontrollvariabler givet att man använder sig företagsfixa effekter.

Som nämndes tidigare väljer vi att hantera företag i sin egen rätt, dvs. varje företag betraktas som egen enhet som "behandlas" utifrån att dessa, vid olika tidpunkter, motsvarade de uppsatta kriterierna gällande antal anställda. Vi avviker därmed från modell (i) i det att det här inkluderas kontrollvariabler för varje enskilt företag. Rent formellt kan den skrivas som följer

$$Y_{it} = \alpha + \lambda_t + \theta_s + [\beta X_{it}] + \pi \sum D_{it} + \delta [D_{gt} \times Post_t] + \varepsilon_{it} \quad (ii)$$

Här anger  $\sum D_{it}$  indikatorer (kodad 1 eller 0) för företag som ingår i skattningarna. Det som skiljer modellerna (i) och (ii) åt är aggregeringsnivå på företagen; enligt specifikation (i) utgör företagen delar av en samlad grupp,  $D_g$ , medan de samma i (ii) utgör egna enheter,  $D_f$ .<sup>17 18</sup>

Det finns två anledningar till att vi väljer att ha en modellspecifikation enligt (ii) och inte (i). Det första är att vi bedömer att tillvägagångssättet för att ta fram standardfelen enligt (ii) är mer standardiserade inom litteraturen jämfört med skattningar enligt modell (i), se följande stycke för närmare förtydliganden. Den andra anledningen är att skattningar som utfördes enligt (i) visade sig vara mycket känsliga för de ingående kontrollvariablerna. Genom modellspecifikation (ii) som inkluderar företagsfixa effekter blev skattningar mycket robusta, vilket också framgår från resultatredovisningen i föregående avsnitt. Där visas resultat utan och med kontrollvariabler, vilka endast skiljer sig marginellt från varandra. Anledning till det är att företagspecifika faktorer rensas bort i den mån dessa varit approximativt konstanta över tid.

Koefficientestimaterna  $\delta$  från modellerna (i) och (ii) kommer (i regel) vara olika; det gäller också storleken på standardfelen i regressions-skattningarna. Studien av von Below och Skogman Thoursie poängterar att standardfelen som tas fram i (i) i regel kommer vara missvisande till följd av att egenskaper av företag kommer vara korrelerade över tid; se diskussionen i von Below och Skogman Thoursie (2010), s.992.<sup>19</sup> En gängse metod för att hantera denna slags korrelation är att använda sig av så kallade klustrade standardfel, se Bertrand m.fl. (2004) och Cameron och Miller (2015). För att denna ansats ska leda till väntevärdesriktiga beräkningar av standardfelen krävs dock ett större antal observationer på grupp-nivå, se också Ferman och Pinto (2018). I vårt fall, där vi hanterar varje företag som en (del-)grupp i sin egen rätt, är det kravet uppfyllt.

<sup>17</sup> Modellspecifikationen i (ii) är inspirerad av exempel i Cameron och Miller (2015), se s. 322. Deras exempel gäller delstater i USA som över tid påverkas av olika regler. Notera att det inte är möjligt att inkludera  $D_g$  och  $\sum D_{it}$  i en och samma skattningsmodell.

<sup>18</sup> Specifikationen innebär att de ingående företag kommer att beröras av ändringar i lagstiftningen vid olika tidpunkter, givet att de finns med i data och uppfyller valt avgränsning om tidigare historik kring antalet anställda. Det är alltså en flexibel modell som tar hänsyn till att uppgifter i lönestrukturstatistiken utgörs av ett urval av företag så att uppgifter om företaget och de anställdas lön inte finns med över alla år som studeras.

<sup>19</sup> De använder sig av en två stegs ansats i linje med det tillvägagångssätt som föreslås i Donald och Lang (2007) för att hantera denna korrelation.



