



Frånvaroeffekter på lönen för kvinnor och män

Thomas Andréén

KONJUNKTURINSTITUTET gör analyser och prognoser över den svenska ekonomin samt bedriver forskning i anslutning till detta. Konjunkturinstitutet är en statlig myndighet under Finansdepartementet och finansieras till största delen med statsanslag. I likhet med andra myndigheter har Konjunkturinstitutet en självständig ställning och svarar själv för bedömningar som redovisas.

Konjunkturläget innehåller analyser och prognoser över svensk och internationell ekonomi. **The Swedish Economy** sammanfattar rapporten på engelska.

Lönebildningsrapporten ger analyser av de samhällsekonomiska förutsättningarna för svensk lönebildning. Rapporten är årlig och sammanfattningen översätts till engelska.

I serien **Specialstudier** publiceras rapporter som härrör från utredningar eller andra uppdrag. I serien **Working Paper** publiceras forskningsresultat. Flertalet publikationer kan laddas ner från Konjunkturinstitutets hemsida, www.konj.se

Sammanfattning¹

Frånvaro från arbetsmarkanden tenderar att påverka lönen och löneutvecklingen för individer. Forskningslitteraturen refererar till denna påverkan som ett frånvarostraff. Hur stor frånvarostraffet är beror på grad, längd och orsak till frånvaron, vilket framgår av den omfattande forskningslitteraturen som finns på området. Syftet med denna studie är att ge en sammanfattande bild av hur stort frånvarostraffet är för fyra olika typer av frånvaroorsaker, och i vilken omfattning det skiljer sig mellan män och kvinnor. Här genomförs skattningar av frånvarostraffet för deltidarbete och arbetslöshet. Dessutom beskrivs frånvarostraffet av föräldraledighet och sjukfrånvaro med hjälp av existerande resultat från forskningslitteraturen. I ett andra steg diskuteras även i vilken omfattning frånvarostraffet har någon inverkan på lönegapet mellan män och kvinnor.

Resultaten visar i korthet: Eftersom kvinnor är kraftigt överrepresenterade bland deltidarbetande och den genomsnittliga lönen för deltidarbete är lägre än för heltidarbete bidrar detta till att lönegapet mellan män och kvinnor blir något större. Resultaten från de egna skattningarna antyder dock att det finns ett relativt stort frånvarostraff för deltidarbete som är riktat mot män, samtidigt som det är relativt litet för kvinnor. Det större frånvarostraffet för män gör att förekomsten av deltidarbete totalt sett leder till att lönegapet mellan män och kvinnor blir något lägre än om andelar och frånvarostraff skulle vara lika stora för män och kvinnor.

Erfarenheter av arbetslöshet är också kopplat till ett frånvarostraff och straffet tenderar att vara något större för män än för kvinnor. Nivån på dessa straff är dock betydligt lägre än vid deltidarbete men tenderar att variera efter ålder, etnicitet och kön. Om män är arbetslösa i högre utsträckning än kvinnor och frånvarostraffet är något större för män, tenderar totaleffekten av erfarenhet arbetslöshet att minska lönegapet mellan män och kvinnor.

Studien avslutas med att presentera ett urval av studier från forskningslitteraturen som belyser frånvaroeffekterna av föräldraledighet och sjukfrånvaro. Frånvaron är i dessa fall vanligare för kvinnor än för män. Forskningen antyder dock att frånvarostraffet även här är större för män än för kvinnor. Detta reducerar effekterna på lönegapet mellan män och kvinnor som följer av kvinnors högre frånvaro.

¹ Författaren är tacksam för synpunkter och kommentarer från Juhana Vartiainen, Jenny von Greiff, Kristian Nilsson, Mats Dillén och Peter Skogman Thoursie.

Innehåll

1 Inledning.....	7
2 Sammanfattning.....	9
3 Löneeffekter av deltid frånvaro	12
3.1 Teoretiska förklaringsmodeller.....	13
3.2 Empiriska resultat från forskningslitteraturen.....	15
3.3 Data och beskrivande statistik	16
3.4 Skattningar på svenska förhållanden.....	19
3.5 Påverkan på lönegapet mellan män och kvinnor.....	28
4 Löneeffekter från erfarenheter av arbetslöshet.....	31
4.1 Teoretiska förklaringsmodeller.....	31
4.2 Empiriska resultat från forskningslitteraturen.....	33
4.3 Data och beskrivande statistik	36
4.4 Skattningar på svenska förhållanden.....	41
4.5 Påverkan på lönegapet mellan män och kvinnor.....	48
5 Löneeffekter av föräldraledighet och sjukfrånvaro	50
5.1 Empiriska studier om föräldraledighet och effekten på lön	50
5.2 Empiriska studier om sjukfrånvaro och effekten på lön	55
Referenser	59
Bilaga.....	63

1 Inledning

Frånvaro från arbetsmarknaden kan bero på en mängd olika orsaker. En del orsaker är frivilliga medan andra är ofrivilliga. Arbetslöshet och sjukfrånvaro är exempel på två vanliga orsaker till ofrivillig frånvaro. Föräldraledighet är en vanlig orsak till frivillig frånvaro. Frånvaron kan också vara partiell vilket förekommer om individen arbetar deltid.

Oavsett grad, längd och orsak till frånvaron visar den empiriska forskningen att frånvaro från arbetsmarknaden har en potentiell effekt på individens lön². För individer med erfarenheter av arbetslöshet är lönen i genomsnitt lägre jämfört med individer utan motsvarande erfarenhet. För individer med pågående partiell frånvaro observeras en motsvarande skillnad i genomsnittlig lön som innebär att deltidsarbetande i genomsnitt har en lägre lön än heltidsarbetande. Differensen i lön vid en given tidpunkt för personer med och utan erfarenheter av frånvaro kan i någon mening betraktas som ett straff på lönen (wage penalty) för den som varit frånvarande. ”Avdraget” på lönen kallas därför fortsättningsvis för frånvarostraff och avser den reducering i lön som frånvaron direkt eller indirekt ger upphov till. Det vill säga, den effekt på lönen som inte kan förklaras av observerbara och icke observerbara individspecifika karaktäristika.³

Även om det går att förklara förekomsten av ett potentiellt frånvarostraff på lönen, så är det inte uppenbart varför eller i vilken omfattning det även skulle finnas skillnader mellan kvinnor och män i det här avseendet. Syftet med den här studien är att presentera en sammanfattande bild av hur frånvarostraffet på lönen ser ut för olika frånvaroorsaker och i vilken omfattning det skiljer sig mellan kvinnor och män. I vissa fall kan potentiella skillnader i frånvarostraff mellan kvinnor och män dessutom bidra till det existerade lönegapet⁴. Hur viktigt detta är och på vilket sätt det sker för de frånvaroorsaker som tas upp här kommer också att diskuteras.

Studien genomförs med hjälp av resultat och slutsatser från forskningslitteraturen, samt med egna skattningar av frånvarostraff på heltidsekvivalent lön i Sverige. Detta kommer att ge en samlad och uppdaterad bild av varför och i vilken omfattning det finns skillnader mellan kvinnor och män i det här avseendet.

Studien inleds med en sammanfattning av innehållet i uppsatsen. Därefter fortsätter studien med en analys av deltidsfrånvaro på grund av deltidsarbete och heltidsfrånvaro på grund av arbetslöshet, för vilka egna skattningar presenteras. Därefter avslutas studien med att presentera och diskutera ett urval av artiklar från forskningslitteraturen avseende potentiella löneeffekter av föräldraledighet och

² I denna studie används huvudsakligen två typer av inkomstbegrepp: lön och arbetsinkomst. Lön avser inkomst per tidsenhet och kan vara timlön eller heltidsekvivalent månadslön (grundlön). Arbetsinkomst avser månads- eller årsarbetsinkomst och är en produkt av lön och arbetade timmar. Detta innebär att skillnader i arbetsinkomst mellan individer uppstår dels som ett resultat av skillnader i timlön, dels på grund av att individer arbetar olika antal timmar. Dessa distinktioner används om inget annat framgår av texten.

³ Eftersom det finns många faktorer som påverkar storleken på lönen måste dessa hållas konstanta vid bestämning av frånvarons isolerade effekt på lönen. En närmare beskrivning av detta sker i anslutning till de empiriska avsnitten.

⁴ Lönegapet mellan män och kvinnor definieras i den här studien som den procentuella skillnaden i genomsnittlig lön mellan män och kvinnor. Lönegapet kan till viss del förklaras av en uppsättning lönepåverkande faktorer, så som till exempel ålder, utbildning och yrke. Denna del av lönegapet kallas därför för *förklarad* lönegap. Den resterande delen av lönegapet som inte kan förklaras av sammansättningsskillnader i lönepåverkande faktorer kallas här för *oförklarad* lönegap.

sjukskrivning och i vilken omfattning frånvarostraffet skiljer sig för kvinnor och män i dessa avseenden.

2 Sammanfattning

I den här uppsatsen studeras frånvarons effekt på lönen, där fyra typer av frånvaro från arbetsmarknaden analyseras: frånvaro på grund av 1) deltidarbete, 2) arbetslöshet, 3) föräldraledighet (här ingår dock även effekten av föräldraskap i viss mån) och 4) sjukdom. För att belysa dessa frånvarostraff presenteras ett urval av studier från forskningslitteraturen. I två av fallen genomförs även egna skattningar. Syftet är att undersöka dels hur stor effekten är på lönen, dels i vilken omfattning det finns skillnader i effekt mellan kvinnor och män. I ett andra steg diskuteras även hur skillnader i frånvarostraff är kopplade till lönegapet mellan kvinnor och män.

Studien inleds med en presentation av frånvaroeffekter vid deltidarbete. Forskningslitteraturen antyder att det finns ett frånvarostraff och att straffet växer över den tid deltidarbetet pågår. Detta kan tolkas som om humankapitalackumuleringen går långsammare för individer som arbetar deltid. Studiens egna skattningar på svenska förhållanden antyder att deltidslönegapet uppgår till 26 procent för män och 13 procent för kvinnor. Detta innebär att heltidsarbetande män och kvinnor i genomsnitt tjänar 26 respektive 13 procent mer än deltidarbetande män och kvinnor.

När observerbara och icke observerbara faktorer beaktas reduceras dock lönegapet till 9 procent för män och 2 procent för kvinnor, vilka utgör frånvarostraff vid deltidarbete. Mäns löner påverkas således i mycket högre omfattning av att arbeta deltid. Skillnaden mellan kvinnor och män ligger väl i linje med de resultat som redovisas i den internationella forskningslitteraturen.

Eftersom andelen deltidarbetande kvinnor är betydligt större än motsvarande andel män finns en påverkan på lönegapet mellan män och kvinnor. Denna uppstår på grund av skillnaderna i andelar, men också på grund av att frånvarostraffet skiljer sig mellan män och kvinnor. Kvinnors högre andelar gör att lönegapet ökar något, medan mäns högre frånvarostraff gör att lönegapet minskar något. Enligt de beräkningar som genomförts i den här studien är totaleffekten av deltidarbete på lönegapet negativ. Det vill säga, lönegapet är något (omkring 1,5 procentenheter) mindre än om andelar och frånvarostraff skulle vara lika stora för män och kvinnor.

Erfarenheter av arbetslöshet leder också till lägre lön. Det finns ett antal förklaringsmodeller som beskriver varför ett sådant frånvarostraff existerar. Humankapitalargumentet utgår från att både det företagsspecifika och generella humankapitalet minskar vid frånvaro från arbete. Det företagsspecifika humankapitalet går förlorat vid byte av arbete och det generella humankapitalet deprecieras med längden på frånvaron. Dessutom kan erfarenheter av arbetslöshet innehålla ett signalvärde som verkar stigmatiserande för arbetsgivare, vilket därför har en negativ inverkan på lönen för individen. Arbetslöshet är dessutom kopplat till ett tillståndsberoende som gör att individer i genomsnitt får en förhöjd sannolikhet att åter hamnar i tillståndet. Upprepade arbetslöshetsperioder bidrar också till att löneutvecklingen går långsammare. I den empiriska tillämpningen görs i uppsatsen en uppdelning i grupper efter ålder, födelseland och kön för att identifiera skillnader i frånvarostraff mellan grupper. Studien skattar den genomsnittliga effekten på lönen av att ha varit arbetslös det föregående året. Resultaten visar på relativt stora totala genomsnittliga effekter där äldre påver-

kas mer än yngre, män påverkas mer än kvinnor och där utrikes födda män påverkas mer än svenskfödda män. Utrikes födda och svenskfödda kvinnor saknar eller har endast marginella frånvaroeffekter på lönen. Kontroll för icke observerbar individspecifik heterogenitet har en stor inverkan på skattningarna, vilket indikerar att en stor del av den lägre lönen som observeras i den beskrivande statistiken kan härledas till individspecifika karaktäristika. För män uppgår skattningarna på frånvarostraffet till mellan 1,1 och 2,5 procent och för kvinnor till mellan 0 och 2,0 procent. Straffen är störst för den äldre gruppen och minst för yngre utrikes födda kvinnor. Straffet är genomgående större för män än för kvinnor. Detta innebär att det finns en påverkan på lönegapet mellan män och kvinnor. Av allt att döma är dock denna påverkan mindre än för deltidsarbete eftersom skillnaden i andelar mellan män och kvinnor är mycket mindre. Det varierar något mellan de grupper som studeras här, men generellt sett handlar det högst om ett par procentenheter. Dessutom är nivån på frånvarostraffen betydligt lägre, vilket medför att bidraget från denna avvikelse också blir marginell. År 2007 var speciellt i det avseendet att andelen kvinnor och män som var arbetslösa var ungefär lika stora. Sedan 1990 har istället andelen arbetslösa män varit något större än andelen arbetslösa kvinnor, mätt som andel av arbetskraften. Detta innebär att andelarnas betydelse för lönegapet normalt sett reducerar lönegapet något mellan män och kvinnor.

Uppsatsen avslutas med att presentera och diskutera resultat från forskningslitteraturen över vilken effekt föräldraledighet (och föräldraskap) samt sjukfrånvaro har på lönen. För föräldraledighet har ett antal förklaringsmodeller framförts som förklaring till varför löneutvecklingen blir lägre. Enligt humankapitalmodellen deprecieras humankapitalet beroende på hur länge föräldern stannar hemma med barnet eller barnen. När föräldern väl är tillbaka på arbetsplatsen kan dessutom individens produktivitet påverkas av det merarbete individens barnomsorg medför, vilket för individen innebär en lägre produktivitet och därmed en sämre inkomstutveckling. Forskningslitteraturen diskuterar även möjligheten till statistisk diskriminering av personer med ökad benägenhet till frånvaro som en följd av föräldraskapet. Resultaten från litteraturen indikerar att det finns effekter på lönen som går att härleda till inträdet i föräldraskapet. Den svenska forskningslitteraturen visar dock på små effekter för kvinnor på mellan 0,2 till 2 procent och mellan 0,7 till 5 procent för män. Den högre effekten för männen härleds ofta till en signaleffekt som kommer av att män i betydligt mindre omfattning än kvinnor tar ut föräldraledighet. Detta kan också tolkas som om kvinnors löner redan har påverkats innan föräldraledighet tas ut, eftersom de förväntas vara föräldraledig, medan mäns löner påverkas först då de verkligen tar ut sin ledighet. Det skulle i det här fallet handla om en statistisk diskriminering som riktar sig mot kvinnors löner.

Den svenska forskningen antyder också att föräldraledighet kan ha en korseffekt på arbetsinkomsten i parhushåll. Resultaten indikerar att kvinnans arbetsinkomst påverkas positivt ju fler månader mannen tar ut i föräldraledighet. Motsvarande effekt på mäns arbetsinkomst kunde dock inte identifieras. En viktig förklaring till de här effekterna kommer potentiellt från det faktum att kvin-

nor oftare tar en mycket större del av föräldraledigheten och i de fall mannen bidrar får det en direkt inverkan på kvinnans arbetsutbud som i sin tur påverkar hennes årliga arbetsinkomst positivt.

Slutligen presenteras ett urval av artiklar som analyserar sjukfrånvarons potentiella effekt på arbetsinkomst och lön. De förklaringskomponenter som framförs i dessa sammanhang berör human kapitalmodellen och sjukfrånvaro som signal för arbetsgivaren om lägre produktivitet. De empiriska resultaten visar i allmänhet att frånvarostraffet är större för män än för kvinnor trots att kvinnor är frånvarande på grund av sjukdom i högre omfattning än männen.

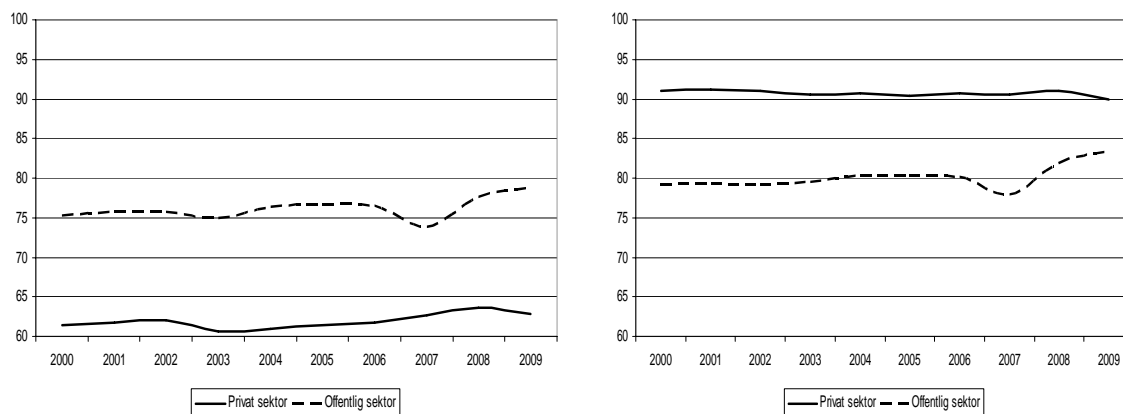
Sammantaget innebär detta att föräldraledighet och frånvaro på grund av sjukdom har en påverkan på lönegapet mellan män och kvinnor som gör att de genomsnittliga löneskillnaderna är något större än annars vore fallet. Eftersom frånvarostraffet är större för män än för kvinnor reduceras denna skillnad i någon mån.

3 Löneeffekter av deltidfrånvaro

I Sverige ökade kvinnors arbetskraftsdeltagande markant mellan 1970 och 1990 för att därefter stabiliseras. Det finns flera bidragande orsaker till varför deltagandet ökade under den här perioden. En viktig orsak var att samtaxeringen av gifta par avskaffades under 1970-talet. För ett arbetarhushåll med en heltidsarbetande man kunde detta innebära en marginalsattesänkning från 55 procent till 32 procent för en deltidarbetande kvinna i samma hushåll (Sundström, 1991). Tillsammans med de förstärkta ekonomiska incitamenten underlättades steget in i på arbetsmarknaden ytterligare av att den offentliga barnomsorgen byggdes ut. Dessutom infördes betald föräldraledighet i början av 1970-talet. De höga marginalsatserna för heltidsanställda under 1970-talet medförde i sig att deltidarbete blev ett attraktivt alternativ.

Det kvinnliga deltagandet på den svenska arbetsmarknaden ligger idag högt jämfört med andra länder i Europa. År 2007 var det relativa arbetskraftstalet för kvinnor i åldern 20–64 år 81 procent medan motsvarande siffra för männen var 87 procent. En stor del av kvinnors deltagande på arbetsmarknaden sker dock på deltid och från 1970-talet fram till idag är det deltidarbetandet som har ökat mest hos kvinnor. Andelen män som arbetar deltid har också ökat jämfört med 1970-talet men i betydligt mindre omfattning än för kvinnor. Under de senaste 10 åren har dock andelarna av män och kvinnor som arbetar heltid varit relativt stabilt, vilket framgår av diagram 1.

Diagram 1 Andel heltidsarbetande i privat och offentlig sektor, 2000 – 2009



a) Kvinnor

Anm. Inom den offentliga sektorn är det inom landstinget andelen deltidanställda dominerar. År 2009 var drygt 75 procent av männen inom landstinget heltidsanställda, medan motsvarande siffra för kvinnorna uppgick till 50 procent. Kommunerna är den största arbetsgivaren och där är också andelen heltidsanställda högst. År 2009 var 85 procent av männen och 89 procent av kvinnorna i kommunal sektor heltidsanställda.