De företags specifika indikatorerna  $\sum D_f$  kan likställas med företagsfixa effekter. I statistikprogrammet STATA finns det två olika tillvägagångssätt för att skatta regressionskattningar med företagsfixa effekter: dels kommandot *areg*  $y x$ , *ab* (*företags\_id*), dels kommandot *xtreg*  $y x, fe$ . Båda leder till samma koefficientestimat, dock något skilda estimat av tillhörande standardfelen.<sup>20</sup> Enligt diskussionen i Cameron och Miller (2015) är en *xtreg* ansats att föredra i fall man väljer att klustra standardfelen (se s. 330). Klustring av standardfelen är ändamålsenlig i fall man kan anta att feltermen i den underliggande regressionsmodellen är korrelerade över tid för ett givet företag. Den för granskningen centrala interaktionsvariabeln [ $D_{gt} \times Post_t$ ] är utifrån sin konstruktion likformig över olika delar av tiden, dvs. 0 före ändringen i lagen, 1 efter ändringen i lagen 2009 (...0,0,0,1, 1, 1, ...). Det medför att värden i regel är korrelerad över tid för respektive företag, se s. 322 i Cameron och Miller (2015).

När det gäller klustring behöver man också ta ställning till på vilken nivå klustring av standardfelen ska ske; mer konkret så skulle det kunna finnas någon slags koppling mellan olika företag som har betydelse för de samband vi ämnar testa för i regressionsmodellen. Som exempel skulle det kunna vara fallet att några företag agerar i samma bransch på en lokal arbetsmarknad vilket innebär att det enskilda företaget inte kan anses vara oberoende av andra företag. I sådant fall bör man överväga att använda en klustringsuppdelning som håller sig till en mer aggregerad nivå som innebär att "mellanföretagskorrelationen" beaktas i framtagandet av standardfelen. Samtidigt får den valda klustringsuppdelningen inte blir för aggregerad då det försämrar tillförlitligheten i skattningarna till följd av att det blir för få kluster (Cameron och Miller (2015), s.333). Vi har utfört alternativa beräkningar med näringsgren som klusternivå. En sådan aggregering leder till att standardfelen för koefficientestimat  $\delta$  minskar över lag, dvs. på marginalen minskar konfidensintervallen jämfört med en klustring på företagsnivå. Eftersom det inte är givet att näringsgren är rätt nivå att klustra på, väljer vi att presentera resultat utifrån klustring av standardfelen på företagsnivå.

Modellspecifikationen enligt (ii) innebär att endast företag som finns med i data före och efter år 2009 bidrar till identifikationen av koefficientestimat  $\delta$ ; de företag som endast finns med i data före, respektive från och med 2009 kommer att falla ur skattningen. Ett undantag utgör företag som endast finns i perioden 2009 och framåt, men som byter gruppstillhörighet, dvs. byter från att vara ett "20–24" företag till att bli ett "25–30", eller vice versa.<sup>21</sup> Vad som bestämmer ett företags gruppstillhörighet förtydligas i följande avsnitt.

<sup>20</sup> Kommandot *xtreg*, *fe* utgår ifrån att skatta OLS-regressionskattningar baserad på variabler som är definierade som tidsvarierande avvikelser från företags specifika medelvärden, medan *areg* bygger på OLS-regressionskattningar som inkluderar företags specifika indikatorvariabler.

<sup>21</sup> Det senare är resultat av att företagsfixa effekter "äter upp" egenskaper hos företag som är konstanta. Om ett företag tillhör samma gruppindelning är det i sig en konstant egenskap.

## ATT vs ITT

Modellspecifikationen medför att vi betingar på att arbetsgivare ska ha tillhört en viss gruppindelning före och efter ändringen i lagen 2009. Det innebär att företag som systematiskt ändrar antalet anställda, antingen minskar eller ökar bemanningen efter lagändringen, och därmed faller utanför storleksgränserna 20–24 respektive 25–30 inte kommer att ingå i skattningarna under de åren. Det vi mäter är därmed en betingad form av "average treatment effect on the treated" (ATT). Att det är en betingad form av ATT följer av att vi inkluderar olika urval av berörda företag, inte alla företag som omfattas av lagkraven om dokumentation, samt att dessa (i varierande grad) betingas på storlekstillhörighet. Ett alternativ sätt att mäta effekter är att endast betinga på antal anställda före året för ändringen i lagen och ta fram så kallade "intention-to-treat" (ITT) skattningar. Något förenklat skulle man kunna säga att en ATT ansats ställer följande fråga: Vad är betydelsen av ändrade dokumentationskrav för företag som hade färre än 25 anställda före och efter ändringen i lagen 2009? En ITT ansats däremot ställer frågan: Vad är betydelsen av ändrade dokumentationskrav för företag som hade färre än 25 anställda före ändringen i lagen 2009? Vi har valt att redovisa ATT som vår huvudinriktning, primärt pga. att vi anser vi att ATT ansatsen är mer policyrelevant då den är inriktad på kravens innebörd för arbetsgivare som faktiskt berörs av lagen efter lagändringen. En möjlig nackdel med ATT ansatsen är att den lägger större restriktioner på data då man villkorar att företag ska tillhört en viss företagsstorlek även efter ändringen i lagen. Vi har valt att inkludera ITT skattningar inom ramen för vår känslighetsanalys.<sup>22</sup>

## Sekventiell uppdatering av företagens klassificering i gruppstillhörighet

För att bestämma om ett företag tillhör en viss gruppindelning, dvs. antingen 20–24 eller 25–30, ser vi till antalet anställda i företaget på årsbasis. Konkret är det två faktorer som avgör tillhörighet till någon av de två grupperna "20–24" respektive "25–30":

1. Att företaget ha tillhört en av dessa två gruppindelningar under ett givet år samt föregående år, och
2. varit i motsvarande gruppindelning i minst 10, 20, 30 ..., 100% av åren fram till föregående år. (Det är denna tilltagande avgränsning som redovisas på x-axeln i figurerna om uppskattade koefficientestimat  $\delta$ .)

För att förtydliga vad dessa krav innebär rent praktiskt visas några numeriska exempel i efterföljande diagram. Enligt modellen specificeras fyra olika fall/företag och deras antal anställda i respektive år, från 2000 till 2016. Som framgår där är det möjligt att ett och samma företag hamnar i olika grupperingar över tid (företag B). Det innebär att ett och samma företag skulle kunna bidra till identifikation av koefficientestimat  $\delta$  från två

<sup>22</sup> Till exempel har en studie av Bertrand med flera (2019) använt ATT som huvudspår och ITT som komplement. Det senare föranleddes av att företag kan ha valt att ändra bolagsform för att undgå kvoteringskraven i bolagsstyrelser för aktiebolag som introducerades i Norge 2003, vilket man ville kunna fånga upp i skattningarna.

olika håll, så att säga. Om man vill säkerställa att så inte sker kan man välja att betinga på att företaget ska ha tillhört samma gruppindelning under tidigare år i minst ... %. Ju högre procentvärde desto säkrare att företaget som inkluderas i skattningen inte har bytt gruppindelning. Samtidigt medför en mer restriktiv avgränsning att de företag som är kvar blir allt färre till antal och allt mer selekterad. Det senare medför att skattningsresultaten i allt mindre grad lämpar sig för att uttala sig om generella samband. Valet av avgränsning bygger alltså på vad man anser är mer relevant: Å ena sidan finns det ett värde av att inkludera företag som berörs av lagstiftningen på ett enhetligt sätt ("företag är mindre än 25 anställda och behöver inte dokumentera aktiva åtgärder under något år efter 2008"), å andra sidan behöver man relatera till att företag som under många år befunnit sig inom samma (snäva) intervall av anställda skiljer sig från vad som kan anses vara "normalt" och att företag som ingår därmed framstår som mindre representativa. Det finns inget fel eller rätt i val av avgränsning utan valet beror på läsarens värdering av dessa två aspekter. Av denna anledning väljer vi att redovisa estimaten genom mer eller mindre strikta avgränsningar, dvs. avg= {1, 2,...,10}.