Källa: Lönestrukturstatistiken.

b) Män

Inom EU har deltidanställningar blivit ett viktigt politiskt medel för att öka arbetskraftsdeltagandet hos kvinnor. Det finns även politiska initiativ som verkar för att minska eventuella negativa effekter av deltidarbete. I juni 1997 ingick arbetsmarknadens parter på EU-nivå ett avtal som innehöll villkor för deltidarbete. Syftet med avtalet var att all diskriminering av deltidarbete gentemot heltidsarbete skulle upphöra och att utvecklingen av deltidarbete på frivillig grund skulle underlättas. Mi-

nisterrådet godkände avtalet med ett direktiv som bland annat säger att deltidarbete inte får behandlas mindre förmånligt enbart på grund av att de arbetar deltid. Dessutom innehåller EU:s nyligen anslagna 2020-strategi en målsättning om att 75 procent av befolkningen i åldern 20-64 ska vara sysselsatta innan år 2020, vilket speciellt berör kvinnor eftersom det är de som står utanför arbetsmarknaden i många länder inom EU idag.⁵ Om denna strategi lyckas kommer troligtvis deltidarbete inom EU att öka de kommande 10 åren.

I Sverige har målet på 75 procent redan uppnåtts och istället förs politiska diskussioner om att införa en lagstadgad rätt till heltidsarbete, vilket också i första hand berör kvinnor på den svenska arbetsmarknaden. Om detta skulle bli verklighet kommer andelen deltidarbetande troligen att minska på sikt i Sverige. Även om det i Sverige finns krafter som verkar för att minska andelen deltidarbetande är det trots allt ett arbetsutbudsalternativ som många föredrar. Av drygt en miljon deltidarbetande 2009 var det omkring 27 procent som hade en heltidsanställning i botten, vilket innebär att de frivilligt har minskat sitt arbetsutbud och i de flesta fall kan återgå till heltid när de så önskar (Larsson, 2010). Samtidigt finns det också en relativt stor andel som är deltidarbetande av arbetsmarknadsskäl, vilket innebär att de arbetar deltid på grund av att det inte erbjuds andra alternativ hos den aktuella arbetsgivaren. I arbetarkollektivet uppgår denna andel till 31 procent av de deltidarbetande 2009, och för deltidarbetande tjänstemännen var andelen ungefär hälften så stor (Larsson, 2010). Då det till största delen är kvinnor som arbetar deltid, är det också inom de kvinnodominerade branscherna deltidarbetena finns, där vård och omsorg har en speciellt stor andel. Eftersom deltidarbete är ojämnt fördelat över män och kvinnor kan deltidarbete vara en betydande faktor som bidrar till lönegapet mellan män och kvinnor. I vilken omfattning det sker kommer att diskuteras i avsnitt 3.5.

3.1 Teoretiska förklaringsmodeller

Beslutet att arbeta deltid bestäms av en rad faktorer som är relaterade till både arbetsutbud och arbeteftersfrågan. Enligt arbetsutbudsteorin skulle deltidslönegapet kunna uppkomma som ett resultat av att individer har olika arbetsmarknadsspecifika egenskaper och preferenser som leder till skillnader i arbetsutbud samt av skillnader i preferenser hos arbetsgivare. Utgångspunkten är att vissa individer föredrar deltidarbete snarare än heltidsarbete. Det skulle till exempel kunna handla om yngre individer (studenter), eller individer med ett stort engagemang för aktiviteter i hemmet (hushåll med barn) eller äldre personer som börjar närma sig pension och som drar ner på arbetsmarknadsaktiviteten.

⁵ EU:s 2020-strategi är en fortsättning av den så kallade Lissabonstrategin som togs fram kring millennieskiftet och som hade till syfte att göra Europa till världens mest konkurrenskraftiga, dynamiska och kunskapsbaserade ekonomi fram till 2010. Europa 2020 är EU:s nya tillväxt- och sysselsättningsstrategi som ska få fart på EU-ländernas ekonomier och skapa fler jobb och högre tillväxt.

Skillnader i önskad arbetstid är dock inte ett tillräckligt villkor för att det ska uppstå ett lönegap mellan hel- och deltidsarbete. Om individer med olika preferenser för hel- och deltidsarbete hade identiska egenskaper och det inte fanns några fasta anställningskostnader för arbetsgivarna skulle möjliga löneskillnader mellan hel- och deltidsarbetare försvinna varefter arbetsgivarna anpassar andelarna efter företagets preferenser. Ett lönegap skulle i den här teoribildningen endast uppstå om hel- och deltidsarbetande är heterogena och inte är helt utbytbara och arbetsgivarna inte är indifferentia när det gäller hur de schemalägger arbetstiden bland arbetarna. I universitetsstäder finns till exempel ett stort utbud av studenter som är villiga att arbeta deltid, men som är restriktiva när det gäller vilka timmar de kan arbeta. De har också i många fall en egenskaps- och erfarenhetsprofil som skiljer sig från den arbetsgivaren efterfrågar för heltidsjobben. Dessa faktorer skapar ett lönegap som inte reduceras av att anställda byter jobb eller att arbetsgivare förändrar arbetstidsmixen bland anställda på arbetsplatsen. Ansatsen bygger på förekommande skillnader hos arbetstagarnas färdigheter och preferenser som tillsammans med specifika preferenser hos arbetsgivaren skapar ett jämviktslönegap mellan hel- och deltidsanställda.

En mer specialiserad teori bygger på idén om *kompenserade lönedifferenser* och kan i någon mån sägas vara relaterad till den ansats som beskrevs ovan. Här är riktningen och storleken på lönegapet mellan hel- och deltidsanställda beroende på den relativa förhandlingspositionen mellan arbetsgivare och arbetstagare. Löntagare kompenseras för arbeten med arbetsuppgifter eller arbetsförhållanden som i någon form kan anses mindre attraktiva och de accepterar lägre löner för arbeten med arbetsförhållanden som ligger i linje med individens preferenser. Det finns ett visst empiriskt stöd för den här typen av argument där bland annat Allart och Bellman (2007) finner att arbetstagares preferenser har en större betydelse än arbetsgivarens behov när det gäller deltidsanställningar.

Enligt den *duala arbetsmarknadshypotesen* är deltidslönegapet ett fenomen som till viss del existerar på grund av att deltidsarbeten finns i en oproportionellt stor andel bland så kallade sekundära jobb, där jobben är dåligt betalda och erbjuder få möjligheter till individuell utveckling. Heltidsjobben å andra sidan finns huvudsakligen på den primära delen av arbetsmarknaden som karakteriseras av bra arbeten med höga löner. Detta innebär att deltidslönegap kommer att vara speciellt utpräglade på arbetsmarknader som är segregerade på så sätt att deltidsarbeten huvudsakligen återfinns bland vissa typer av yrken och som dessutom, generellt sett har en lägre genomsnittlig lön.

Slutligen brukar också humankapitalteorin användas som en förklaring till deltidslönegapet. Enligt den här teorin uppkommer deltidslönegapet genom att ackumuleringen av humankapital för de som arbetar deltid går långsammare. Eftersom heltidsarbetande tillägnar mer tid åt att utveckla det företagsspecifika och generella humankapitalet kommer också produktiviteten att öka snabbare för dem. Över tiden innebär detta att deltidslönegapet uppstår som en naturlig följd av att heltidsarbetandes humankapital, produktivitet och därmed lön utvecklas snabbare på grund av att mer tid läggs på arbete.

3.2 Empiriska resultat från forskningslitteraturen

Den internationella forskningslitteraturen är omfattande och många aspekter av deltidarbete har analyserats.⁶ I det här avsnittet redovisas ett urval av studier vars resultat ger en bild av hur förekomsten av deltidarbete påverkar lönen för individen och för män och kvinnor som grupper.

Russo och Hassink (2008) använder holländska data från 1999 och 2001 där individer och företag är kopplade till varandra så att möjliga företagsspecifika effekter kan urskiljas. De finner att deltidslönegapet⁷ är litet och nära noll för yngre individer. Däremot visar deras resultat att storleken på gapet ökar med ålder och att det är något större för män än för kvinnor. Resultaten drivs huvudsakligen av att befordringsbenägenheten eller befordringsmöjligheten skiljer sig mellan individer med hel- och deltidsjobb. Gapet uppstår enligt deras resultat inte vid anställningen eller när antalet arbetade timmar minskar eller förändras utan utvecklas över tiden allt eftersom arbetserfarenheten ökar och ackumuleras. Individuella icke observerbara egenskaper och karaktäristika som ökar benägenheten att arbeta deltid reducerar samtidigt sannolikheten för befordran. De tillbakavisar dock tanken på att det skulle handla om icke observerbar förmåga/produktivitet som är den drivande komponenten utan hänvisar till den psykologiska litteraturen som antyder att dessa egenskaper inte skiljer sig i någon nämnvärd utsträckning mellan grupperna. Istället menar de att det handlar om att deltidarbetare har tidsbegränsningar i sitt arbetsutbud som kommer av ett engagemang av icke-arbetsaktiviteter så som till exempel barnomsorg.

Hirsch (2004) använder amerikanska data från ”Current Population Survey” (CPS) för perioden mellan 1995 och 2002. Han analyserar betydelsen av individspecifika färdigheter och arbetsuppgiftspecifika krav på lönegapet mellan hel- och deltidsanställda. Analysen indikerar att huvuddelen av deltidslönegapet kan förklaras av skillnader mellan arbetares individspecifika egenskaper och arbetsuppgifter. Uppdelat med avseende på kön fanns inte något oförklarat deltidslönegap (frånvarostraff) för kvinnor och endast ett marginellt frånvarostraff för männen. Effekterna visade dock en tendens att gapen ökade med ålder, vilket ansågs bero på att ackumuleringen av humankapital gick långsammare för de deltidarbetande. Beteende som gav upphov till frånvarostraff kunde dock identifieras hos individer som bytte jobb från en bransch till en annan samtidigt som deltidarbete påbörjades.

En mängd studier pekar på förekomsten av skillnader i ackumulering av humankapital som en viktig orsak till skillnader i lön mellan hel- och deltidarbetare. I det här sammanhanget avser ackumuleringen av humankapitalet både formell och informell utbildning och lärande. Nelen och de Grip (2009) ställer sig frågan varför det är på det viset. De använder ”the Dutch Life Long Survey”

⁶ Se till exempel: på brittiska förhållanden, Mumford och Smith (2008), Bowlus och Grogan (2008) och Connolly och Gregory (2008); på nederländska förhållanden, Booth och Van Ours (2009, 2010) och Bosch et al. (2008); på estniska förhållanden, Krillo och Masso (2010).

⁷ Deltidslönegapet definieras som den procentuella skillnaden i genomsnittlig heltidsekvivalent lön mellan hel- och deltidarbetande. Om deltidslönegapet för en grupp uppgår till 20 procent betyder att heltidsarbetande har en genomsnittlig heltidsekvivalent lön som är 20 procent högre än motsvarande lön för deltidarbetande. Deltidslönegapet kan delas upp i en förklarad del och en oförklarad del. Den del av deltidslönegapet som inte kan förklaras med observerbara och icke observerbara karaktäristika och därför är oförklarad kallas här för *frånvarostraff* på grund av deltidfrånvaro (deltidsarbete).

från 2007 för att analysera hur och varför ackumuleringen skiljer sig mellan hel- och deltidsarbetande. Informellt lärande definieras i deras studie som arbetsuppgifter där individen lär sig något från arbetets utförande. Den här typen av lärande tycks vara lika vanligt förekommande för både hel- och deltidsarbete. Över livscykeln innebär dock detta att heltidsarbetarna har en fördel eftersom mer tid totalt sett kommer att avsättas för den här typen av lärande. När det gäller formell utbildning finner de ett positivt samband mellan motivation och benägenheten att delta i internutbildning vilket är gemensamt för hel- och deltidsarbetande.⁸ För deltidsanställda är dock effekten av motivation på sannolikheten att delta i utbildning tre gånger så stor jämfört med heltidsanställda. Personalutvecklande aktiviteter så som utvärderings- och utvecklingssamtal (plan) påverkar dock heltidsanställdas chanser att delta i utbildning i mycket högre grad än deltidsanställda, och resultaten indikerar att heltidsanställda kvinnor är den grupp som har störst benägenhet att delta i utbildning. Författarna drar slutsatsen att företagets egen policy för personalutveckling är den drivande kraften bakom benägenheten att utbilda sig bland heltidsanställda. För deltidsanställda är det istället personliga egenskaper (huvudsakligen motivation) som är den enskilt viktigaste faktorn.

Flertalet studier jämför också deltidslönegapet mellan länder. Bardasi och Gornick (2008) använder data från mitten av 1990-talet från ”the Luxembourg Income Study” (LIS) för sex länder (Kanada, USA, Tyskland, Italien, Sverige och Storbritannien) och genomför en jämförande studie med avseende på deltidslönegapet för kvinnor. De finner stor variation mellan länder där Italien och USA ligger i topp med ett deltidslönegap på omkring 22 procent, följt av Kanada och Storbritannien med ett gap på 12-15 procent. Sverige avvek något från de övriga länderna i den här studien. De fann att deltidsarbetande kvinnor i genomsnitt tjänar 1 procent mer än heltidsanställda kvinnor. Skattningen var dock inte signifikant skild från noll. Dekomponeringsanalysen visade att yrkestillhörighet var en viktig förklarande orsak till gapet i de länder där gapet var positivt, samtidigt som ålder och utbildning svarade för en förhållandevis liten del. Analysen visade också att det fanns en hög grad av yrkessegregering bland de deltidsarbetande kvinnorna. Det vill säga, bland yrken med hög andel deltidsarbetande kvinnor var också lönen i genomsnitt lägre.

Från det urval av studier som presenterats här antyder resultaten att ackumuleringen av human kapital skiljer mellan grupperna och förklarar en betydande del av deltidslönegapet. På grund av detta har deltidslönegapet en tendens att växa över tiden, eftersom löneutvecklingen för deltidsarbetande går långsammare.

3.3 Data och beskrivande statistik

I det här kapitlet presenteras egna skattningar av deltidslönegapet för kvinnor och män. De data som används kommer från Statistiska centralbyrån (SCB) och HEK-urvalet (Hushållens ekonomi). Datamaterialet utgör ett representativt slumpmässigt urval av hushåll i Sverige från 2007 och inne-

⁸ Motivation mäts i denna studie med hjälp av en sjugradig skala som respondenten själv fyller i via ett frågeformulär.

håller en mängd ekonomisk information om hushåll i Sverige.⁹ Eftersom analysen avser skillnader i genomsnittlig lön mellan hel- och deltidsarbetande analyseras endast sysselsatta i åldern 18-64 år. Därutöver exkluderas personer som helt eller delvis studerar, är förtidspensionerade eller driver eget företag.¹⁰

För att kunna analysera deltidsarbete behövs en definition över vad som avses. En vanlig definition som tillämpas i forsknings- och utredningslitteraturen är att deltidsarbetande är sysselsatta som arbetar mellan 1 och 34 timmar per vecka.¹¹ Det är också den definition som används här. Individer som arbetar 35 timmar eller mer betraktas således som heltidsarbetande. För att identifiera huruvida individen arbetar hel- eller deltid används information om sysselsättningsgrad som finns tillgänglig i HEK och som är en konstruktion baserad på telefonintervjuer om arbetad tid. Sysselsättningsgraden i HEK beräknas för alla som angett arbetstid i intervjun, även om de inte klassificerats som förvärvsarbetande. Sysselsättningsgraden är en variabel som anges i procent av normal arbetstid där antalet arbetade timmar per månad summeras över året och sätts i relation till årsnormtalet 2080. Variabeln för antalet arbetade timmar per vecka är därför en konstruktion baserad på sysselsättningsgraden i HEK.

En central variabel i analysen är den observerade lönen. HEK innehåller information om individens timlön. Månadslön är dock snarare regel än undantag för framför allt tjänstemän, men även för många arbetare. Detta innebär att det mått för timlön som finns i HEK är en konstruktion baserad på observerad månadsinkomst från arbete som först är viktad för att motsvara en heltidsinkomst och därefter nedskalad för att representera timlön.

Tabell 1 ger en bild av hur observerbara karaktäristika ser ut och skiljer sig mellan kvinnor och män som arbetar hel- eller deltid. Från den empiriska forskningslitteraturen framkom att ålder var en viktig faktor som potentiellt skulle kunna förklara en del av deltidslönegapet. Här framgår att det både för kvinnor och män skiljer omkring 7 år i genomsnittlig ålder mellan hel- och deltidsarbetande. Eftersom ålder är starkt korrelerade med år av arbetslivserfarenhet är också åldersvariabeln i någon mån kopplad till nivån på lönen för en given individ. Ålder förefaller därför vara en viktig variabel som kan förklara delar av den genomsnittliga löneskillnaden mellan hel- och deltidsarbetande. Skillnaden mellan könen är dock marginell.

⁹ Mer information om HEK-urvalen finns på www.scb.se.

¹⁰ Studien bortser helt från potentiella effekter av att valmängden för individen i realiteten även innehåller alternativet att lämna något av tillstånden till förmån för ett tillstånd utanför arbetskraften. På motsvarande sätt finns det även en grupp individer som potentiellt har en positiv sannolikhet att ansluta till arbetskraften. Den extensiva marginalen beaktas därmed inte i analysen.

¹¹ SCB:s arbetskraftundersökningar ändrade sina frågor 2005. Fram till 2005 ställdes enbart frågor om hur många timmar individen arbetar och om det fanns önskemål om att arbeta fler timmar. För att fastställa om individen arbetade heltid användes en beslutsregel om att 35 timmar eller mer per vecka skulle betraktas som heltidsarbete. Efter 2005 ställs frågan direkt till respondenten om hel- eller deltidsarbete föreligger. Förändringen i definition tycks dock inte ha påverkat antals- och andelsstatistiken i någon nämnvärd omfattning.

Tabell 1 Beskrivande statistik för hel- och deltidsarbetande kvinnor och män

Observerade faktorer	Kvinnor		Män	
	Heltid	Deltid	Heltid	Deltid
Ålder (år)	43,2	37,3	42,1	34,0
Grundskolenivå (%)	7,3	13,9	11,8	18,9
Gymnasienivå (%)	47,5	53,2	52,9	57,4
Universitetsnivå (%)	45,2	32,9	35,4	23,7
Har barn 0-5 år (%)	26,6	33,5	29,4	18,9
Har barn 6-11 år (%)	14,1	19,8	16,2	6,4
Stockholm (%)	28,7	21,2	24,8	22,1
Född i Sverige (%)	83,2	83,8	86,1	76,3
Arbetade timmar per vecka	41,8	25,6	42,1	24,1
Timlön (kr)	147,1	130,1	174,4	137,5
Ensamstående (%)	43,4	44,6	40,5	65,8
Antal individer	1897	1090	2649	687

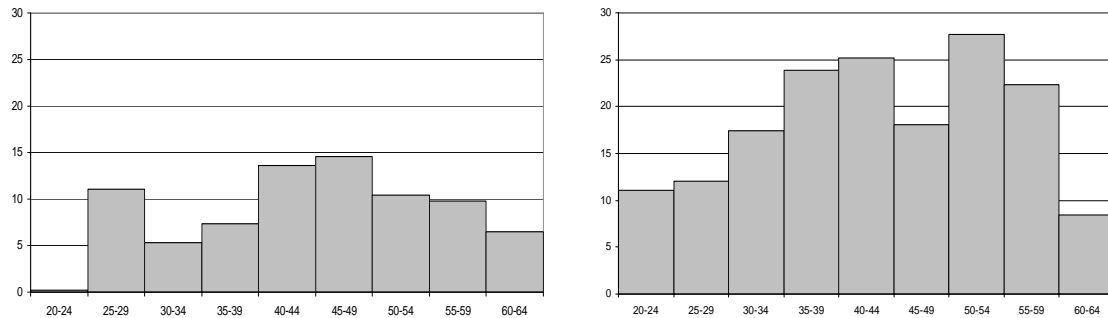
Källa: Egna bearbetningar av HEK 2007

En annan viktig variabel relaterad till individens humankapital är utbildningsnivån. Utbildningsnivån är högre för heltidsarbetande jämfört med dem som arbetar deltid. Deltidsarbetande har en hög koncentration av lågutbildade medan högutbildade har en högre koncentration hos de heltidsarbetande. Denna skillnad gäller för både kvinnor och män.

Förekomsten av barn i hushållet är en viktig variabel för beslutet att arbeta hel- eller deltid. I det här avseendet visar statistiken på intressanta skillnader mellan kvinnor och män. Statistiken ger vid handen att heltidsanställda män har yngre barn i hushållet i större utsträckning än de män som arbetar deltid. Situationen för kvinnorna är den omvända där deltidsarbetande kvinnor i högre utsträckning har yngre barn i hushållet. Detta är en indikation om att yngre barn i hushållet påverkar kvinnors arbetsutbud på ett annorlunda sätt än vad som sker för männen.

Från den beskrivande statistiken kan också den genomsnittliga timlönen för grupperna utläsas. Här framgår att skillnaden uppgår till 29 kronor för männen och 23 kronor för kvinnorna vilket motsvarar 22 respektive 19 procents skillnad i timlön mellan hel- och deltidsanställda. Diagram 2 ger en bild av hur stor skillnaden är för olika åldersgrupper. Som framgår av staplarna tenderar lönegapet att vara störst för individer i åldern mellan 40 och 55 och betydligt lägre för de yngre och äldre åldersgrupperna.