**Tabell 2** Exempel på klassificering av företag i ett av två grupper "20–24" eller "25–30"

1) Att företaget har tillhört en av dessa två gruppindelningar under ett givet år och föregående år

År	Antal anställda nov/dec				Klassificering enligt 1)				Klassificering enligt 1) och 10% tidigare år				Klassificering enligt 1) och 50% tidigare år				Klassificering enligt 1) och 100% tidigare år			
	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D
2000	22	25	19	25																
2001	23	26	20	26	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30		25–30
2002	23	27	22	27	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30
2003	25	28	23	28		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30
2004	26	28	24	28		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30
2005	25	29	26	27		25–30		25–30		25–30		25–30		25–30		25–30		25–30		25–30
2006	24	30	27	28		25–30		25–30		25–30		25–30		25–30		25–30		25–30		25–30
2007	23	31	26	26	20–24			25–30	20–24			25–30				25–30				25–30
2008	23	30	24	28	20–24			25–30	20–24			25–30				25–30				25–30
2009	22	29	23	26	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30				25–30
2010	24	28	22	28	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30	20–24	25–30				25–30
2011	26	27	22	27		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30				25–30
2012	24	26	20	28		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30		25–30	20–24	25–30				25–30
2013	23	24	19	27	20–24			25–30	20–24			25–30	20–24			25–30				25–30

År	Antal anställda nov/dec				Klassificering enligt 1)				Klassificering enligt 1) och 10% tidigare år				Klassificering enligt 1) och 50% tidigare år				Klassificering enligt 1) och 100% tidigare år			
	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D	Föret A	Föret B	Föret C	Föret D
2014	24	23	20	26	20-24	20-24		25-30	20-24			25-30	20-24			25-30				25-30
2015	25	22	20	24		20-24	20-24			20-24	20-24				20-24					
2016	24	25	21	27			20-24				20-24				20-24					

## Referenslista

Albrecht, Jim, Mary Ann Bronson, Peter Skogman Thoursie och Susan Vroman (2018). "The Career Dynamics of High-Skilled Women and Men: Evidence from Sweden", IFAU WORKING PAPER 2018:9.

von Below, David och Peter Skogman Thoursie (2010). "Last in, first out? Estimating the effect of seniority rules in Sweden". *Labour Economics*, vol 17, 987-997.

Bennedsen, Morten, Elena Simintzi, Margarita Tsoutsoura och Daniel Wolfenzon (2019). "Do firms respond to gender pay transparency?", NBER working paper 25435.

Bertrand, Marianne, Esther Duflo och Sendhil Mullainathan (2004). "How much should we trust Differences-in-Differences Estimates?", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, s. 249-275.

Bertrand, Marianne, Sandra E. Black, Sissel Jensen och Adriana Lleras-Muney (2019). "Breaking the Glass Ceiling? The Effect of Board Quotas on Female Labor Market Outcomes in Norway", *Review of Economic Studies*, vol. 86, s. 191–239.

Blau, Francine D. och Lawrence M. Kahn (2017). "The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations", *Journal of Economic Literature*, vol. 55, 789-865.

Boschini, Anne (2017). "Olika kön, olika lön –en ESO-rapport om diskriminering på arbetsmarknaden", Expertgruppen för Studier i Offentlig ekonomi 2017:5.

Brewer, Mike, Thomas F. Crossley och Robert Joyce (2018). "Inference with Difference-in-Differences Revisited", *Journal of Econometric Methods*, 20170005.

Cameron, Colin och Douglas L. Miller (2015). "A Practitioners's Guide to Cluster-Robust Inference", *Journal of Human Resources*, vol. 50, s. 317–372.

Card, David, Patrick Kline och Ana Rute Cardoso (2016). "Bargaining, sorting, and the gender wage gap: Quantifying the impact of firms on the relative pay of women", *Quarterly Journal Of Economics*, vol. 131, 2, s. 633-686.

Diskrimineringslag (2008:567).

Diskrimineringsombudsmannen (2016). "Sakligt motiverad eller kopplad till kön? En analys av arbetsgivares arbete med att motverka osakliga löneskillnader mellan kvinnor och män" Rapport 2016:1.

Ferman, Bruna och Cristine Pinto (2018). "Inference in Differences-in-Differences with Few Treated Groups and Heteroskedasticity", *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.

Donald, Stephen och Kevin Lang (2007). "Inference with difference in differences and other panel data", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 89, s. 221–233.

Medlingsinstitutet (2018). "Löneskillnaden mellan kvinnor och män 2017 - Vad säger den officiella lönestatistiken?". Stockholm: Medlingsinstitutet.