Diagram 2 Deltidslönegap över olika åldergrupper (procent)



a) Kvinnor

b) Män

Anm. Beräknad procentuell skillnad avser skillnad i genomsnittlig logaritmerad lön mellan hel- och deltidsanställda. Deltidslönegapet avser total genomsnittlig skillnad utan kontroll för lönepåverkande faktorer. Se fotnot 6.

Skillnaden mellan kvinnor och män är också tydlig där kvinnors deltidslönegap ligger på en lägre nivå jämfört med männen. Orsaken till att skillnaden i genomsnittlig lön mellan hel- och deltidsarbetande är lägre för de äldre åldersgrupperna är inte helt självklar. En trolig orsak kan dock vara att individer lämnar arbetskraften så att sammansättningen av individer förändras över tiden. En annan relaterad orsak kan vara att relativt högvärlönde individer väljer att gå ner i arbetstid när de närmar sig pension. Det observerade lägre lönegapet kan därför vara en selektionseffekt, snarare än ett utfall av lägre frånvarostraff.

3.4 Skattningar på svenska förhållanden

Från den empiriska forskningslitteraturen vet vi att det kan finnas strukturella skillnader mellan hel- och deltidsarbetandes sammansättning som i sig leder till att gruppernas genomsnittliga löner skiljer sig åt. Det finns dessutom anledning att tro att observerbara egenskaper och karaktäristika prissätts olika på arbetsmarknaden beroende på om individen arbetar hel- eller deltid. En strukturell empirisk modell som används för att analysera deltidslönegapet bör därför kontrollera för dessa särdrag. Det kan ske på en mängd olika sätt. Det sätt som används här är baserat på något som i forskningslitteraturen kallas för ”switching regression”, och bygger på att observerad lön genereras av två olika tillstånd, vilket här utgörs av hel- eller deltidsarbete.¹² Eftersom analysen avser individens lön formuleras därför två ekvationer som var för sig representerar formeringen (datagenereringen) av lönen i respektive tillstånd och som är en funktion av observerbara och icke-observerbara egenskaper och karaktäristika:

$$Y_1 = X\beta_1 + U_1 \quad (\text{Heltidsarbete}) \quad (1)$$

$$Y_0 = X\beta_0 + U_0 \quad (\text{Deltidsarbete}). \quad (2)$$

¹² För en beskrivning av switching regression modeller, se till exempel Maddala (1983).

Här representerar X en matris bestående av variabler som är relaterade till bestämningen av individens lön. Koefficientvektorerna (β_1, β_0) bakom respektive variabelmatris representerar marginaleffekterna för respektive variabel med avseende på de beroende variablerna (Y_1, Y_0) , som här avser logaritmerad heltidsekvivalent lön. Dessa marginaleffekter kan betraktas som ett mått på hur arbetsmarknaden värdesätter olika egenskaper och karaktäristika hos individen. Den del av individens lön som inte kan förklaras av de observerbara faktorerna som ingår i modellen återfinns i de två residualerna (U_1, U_0) . De fungerar som ett aggregerat mått på övriga relevanta lönepåverkande faktorer, men som för statistikern inte är observerbara. Här utgör bland annat kognitiva och icke-kognitiva (exempelvis ambition, motivation och preferenser) individspecifika egenskaper viktiga beståndsdelar.

Valet att arbeta hel- eller deltid beror på en mängd observerbara faktorer, men som nämnts kan valet också bero på faktorer som inte observeras. I det fall selektionen sker med avseende på observerbara faktorer kan problemet lösas genom att inkludera selektionsrelevanta observerbara faktorer i löneekvationerna. När selektionen sker med avseende på icke observerbara faktorer är problemet mer komplicerat. Den ansats som används här bygger på idén att inkludera en struktur i modellen som beskriver individens val. Detta sker genom att specificera en ekvation som beskriver benägenheten att arbeta hel- eller deltid, vilket kan se ut på följande sätt:¹³

$$D^* = Z\gamma + U \quad \text{där} \quad D = \begin{cases} 1 & \text{om } D^* > 0 \\ 0 & \text{om } D^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

D^* är en partiellt observerbar variabel som beskriver individens benägenhet att vara i ett av de tillstånd som finns i modellen. Ju högre värde variabeln tar desto större är benägenheten att arbeta och desto fler timmar arbetar individen. Benägenheten att arbeta varierar med avseende på observerbara faktorer som finns representerade i variabelmatrisen Z . Respektive faktors påverkan på benägenheten att arbeta representeras i sin tur av koefficienter som finns i vektorn γ .

D är den observerbara motsvarigheten till D^* och antar två diskreta värden beroende på om D^* är positiv eller negativ. D är lika med 1 när individen arbetar heltid och lika med 0 när individen arbetar deltid. Modellens tre stokastiska komponenter antas följa en multivariat normalfördelning där kovarianserna mellan valmodellens residual (U) och löneekvationernas residualer (U_1, U_0) tillåts vara skilda från noll (i bilagan redovisas härledningen av likelihoodfunktionen för modellen). Det är genom att ta hänsyn till dessa kovarianser som selektionsproblemet med avseende på icke observerbara karaktäristika hanteras och konsistenta parameterskattningar erhålls. Den strukturella modellen

¹³ Att arbeta hel- eller deltid kan i modellen betraktas som ett val individen gör. I praktiken behöver det dock inte alltid vara på det sättet på grund av att en del företag inte vill eller kan erbjuda en heltidsanställning. Dessutom kan det vara praktiskt svårt för vissa grupper att hitta ett nytt arbete som ett led i att undvika deltidarbete i de fall den är ofrivillig. Rent statistiskt handlar ekvation (3) om att bestämma sannolikheten för en given individ att arbeta hel- respektive deltid baserat på individens observerbara och icke observerbara karaktäristika.

för skattning av lönegapet mellan hel- och deltidsarbete består av totalt tre ekvationer, (1), (2) och (3).

För att modellen ska fungera optimalt behöver den samlade variationen hos de förklarande variablerna i selektionsekvationen (Z i ekvation 3) avvika från den som finns i löneekvationerna (X i ekvation 1 och 2). Detta uppnås genom att använda så kallade instrument. Ett giltigt instrument ska vara korrelerat med valet att arbeta hel- eller deltid men inte direkt vara relaterad till lönen. Instrument har till uppgift att identifiera den effekt som eftersöks, vilket i det här fallet utgörs av det oförklarade deltidslönegapet (frånvarostraffet). I forskningslitteraturen brukar variabler för familjesituation (civilstånd) och förekomsten av barn i olika åldrar användas som instrument. Detta är också de instrument som används i denna studie. Argumentet är att förekomsten av ett eller flera yngre barn i hushållet medför att mer tid för hemarbete och egen barnomsorg blir nödvändigt. Beslutet att arbeta deltid är därför direkt relaterat till om yngre barn finns i hushållet. Men förekomsten av yngre barn i hushållet är inte direkt relaterad till löneformeringen för individen, vilket gör att en variabel för förekomsten av yngre barn i hushållet kan fungera som ett instrument för att identifiera effekten på lönen av att arbeta deltid.¹⁴ Det andra instrumentet som används i modellen avser civilstånd. De ekonomiska möjligheterna att arbeta deltid är större om individen bor tillsammans med någon, än om individen är ensamstående. Detta innebär att civilstånd är relaterat till deltidsarbete, speciellt i kombination med barn. Ett motsvarande kausalt samband med lönen är inte lika tydligt.

3.4.1 SKATTNING OCH DEKOMPONERING AV LÖNEGAP MELLAN HEL- OCH DELTIDSARBETANDE

Med hjälp av ekvationerna (1) och (2) kan differensen mellan genomsnittlig lön för hel- och deltidsarbetande män och kvinnor beräknas. Först måste dock selektionsjusterade väntevärden skapas för hel- och deltidsarbetande. Det sker på följande sätt:

$$E[Y_1 | X_1, D = 1] = X_1\beta_1 + E[U_1 | X_1, D = 1] = X_1\beta_1 + \sigma_{1u}\lambda_1 \quad (\text{Heltid}) \quad (4)$$

$$E[Y_0 | X_0, D = 0] = X_0\beta_0 + E[U_0 | X_0, D = 0] = X_0\beta_0 + \sigma_{0u}\lambda_0 \quad (\text{Deltid}) \quad (5)$$

där σ_{1u} och σ_{0u} representerar kovarianserna mellan icke observerbara karaktäristika i selektionsekvationen (U) med motsvarande karaktäristika i respektive löneekvation (U_1, U_0). Om dessa kovarianser är signifikant skilda från noll utgör det en indikation på att det finns faktorer som inte observeras och som påverkar både valet att arbeta hel- respektive deltid och lönen för individen. Dessa kovarianser är multiplicerade med komponenter (λ_1, λ_0) som representerar den samlade genomsnittliga mängden av de icke-observerbara egenskaperna för respektive tillstånd. I forskningslitteraturen

¹⁴ Även om de valda instrumenten förekommer flitigt i forskningslitteraturen så förekommer de dock inte utan kritik. Kritikerna menar att funktionaliteten hos instrumenten vilar på starka antaganden. Se till exempel Manning och Petrongola (2008) för en analys.

kallas de för generaliserade residualer (eller inversen av Mill's ratio).¹⁵ De skattade kovarianserna kan betraktas som de icke observerbara faktorernas samlade marginaleffekter på den genomsnittliga lönen. Med hjälp av ekvationerna (4) och (5) kan det totala genomsnittliga selektionsjusterade lönegapet mellan hel- och deltidsarbetande faktoriserats på följande sätt:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_0 = \underbrace{(\bar{X}_1\beta_1 - \bar{X}_0\beta_0)}_{\text{Effekter av observerbara faktorer}} + \underbrace{(\sigma_{1u}\bar{\lambda}_1 - \sigma_{0u}\bar{\lambda}_0)}_{\text{Effekter av icke observerbara faktorer}} \quad (6a)$$

$$= \underbrace{(\bar{X}_1 - \bar{X}_0)\beta_1 + (\bar{\lambda}_1 - \bar{\lambda}_0)\sigma_{1u}}_{\text{Förklarad del}} + \underbrace{\bar{X}_0(\beta_1 - \beta_0) + \bar{\lambda}_0(\sigma_{1u} - \sigma_{0u})}_{\text{Frånvarostraff}}. \quad (6b)$$

Dekomponeringen av deltidslönegapet med selektionsjusterade parameterskattningar kan ske på ett flertal olika sätt (Neuman och Oaxaca, 2004). I dekomponering (6a) redovisas hur deltidslönegapet kan delas upp i en del som orsakas av observerbara faktorer och en del som orsakas av icke observerbara faktorer. Båda delar innehåller faktorer med tillhörande koefficienter. Detta gör det möjligt att införa en uppdelning som dels beskriver hur andelarna för respektive faktor skiljer sig mellan grupperna, dels beskriver hur prissättningen av respektive faktorer skiljer sig mellan grupperna, på det sätt som redovisas i ekvation (6b). Det innebär att både den förklarade delen och frånvarostraffet kommer att bära spår av selektionseffekter. Den selektionseffekt som redovisas i resultatavsnittet är den som förekommer i den förklarade delen av deltidslönegapet, det vill säga den del som avser skillnader i icke observerbara faktorer $((\bar{\lambda}_1 - \bar{\lambda}_0)\sigma_{1u})$. Den förklarade delen representerar den löneskillnad som uppstår på grund av att heltids- och deltidsarbetandes observerbara och icke observerbara egenskaper och karaktäristika som påverkar valet av heltid/deltid skiljer sig åt. Den oförklarade delen (frånvarostraffet) fångar upp effekter av att arbetsmarknaden värderar de observerade och icke observerbara egenskaper och karaktäristika olika beroende på huruvida individen arbetar heltid eller deltid.

3.4.2 DELTIDSLÖNEGAP OCH FRÅNVAROSTRAFF FÖR KVINNOR OCH MÄN

Beräkningen av deltidslönegapet för kvinnor och män kommer att ske med hjälp av de skattade parametrarna från den ovan beskrivna strukturella selektionsmodellen, det vill säga, ekvation 1-3. Dessutom kommer en alternativ modellansats användas för att i någon mån få en uppfattning om hur robusta resultaten är och hur viktig selektionseffekten är.

¹⁵ De generaliserade residualerna är inget annat än betingade väntevärden av residualen från selektionsekvationen. Residualen för det totala urvalet antas vara lika med noll. När urvalet är uppdelat efter två tillstånd som har uppstått genom individers val kommer residualerna för respektive grupp att potentiellt ha ett väntevärde som är skilt från noll. I det här fallet har vi att $\lambda_0 = E[U | D=0, X_0] < 0$ och $\lambda_1 = E[U | D=1, X_1] > 0$. Tillsammans med kovarianserna representerar de icke observerbara egenskapers bidrag till den genomsnittliga lönen för respektive grupp.

Tabell 2 Valmodell för heltidsarbete från strukturell selektionsmodell (ekvation 3)

Förklarande faktorer	Kvinnor			Män		
	P.E.	S.F.	M.E.	P.E.	S.F.	M.E.
Konstant	-0,876	0,136	-	-0,530	0,134	-
Ålder (25-29)	0,929	0,111	27,8	0,834	0,102	16,6
Ålder (30-34)	1,169	0,111	33,1	0,997	0,104	18,4
Ålder (35-39)	1,331	0,114	36,0	1,148	0,108	20,1
Ålder (40-44)	1,488	0,114	38,1	1,243	0,106	20,7
Ålder (45-49)	1,467	0,113	37,2	1,207	0,111	19,3
Ålder (50-54)	1,438	0,114	36,7	1,356	0,117	20,3
Ålder (55-59)	1,309	0,112	35,1	1,347	0,119	20,0
Ålder (60-64)	0,901	0,121	26,8	1,222	0,126	18,2
Gymnasieutbildning	0,348	0,086	12,8	0,226	0,077	5,7
Universitetsutbildning	0,455	0,089	16,5	0,352	0,088	6,4
Östra, mellan Sv.	-0,112	0,079	-4,0	-0,213	0,084	-4,9
Småland, öarna	-0,297	0,100	-11,3	-0,141	0,107	-1,5
Syd Sv.	-0,208	0,080	-7,7	-0,100	0,089	-2,0
Väst Sv.	-0,230	0,076	-8,6	-0,139	0,078	-2,9
Norra mellan Sv.	-0,229	0,099	-8,7	-0,295	0,106	-6,9
Övre, mellan Norrl.	-0,227	0,096	-8,6	-0,167	0,106	-3,2
Född i Sverige	0,028	0,066	1,3	0,465	0,068	14,4
Ensamstående	0,085	0,056	3,5	-0,240	0,068	-6,9
Har barn 0-5 år	-0,031	0,119	-2,2	-0,092	0,143	-3,7
Har barn 6-11 år	-0,187	0,175	-7,1	0,078	0,228	5,7
Antal barn 0-5 år	-0,249	0,075	-7,8	0,032	0,087	0,4
Antal barn 6-11 år	-0,134	0,121	-5,4	0,112	0,160	1,0
Observationer		2987			3336	

Anm. P.E. står för parameterestimat. S.F. står för standardfel. M.E. står för margineffekt i procentenheter. Referensgrupp för respektive åldersgrupp är gruppen 18-24 år. Referensgrupp för utbildningsnivå är grundskola. Referensgrupp för region är Stockholm. Margineffekten för diskreta variabler beskriver hur sannolikheten att arbeta heltid påverkas när variabelns värde går från 0 till 1. Övriga variabelers margineffekter avser en marginell förändring.

Tabell 2 visar de skattade parametrarna från selektionsekvationen (3) som ingår i den strukturella modellen och som beskriver respektive variabels betydelse för sannolikheten att arbeta heltid. Tillammans med de skattade parametrarna och dess standardfel presenteras också margineffekterna för respektive variabel. Från den tidigare diskussionen vet vi att ålder och utbildning är två centrala variabler i det här sammanhanget. Det framgår också av de skattade parametrarna för de olika ålderskategorierna, där åldersgruppen 18-24 år används som jämförelsegrupp. Margineffekterna ökar för de yngre åldersgrupperna och avtar något för de äldsta grupperna. Detta är ett utslag av att deltidsarbete är vanligare för yngre individer och för individer som närmar sig pension. Detta är också den bild som framkom i diagram 2. Margineffekterna för ålder är också något större för kvinnor än för män. Samtidigt vet vi att kvinnor arbetar deltid i högre grad än män. Det kan därför vara något missvisande att jämföra dessa margineffekter. De representerar ändå den förhöjda sannolikheten att arbeta heltid varefter individen blir äldre, vilket för kvinnor är större än för män.

Tabell 3 Löneekvationer från den strukturella selektionsmodellen för hel- och deltidsarbete

Faktorer	Kvinnor				Män			
	Heltid		Deltid		Heltid		Deltid	
	P.E.	S.F.	P.E.	S.F.	P.E.	S.F.	P.E.	S.F.
Konstant	4,737	0,059	4,659	0,049	4,645	0,048	4,754	0,097
Ålder (25-29)	0,034	0,040	0,059	0,045	0,122	0,035	0,084	0,091
Ålder (30-34)	0,072	0,040	0,137	0,047	0,208	0,035	0,126	0,108
Ålder (35-39)	0,125	0,040	0,160	0,049	0,282	0,036	0,148	0,129
Ålder (40-44)	0,180	0,041	0,164	0,056	0,333	0,036	0,172	0,136
Ålder (45-49)	0,206	0,042	0,198	0,063	0,321	0,037	0,241	0,134
Ålder (50-54)	0,168	0,043	0,199	0,067	0,337	0,038	0,130	0,151
Ålder (55-59)	0,191	0,042	0,224	0,064	0,358	0,038	0,224	0,152
Ålder (60-64)	0,167	0,043	0,214	0,052	0,350	0,039	0,344	0,139
Gymnasium	0,055	0,025	0,067	0,031	0,116	0,020	0,051	0,045
Universitet	0,254	0,026	0,155	0,035	0,339	0,021	0,172	0,060
Östra & mellan Sverige	-0,148	0,019	-0,090	0,032	-0,136	0,020	-0,024	0,053
Småland öarna	-0,157	0,026	-0,107	0,039	-0,123	0,025	-0,051	0,063
Syd Sverige	-0,121	0,020	-0,055	0,033	-0,148	0,021	-0,071	0,053
Väst Sverige	-0,089	0,019	-0,071	0,032	-0,110	0,018	-0,034	0,047
Norra & mellan Sverige	-0,125	0,026	-0,102	0,039	-0,177	0,027	-0,005	0,068
Övre & mellan Norrland	-0,155	0,024	-0,082	0,038	-0,208	0,025	-0,051	0,063
Född i Sverige	0,056	0,016	0,062	0,026	0,096	0,019	0,009	0,059
Ensamstående	0,008	0,013	-0,002	0,024	-0,106	0,013	-0,047	0,046
$\sigma_i^2 (i = 1, 0)$	0,075	0,003	0,099	0,005	0,111	0,005	0,153	0,011
$\rho_i (i = 1, 0)$	-0,746	0,321	-0,154	0,251	0,604	0,068	0,101	0,359
$\sigma_{iu} (i = 1, 0)$	-0,201	0,062	-0,048	0,081	0,202	0,036	0,039	0,102
lnL/n			-0,74968				-0,73534	
n (individer)			2987				3336	

Anm. P.E. står för parameterestimat. S.F. står för standardfel. Referensgrupp för respektive åldersgrupp är gruppen 18-24 år. Referensgrupp för utbildningsnivå är grundskola. Referensgrupp för region är Stockholm.

I likhet med ålder är också effekten av utbildningsnivå relativt stor. Den är dessutom mer än dubbelt så stor för kvinnor jämfört med män. En kvinna med universitetsutbildning har i genomsnitt 16,5 procentenheter högre sannolikhet att arbeta heltid jämfört med en kvinna med grundskoleutbildning, allt annat lika. Motsvarande effekt för män uppgår till 6,4 procentenheter. Detta är åter ett tecken på att andelsskillnader med heltidsarbetande för olika utbildningsnivåer är ganska små för männen. En annan faktor som står ut och som är betydligt högre för män är huruvida individen är född i Sverige eller ej. Denna faktor är inte signifikant för kvinnor medan den är stor och signifikant för män. Att vara född i Sverige innebär för män en 14,4 procentenheters förhöjd sannolikhet att arbeta heltid, allt annat lika.

Instrumenten som används i selektionsmodellen utgörs av civilstånd och antal förskolebarn i hushållet. Det är den samlade effekten av dessa variabler som är intressant. Som framgår av tabell 2 är signifikansen hos de enskilda instrumenten i allmänhet svag.¹⁶ För kvinnorna är det variabeln för antal barn i åldern 0-5 år som är signifikant, medan det för männen är civilstånd som är signifikant. Detta ger en indikation om att motiven för att arbeta deltid skiljer sig något för kvinnor och män. För kvinnorna är det ofta förekomsten av unga barn i hushållet som reducerar sannolikheten att arbeta heltid, medan det för männen är mer relaterat till huruvida individen är ensamstående eller ej.

Tabell 3 presenterar parameterskattningarna för löneekvationerna (1) och (2) från den strukturella selektionsmodellen. De hel- och deltidsarbetandes löneekvationer har skattats simultant, vilket har skett separat för män och kvinnor. Marginaleffekterna för de olika ålderskategorierna visar att lönen ökar med åldern. Det är dock ingen markant skillnad mellan marginaleffekterna för hel- och deltidsarbetande kvinnor. Skillnaden är tydligare för män, vilket ger en indikation om att frånvarostraffet är något högre för män och har en tendens att växa över tiden.

Fördelen med strukturella modeller är dels att effektivare skattningar erhålls, dels att något kan sägas om beteendeskilnader mellan grupperna som analyseras, givet att modellen är korrekt specificerad. I det avseendet är selektionskorrelationerna av central betydelse och ger en indikation om hur selektionen ser ut och hur den är relaterad till respektive grupps genomsnittliga lön. Selektionskorrelationen för heltidsarbete (ρ_1) är signifikant skild från noll för både män och kvinnor.¹⁷ För kvinnor är den negativ medan den är positiv för män. Ett negativt värde innebär att selektionen till heltidsarbete är negativ, och att den genomsnittliga lönen för heltidsanställda skulle ha varit högre om selektionen varit slumpmässig. I strikt mening betyder detta att uppdelningen av hel- och deltidsarbetande kvinnor har skett på ett sådant sätt att den genomsnittliga effekten av de icke-observerbara faktorerna bidrar negativt till den genomsnittliga lönen för gruppen heltidsarbetade. På motsvarande sätt har männen en positiv selektionskorrelation vilket innebär att den genomsnittliga effekten av de icke-observerbara faktorerna bidrar positivt till heltidsgruppens genomsnittliga lön. Det är dock värt att poängtera att dessa selektionskorrelationer är behäftade med stor osäkerhet eftersom de är väldigt känsliga för vilka variabler som ingår i modellen. Selektionskorrelationerna för deltidsarbete är inte signifikant skilda från noll för vare sig män eller kvinnor, vilket innebär att det inte finns något statistiskt underlag för att avgöra huruvida det förekommer en lönepåverkande selektion till deltidsgruppen.¹⁸

¹⁶ Svaga instrument kan leda till felaktiga slutsatser. Detta gör det nödvändigt att jämföra skattningarna med skattningar gjorda med alternativa metoder som inte är beroende av instrument för att på så sätt styrka resultaten. Detta sker längre fram i uppsatsen.

¹⁷ Selektionskorrelationen representerar korrelationen mellan selektionsekvationens residual och löneekvationen. Den beskriver hur stark den linjära relationen är mellan dessa två komponenter. Eftersom det finns två löneekvationer finns det två residualer som selektionsekvationens residual kan vara korrelerad med. Korrelationerna beräknas med hjälp av kovarianserna från ekvation 4 och 5 och divideras med respektive löneekvationens residuals standardavvikelse. Standardavvikelsen för selektionsekvationens residual är normaliserad till ett.

¹⁸ Att selektionskorrelationerna inte är signifikant skilda från noll ska tolkas som att de icke observerbara egenskaperna har liten eller ingen inverkan på den genomsnittliga lönen vid deltidsarbete. Det behöver inte utesluta möjligheten att dessa egenskaper eller karaktäristika har en inverkan på den genomsnittliga lönen vid heltidsarbete om arbetsgivare värderar egenskaper och karaktäristika olika i de två tillstånden.

Med hjälp av de skattade parametrarna från ekvation 1-3 kan deltidslönegap och frånvarostraff beräknas på det sätt som beskrivs i ekvation 6. De beräknade effekterna av att arbeta deltid presenteras i tabell 4. Den första kolumnen i tabell 4 visar resultatet från skattningar där selektionseffekten av icke observerbara egenskaper inte beaktats. Detta innebär att den skattade löneeffekten kommer att vara kontaminerad med selektionsfel om icke observerbara egenskaper har betydelse för den genomsnittliga lönen. Skillnaden i genomsnittlig lön mellan hel- och deltidsarbetande kvinnor uppgår till drygt 13 procent och 65 procent av denna skillnad kan förklaras av sammansättningskillnader med avseende på de förklarande variabler som ingår i modellen. Av dessa 65 procent står ålder och utbildning för cirka 58 procentenheter. Sammantaget leder detta till ett frånvarostraff på 4,6 procent utan hänsyn taget till icke observerbara egenskaper (se sista raden tabell 4).

Tabell 4 Skattat totalt, förklarat och oförklarat deltidslönegap för kvinnor

	Modell utan Selektion	Modell med Selektion	Matchning
Totalt lönegap	13,3*	13,3*	13,3*
Förklarat lönegap	8,7* (65,4)	11,4* (85,7)	10,1* (75,9)
Detaljerad dekomponering av förklarat gap			
Ålder	4,8 (36,1)	3,9 (29,2)	-
Utbildning	3,0 (22,6)	2,4 (18,0)	-
Region	1,0 (7,5)	0,9 (6,8)	-
Född i Sverige	-0,03 (0,2)	-0,03 (0,2)	-
Ensamstående	-0,02 (0,2)	-0,00 (0,0)	-
Selektionseffekt (icke observerbara eg.)	-	4,2 (31,5)	-
Oförklarat lönegap (frånvarostraff)	4,6* (34,6)	1,9 (14,3)	3,2 (24,1)

Anm. * avser signifikans på 5 procents nivå. Värden inom parentes avser procentuell andel av totalt lönegap. Matchning avser skattning med "propensity score" matchningsestimater där gruppen deltidarbetande har matchats mot en grupp ur de heltidsarbetande med samma "propensity score". Standardfel har ej beräknats för den detaljerade dekomponeringen av det förklarade deltidslönegapet.

Av allt att döma finns det dock en relevant selektionseffekt med avseende på de icke observerbara egenskaperna. Det har framgått av den internationella forskningslitteraturen och det finns ingen anledning att tro att det inte skulle finnas i Sverige.

Den andra kolumnen i tabell 4 redovisar hur effekterna ser ut när icke observerbara egenskaper beaktas explicit så att resultaten motsvarar dekomponeringen av lönegapet enligt ekvation (6b). Det leder till ett skattat frånvarostraff på 1,9 procent. Skattningen är dock inte signifikant skild från noll, vilket innebär att det inte finns något statistiskt underlag för att påstå att frånvarostraffet för kvinnor är skilt från noll. Med andra ord, den relativt stora andelen kvinnor som arbetar deltid gör det delvis på grund av icke observerbara egenskaper/faktorer. Det framgår av selektionseffektens storlek, som förklarar den enskilt största delen av deltidslönegapet.

En alternativ ansats används för att se hur robusta resultaten från selektionsmodellen är. Detta sker med hjälp av en matchningsestimator vars skattning inte är beroende av de instrument som

används i huvudmodellen.¹⁹ Ansatsen bygger på idén att matcha individer med liknande karaktäristika för att på så sätt kontrollera för potentiella selektionseffekter. Varje individ som arbetar deltid matchas med en individ som arbetar heltid och som har liknande karaktäristika enligt de förklarande variabler som fanns med i selektionsekvationen i huvudmodellen. Skattningen med denna metod stödjer resultatet från huvudmodellen, även om punktskattningen av frånvarostraffet i nivå är något större. Eftersom punktskattningen av frånvarostraffet inte är signifikant skild från noll, ska detta tolkas som en indikation på att frånvarostraffet är svagt eller lika med noll för kvinnor.

Tabell 5 Skattat totalt, förklarat och oförklarat deltidslönegap för män

	Modell utan Selektion	Modell med Selektion	Matchning
Totalt lönegap	26,0*	26,0*	26,0*
Förklarat lönegap	12,2* (46,9)	17,2* (66,2)	13,1* (50,4)
Detaljerad dekomponering av förklarat gap			
Ålder	5,7 (21,9)	5,2 (20,0)	-
Utbildning	3,3 (12,7)	3,0 (11,5)	-
Region	0,4 (1,5)	0,3 (1,2)	-
Född i Sverige	0,6 (2,3)	0,4 (1,5)	-
Ensamstående	2,2 (8,5)	1,9 (7,3)	-
Selektionseffekt (icke observerbara eg.)	-	6,3 (24,2)	-
Oförklarat lönegap (frånvarostraff)	13,8* (53,1)	8,8* (33,8)	12,9* (49,6)

Anm. * avser signifikans på 5 procents nivå. Värdet inom parentes avser andel av totalt lönegap. Matchning avser skattning med ”propensity score” matchningsestimator där gruppen deltidsarbetande har matchats mot en grupp ur de heltidsarbetande med samma ”propensity score”. Standardfel har ej beräknats för den detaljerade dekomponeringen av det förklarade deltidslönegapet.

Skattningarna av frånvarostraffet för männen presenteras i tabell 5 och precis som tidigare redovisas resultat med och utan selektionseffekt av icke observerbara faktorer, för att åskådliggöra dess betydelse för skattningen av frånvarostraffet. Det totala deltidslönegapet mellan hel- och deltidsarbetande män är dubbelt så stort som för kvinnor och uppgår till 26 procent. Det betyder att heltidsarbetande män har en genomsnittlig lön som är 26 procent större än motsvarande lön för deltidsarbetande män. När enbart observerbara faktorer beaktas (första kolumnen) kan omkring 47 procent av det totala lönegapet förklaras. I likhet med kvinnorna är ålder och utbildning de två faktorer som enskilt bidrar mest till lönegapet.

När selektionseffekten har en påverkan på den genomsnittliga lönen innebär det att det finns relevanta faktorer som skulle kunna vara med som förklarande variabler i löne modellen men som inte är det på grund av att de inte observeras eller inte är tillgängliga. De finns därför representerade i modellens residual. Om dessa faktorer är korrelerade med variablerna som ingår i modellen kom-

¹⁹ En så kallad ”single neighbour propensity score matching estimator” används. För att skapa ”propensity scores” har en probitmodell använts, med samma uppsättning förklarande variabler som förekom i huvudmodellens selektionsekvation (se tabell 2). Samtliga variabler är balanserade, det vill säga det förekommer ingen signifikant skillnad avseende de förklarande variabelernas genomsnittliga värden för de två grupperna. Detta gör också att fördelningarna av respektive grupps ”propensity score” överlappar varandra när matchningen är klar.

mer parameterskattningarna för dessa variabler att vara felaktiga. När icke observerbara faktorer beaktas, kommer därför variabelernas skattade påverkan på lönegapet att förändras. Hur stor denna förändring är kan utläsas genom att jämföra de detaljerade dekomponeringarna i kolumn 1 och 2. Selektionseffekten gör också att en del av det oförklarade gapet i kolumn 1 kommer att kunna förklaras med hjälp av selektionseffekter. Frånvarostraffet uppgår därmed till 8,8 procent för männen när selektionseffekten av icke observerbara karaktäristika och egenskaper har beaktats. Effekten är dessutom signifikant skild från noll.

För männen är selektionseffekten som andel av det totala deltidslönegapet mindre än för kvinnorna. Samtidigt är effekten från förändringen av de förklarande variabelerna mindre jämfört med hur det var för kvinnorna. Det innebär att det som är icke observerbart och relevant för deltidslönegapet är relaterat till ålder och utbildning i mindre omfattning för männen än för kvinnorna.

Sammanfattningsvis antyder resultaten att deltidslönegapet, uppmätt som skillnad i genomsnittlig lön mellan heltids- och deltidsarbetande, är stort för både män och kvinnor, men att det är dubbelt så stort för män (jämfört med kvinnor). Heltidsarbetande mäns genomsnittliga lön är 26 procent högre än motsvarande lön för deltidsarbetande män. För kvinnor uppgår motsvarande skillnad i genomsnittlig lön till drygt 13 procent. Huvuddelen av deltidslönegapet för män och kvinnor kan dock förklaras av observerbara och icke observerbara karaktäristika. När så sker återstår omkring 9 procentenheter av deltidslönegapet för männen, vilket därmed representerar det genomsnittliga frånvarostraffet på lönen för män som arbetar deltid. Motsvarande siffra för kvinnor uppgår till 2 procentenheter. För kvinnor är dock den skattade frånvaroeffekten, när hänsyn tas till icke observerbara faktorer, inte signifikant skild från noll, vilket innebär att det inte finns något statistiskt underlag för att kunna påstå att det finns något frånvarostraff för kvinnor av deltidarbete. Skattningen indikerar dock att ett potentiellt frånvarostraff för kvinnor av allt att döma är lågt.

3.5 Påverkan på lönegapet mellan män och kvinnor

Eftersom deltidsarbetande har lägre genomsnittlig lön än heltidsarbetande är den genomsnittliga lönen för grupperna tillsammans lägre jämfört med om den genomsnittliga lönen för deltidsarbetande höjdes till samma nivå som för heltidsarbetande. Deltidslönegapet kan därför sägas ha en negativ inverkan på den genomsnittliga lönen för män respektive för kvinnor. Hur stor inverkan incidensen av deltidarbete har på den genomsnittliga lönen beror på hur stor andel som arbetar deltid, och hur stort det genomsnittliga frånvarostraffet är för dem. Eftersom dessa faktorer påverkar de genomsnittliga lönerna för män och för kvinnor, påverkar de också i viss mån storleksrelationen mellan mäns och kvinnors genomsnittliga löner. Det vill säga, förekomsten av deltidarbete har en inverkan på hur stort lönegapet är mellan män och kvinnor.

Om andelen deltidsarbetande och nivån på frånvarostraffet för män och kvinnor vore identiska, skulle dock förekomsten av deltidarbete mellan män och kvinnor inte ha något inflytande över nivån

på lönegapet mellan män och kvinnor. Det är först när storleken på dessa faktorer skiljer sig mellan grupperna som en påverkan på lönegapet uppstår.

Som framgick av den empiriska analysen i det här kapitlet är kvinnor överrepresenterade bland deltidsarbetande, samtidigt som frånvarostraffet för deltidsarbete är större för män. Detta antyder att de två faktorernas inverkan på respektive grupps genomsnittslöner verkar mot varandra och det är inte självklart huruvida den samlade effekten på lönegapet mellan män och kvinnor är positiv eller negativ. Det vill säga, kvinnors större andel deltidsarbetande leder i sig till att lönegapet mellan män och kvinnor blir större. Samtidigt leder det högre frånvarostraffet för männen i sig till att lönegapet mellan män och kvinnor blir något lägre. Den samlade effekten av deltidsarbete på lönegapet mellan män och kvinnor kan därför illustreras på följande sätt:

$$\underbrace{(Deltid_{män} - Deltid_{kvinnor})\beta_{män}}_{\text{Effekt av skillnader i andelar}} + \underbrace{Deltid_{kvinnor}(\beta_{män} - \beta_{kvinnor})}_{\text{Effekt av skillnader i frånvarostraff}}, \quad (7)$$

där ”Deltid” representerar andel deltidsarbetande och β representerar storleken på frånvarostraffet.²⁰ Observera att frånvarostraffet är negativt, vilket innebär att högerdelen i ekvation (7) kommer att vara negativ eftersom mäns frånvarostraff är större än kvinnors. Det är den del av den samlade effekten av deltidsarbete som kommer av skillnader i frånvarostraff mellan män och kvinnor.

Eftersom andelen deltidsarbetande kvinnor är större än motsvarande andel män, kommer vänsterdelen av ekvation (7) att vara positiv, det vill säga, bidra till ett ökat lönegap mellan män och kvinnor. Om de skattade frånvarostraffen och andelen deltidsarbetande män och kvinnor (se tabell 1)²¹ substitueras in i ekvationen framkommer att den samlade effekten av deltidsarbete på lönegapet är mellan -0,018 och -0,013 beroende på om selektionseffekten räknas med eller ej. Det vill säga, det totala lönegapet mellan män och kvinnor är omkring 1,5 procentenheter lägre som en följd av att andelen deltidsarbetande och frånvarostraff skiljer sig mellan män och kvinnor. I fallet där icke observerbara faktorer inte beaktas är andelsskillnadernas påverkan på lönegapet 2,1 procentenheter medan påverkan från skillnader i frånvarostraff är -3,4 procentenheter. Här visar det sig att nivån på de isolerade effekterna är ganska stora. Det är dock viktigt att poängtera att dessa nivåer till stor del är beroende av hur beräkningen genomförts, vilket gör nivåerna något godtyckliga. Totaleffekten av deltidsarbete på lönegapet påverkas dock inte på samma sätt.

Hur påverkas då den förklarade och oförklarade delen av lönegapet mellan män och kvinnor om deltidsarbete inte ingår som en förklarande variabel i modellen? Det har en effekt på både den för-

²⁰ Det här sättet att dekomponera skillnader i genomsnittlig lön bygger på den ansats Konjunkturinstitutet använder vid analys av lönegap mellan män och kvinnor och som redovisas i Lönebildningsrapporten. Ansatsen bygger på föresatsen att mäns löner är norm och att kvinnor i genomsnitt erhåller en lägre lön. Ett exempel på alternativ föresats skulle kunna vara att kvinnors lön är norm och att män erhåller en högre genomsnittlig lön. Det förekommer även andra ansatser. En ansats måste dock väljas och val av ansats kommer att påverka nivån på delarna i ekvation (7) i någon mån.

²¹ Storleken på dessa andelar är beroende på vilken definition av deltidsarbete som används. Här används 35 timmars arbete per vecka som en definition för heltidsarbete. Eftersom ganska många individer är koncentrerade runt en arbetstid på 35 timmar per vecka kan en annan tidsgräns resultera i andra andelar, vilket i någon mån kan påverka resultatet.

klarade och oförklarade delen av lönegapet. Om samtliga variabler i modellen är strikt exogena, kommer den förklarade delen av lönegapet att minska med storleken av den vänstra delen av ekvation (7). Eftersom den är positiv i det här exemplet, kommer därmed den förklarade delen av lönegapet att minska, vilket direkt innebär att den oförklarade delen kommer att öka lika mycket.

Om antagandet om strikt exogenitet inte är uppfyllt, det vill säga om variabeln för deltidsarbete är korrelerad med en eller flera av de andra variablerna i lönmodellen, kommer förändringen av den förklarade delen, som beskrevs vid strikt exogenitet, att vara något mindre eller något större. Hur förändringen ser ut beror på huruvida korrelationen med de andra förklarande variablerna är positiv eller negativ och vilken nettoeffekten av detta är sammantaget över variablerna. För att få en uppfattning om detta krävs en genomgång av samtliga variabler i modellen, vilket inte kommer att ske här. Eftersom deltidsarbete har en inverkan på lönen och dessutom i viss mån är korrelerad med viktiga variabler så som utbildning och ålder, bör dock deltidsarbete i möjligaste mån inkluderas i en lönmodell när lönegapet mellan män och kvinnor skattas.

Sammanfattningsvis innebär detta att kvinnors större andel deltidsarbetande och männens större frånvarostraff totalt sett leder till att lönegapet mellan män och kvinnor är något *lägre* än om andelar och frånvarostraff vore lika för män och kvinnor.

4 Löneeffekter från erfarenheter av arbetslöshet

I föregående avsnitt framkom att det finns ett potentiellt samband mellan heltidsekvivalent lön och i vilken omfattning individen arbetar. Där framkom också att sambandet kan se olika ut för kvinnor och män. I det här kapitlet utvidgas analysen till individer som är frånvarande på heltid på grund av arbetslöshet. Analysen i det här kapitlet bortser från deltidsarbetslösa och studerar enbart hur erfarenheter av heltidsarbetslöshet påverkar individens lön. Det handlar om hur stor inverkan en arbetslöshetsperiod har på individers lön i allmänhet, och om effekten är permanent eller avtagande över tiden. Avsnittet inleds med en kort beskrivning av de teoretiska förklaringsmodeller som brukar användas när frånvarostraff på grund av arbetslöshet diskuteras i forskningslitteraturen. Därefter presenteras data samt egna skattningar av frånvarostraffet.

4.1 Teoretiska förklaringsmodeller

I den internationella forskningslitteraturen talas det om att individer ärras av arbetslöshet (scarring). I denna studie kommer fenomenet fortsättningsvis att kallas för frånvarostraff av arbetslöshet och referera till den effekt av arbetslöshet som påverkar individens lön efter att observerbara och icke observerbara individspecifika faktorer har beaktats. Att ta hänsyn till individspecifika faktorer är viktigt eftersom det är troligt att vissa individer har egenskaper och karaktäristika som innebär att dessa individer har en förhöjd risk att hamna i arbetslöshet. Dessa egenskaper eller karaktäristika kan dessutom vara negativt korrelerade med individens potentiella lön. Effekten av arbetslöshet skulle därför vara kontaminerad om inte individspecifika faktorer beaktades. I princip handlar det om att fastställa hur stor skillnaden är i lön för en given individ med och utan erfarenhet av arbetslöshet på kort och lång sikt.