Olsson, Martin (2013). "Anställningsskydd och föräldrarelaterad frånvaro". IFAU Rapport 2013:1.

SCB (2017). "KVALITETSDEKLARATION Lönestrukturstatistik, hela ekonomin"  
[https://www.scb.se/contentassets/866428f1e4c346ccabe0c37ec2f33170/am0110\\_kd\\_2016\\_sl\\_170620.pdf](https://www.scb.se/contentassets/866428f1e4c346ccabe0c37ec2f33170/am0110_kd_2016_sl_170620.pdf).

SCB (2016). " Longitudinell integrationsdatabas för Sjukförsäkrings- och Arbetsmarknadsstudier (LISA)1990–2013", BAKGRUNDSFAKTA ARBETSMARKNAD OCH UTBILDNING 2016:1.

Statskontoret (2011). "Aktiva åtgärder mot diskriminering – effekter och kostnader" Statskontoret 2011:4.

Svenska Dagbladet (2018). "Arbetsgivare för dåliga på att stoppa diskriminering" Debattartikel skriven av Diskrimineringsombudsman Agneta Broberg 2018-01-08.

Vaccaro, Giannina (2017). "Using econometrics to reduce gender discrimination: Evidence from a Difference-in-Discontinuity Design" IZA conference paper, [http://conference.iza.org/conference\\_files/Gender\\_2018/vaccaro\\_g23998.pdf](http://conference.iza.org/conference_files/Gender_2018/vaccaro_g23998.pdf).









**Tabell A.1** Fördelning över näringsgren av företag som ingår i skattningar av respektive utfall; Avgränsning=1

Utfall		Månadslön			Arbetsinkomst			Nyanställning			Chefsposition		
		Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total
<b>Näringsgren</b>													
A Jordbruk, skogsbruk och fiske	antal	14	26	40	160	212	372	156	200	356	99	96	195
	andel i %	0,7	1,4	1,1	0,7	0,9	0,8	0,7	1,0	0,8	0,8	0,8	0,8
B Utvinning av mineral	antal	17	12	29	40	34	74	33	32	65	26	17	43
	andel i %	0,9	0,7	0,8	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1	0,2
C Tillverkning	antal	361	343	704	4,266	3,785	8,051	3,664	3,253	6,917	2,735	2,394	5,129
	andel i %	18,0	19,0	18,5	18,7	16,8	17,7	17,2	15,5	16,4	20,6	19,2	19,9
D Försörjning av el, gas, värme och kyla	antal	19	5	24	179	144	323	156	118	274	133	93	226
	andel i %	1,0	0,3	0,6	0,8	0,6	0,7	0,7	0,6	0,7	1,0	0,7	0,9
E Vattenförsörjning	antal	19	16	35	76	112	188	72	98	170	50	65	115
	andel i %	1,0	0,9	0,9	0,3	0,5	0,4	0,3	0,5	0,4	0,4	0,5	0,5
F Byggverksamhet	antal	48	40	88	2,43	2,734	5,164	2,242	2,479	4,721	1,338	1,393	2,731
	andel i %	2,4	2,2	2,3	10,6	12,1	11,4	10,5	11,8	11,2	10,1	11,2	10,6
G Handel; reparation av motorfordon och motorcyklar	antal	118	134	252	4,759	5,018	9,777	4,475	4,7	9,175	3,111	3,299	6,41
	andel i %	5,9	7,4	6,6	20,8	22,2	21,5	21,0	22,4	21,7	23,4	26,4	24,9
H Transport och magasinering	antal	48	27	75	1,227	1,362	2,589	1,162	1,276	2,438	610	585	1,195
	andel i %	2,4	1,5	2,0	5,4	6,0	5,7	5,4	6,1	5,8	4,6	4,7	4,6