Vilka är orsakerna bakom en potentiell frånvaroeffekt av arbetslöshet? Den ekonomiska forskningslitteraturen för fram ett antal förklaringsmodeller. Enligt humankapitalteorin bär varje individ ett kapital av arbetserfarenhet och formell utbildning. Under en anställning ackumulerar individen företagsspecifika färdigheter som främjar produktiviteten och därmed individens lön. Om de ackumulerade färdigheterna inte är överförbara till andra arbetsplatser kommer bidraget till individens produktivitet att gå förlorat vid byte av arbete och efter en period av arbetslöshet. Dessutom kommer den del av humankapitalet som är av mer allmän natur, och som därför är överförbar mellan olika arbeten, att urholkas med längden på arbetslöshetsperioden. Denna reducering medför en lägre produktivitet och därmed också en lägre lön vid det nya arbetet. När det nya arbetet påbörjas avbryts dock deprecieringen och humankapitalet byggs åter upp. En kritik som framförts mot denna förklaringsmodell är det observerbara faktumet att vissa arbetsbyten (med eller utan mellanliggande arbetslöshet) resulterar i en högre lön, speciellt vid heltidsbaserade tillsvidareanställningar.

Den anförda kritiken bygger på idén att matchningen mellan arbete och individ spelar en avgörande roll. Detta har lett till en utveckling av en egen gren inom teoribildningen som fokuserar på jobbmatchningens betydelse för individen att lämna tillståndet av arbetslöshet. I enlighet med detta synsätt uppkommer möjligheten att erhålla en högre lön efter en viss tid av arbetslöshet om matchningen mellan individ och arbete är god, det vill säga om individ och arbetsuppgifter i hög grad är anpassande för varandra. Om i stället en dålig matchning uppstår uteblir den potentiella vinsten av en god matchning och den förväntade lönen blir lägre. Om en anställning upphör som en följd av en dålig matchning finns det åter möjlighet till förbättrad lön, om en bättre matchning kan uppnås. Om arbetslöshet medför en förbättrad sortering av arbetare till adekvata jobb kommer den förväntade lönen att öka. Detta innebär också att längre arbetslöshetsperioder medför att sökandet efter ett lämpligt arbete blir mer omfattande, vilket till en viss punkt kommer att innebära förbättrad lön för individen, eftersom sannolikheten att hitta ett lämpligt jobb ökar med omfattningen av sökandet efter ett jobb.

En annan förklaringsmodell bygger på idén att en potentiell arbetsgivare inte har perfekt information om den arbetssökande individens produktivitet. Arbetsgivaren behöver därför kompletterande information om individens potentiella produktivitet. I detta sammanhang har arbetslösheten och dess längd ett viktigt signalvärde för arbetsgivaren. En individ som varit arbetslös en längre period signalerar att flertalet andra arbetsgivare potentiellt har avvisat individen, vilket i sig kan vara en signal om låg produktivitet och därför verka stigmatiserande. Eftersom arbetsgivaren söker information om individen kommer också orsaken till arbetslösheten att få betydelse. Ett frånvarostraff som införts på grund av bristande information kommer dock att minska och försvinna under relativt kort tid i de fall det visar sig att individen har en högre produktivitet än arbetsgivaren först antagit.²²

Ett gemensamt drag för de förklaringsmodeller som beskrivits ovan är att erfarenhet av arbetslöshet av allt att döma har en betydelse för individens lön. Faktorer som hur många gånger händelsen inträffat och hur långa arbetslöshetsperioderna har varit är viktiga. Ekonomisk teori ger också utrymme för alternativa förklaringar där humankapitalets förändring inte är den enda orsaken till den lägre lönen. Här är det framför allt arbetslöshetens signalvärde om individens lägre produktivitet som kan fungera stigmatiserande.

Teorierna kan dock inte säga något om storleken på effekterna och hur länge effekten håller i sig för olika grupper av individer. Dessa frågor kan endast undersökas med hjälp av empirisk analys. I det följande avsnittet redovisas ett urval av empiriska studier på svenska och utländska förhållanden som i någon mån beskriver hur effekten ser ut.

²² Frånvarostraffet försvinner om lönen sätts strikt efter individens produktivitet.

4.2 Empiriska resultat från forskningslitteraturen

Den nordamerikanska forskningslitteraturen som analyserar frånvaroeffekter på grund av ofrivillig arbetslöshet är omfattande. Den tidiga litteraturen jämför arbetslösas löner före och efter en period av arbetslöshet. Resultaten indikerar stora och långvariga effekter på lönen på mellan 5 och 15 procent, där effekterna är störst för grupper med långa tidigare anställningar. En senare del av den tidiga nordamerikanska forskningslitteraturen försöker åtgärda bristerna i den tidigare ekonometriska ansatsen och jämför löneutvecklingen för dem som varit arbetslösa med dem utan motsvarande erfarenhet. Detta är relevant om arbetslöshetens isolerade effekt ska skattas. Även med de metodologiska förbättringarna hamnar de skattade frånvaroeffekterna på mellan 10-15 procent, och i vissa fall upp mot 25 procent (se till exempel Jacobson et al 1993a,b, Ruhm 1991 och de la Rica, 1995).

Forskningen på europeiska förhållanden är inte lika omfattande till antalet. Gregory och Jukes (2001) analyserar hur arbetsinkomsten för brittiska män påverkas och utvecklas efter en tid av arbetslöshet. För att göra detta används dels "New Earnings Survey Panel", dels "the Joint Unemployment and Vacancies Operating System dataset" som tillsammans kombinerar information om arbetslöshet och arbetsinkomst för en procent av de anställda i England under perioden 1984-1994. De använder en statistisk modell för paneldata som tar hänsyn till icke observerbar heterogenitet samt kontrollerar för potentiella selektionseffekter som kommer av att vissa individer saknar information om arbetsinkomst. Korrigeringen för den här typen av selektionseffekter visade sig dock inte ha någon effekt på de skattade parametrarna. Resultaten visar att en arbetslöshetsperiod som avslutades inom tre kvartal reducerade arbetsinkomsten med omkring 10 procent. Effekten avtog dock över tiden och två år efter avslutad arbetslöshet hade effekten sjunkit till 3,7 procent. Skattningarna indikerar att det fanns en permanent komponent av frånvarostraffet som inte försvann över tiden och den skattades till 1,9 procent. Längden på arbetslöshetsperioden hade också en inverkan på hur stort frånvarostraffet blev. Marginaleffekten på lönen av en 30 dagars arbetslöshetsperiod skattades till 0,8 procent. Denna ökade till 5,1 procent för ett 6 månaders uppehåll och uppgick till 11 procent för ett helt års uppehåll. De undersökte även vilken inverkan upprepade arbetslöshetsperioder hade på lönen och fann att detta förstärkte den negativa effekten ytterligare.

Arulampalam (2001) undersöker frånvarostraffet på lönen av en period av arbetslöshet på brittiska män under perioden 1991-1997 med hjälp av "British Household Panel Survey", vilket är en urvalsundersökning som innehåller information om omkring 5 500 hushåll. Studien fokuserar speciellt på i vilken omfattning frånvarostraffet är permanent och om det försvinner över tiden och hur upprepade arbetslöshetsperioder och arbetslöshetsperiodens längd påverkar frånvaroeffekten. För att göra detta används en statistisk modell för paneldata som kontrollerar för icke-observerbar heterogenitet samt för potentiell urvalsselektion som ett resultat av att vissa individer inte har någon observerbar lön. Resultaten visar att frånvarostraffet uppgår till i genomsnitt 6 procent det första året vid återanställning. Dessutom finner studien att straffet ökar och hamnar på omkring 14 procent efter tre år, varefter straffet sjunker till 11 procent. Individens första arbetslöshetserfarenhet

har den största effekten och minskar vid upprepade arbetslöshetsperioder. Detta tolkas som att upprepade avbrott från anställningar leder till en försvagad ställning på arbetsmarknaden med övergångar från ett låglönearbete till ett annat med tidsbegränsade kontraktsanställningar. Effekterna är i denna studie betydligt högre jämfört med de resultat som erhöles i Gregory och Jukes (2001). Författarna förklarar dessa skillnader med att det makroekonomiska klimatet skiljde mellan de två olika studierna. Dessutom användes olika definitioner av arbetslöshet. Arulampalam (2001) använde en mycket vidare definition av arbetslöshet medan Gregory och Jukes (2001) begränsade sin definition till dem som var registrerade som arbetslösa. Dessutom var deras urval mycket större vilket medför en bättre precision i skattningarna. Dessa skillnader innebär att resultaten inte kan jämföras rakt av.

Gregg och Tominey (2001) använder "the National Child Development Survey" för att undersöka hur arbetslöshet hos brittiska män i unga år påverkar den framtida lönen. En individ definieras här som ungdom om han är i åldern 16-23 år, och här studeras en grupp män födda 1958. De har en uppföljningsperiod på 20 år vilket gör det möjligt att studera dels den initiala löneeffekten av arbetslösheten, dels hur varaktig denna effekt är och hur den påverkas av upprepade avbrott senare i livet. För att göra detta används en statistisk modell för paneldata som tar hänsyn till icke observerbar heterogenitet. Detta sker med hjälp av en instrumentvariabelteknik. Resultaten indikerar att arbetslöshet i unga år har en effekt på den framtida lönen och effekten avtar långsamt under den uppföljningsperiod på 20 år som används (om inga ytterligare arbetslöshetsavbrott stör återhämtningen). Deras skattningar indikerar att frånvaroeffekten ligger på mellan 9-11 procent 20 år efter arbetslösheten för de utan upprepade avbrott. De med lång ungdomsarbetslöshet har en förhöjd risk att åter hamna i arbetslöshet, och den förhöjda risk kvarstår fram till 33 års ålder. De finner också att en uppgradering av den formella utbildningen till viss del häver och reducerar frånvarostraffet över tiden.

Det har även genomförts en del forskning på svenska förhållanden. De tidigaste studierna genomförda med svenska data var i huvudsak fallstudier där enskilda företagsnedläggningar studerades (se till exempel Engström och Ohlsson 1985, Edin 1988, Storre 1993). Albrecht med flera (1999) är ett exempel på studie med ett något bredare perspektiv och som analyserar effekten på lönen vid frånvaro från arbetsmarknaden generellt. De använde en datamängd från SCB som baseras på intervjuer genomförda under åren 1992 och 1993 och som består av ett urval om 6 498 individer. Ur detta urval valdes män och kvinnor ut som var födda vissa givna år, vilket slutligen resulterade i 3 318 kvinnor och 1 666 män som kom att användas i analysen. Undersökningens utformning gjorde det möjligt att få en bild av respektive individs arbetsmarknadsaktiviteter på månadsbasis från 17 års ålder fram till året för undersökningens genomförande. Urvalsundersökningens utformning gjorde det också möjligt att identifiera orsaken till frånvaron från arbetsmarknaden.

Resultaten från studien indikerar att frånvaro från arbetsmarknaden har en effekt på arbetsinkomsten men också att orsaken till frånvaron spelade en viktig roll. Dessutom visar resultaten att kontroll för icke observerbar heterogenitet gör att signifikansen hos den skattade effekten av från-

varo generellt sjönk och i flera fall försvann, men att frånvaro på grund av arbetslöshet hade en fortsatt negativ effekt på lönen. De fann att den negativa effekten var större för män än för kvinnor. Det handlar dock om mycket små effekter som i allmänhet låg under en procent. Resultaten leder författarna till slutsatsen att humankapitaldepreciering inte är den enda förklaringen till att lönen minskar efter en tid av frånvaro. Författarna argumenterar för att frånvaron har ett signalvärde för arbetsgivaren om individens framtida beteenden och produktivitet, vilket påverkar lönen.

Nordström Skans (2004) studerar de långsiktiga effekterna på inkomstutvecklingen hos individer som utsätts för arbetslöshet som unga. För att göra detta används en longitudinell individdatamängd som skapats med hjälp av ett flertal register från SCB och Arbetsförmedlingen och som innehåller ett stort antal relevanta variabler. Med hjälp av denna datamängd analyseras individer i åldern 18-19 år som avslutade en två- eller treårig gymnasieutbildning (treåriga teoretiska utbildningar exkluderades) under perioden 1991-1994. Resultaten indikerar att erfarenheter av arbetslöshet direkt efter skolan har negativa effekter på arbetsinkomsten och sannolikheten att åter bli arbetslös är förhöjd. Denna effekt är persistent och finns kvar fem år efter avslutad skolgång. I termer av arbetsinkomst uppgår den negativa effekten i genomsnitt till 17 procent efter fem år. Resultaten indikerar dock att storleken på effekten tenderar att avta med tiden och är i någon mån relaterad till arbetslöshetsperiodens längd, där kortare perioder innebär att effekten avtar snabbare.

Eliason och Storrie (2006) analyserar effekterna på den framtida lönen av att förlora arbetet vid företagsnedläggning. De använder en datamängd som kopplar individer till arbetsplatser, vilket gör det möjligt att avgöra om företaget som individen arbetar på har lagts ned. Dessutom kan individerna följas över en period mellan 1983 till och med 1999. Med denna datamängd kan författarna identifiera och studera alla företag med minst 10 anställda som lades ner 1987 eller 1988, och därefter följa individens inkomstutveckling fram till och med 1999. Lönerna kan även observeras fyra år innan de förlorade arbetet. För att skatta effekten av frånvaron använder sig författarna av en matchningsestimator där individer med i övrigt jämförbara karaktäristika jämförs med dem som förlorat sitt arbete vid företagsnedläggningen. Resultaten indikerar att frånvaron leder till långvariga och permanenta frånvaroeffekter på lönen men att det finns viss heterogenitet i nivå. De finner att den analyserade gruppen har en årlig arbetsinkomst som är 6 700 kr lägre jämfört med en kontrollgrupp tolv år efter företagsnedläggningen. Dessutom finner de en skillnad på mellan tre och fyra procentenheter när det gäller sysselsättning och arbetslöshet. Analysen genomfördes under en period när Sverige drabbades av en ekonomisk kris vilket gjorde det möjligt att studera hur grupper reagerade. Gruppen med erfarenheter av arbetslöshet visade sig vara extra känsliga för förändringar i det makroekonomiska klimatet, vilket kommer av det tillståndsberoende arbetslöshet är kopplad till. Studien fann också att effekten varierade beroende på ålder; effekten var minst för individer i åldern 31-40 år och störst för individer i åldern 41-50 år.

Den svenska och internationella forskningslitteraturen är överens om att frånvarostraffet inte enbart är en produkt av att humankapitalet deprecieras under frånvaron från arbetsmarknaden. Edin

och Gustavsson (2008) undersöker hur stor del av lönereduceringen som följer av en period av arbetslöshet och som svarar mot förändringar i individens humankapital. För att undersöka detta använder författarna ”the 1994 International Adult Literacy Survey (IALS)” som innehåller information från ett flertal länder, där ibland Sverige. Datamängden skapades ursprungligen i syfte att mäta läs- och skrivförmåga hos vuxna (äldre än 16 år) i respektive land och hur denna förmåga skiljer mellan olika länder. Efter den första dragningen 1994 gjordes ytterligare två dragningar 1996 och 1998 för totalt 21 olika länder. Deras resultat indikerar att det finns ett starkt negativt samband mellan frånvaro från arbetsmarknaden och humankapital. Deras skattningar visar att deprecieringen av humankapital står för mellan 15 och 30 procent av det totala frånvarostraffet som följer av att vara borta från arbetet ett år.

4.3 Data och beskrivande statistik

För att skatta effekterna av erfarenheter av arbetslöshet på lönen används LINDA-data (Longitudinal INdividual DAta) från SCB.²³ LINDA är ett registerbaserat longitudinellt datamaterial på årsbasis som gör det möjligt att följa individer över tiden. Här studeras ett slumpmässigt urval av individer som befann sig i arbetskraften 2001 och som följs fram till och med 2006. Urvalet från 2001 reduceras med individer som är egenföretagare, förtidspensionärer, långtidssjuka och studerande. Efter gjorda selektioner sorteras dessutom urvalet upp i ett antal undergrupper bestående av individer i åldern 18-29 år och 30-55 år, kvinnor och män samt om individen är född i Sverige eller utomlands.

För att analysera effekter av arbetslöshet behövs en definition över vad som avses. Vem som ska betraktas som arbetslös är inte självklart och flera olika definitioner florerar bland dem som analyserar arbetslöshet. Valet styrs ofta av vilken information som finns tillhands. SCB:s definition som tillämpas vid arbetskraftsundersökningarna är väldigt bred och inbegriper i princip alla individer som har upplevelsen av att vilja arbeta men som för tillfället inte gör det. Detta innebär till exempel att heltidsstuderande med önskemål om ett arbete vid sidan av studierna men som saknar ett sådant extraarbete betraktas som arbetslös. I den här studien styrs definitionen av den information som finns tillgänglig i LINDA. Eftersom LINDA innehåller information om huruvida individen har registrerat sig på arbetsförmedlingen som arbetssökande någon gång under året kommer detta att fungera som en indikator för huruvida individen var arbetslös det året.

²³ För mer information om LINDA se: linda.nek.uu.se.

Tabell 6 Beskrivande statistik för 18-29 åringar, 2001-2006

Variabler	Svenskfödda	Svenskfödda kvin-	Utrikes födda	Utrikes födda
	män	nor	män	Kvinnor
Ålder (år)	27,6	27,7	27,8	27,7
Grundskola (%)	12,4	9,8	19,3	19,0
Gymnasium (%)	64,4	57,1	37,9	34,7
Kort högskola (%) (max 2 år)	5,7	5,9	4,0	5,3
Lång högskola (%) (>2år)	16,1	25,8	14,6	20,2
Andel med barn (%)	32,7	46,2	27,7	47,9
Stockholm (%)	21,6	22,5	31,8	32,8
Månadslön (kr)	22 789	20 233	21 497	19 625
Arbetslös (%)	18,9	21,7	23,5	23,8
Antal observationer	67 422	59 028	10 866	12 168

En annan central variabel i sammanhanget är lönerna som finns tillgängliga i LINDA. De representerar heltidsekvivalenta kontrakterade månadslöner och kommer huvudsakligen från lönestrukturstatistiken. Månadslönen avser den heltidsekvivalenta lön individen hade under mätperioden. Under årens lopp har dock denna mätperiod varierat något. Mätperioderna varierar också beroende på i vilken sektor individen arbetar.

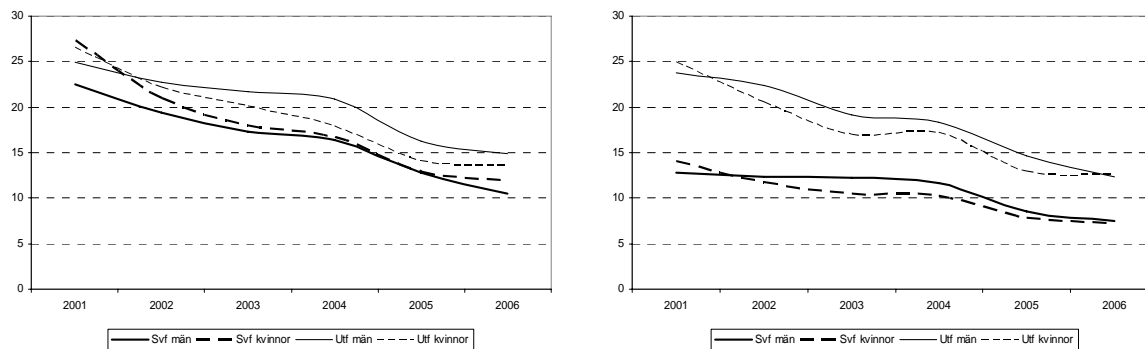
I tabell 6 presenteras beskrivande statistik för individer i åldern 18-29 år. Kvinnorna i dessa grupper har i allmänhet en längre utbildning än männen och på motsvarande sätt har svenskfödda något längre utbildning än utrikes födda. Detta kan jämföras med de heltidsekvivalenta månadslöner som för männen i genomsnitt ligger omkring 2 000 kronor högre än kvinnornas, både för svenskfödda och utrikes födda.

För den äldre gruppen framkommer en bild som ligger i paritet med den yngre gruppen. Andelen kvinnor med lång utbildning är större jämfört med männen, samtidigt som den genomsnittliga heltidsekvivalenta månadslönen är större för männen för både svenskfödda och utrikes födda. Dessutom bor de utrikes födda i något större utsträckning i stockholmsregionen, jämfört med de svenskfödda.

Tabell 7 Beskrivande statistik för 30-50 åringar, 2001-2006

Variabler	Svenskfödda		Utrikes födda	
	män	Svenskfödda kvin- nor	män	Utrikes födda Kvinnor
Ålder (år)	42,1	42,3	42,2	42,2
Grundskola (%)	14,6	9,3	18,3	19,8
Gymnasium (%)	53,3	51,7	39,4	38,0
Kort högskola (%) (max 2 år)	9,9	5,0	4,2	3,3
Lång högskola (%) (>2 år)	21,1	33,1	23,4	27,8
Andel med barn (%)	52,3	67,4	43,2	63,5
Stockholm (%)	20,0	20,6	33,2	33,4
Månadslön (kr)	27 931	22 789	24 745	21 172
Arbetslös (%)	11,7	11,7	20,3	20,6
Antal observationer	188 592	171 582	35 364	33 960

Diagram 3 ger en bild av hur arbetslösheten utvecklas för olika grupper av individer, givet den definition på arbetslöshet som används här. För den yngre gruppen i diagram 3a framgår att utvecklingen mellan grupperna är mycket likartad, men att det skiljer ungefär fem procentenheter mellan gruppen med högst och lägst andel arbetslösa.

Diagram 3 Andelen arbetslösa kvinnor och män i respektive kohort och år (procent)**a)** Individer 18-29 år (2001)**b)** Individer 30-50 år (2001)

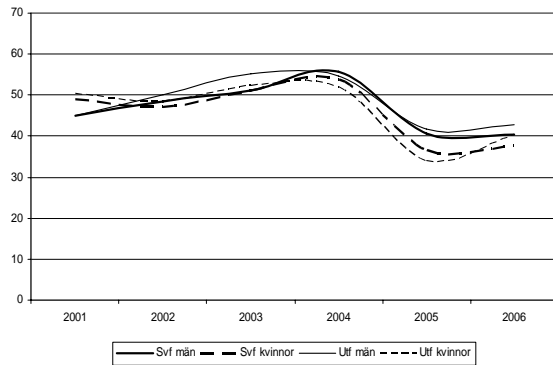
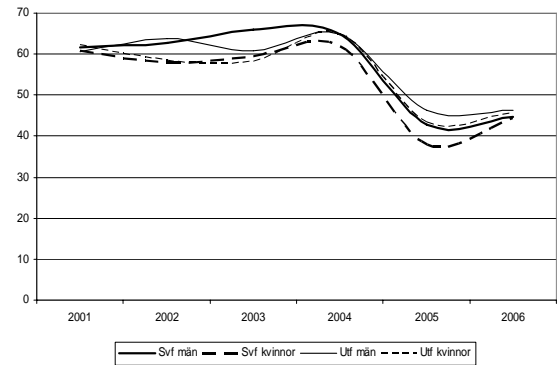
Anm. Svf = svenskfödda; Utf = utrikes födda.

Andelarna arbetslösa sjunker över tiden för alla grupper. Bortsett från det första året i panelen (2001) har svenskfödda män den lägsta andelen, medan utrikes födda män har den högsta andelen. För den äldre gruppen framkommer en liknande bild med sjunkande andelar av arbetslösa individer. Svenskfödda och utrikes födda män och kvinnor grupperar sig på två olika nivåer som skiljer med ungefär fem procentenheter. Däremot är skillnaden mellan könen inom respektive gruppering mycket liten eller obefintlig.

Från arbetslöshetslitteraturen vet vi att tidigare erfarenheter av arbetslöshet påverkar sannolikheten att åter bli arbetslös. Det här fenomenet kan sägas ha två orsaker. Den första orsaken bygger på resonemanget om att händelsen medför att individens preferenser eller beteendestruktur ändras på ett sådant sätt att sannolikheten att åter hamna i tillståndet ökar. Det centrala i detta resonemang är att beteendet förändras till följd av erfarenheten av arbetslöshet. En alternativ förklaring bygger på resonemanget att individer i utgångsläget har olika typer av preferenser och att vissa individer har preferenser som bidrar till en förhöjd sannolikhet att bli arbetslös. I det här fallet sker ingen påverkan och förändring av individers preferenser vid arbetslöshet eftersom de var olika redan innan händelsen inträffade. Vid inträdet på arbetsmarknaden sker i det här fallet en sortering som leder till att vissa grupper stannar kvar i arbetslöshet.

Förekomsten av ett tillståndsberoende hos arbetslösa är ett problem som för vissa individer leder till långvarig arbetslöshet och upprepade arbetslöshetsperioder. När tillståndsberoendet studeras måste de två effekterna som beskrevs i det föregående stycket hållas isär. I enkel beskrivande statistik är det dock inte möjligt att separera dessa effekter.

Diagram 4 och diagram 5 ger en grov bild av hur tillståndsberoendet varierar över tiden för kohorter av individer. Figurerna visar hur sannolikheten att vara arbetslös ser ut betingat på om individen varit arbetslös eller ej den föregående perioden. I diagram 4 anges de betingade sannolikheterna för dem som varit arbetslösa den föregående perioden. Som framgår är det inte så stor skillnad mellan grupperna. Sannolikheten är dock något förhöjd för den äldre gruppen, vilket indikerar att tillståndsberoendet ökar med åldern. Det är också intressant att notera att den betingade sannolikheten varierar ganska mycket över tidsintervallet och tycks vara relaterad till det makroekonomiska klimatet. Figurerna indikerar också att det finns en tidsfördröjning hos tillståndsberoendet. Som framgick av diagram 3 sjunker andelarna med arbetslösa individer stadigt under perioden, vilket är ett utslag av att arbetsmarknaden förbättras. Detta får dock inget utslag på tillståndsberoendet förrän efter 2004 då de betingade sannolikheterna visar en tydlig tendens till att bli lägre. Eftersom det är aggregerade andelar som redovisas i figurerna är detta således den samlade effekten av de två förklaringsfaktorerna som beskrevs ovan. Det går därför inte att utesluta möjligheten att de betingade sannolikheterna för grupperna följer ett annat mönster när icke observerbar individspecifik heterogenitet beaktas.

Diagram 4 Betingad sannolikhet att vara arbetslös år t om individen var arbetslös år $t-1$ (procent)**a)** Individer 18-29 år (2001)**b)** Individer 30-50 år (2001)

I diagram 5 redovisas den betingade sannolikheten att bli arbetslös i period t givet att individen hade ett arbete i period $t-1$. Av naturliga skäl är tillståndsberoendet av att ha ett arbete starkare än för arbetslöshet vilket visar sig genom betydligt lägre betingade sannolikheter jämfört med diagram 4. Figureerna antyder att tillståndsberoendet att arbeta förstärks över tiden och planar ut runt medelåldern. Det vill säga, sannolikheten att bli arbetslös minskar med åldern givet att individen hade ett arbete föregående period. Här finns det dock en väl markerad skillnad mellan svenskfödda och utrikes födda, där den senare gruppen har en svagare position på arbetsmarknaden med en högre sannolikhet att bli arbetslös. Skillnaden mellan könen kan dock betraktas som liten för de två grupperna var för sig.

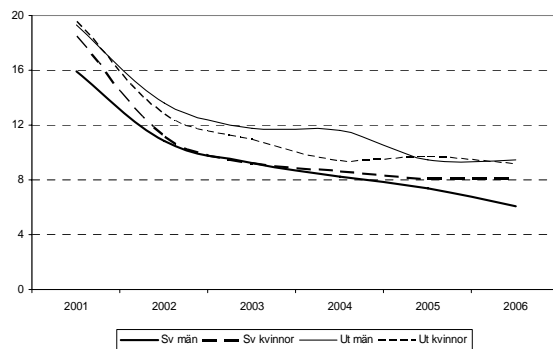
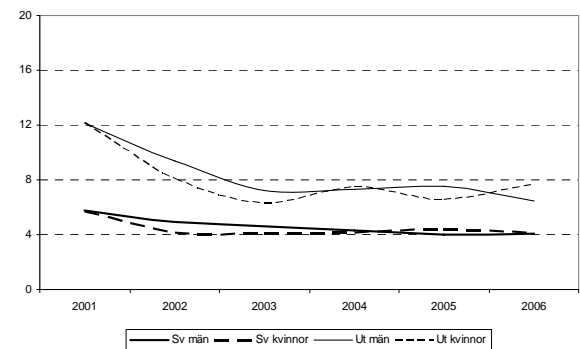
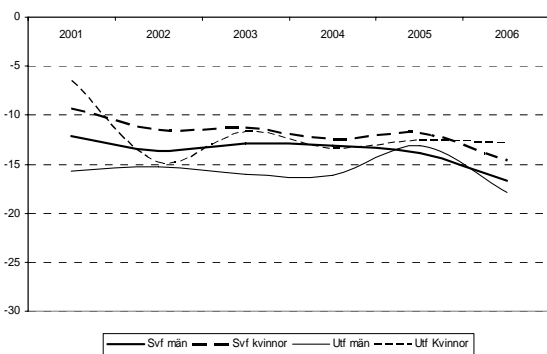
Diagram 5 Betingad sannolikhet att vara arbetslös år t om individen inte var arbetslös år $t-1$ (procent)**a)** Individer 18-29 år (2001)**b)** Individer 30-50 år (2001)

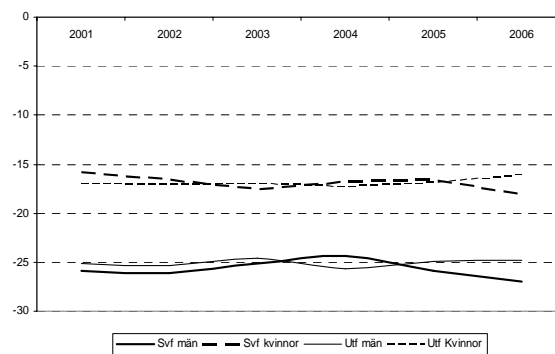
Diagram 6 presenterar den procentuella skillnaden i genomsnittlig lön år t mellan individer som var arbetslösa respektive inte var arbetslösa år $t-1$ och som var sysselsatt år t . Detta ska ge en uppfattning om den totala skillnaden i genomsnittlig lön mellan grupperna. För den yngre gruppen ligger skillnaden mellan 10 och 15 procent i heltidsekvivalent månadslön. Det är också värt att notera att den totala skillnaden är tämligen stabil över tiden. För den äldre gruppen i åldersintervallet 30-50 år

sker dock en uppdelning mellan könen. Skillnaden mellan arbetslösa och icke arbetslösa ligger för svenskfödda och utrikes födda kvinnor på omkring 15 procent. För svenskfödda och utrikes födda män ligger skillnaden cirka 10 procentenheter över den nivå kvinnorna ligger på.

Diagram 6 Procentuell skillnad i genomsnittlig lön år t mellan individer som var arbetslösa år $t-1$ och personer som inte var arbetslösa år $t-1$ (procent)



a) Individer 18-29 år (2001)



b) Individer 30-50 år (2001)

Den genomsnittliga lönen mellan grupperna som analyseras i denna studie skiljer sig också. Detta har givetvis ett inflytande på hur stort frånvarostraffet kan vara. Högvärlönde kan förväntas ha ett större frånvarostraff än lågvärlönde, då kollektivavtal i stor utsträckning reglerar hur låga löner kan bli.

4.4 Skattningar på svenska förhållanden

Syftet med den här delstudien är att skatta den genomsnittliga effekten på lönen av att vara frånvarande från arbetsmarknaden på grund av arbetslöshet för män och kvinnor. Det sker genom att undersöka hur lönen under år t påverkas av erfarenheten av att ha varit arbetslös år $t-1$ eller längre tillbaka i tiden. Detta kan göras med hjälp av en ekonometrisk modell som följer individer över tiden och som tar hänsyn till observerbara och icke observerbara faktorer.

När en lämplig empirisk modell ska formuleras är det viktigt att veta vilka faktorer som påverkar resultaten, på vilket sätt detta kan kontrolleras för i modellen och vilka antaganden som krävs för att identifiera de eftersökta effekterna. Från forskningslitteraturen framkom ett flertal aspekter som bör beaktas. Den kanske enskilt viktigaste egenskapen handlar om att kontrollera för icke observerbar individspecifik heterogenitet mellan individer och hur detta är relaterat till avkastningen på individens humankapital.²⁴ En stor del av den tidigare litteraturen både på svenska och utländska data

²⁴ Den individspecifika heterogeniteten måste beaktas explicit så att den inte kontaminerar det skattade frånvarostraffet. Detta är viktigt eftersom det troligtvis finns strukturella skillnader mellan individer som har erfarenheter av arbetslöshet som leder till att lönen påverkas mer för vissa individer på grund av de egenskaper och karaktäristika de har så som till exempel kognitiv förmåga, preferenser eller bristande motivation.

använder sig av paneldatamodeller med så kallad ”fixed effect” ansats. För att öka jämförbarheten med andra studier används därför ”fixed effect” ansatsen här.

4.4.1 EMPIRISK MODELL

För att i någon mån ta hänsyn till icke observerbar individspecifik heterogenitet mellan individer är det en fördel att ha tillgång till upprepade observationer av individer över tiden. Denna möjlighet ges av det datamaterial som används här. Eftersom det är individers löner som studeras formuleras en statistisk lönemodell:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + U_{it}, \quad i = 1, \dots, n, t = 2001, \dots, 2006 \quad (8)$$

$$U_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Y_{it} = \log(w_{it}), \quad w_{it} = \text{heltidsekvivalent månadslön år } t$$

där X_{it} representerar en variabelmatris med observerbara lönepåverkande faktorer som varierar över tid och mellan individer, och β en koefficientvektor som innehåller respektive variabels genomsnittliga marginaleffekt på lönen. Övriga icke observerbara lönepåverkande faktorer finns representerade i ekvationens residual (U_{it}).

För att explicit kontrollera för icke observerbar individspecifik heterogenitet delas residualen upp på det sätt som beskrivs i ekvation (9). Den första delen (α_i) representerar ett samlat mått på faktorer som är specifika för individen och som har en påverkan på lönen. Här kommer faktorer som inte observeras att ingå, så som till exempel ambition eller preferenser. Enligt ”fixed effect” ansatsen antas den här delen vara konstant över tiden. Det innebär att egenskaper och preferenser som inte är konstanta över tiden inte fångas upp av denna term, vilket därför kan vara ett problem. En vanlig föreställning är dock att personliga egenskaper och preferenser är tämligen konstanta på kort sikt, vilket gör att antagandet inte är helt orimligt.²⁵

Den andra delen (ε_{it}) representerar andra faktorer som har en inverkan på individens lön men som är slumpmässiga och därför är oberoende av den andra faktorn. Icke observerbara faktorer med varaktig effekt på lönen kan därför inte ingå i denna del. Istället representerar den slumpmässiga chocken på lönen i respektive period. I modeller med ”fixed effect” ansats identifieras parametrarna genom att variablerna, för en given individ, varierar under den tidsperiod individen observeras. Detta utesluter därför möjligheten att använda variabler som inte förändras över tiden.²⁶

Inom ramen för den beskrivna modellen kan tre lönepåverkande dimensioner av arbetslöshet identifieras. Det handlar om 1) den isolerade händelsen av att ha varit arbetslös föregående period,

²⁵ En viktig egenskap relaterad till tillståndsberoendet av arbetslöshet innebär att preferenserna för arbetslöshet förändras när individen har utsatts för arbetslöshet. Detta innebär ett avsteg från antagandet om konstanta preferenser.

²⁶ Detta är en viktig begränsning i den tillämpning som görs här. Utbildningsnivå kan därför inte ingå som förklarande variabel i modellen.

2) antalet tidigare arbetslöshetsperioder som föregått nuvarande tillstånd och slutligen 3) hur lång tid som gått sedan den sista arbetslöshetsperioden avslutades. Samtliga dimensioner har en potentiell påverkan på hur stort frånvarostraffet kommer att vara och samtliga effekter kommer att i någon mån beaktas i analysen och jämföras mellan kvinnor och män. Följande mått kommer att var för sig användas i ekvation (8) för att beskriva de ovan nämnda dimensionerna:

$$\gamma d_{t-1} \quad (\text{Första ordningens effekt}) \quad (10)$$

$$\sum_{s=1}^S \gamma_s d_{t-s} \quad (\text{Distribuerad lagg effekt}) \quad (11)$$

$$\gamma_1 d_{t-1} + \sum_{s=2}^S \gamma_s d_{t-s} \prod_{j=1}^{s-1} (1 - d_{t-j}) \quad (\text{Persistenseffekt}) \quad (12)$$

där d_t är en diskret indikator variabel som antar värdet 1 om individen är arbetslös i period t , och värdet 0 om individen inte är arbetslös.

Första ordningens effekt (γ) enligt (10) ger den genomsnittliga effekten på lönen av att ha varit arbetslös det föregående året. Eftersom lönen är logaritmerad ger den en approximerad skattning av den procentuella effekten på lönen uttryckt på decimalform. För att få en uppfattning om i vilken omfattning upprepade arbetslöshetsperioder påverkar lönen skattas även parametrar enligt en distribuerad lagg struktur (11) med upp till fyra laggar ($\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$). Respektive laggs parameterskattning representerar marginaleffekter av tidigare arbetslöshet på lönen, en till fyra år bakåt i tiden. Dessa marginaleffekter kan ackumuleras för att få en uppfattning om hur effekten av upprepade arbetslöshetsperioder från år till år ser ut.

Slutligen inför även struktur (12) i ekvation (8) med syfte att ge en bild av hur lång tid det tar att bli av med frånvarostraffet eller om frånvarostraffet innehåller en permanent komponent såsom antyds i delar av forskningslitteraturen. Parameterskattningarna ($\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$) enligt (12) representerar den isolerade effekten på lönen av att ha varit arbetslös upp till fyra år tillbaks i tiden, med mellanliggande arbete. Dessa effekter kan inte ackumuleras som i det föregående fallet.

4.4.2 RESULTAT

Som nämndes i dataavsnittet kommer ett flertal grupper att analyseras i den här delstudien. I tabell 8 och tabell 9 presenteras effekten på lönen av arbetslöshet från föregående period, det vill säga, första ordningens effekt (se ekvation 10). Tabell 8 presenterar effekterna för svenskfödda män och kvinnor. Tabellen innehåller skattningar gjorda med två olika typer av specifikationer. Den första specifikationen (OLS) tar inte hänsyn till icke observerbar individspecifik heterogenitet, det vill säga, residualen delas inte upp på det sätt som beskrivs i ekvation (9). Dessa skattningar är därför ett mått på den samlade statistiska effekten av frånvaro och innehåller även effekter av att individspecifika egenskaper systematiskt kan skilja sig mellan de som var och de som inte var arbetslösa under före-

gående period. Som framgår är dessa skattningar tämligen stora, negativa och signifikant skilda från noll för både män och kvinnor. Männen skattade effekt är större och har en tendens att öka med åldern. Dessutom tenderar även skillnaden mellan män och kvinnor att öka med åldern. För de åldersgrupper som analyseras här är den samlade effekten mer än dubbelt så stor för den äldre gruppen jämfört med den yngre. Den lägre nivån på skattningen för den yngre gruppen torde bero på att de redan i utgångsläget hade en relativt låg lön.

Tabell 8 Första ordningens effekt av arbetslöshet (svenskfödda)

Faktor	Män		Kvinnor	
	OLS (Ekvation 8+10)	FE (Ekvation 8+9+10)	OLS (Ekvation 8+10)	FE (Ekvation 8+9+10)
$U_{i,t}$ (18-29 år)	-0,078*	-0,011*	-0,056*	-0,008*
$U_{i,t}$ (30-55 år)	-0,162*	-0,025*	-0,110*	-0,020*

Anm. * avser signifikans på 5 procents nivå. + avser signifikans på 10 procents nivå.

Den andra kolumnen representerar skattningar av frånvaroeffekten när icke observerbar individspecifik heterogenitet beaktas med hjälp av ”fixed effect” ansatsen (FE), det vill säga, när modellens residual delas upp på det sätt som beskrivs i ekvation (9). Dessa skattningar av arbetslöshetens första ordningens effekt på lönen, är betydligt lägre än när icke observerbar heterogenitet inte beaktades. Detta indikerar att individspecifik heterogenitet är viktig, men inte förklarar allt eftersom den skattade första ordningens effekt fortfarande är negativ och signifikant skild från noll. Skillnaden mellan kvinnor och män kvarstår men är i procentenheter mätt betydligt mindre samtidigt som effekterna är små. För den yngre gruppen uppgår frånvarostraffet till 1,1 procent och 0,8 procent för män respektive kvinnor. Skillnaden mellan olika åldersgrupper består och effekten är fortfarande dubbelt så stor för den äldre gruppen jämfört med den yngre. Skillnaden mellan män och kvinnor minskar dock något för den äldre gruppen. Här uppgår frånvarostraffet till 2,5 procent och 2,0 procent för män respektive kvinnor.

Tabell 9 Första ordningens effekt av arbetslöshet (utrikes födda)

Faktor	Män		Kvinnor	
	OLS (Ekvation 8+10)	FE (Ekvation 8+9+11)	OLS (Ekvation 8+11)	FE (Ekvation 8+9+11)
$U_{i,t}$ (18-29 år)	-0,093*	-0,022*	-0,073*	-0,001
$U_{i,t}$ (30-55 år)	-0,206*	-0,023*	-0,117*	-0,015*

Anm. * avser signifikans på 5 procents nivå. + avser signifikans på 10 procents nivå.