Utfall		Månadslön			Arbetsinkomst			Nyanställning			Chefposition		
Näringsgren		Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total
I Hotell- och restaurangverksamhet	antal	44	34	78	1,473	1,308	2,781	1,47	1,303	2,773	830	667	1,497
	andel i %	2,2	1,9	2,0	6,4	5,8	6,1	6,9	6,2	6,6	6,3	5,3	5,8
J Informations- och kommunikationsverksamhet	antal	83	62	145	946	925	1,871	890	866	1,756	547	491	1,038
	andel i %	4,1	3,4	3,8	4,1	4,1	4,1	4,2	4,1	4,2	4,1	3,9	4,0
K Finans- och försäkringsverksamhet	antal	37	48	85	318	283	601	300	267	567	208	189	397
	andel i %	1,8	2,7	2,2	1,4	1,3	1,3	1,4	1,3	1,3	1,6	1,5	1,5
L Fastighetsverksamhet	antal	34	45	79	585	586	1,171	544	541	1,085	315	341	656
	andel i %	1,7	2,5	2,1	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,4	2,7	2,5
M Verksamhet inom juridik, ekonomi, vetenskap och teknik	antal	199	160	359	1,735	1,931	3,666	1,644	1,798	3,442	928	971	1,899
	andel i %	9,9	8,9	9,4	7,6	8,6	8,1	7,7	8,6	8,1	7,0	7,8	7,4
N Uthyrning, fastighetsservice, resetjänster och andra stödtjänster	antal	85	62	147	1,029	865	1,894	989	837	1,826	506	407	913
	andel i %	4,2	3,4	3,9	4,5	3,8	4,2	4,6	4,0	4,3	3,8	3,3	3,5
O Offentlig förvaltning och försvar; obligatorisk socialförsäkring	antal	3	0	3	24	23	47	24	23	47	18	15	33
	andel i %	0,2	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
P Utbildning	antal	41	43	84	1,096	943	2,039	1,071	919	1,99	690	515	1,205
	andel i %	2,0	2,4	2,2	4,8	4,2	4,5	5,0	4,4	4,7	5,2	4,1	4,7

Utfall		Månadslön			Arbetsinkomst			Nyanställning			Chefsposition		
		Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total
Näringsgren													
Q Vård och omsorg; sociala tjänster	antal	44	25	69	1,01	826	1,836	981	795	1,776	530	407	937
	andel i %	2,2	1,4	1,8	4,4	3,7	4,0	4,6	3,8	4,2	4,0	3,3	3,6
R Kultur, nöje och fritid	antal	38	35	73	372	382	754	367	377	744	175	206	381
	andel i %	1,9	1,9	1,9	1,6	1,7	1,7	1,7	1,8	1,8	1,3	1,7	1,5
STU Annan serviceverksamhet	antal	757	690	1,447	1,118	1,079	2,197	1,103	1,053	2,156	419	335	754
	andel i %	37,7	38,2	37,9	4,9	4,8	4,8	5,2	5,0	5,1	3,2	2,7	2,9
Okänd verksamhet	antal				22	12	34	21	12	33	17	7	24
	andel i %				0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Total	antal	2,009	1,807	3,816	22,865	22,564	45,429	21,364	20,947	42,311	13,285	12,493	25,778
	andel i %	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

**Tabell A.2** Fördelning över näringsgren av företag som ingår i skattningar av respektive utfall; Avgränsning=10

Utfall		Månadslön			Arbetsinkomst			Nyanställning			Chefsposition		
		Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total
Näringsgren													
A Jordbruk, skogsbruk och fiske	antal	3	12	15	48	83	131	48	77	125	40	35	75
	andel i %	0,5	1,5	1,0	0,8	1,0	0,9	0,9	1,0	0,9	1,0	0,7	0,9
B Utvinning av mineral	antal	1	10	11	8	15	23	7	15	22	6	13	19
	andel i %	0,2	1,3	0,8	0,1	0,2	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2	0,3	0,2
C Tillverkning	antal	129	144	273	1,47	1,426	2,896	1,169	1,223	2,392	956	955	1,911
	andel i %	19,6	18,4	18,9	23,7	17,0	19,8	21,0	15,9	18,0	24,9	19,7	22,0
D Försörjning av el, gas, värme och kyla	antal	3	4	7	65	60	125	55	52	107	54	47	101
	andel i %	0,5	0,5	0,5	1,1	0,7	0,9	1,0	0,7	0,8	1,4	1,0	1,2
E Vattenförsörjning	antal	9	10	19	24	44	68	23	39	62	16	27	43
	andel i %	1,4	1,3	1,3	0,4	0,5	0,5	0,4	0,5	0,5	0,4	0,6	0,5
F Byggverksamhet	antal	16	24	40	491	1,116	1,607	427	981	1,408	275	595	870
	andel i %	2,4	3,1	2,8	7,9	13,3	11,0	7,7	12,7	10,6	7,2	12,3	10,0
G Handel; reparation av motorfordon och motorcyklar	antal	32	52	84	1,376	2,151	3,527	1,263	1,996	3,259	939	1,427	2,366
	andel i %	4,9	6,6	5,8	22,2	25,6	24,1	22,7	25,9	24,5	24,4	29,5	27,2
H Transport och magasinering	antal	8	8	16	274	437	711	253	405	658	146	187	333
	andel i %	1,2	1,0	1,1	4,4	5,2	4,9	4,5	5,3	5,0	3,8	3,9	3,8
I Hotell- och restaurangverksamhet	antal	19	13	32	439	405	844	437	403	840	275	215	490

Utfall		Månadslön			Arbetsinkomst			Nyanställning			Chefsposition		
Näringsgren		Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total
	andel i %	2,9	1,7	2,2	7,1	4,8	5,8	7,8	5,2	6,3	7,2	4,4	5,6
J Informations- och kommunikationsverksamhet	antal	5	25	30	137	179	316	122	170	292	83	105	188
	andel i %	0,8	3,2	2,1	2,2	2,1	2,2	2,2	2,2	2,2	2,2	2,2	2,2
K Finans- och försäkringsverksamhet	antal	6	21	27	91	116	207	81	107	188	64	70	134
	andel i %	0,9	2,7	1,9	1,5	1,4	1,4	1,5	1,4	1,4	1,7	1,5	1,5
L Fastighetsverksamhet	antal	13	35	48	201	254	455	181	229	410	122	174	296
	andel i %	2,0	4,5	3,3	3,2	3,0	3,1	3,3	3,0	3,1	3,2	3,6	3,4
M Verksamhet inom juridik, ekonomi, vetenskap och teknik	antal	35	60	95	332	603	935	304	555	859	208	293	501
	andel i %	5,3	7,7	6,6	5,4	7,2	6,4	5,5	7,2	6,5	5,4	6,1	5,8
N Uthyrning, fastighetsservice, resetjänster och andra stödtjänster	antal	17	28	45	199	237	436	184	226	410	109	112	221
	andel i %	2,6	3,6	3,1	3,2	2,8	3,0	3,3	2,9	3,1	2,8	2,3	2,5
O Offentlig förvaltning och försvar; obligatorisk socialförsäkring	antal	2	0	2	10	7	17	10	7	17	7	2	9
	andel i %	0,3	0,0	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,0	0,1
P Utbildning	antal	9	12	21	264	353	617	254	337	591	182	194	376
	andel i %	1,4	1,5	1,5	4,3	4,2	4,2	4,6	4,4	4,5	4,7	4,0	4,3
Q Vård och omsorg; sociala tjänster	antal	11	16	27	239	336	575	229	321	550	142	171	313

Utfall		Månadslön			Arbetsinkomst			Nyanställning			Chefsposition		
Näringsgren		Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total	Kontroll	Behandling	Total
	andel i %	1,7	2,0	1,9	3,9	4,0	3,9	4,1	4,2	4,1	3,7	3,5	3,6
R Kultur, nöje och fritid	antal	16	18	34	95	141	236	94	141	235	41	83	124
	andel i %	2,4	2,3	2,4	1,5	1,7	1,6	1,7	1,8	1,8	1,1	1,7	1,4
STU Annan serviceverksamhet	antal	326	291	617	429	443	872	420	432	852	168	138	306
	andel i %	49,4	37,2	42,8	6,9	5,3	6,0	7,5	5,6	6,4	4,4	2,9	3,5
Okänd verksamhet	antal				13	0	13	12	0	12	13	0	13
	andel i %				0,2	0,0	0,1	0,2	0,0	0,1	0,3	0,0	0,2
Total	antal	660	783	1,443	6,205	8,406	14,611	5,573	7,716	13,289	3,846	4,843	8,689
	andel i %	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100