För utrikes födda framkommer en bild som liknar den som beskrevs för svenskfödda. Det samlade frånvarostraffet är stort, negativt och statistiskt signifikant skilt från noll. För den yngre gruppen är skillnaden liten mellan kvinnor och män. För den äldre gruppen är den dock tämligen stor, där arbetslöshetens effekt på lönen är dubbelt så stor för männen jämfört med kvinnorna. När icke ob-

serverbar heterogenitet beaktas blir den skattade effekten betydligt mindre i absoluta termer och för kvinnor är effekten för den yngre gruppen mycket låg eller lika med noll. Resultaten antyder därmed att yngre utrikes födda kvinnor inte har något frånvarostraff vid arbetslöshet. För yngre utrikes födda män är dock frånvarostraffet signifikant skilt från noll och uppgår till 2,2 procent. Effekten är enbart marginellt större för den äldre gruppen män. För den äldre gruppen utrikes födda kvinnor skattas ett signifikant frånvarostraff på 1,5 procent, vilket är marginellt mindre än motsvarande effekt för männen.

Första ordningens effekt representerar den genomsnittliga effekten på lönen för personer som har erfarenheter av arbetslöshet från föregående år. Arbetslöshetsperioden kan ha varit kort eller lång, och i början eller slutet av året och kan även pågå över flera år. Från den offentliga statistiken vet vi dock att de flesta arbetslöshetsperioder är kortare än ett år och i många fall betydligt kortare. För att undersöka hur upprepade arbetslöshetsperioder, utspridda över flera år, påverkar lönen används en distribuerad lagg struktur enligt (11).

Effekterna som presenteras i tabell 10 representerar marginaleffekter på lönen av tidigare arbetslöshetsperioder (det vill säga ”distribuerade lagg effekter” enligt uttryck 11) som kan ackumuleras för att få en uppfattning om hur stor effekten blir totalt vid upprepade arbetslöshet flera år i följd. För svenskfödda är det samlade frånvaroeffekten (OLS) negativt och statistiskt signifikant skild från noll upp till fyra år bakåt i tiden. Detta antyder att individer som drabbas av arbetslöshet får en effekt på lönen under flera år framåt i tiden. Dessutom är effekten över lag större för män än för kvinnor och något högre för den äldre gruppen jämfört med den yngre gruppen.

Efter kontroll för icke observerbar individspecifik heterogenitet blir den skattade effekten betydligt lägre. Detta antyder att en stor del av den effekt på lönen som kan observeras för individer med erfarenhet av arbetslöshet (frånvarostraff) är i själva verket relaterad till individspecifika egenskaper. Den isolerade effekten av erfarenheten av arbetslöshet är därför mindre och för kvinnor i den yngre gruppen har enbart den första laggen (det vill säga, effekten av arbetslöshet under föregående period) en statistisk signifikant parameterskattning. Detta innebär att erfarenheter av arbetslöshet längre tillbaks än ett år saknar betydelse för lönen för unga svenskfödda kvinnor. För männen är även den andra laggen signifikant fast här endast på 10 procents nivå. Detta innebär dock att även erfarenheter två år tillbaks i tiden har en inverkan på lönen. Den uppgår dock till 0,4 procent vilket möjligen kan betraktas som försumbart. För den äldre gruppen är skattningarna för samtliga laggar signifikanta och männen har marginellt större frånvarostraff än kvinnorna.

Tabell 10 Distribuerad lagg effekt (marginaleffekter)

Faktor	Svenskfödda			
	Män		Kvinnor	
18-29 år	OLS (Ekvation 8+11)	FE (Ekvation 8+9+11)	OLS (Ekvation 8+11)	FE (Ekvation 8+9+11)
U_{t-1}	-0,058*	-0,011*	-0,044*	-0,007*
U_{t-2}	-0,032*	-0,004+	-0,021*	-0,000
U_{t-3}	-0,026*	-0,000	-0,018*	-0,002
U_{t-4}	-0,033*	-0,000	-0,018*	-0,002
30-55 år				
U_{t-1}	-0,083*	-0,026*	-0,064*	-0,020*
U_{t-2}	-0,055*	-0,013*	-0,034*	-0,007*
U_{t-3}	-0,053*	-0,008*	-0,028*	-0,004*
U_{t-4}	-0,078*	-0,005*	-0,043*	-0,005*
Utrikes födda				
18-29 år	Män		Kvinnor	
	OLS (Ekvation 8+11)	FE (Ekvation 8+9+11)	OLS (Ekvation 8+11)	FE (Ekvation 8+9+11)
U_{t-1}	-0,081*	-0,020*	-0,060*	-0,002
U_{t-2}	-0,022*	0,008	-0,029*	0,000
U_{t-3}	-0,021*	0,007	-0,017*	0,000
U_{t-4}	-0,033*	0,005	-0,027*	0,000
30-55 år				
U_{t-1}	-0,114*	-0,022*	-0,073*	-0,014*
U_{t-2}	-0,071*	-0,009*	-0,035*	-0,006*
U_{t-3}	-0,065*	-0,001	-0,037*	-0,005*
U_{t-4}	-0,093*	-0,001	-0,042*	-0,004

Anm. * avser signifikans på 5 procents nivå. + avser signifikans på 10 procents nivå.

För utrikes födda ser bilden ut på ungefär samma sätt som för svenskfödda, dock med den skillnaden att det för kvinnor i den yngre gruppen inte går att finna några signifikanta effekter över huvud taget när individspecifik icke observerbar heterogenitet beaktas. För männen skattas dock en liten men signifikant effekt ett år bakåt i tiden. Precis som tidigare erhåller männen högre frånvarostraff än kvinnorna och effekten har en tendens att öka med åldern.

Den tredje effektparametern som skattas i den här delstudien är åter ett mått på persistensen av arbetslöshetens effekt på lönen och är nära relaterad till de just diskuterade effekterna (persistenseffekt, se ekvation 12). I tabell 11 presenteras hur stor effekten är på lönen mellan ett och fyra år efter att en person varit arbetslös. För svenskfödda är den samlade frånvaroeffekten (skattad med OLS) negativ och statistiskt signifikant skild från noll upp till fyra eller fler år bakåt i tiden för både män och kvinnor. För den yngre gruppen är effekten tre gånger så stor i negativa termer för män jämfört med kvinnor ett år efter arbetslösheten. Skillnaden mellan män och kvinnor minskar dock något över tiden och efter fyra år är effekten knappt dubbelt så stor för män jämfört med kvinnor. För den äldre gruppen är nivåerna något högre samtidigt som skillnaderna mellan könen är något mindre. Detta indikerar att erfarenheter av arbetslöshet har långsiktiga konsekvenser för individers löneutveckling, och att män i någon mån påverkas mer än kvinnor.

Tabell 11 Persistens av arbetslöshetserfarenhet

Faktor	Svenskfödda			
	Män		Kvinnor	
18-29 år	OLS (Ekvation 8+12)	FE (Ekvation 8+9+12)	OLS (Ekvation 8+12)	FE (Ekvation 8+9+12)
U_{t-1}	-0,100*	-0,015*	-0,074*	-0,010*
U_{t-2}	-0,069*	-0,007*	-0,051*	-0,004
U_{t-3}	-0,053*	-0,003	-0,039*	-0,000
U_{t-4}	-0,049*	-0,004	-0,029*	-0,000
30-55 år				
U_{t-1}	-0,179*	-0,041*	-0,124*	-0,031*
U_{t-2}	-0,134*	-0,031*	-0,093*	-0,019*
U_{t-3}	-0,111*	-0,018*	-0,078*	-0,012*
U_{t-4}	-0,107*	-0,013*	-0,069*	-0,010*
Utrikes födda				
18-29 år	Män		Kvinnor	
	OLS (Ekvation 8+12)	FE (Ekvation 8+9+12)	OLS (Ekvation 8+9+12)	FE (Ekvation 8+12)
U_{t-1}	-0,119*	-0,014*	-0,098*	-0,003
U_{t-2}	-0,067*	-0,009	-0,071*	-0,003
U_{t-3}	-0,055*	-0,008	-0,049*	-0,001
U_{t-4}	-0,047*	-0,007	-0,038*	0,000
30-55 år				
U_{t-1}	-0,255*	-0,030*	-0,148*	-0,026*
U_{t-2}	-0,202*	-0,014*	-0,114*	-0,017*
U_{t-3}	-0,181*	-0,005	-0,105*	-0,014*
U_{t-4}	-0,163*	-0,001	-0,077*	-0,005

Anm. * avser signifikans på 5 procents nivå. + avser signifikans på 10 procents nivå.

När icke observerbar heterogenitet beaktas sjunker effekten kraftigt och för kvinnor i den yngre gruppen försvinner signifikansen hos de skattade parametrarna efter det första året. Detta betyder att effekten i mångt och mycket är individspecifik snarare än strukturellt betingad. För männen försvinner signifikansen på skattningarna efter det andra året, samtidigt som effekten av de två första åren är liten och på en nivå runt en procent. För den äldre gruppen är samtliga skattade parametrar signifikanta upp till fyra år, samtidigt som skillnaden mellan män och kvinnor är mycket liten. För utrikes födda framkommer en liknande bild med samlade effekter (OLS) som är negativa, signifikant skilda från noll, och långsamt avtagande över tiden. På motsvarande sätt är också effekterna något större för den äldre gruppen jämfört med den yngre och effekterna något större för män än för kvinnor i absoluta termer.

Sammantaget indikerar resultaten från den här delstudien att det finns ett frånvarostraff från erfarenheter av arbetslöshet och att den i viss mån är persistent över tiden. Effekten tycks vara mindre för den yngre gruppen, vilket kan vara ett utslag av att individer i denna grupp har lägre löner och att det tycks finnas ett golv för hur låg lönen kan bli. En annan möjlig förklaring skulle kunna vara att stigmaeffekten är lägre för den här gruppen eftersom arbetslöshet är vanligare för yngre. Den

ökade förekomsten av arbetslöshet hos yngre skulle därmed reducera styrkan i den signal om lägre produktivitet som potentiella arbetsgivare uppfattar.

För den äldre gruppen, som har haft en längre tid att utvecklas på arbetsmarknaden har lönerna i allmänhet hunnit växa mer, vilket också innebär att den genomsnittliga effekten av arbetslöshet på lönen blir större. Slutligen indikerar också resultaten att effekterna är något större för män än för kvinnor, även om skillnaderna är mycket små när icke observerbar individspecifik heterogenitet beaktas.

4.5 Påverkan på lönegapet mellan män och kvinnor

Eftersom erfarenheter av arbetslöshet har en observerad påverkan på individens lön har detta också en potentiell inverkan på lönegapet mellan män och kvinnor. För att analysera hur denna påverkan ser ut används samma ansats som beskrevs i avsnitt 3.5 där analysen avsåg partiell frånvaro på grund av deltidsarbete. En enskild variabls samlade effekt (SE) på lönegapet mellan män och kvinnor kan beskrivas på följande sätt:

$$SE = \underbrace{(\bar{U}_{t-1,män} - \bar{U}_{t-1,kvinnor})\beta_{t,män}}_{\text{Effekt av skillnader i andelar}} + \underbrace{\bar{U}_{t-1,kvinnor}(\beta_{t,män} - \beta_{t,kvinnor})}_{\text{Effekt av skillnader i frånvarostraff}}, \quad (13)$$

där \bar{U}_{t-1} representerar andelen individer som var arbetslösa tid $t-1$, och β_t representerar frånvarostraffet på lönen vid tid t . Effekten på lönegapet beror således på hur stora andelar av män och kvinnor som har erfarenheten av arbetslöshet och hur stort frånvarostraffet är.

Den vänstra delen i (13) representerar andelsskillnadernas isolerade effekt på lönegapet. Eftersom frånvarostraffet är negativt styrs tecknet av denna del av huruvida män eller kvinnor har störst andel med erfarenheter av arbetslöshet. I inledningen av den nuvarande lågkonjunkturen ökade männens arbetslöshet mer än kvinnors, vilket i skenet av den händelsen, gör att termen skulle vara negativ.²⁷ Från den beskrivande statistiken i tabell 6 och tabell 7 framgår att andelen arbetslösa kvinnor är marginellt större än motsvarande andel män. Det innebär att skillnader i andelen arbetslösa män och kvinnor gör att lönegapet mellan män och kvinnor blir något större jämfört med om andelarna skulle vara lika stora för män och kvinnor. I denna studie, med de urvalsselektioner som gjorts här, är dock skillnaden mellan män och kvinnor relativt liten, vilket innebär att andelarnas betydelse för lönegapets storlek har en marginell betydelse. Det är dock värt att poängtera att sedan den ekonomiska krisen i början av 1990-talet har andelen arbetslösa män varit större än andelen arbetslösa kvinnor som andel av arbetskraften. För män och kvinnor total antar därför denna del normalt ett negativt tecken.

²⁷ Se *Lönebildningsrapporten 2010* för analys av hur män och kvinnor påverkades av de två senaste ekonomiska kriserna på arbetsmarknaden.

Den högra delen av ekvation (13) representerar frånvarostraffets betydelse på lönegapet mellan män och kvinnor. Eftersom frånvarostraffet är negativt och männens ”straff” är större i absoluta termer kommer denna del att vara negativ. Detta innebär att incidensen av tidigare arbetslöshet för män och kvinnor gör att lönegapet blir något mindre, och männens högre frånvarostraff bidrar särskilt till detta. Eftersom båda faktorer i ekvation (13) är negativa, betyder det att den totala effekten tidigare arbetslöshet gör att lönegapet mellan män och kvinnor blir något mindre än om andelar och frånvarostraff skulle vara lika stora för män och kvinnor.

5 Löneeffekter av föräldraledighet och sjukfrånvaro

I de följande två avsnitten kommer frånvaro på grund av föräldraledighet och frånvaro på grund av sjukskrivning och dess effekt på lön och arbetsinkomst att beskrivas. Här presenteras dock inga egna skattningar utan diskussionen kommer huvudsakligen att föras utifrån befintlig publicerad forskning. Den internationella forskningen om föräldraledighet och föräldraskap och dess effekt på lönen är mycket omfattande varför enbart ett urval från den senaste forskningslitteraturen kommer att presenteras med syfte att ge en bild av vad den säger i stort. Forskningen som studerar sjukskrivning/sjukfrånvaros effekt på lönen är betydligt mindre. Den svenska forskningen på dessa områden är liten men kan likväl ge en antydning om hur potentiella effekter ser ut under svenska förhållanden.

5.1 Empiriska studier om föräldraledighet och effekten på lön

Den internationella forskningslitteraturen om föräldraledighet och frånvarostraff handlar till stor del om kvinnor och hur mycket de förlorar i lön som en följd av föräldraledighet och föräldraskap. Det gör att det blir svårare att få en bild av hur män och kvinnor skiljer sig i detta avseende. Att det finns skillnader i lön mellan kvinnor med och utan barn är dock ett välbelagt empiriskt faktum i den internationella forskningslitteraturen. Det finns ett antal tänkbara faktorer som skulle kunna förklara detta faktum. Enligt humankapitalteorin innebär frånvaron i sig att humankapitalet deprecieras vilket leder till en lägre produktivitet hos individen när hon återvänder till arbetsplatsen. Frånvarons längd avgör därmed i viss mån hur mycket humankapitalet deprecieras och därmed också hur mycket produktiviteten påverkas. Utöver denna effekt finns också en effekt som är relaterad till föräldraskapet. Föräldraskapet i sig påverkar potentiellt individens preferenser och beteende. När individen börjar arbeta påverkas produktiviteten på arbetet på grund av det merarbete barnet eller barnen skapar i hushållet efter arbetstid. Samtidigt kan också preferenserna för arbete påverkas som en effekt av affektionen till barnet eller barnen.

Beckers hypotes (work effort hypothesis, Becker, 1985) bygger på idén att föräldrarna (kvinnan) lägger en så stor del av sin energi på barnomsorg och relaterade aktiviteter i hemmet att det blir mindre energi över för arbetet på arbetsmarknaden, vilket utmynnar i en lägre produktivitet och därmed en försämrad löneutveckling. I den tidiga forskningslitteraturen har dessa humankapitalhypoteser testats empiriskt och stora delar har bekräftats (se, till exempel, Bielby och Bielby, 1988). Ett generellt drag hos de tidigare studierna (gjorda under 70- och 80-talet) är att det datamaterial som använts ofta har haft allvarliga brister eller begränsningar. Spridningen i storleken på effekterna är

stora bland dessa skattningar, vilket möjligtvis kan förklaras av brister i data.²⁸ Det fanns därför ett behov av ytterligare studier med bättre data och förbättrad ekonometrisk metodik.

Utöver humankapitaleffekten, som påverkar via individens produktivitet, kan det också finnas potentiella effekter som är relaterade till arbetsgivarens reaktion. Det kan handla om att föräldradighet har ett signalvärde som arbetsgivaren reagerar på. Eftersom få män tar ut föräldradighet (jämfört med kvinnor) kan arbetsgivare tolka detta som att dessa män präglas av lägre produktivitet med förväntad högre frånvaro än andra män, vilket skulle ha en negativ inverkan på mäns löner. Här finns det dock studier som antyder att mäns löner också kan påverkas positivt av föräldraskapet.

Det kan också handla om statistisk diskriminering, som i någon mån är relaterad till signalteorin och som innebär att arbetsgivare diskriminerar grupper som har en förväntad lägre närvaro. Detta skulle kunna visa sig genom att kvinnors löner sätts med betingelsen om att de förväntas vara frånvarande på grund av föräldradighet. Avdraget är därför i någon mening redan gjort vid anställning, vilket innebär att effekten på lönen potentiellt blir lägre när händelsen väl inträffar. Med detta synsätt kommer män att få ett högre frånvarostraff som en följd av att de erhåller hela straffet när händelsen väl inträffar.

Nedan följer nu en genomgång av ett urval studier på internationella och svenska förhållanden som gjorts under senare år och som ska ge en bild av hur föräldradighets/föräldraskapseffekten ser ut (Se till exempel Waldfogel (1998) för en genomgång av den tidigare internationella forskningslitteraturen om löneeffekter av föräldraskap för kvinnor).

Anderson med flera (2003) bygger vidare på den tidigare litteraturen och testar ett antal hypoteser relaterade till heterogeniteten i frånvarostraffet bland kvinnor i USA. För att göra detta använder sig författarna av ”the National Longitudinal Survey of Labor Market Experience of Young Women (NLSYW)” och följer 3 508 kvinnor mellan 1968 och 1988. Datamängden gör det möjligt att beakta icke observerbar heterogenitet samt att jämföra kvinnor med och utan barn. Deras resultat indikerar att 60 procent av det totala lönegapet mellan kvinnor med och utan barn kan förklaras av humankapitalrelaterade faktorer (35 procentenheter) och icke observerbar heterogenitet (25 procentenheter). Detta innebär ett frånvarostraff på 3 procent för kvinnor med ett barn och 6 procent för kvinnor med två eller fler barn, vilket ligger i linje med motsvarande skattningar i forskningslitteraturen. Det oförklarade lönegapet är störst för mödrar med små barn, men studien finner även att effekten i någon mån finns kvar när barnen blir äldre.

Görlich och Grip (2007) studerar humankapitaldeprecieringen vid frånvaro på grund av familjeskäl vilket huvudsakligen avser föräldradighet och barnomsorg av yngre barn. Författarna frågar sig om frånvaroeffekten på lönen ser olika ut huruvida individen arbetar i ett yrke som är mansdominerat eller kvinnodominerat och om effekten skiljer mellan kvinnor och män. Dessutom studeras

²⁸ Till exempel Mincer och Polachek (1974) finner 1,5 procent per år; Corcoran och Duncan (1979) finner 0,5 procent per år; Groot, Schippers och Siegers (1988) finner 1-5 procent per år.

i vilken omfattning kvalifikationsnivån på arbetet påverkar storleken på effekten av frånvaron och om det finns skillnader mellan kvinnor och män i detta avseende. För att belysa dessa frågor används "the German Socio-Economic Panel" (GSOEP) för perioden 1998-2002 vilken innehåller detaljerad information på individnivå om individens arbetsmarknadsbeteende och andra socio-ekonomiska faktorer. Urvalet begränsas till individer som under perioden bodde i Västtyskland och innehåller 9 257 individer. Den statistiska analysen är baserad på statistiska paneldatamodeller som tar hänsyn till icke observerbar individspecifik heterogenitet. Resultaten indikerar att de kortsiktiga effekterna på lönen av familjerelaterad frånvaro är mycket mindre i kvinnodominerade yrken jämfört med mansdominerade yrken, vilket tycks gälla för både hög- och lågkvalificerade arbeten. Författarna argumenterar för att deras resultat ligger i linje med Polacheks (1981) hypotes om att den yrkesmässiga könssegregeringen är ett resultat av kvinnors egna val och som delvis är baserat på den förväntade humankapitaldeprecieringen (på grund av till exempel föräldraledighet) som kommer vid föräldraskapet. Kvinnors val att arbeta inom vissa yrken skulle därmed vara ett utslag av att de ekonomiska konsekvenserna av föräldraskapet är lägre där. När det gäller långsiktiga effekter på lönen hittas dock inga skillnader mellan kvinnodominerade och mansdominerade yrken, med undantag för högkvalificerade män i mansdominerade yrken som påverkas negativt. Författarna gör dock inga anspråk på att effekterna skulle vara kausala.

Simonsen och Skipper (2009) analyserar föräldraskapets totala effekter på lönen (där föräldraledighet utgör en viktig del) för danska män och kvinnor. Detta görs med hjälp av data för år 2006 från ett antal administrativa register framtaget av statistiska centralbyrån i Danmark. Datamängden innehåller samtliga individer som var anställda under året och arbetade i ett företag med fler än 10 anställda. Föräldraskapseffekten identifieras med hjälp av samkönade tvillingpar i åldern 20-42 i syfte att kontrollera för individspecifik icke observerbar heterogenitet. Här jämförs tvillingar med barn med sitt samkönade tvillingsyskon utan barn. Därutöver kontrolleras även för en rik uppsättning förklarande variabler i syfte att reducera eventuella övriga selektionseffekter. Resultaten indikerar att kvinnor tjänar fyra till fem procent lägre i timlön som en direkt konsekvens av föräldraskapet, och effekten är störst för kvinnor med unga barn. Huvuddelen av denna effekt kan dock förklaras av att kvinnor med barn har en högre frånvaro. När kvinnor med och utan barn jämförs med kontroll för att antalet arbetade timmar är samma mellan grupperna, försvinner dock effekten och ingen signifikant skillnad i lön kan identifieras. Författarna drar därför slutsatsen att föräldraskapet utgör en reell kostnad för kvinnan huvudsakligen på grund av den frånvaro föräldraskapet orsakar. När männen analyseras finner de däremot den motsatta effekten. Deras löner ökar med omkring fyra procent som en direkt följd av föräldraskapet. Att föräldraskap kan ha en positiv effekt på mäns löner har också hittats i andra studier (se till exempel Browning (1992), Millimet (2000) och Simonsen och Skipper (2008)). Författarna frågar sig dock hur detta kan förklaras. I deras urval har männen med barn i genomsnitt sex månader längre yrkeserfarenhet, vilket också innebär att deras ge-

nomsnittliga arbetslöshetslängder är kortare. Detta tror de kan förklarar en del av effekten, men frågan lämnas huvudsakligen obesvarad.

Gangl och Ziefle (2009) jämför frånvaroeffekten för individer som bor i Storbritannien, Tyskland och USA. Detta är relevant eftersom den institutionella strukturen potentiellt påverkar hur stor den genomsnittliga frånvaro och föräldraeffekten är på lönen. För att göra detta använder författarna tre harmoniserade datamängder: ”the British Household Panel Survey” (BHPS), ”the German Socio-Economic Panel” (GSOEP) samt ”the National Longitudinal Survey of Youth” (NLSY). Panelstrukturen på datamängderna gör det möjligt att kontrollera för icke observerbar heterogenitet vilket är viktigt i detta avseende. De analyserar fem kohorter av kvinnor födda under 1960-talet vars arbetsmarknadshistoria observeras under en 10 års period efter att de fått barn. Studien finner frånvarostraff relaterade till föräldraledighet/föräldraskap som ligger mellan 10 och 18 procent per barn. De tyska kvinnorna erhåller de största negativa effekterna medan de amerikanska, följt av brittiska kvinnorna, hamnar i den nedre delen av intervallet. Författarna finner också att tidigare studier har haft en tendens att underskatta effekterna eftersom de inte har beaktat den dynamiska selektionseffekten som uppstår när kvinnor återgår i arbete och som de finner har en signifikant påverkan på skattningsresultaten.²⁹ Författarna frågar sig dock varför frånvarostraffet är större i Europa jämfört med USA och framför ett antal möjliga förklaringar. En viktig skillnad mellan Europa och USA är att sysselsättningsgraden bland kvinnor med barn i USA är mycket högre än i Tyskland och Storbritannien. Skillnaden mellan USA och Tyskland är speciellt stor och uppgår till omkring 20 procentenheter för kvinnor i åldern 30 till 35 år som har barn. Detta antyder att kvinnor i Tyskland stannar hemma med de yngre barnen i mycket högre omfattning än som sker i USA. Författarna tolkar det som att de amerikanska mödrarna är mycket mer marknadsorienterade jämfört med mödrarna i Tyskland och Storbritannien. Amerikanska mödrar har en mycket kortare tids frånvaro från arbetet för barnomsorg samtidigt som benägenheten att gå ner i arbetstid (deltidsarbete), byta arbete till ”typiska kvinnoarbeten” eller lågprestigearbeten, som ett resultat av att bli förälder, är mycket lägre jämfört med de två andra länderna. Författarna ställer sig dock tveksamma till att skillnaden enbart skulle kunna gå att förklara med produktivitsargumentet. De menar att en viktig och bidragande orsak till skillnaderna mellan länder med olika familjepolitik kommer av att arbetsgivarna är framgångsrika i att överföra de ekonomiska kostnaderna som följer av ett lands familjepolitik till föräldern (kvinnan) vilket sker via en process av statistisk diskriminering och där denna effekt förstärks ju mer generös familjepolitik landet har.

Stafford och Sundström (1996) analyserar frånvaroeffekter på arbetsinkomsten vid föräldraledighet/föräldraskap. Studien utgör dessutom en av få tidiga studier som skattar och jämför effekter för män och kvinnor. Analysen genomförs på svenska data för anställda som arbetade på ett stort statligt företag (dåvarande Televerket). Datamängden utgör en panel av individer som kan följas

²⁹ Den dynamiska selektionseffekten uppstår på grund av att individer med olika egenskaper och karaktäristika väljer att stanna hemma med barnen under olika lång tid. Dessa skillnader i egenskaper har enligt författarna en viktig inverkan på lönen och påverkar därmed skattningen av frånvarostraffet.

över tiden mellan 1983-1988 med mycket detaljerad information om hur länge respektive individ var frånvarande vid föräldraledighet. Frånvaroeffekten skattas till 1,7 procent för kvinnor och 5,2 procent för män per år. Effekten avtar dock över tiden och tonar slutligen ut. Den stora skillnaden i effekt mellan kvinnor och män relaterar författarna till en signaleffekt (signalling effect) som bygger på idén att arbetsgivare betraktar mäns val att vara föräldralediga som en signal om lägre produktivitet eftersom gruppen män som tog ut föräldraledighet var väldigt selekterad. Denna signaleffekt finns ej eller är mycket liten för kvinnor enligt författarna.

Albrecht med flera (1999) skattar också frånvaroeffekten för män och kvinnor på svenska data för ett antal olika frånvarorsaker (där ibland föräldraledighet). Författarna har tillgång till paneldata och skattar effekten med och utan kontroll för icke observerbar heterogenitet. De initiala skattningarna visar att föräldraledighet inte ger några effekter på lönen för kvinnor, men en signifikant negativ effekt på omkring 8 procent per år för män. Författarna är intresserade av i vilken omfattning utbildning och sektor (offentlig eller privat) påverkar effekterna och skattar effekterna uppdelade efter sektor och utbildning. Skattningarna uppdelade efter sektor visar att effekten för män huvudsakligen avser dem som arbetar i offentlig sektor och där uppgår effekten till närmare 9 procent per år. För kvinnor har sektor ingen inverkan på de skattade effekterna som fortfarande är mycket små och ej signifikant skilda från noll. När uppdelning sker med avseende på utbildning framkommer en annan bild. Här får de högutbildade kvinnorna en skattad effekt som är negativ och signifikant skild från noll, medan skattningarna för männen inte är signifikanta. Det ska dock poängteras att effekten för kvinnorna uppgår till -0,2 procent per år vilket kan betraktas som liten. När uppdelningen sker med avseende på utbildning blir männens urval ganska små, vilket kan ha en inverkan på skattningarnas precision. De redovisade resultaten har skattats enbart med beaktande av humankapitalrelaterade faktorer. När även icke observerbar heterogenitet beaktas förändras bilden något. Nu blir den samlade effekten vid föräldraledighet negativ och signifikant för både män och kvinnor och dessa effekter är i första hand relaterade till individer som arbetar i offentlig sektor. Effekterna är dock mycket små och uppgår till -0,2 procent per år för kvinnor och -0,7 procent per år för män. En mycket stor del av männens tidigare effekt var således relaterad till icke observerbar heterogenitet. När uppdelningen sker med avseende på utbildning är det de högutbildade som har signifikanta effekter som ligger på -0,4 och -0,6 för kvinnor respektive män. I det här avseendet skiljer inte effekternas nivå signifikant mellan kvinnor och män.

Johansson (2010) undersöker effekten av föräldraledighet på arbetsinkomsten med svenska data. Här skattas även korseffekter av föräldraledighet mellan paren i hushållet vilket är ett intressant bidrag till forskningslitteraturen. För att göra detta utnyttjar författaren fyra olika modeller som verkar under olika antaganden. I skattningarna med kontroll för icke observerbar heterogenitet framkommer att detta är viktigt och att selektionseffekten är starkt relaterad till utnyttjandet av föräldraledighet. Föräldraledighetseffekten hamnar på 4,5 procent för kvinnorna och 7,5 procent för männen, vilket är betydligt högre än de effekter Albrecht med flera (1999) erhåller. Författaren för-

klarar denna skillnad med att det är total årlig arbetsinkomst som används här, vilket gör att skattningarna påverkas av skillnader i både lön och arbetade timmar samtidigt som skattningarna representerar kortsiktiga effekter. Studien skattar också korseffekter av föräldraledighet, vilket ska ge en uppfattning om hur kvinnors och mäns arbetsinkomster påverkas av deras respektive partners föräldraledighetsbeteende. Resultaten visar att mannens årliga arbetsinkomst inte påverkas i någon nämnvärd omfattning av kvinnans föräldraledighet. Däremot antyder resultaten att kvinnans årliga arbetsinkomst påverkas av mannens benägenhet att vara föräldraledig. Varje ytterligare månad som mannen är föräldraledig ökar kvinnans årliga arbetsinkomst med 6,7 procent vilket är en relativt stor effekt. Författaren undersöker också om föräldraskapseffekten varierar efter utbildningsnivå. Data-materialet ger dock inga indikationer om att det skulle finnas en skillnad i det avseendet.

Sammanfattningsvis förefaller den existerande forskningen på svenska förhållanden antyda att det finns ett frånvarostraff relaterat till föräldraledighet samt att det finns relativt stora skillnader mellan män och kvinnor. Resultaten indikerar att mäns frånvarostraff är större än kvinnors samtidigt som det är kvinnor som tar ut föräldraledighet i störst omfattning. Från de studier som redovisas här finns dock en relativt stor spridning i hur stor effekterna på lönen är av att stanna hemma med barnen. För männen ligger intervallet för de skattade frånvarostraffen på mellan 0,7 och 7,5 procent per år. Motsvarande intervall för kvinnorna uppgår till mellan 0,2 och 4,5 procent per år.

Frånvaro på grund av föräldraledighet förefaller vara en betydelsefull faktor för lönegapet mellan kvinnor och män, framför allt eftersom kvinnor oftare tar ut betydligt fler dagar jämfört med männen. Det faktum att frånvarostraffet är högre för män än för kvinnor mildrar dock den totala effekten av frånvaron. Denna effekt torde dock vara betydligt mindre än den som kan förklaras av skillnader i genomsnittlig frånvaro.

5.2 Empiriska studier om sjukfrånvaro och effekten på lön

Ett stort antal studier beskriver relationen mellan hushållets ekonomiska status och individens hälsa. Ett fåtal studier studerar även relationen mellan individens lön/arbetsinkomst och sjukskrivning/sjukfrånvaro. Att vara frånvarande från arbetsmarknaden på grund av sjukdom förefaller ha en effekt på lönen som individen erhåller efter sjukfrånvaron på samma sätt som varje annan frånvaro har via urholkat humankapital och därmed reducerad produktivitet. Att frånvaron uppstår på grund av sjukdom kan potentiellt ha signaleffekter som arbetsgivaren reagerar på, vilket i så fall medför en förhöjd effekt på lönen. Storleken på signaleffekten kan också avvika från andra frånvaroorsaker, vilket i så fall innebär att frånvarostraffet i det här fallet kommer att ligga på en annan nivå. I det här avsnittet kommer ett urval av svensk och internationell forskningslitteratur redovisas för att belysa hur sjukfrånvarons effekt på individens arbetsinkomst ser ut.

Markussen (2009) använder administrativa data från statistiska centralbyrån i Norge och norska försäkringskassan för att analysera de direkta och de långsiktiga effekterna av sjukfrånvaron på ar-

betsinkomsten. Datamängden innehåller detaljerad information om sjukskrivningslängder och diagnoser för alla registrerade sjukskrivningsfall mellan 2001 och 2005. För att skatta frånvaroeffekten av sjukfrånvaro använder författaren en instrumentvariabelmetod (IV) för att kontrollera för potentiell korrelation mellan sjukfrånvaro och icke observerbara faktorer.

Resultaten indikerar att det finns signifikanta effekter på heltidsarbetandes arbetsinkomst som en följd av frånvaro på grund av sjukdom. För män uppgår denna effekt till 0,1 procent på arbetsinkomsten per frånvarodag. Motsvarande siffra för kvinnor uppgår till 0,02 procent per dag, vilket innebär att mäns löner påverkas i mycket högre omfattning än kvinnors. Dessutom antyder resultaten att effekten är persistent över tiden och att effekten har en tendens att öka med storleken på arbetsinkomsten. Författaren frågar sig därför om den bakomliggande orsaken till att män drabbas hårdare är på grund av att de i genomsnitt har högre arbetsinkomster. Resultaten ger dock inga indikationer om att det skulle vara en förklaring till männens högre lönestraff. En annan möjlig förklaring till den lägre effekten på kvinnors arbetsinkomst skulle kunna vara att deras frånvaro i högre grad är relaterad till graviditet och vård av barn och därför ”toleras” i större omfattning. Resultaten ger dock inga indikationer på att förekomsten av barn skulle vara en bidragande orsak till de lägre effekterna för kvinnorna.

Ichino och Moretti (2009) gör ett försök att finna orsakerna till varför män har ett högre frånvarostraff än kvinnor vid sjukskrivning trots att kvinnor i de flesta europeiska länder inklusive Sverige har en högre frånvaro än männen och oavsett om kvinnan har barn eller ej. Dessutom analyserar de hur och i vilken omfattning detta är relaterat till arbetsinkomstgapet (earnings gap) mellan kvinnor och män. För att göra detta använder författarna en individdatamängd från en stor italiensk bank, som innehåller exakta uppgifter om varje anställds frånvaro. Författarna driver hypotesen att en viktig orsak till skillnaden mellan kvinnor och män är biologisk och relaterad till menstruationscykeln. Frånvaron hos kvinnor som är yngre än 45 (i deras urval) visar ett systematiskt mönster med en cykel på omkring 28 dagar. Detta mönster finns inte för kvinnor som är 45 år och äldre. Deras analys antyder att omkring en tredjedel av gapet i termer av dagar av frånvaro och två tredjedelar av gapet i termer av antalet frånvaroperioder kan förklaras med denna biologiska skillnad mellan kvinnor och män. Detta resonemang kopplar författarna till arbetsinkomst och karriärmöjligheter. Med hjälp av en enkel ekonomisk modell argumenterar författarna för att en viktig del av kostnaden relaterad till sjukfrånvaro kommer från det signalvärde om potentiell produktivitet som sjukskrivning har för arbetsgivaren. Om arbetsgivare inte har möjlighet att observera individens produktivitet direkt kommer löner att sättas baserade på observerbara karaktäristika där benägenheten att sjukskriva sig är en viktig faktor i det här sammanhanget. På grund av att menstruationsrelaterad frånvaro är en del av kvinnors frånvarobild, kommer informationsinnehållet (i termer av signal) av frånvaron för arbetsgivaren om den anställdes kvalitéer och produktivitet att vara mindre tydlig för kvinnor än för män. I enlighet med deras teoretiska modell finner de empiriska belägg för att arbetsinkomst är en avtagande funktion av mängden sjukfrånvaro och att den är mer avtagande för män än

för kvinnor. Det visar sig dock att denna skillnad avtar med tiden varefter arbetsgivaren får en mer korrekt bild av de anställdas produktivitet. Deras skattningar indikerar att omkring 12 procent av det totala arbetsinkomstgapet kan härledas till kvinnors sjukskrivningsmönster som är relaterad till menstruationscykeln.³⁰

Det finns även ett fåtal studier som studerar hur sjukfrånvaro i Sverige påverkar arbetsinkomst och lön. Den första studien som diskuteras här (Hansen, 2000) analyserar sjukfrånvarons kortsiktiga effekt på lönen för kvinnor och män med hjälp av en representativ registerbaserad individdata-mängd från SCB för åren 1991 och 1992. Under de valda åren genomfördes en sjukförsäkringsreform vilket i studien används för att identifiera potentiella effekter av frånvaro. Datamängdens innehåll gjorde det också möjligt att särskilja två typer av frånvaro; frånvaro på grund av sjukskrivning och frånvaro på grund av vård av sjukt barn. Resultaten indikerade att kvinnors sjukfrånvaro hade en signifikant påverkan på deras löner, medan frånvaro för vård av barn inte hade någon påvisbar effekt. Den kortsiktiga effekten på lönen skattades till mellan 0,2 och 0,7 procent per dag för kvinnor. Däremot kunde inte någon motsvarande effekt hittas hos männen. Den här studiens resultat avviker därför från de övriga studierna som visar på en omvänd situation när det gäller effekter och dess skillnader mellan kvinnor och män.³¹ Dessutom är de skattade effekterna något stora speciellt om de översätts till årstal. Den skattade effekten av sjukfrånvaro kopplas i ett andra steg till lönegapet mellan kvinnor och män, och enligt författaren påverkas fördelningen av lönegapet i mycket hög omfattning av mäns och kvinnors sjukskrivningsbeteende.

Hesselius (2004) analyserar sambandet mellan sjukfrånvaro och löneutveckling och skattar sjukfrånvarons kort- och långsiktiga effekter på lönen för kvinnor och män i Sverige. Författaren har tillgång till LINDA som är ett registerbaserat datamaterial som gör det möjligt att följa individer över tiden (se avsnitt 3.3). LINDA innehåller detaljerade uppgifter om individers sjukskrivningsperioder för perioden 1996-2001, men saknar uppgifter om individers hälsa och orsaker (diagnoser) till sjukskrivningarna. Däremot finns uppgifter om löner, arbetsmarknadsstatus och en mängd socioekonomiska variabler. Författaren använder sig av en statistisk modell för paneldata och kontrollerar för individspecifik icke observerbar heterogenitet med hjälp av en ”fixed effect” ansats. Analysen differentieras efter sjukskrivningsgrad och resultaten indikerar att heltidssjukskrivna fick signifikant lägre lön på både kort och lång sikt. De kortsiktiga effekterna är dubbelt så stora som de långsiktiga. För deltidssjukskrivna är effekten hälften så stor för män och endast en sjättedel så stor för kvinnorna jämfört med heltidssjukskrivna. De negativa effekterna på kort sikt uppgick, för de heltidssjukskrivna, till 11,1 procent per år för män och 8,4 procent per år för kvinnor. Motsvarande

³⁰ Även om resultaten är intressanta och har publicerats så har de ifrågasatts av andra forskare. Rockoff och Herrmann (2010) undersöker om resultaten går att generalisera till andra länder och använder en datamängd över lärare i New York. De finner dock inga tecken på att yngre kvinnliga lärare skulle ha en högre sjukfrånvaro i 28 dagars intervall, även om sjukfrånvaron är större för kvinnor än för män generellt. Dessutom använder de Ichino och Morettis datamängd över italienska banktjänstemän och finner att resultaten är känsliga för val av ekonometrisk specifikation. Med deras val av specifikation finner de inga tecken på 28-dagars cykler av sjukfrånvaro som skulle kunna härledas till kvinnors menstruationscykel.

³¹ En möjlig orsak till de avvikande resultaten kan möjligtvis härledas till de valda instrumenten som av allt att döma är svaga. Erfarenheter visar att svaga instrument ibland kan leda till vilseledande resultat.

långsiktiga effekter skattas till 5,7 procent och 4,7 procent för män respektive kvinnor. Författaren undersöker också om frånvarostraffet är beroende av vilken sektor (privat eller offentlig) individen arbetar i. Resultaten indikerar att effekterna av heltidssjukskrivning är signifikant högre i den privata sektorn jämfört med den offentliga. De långsiktiga effekterna på lönen för män är närmare 50 procent högre i den privata sektorn jämfört med den offentliga, och för kvinnorna är löneeffekten dubbelt så hög i den privata sektorn jämfört med den offentliga. Slutligen visar resultaten att det finns ett negativt ålderssamband mellan frånvarostraff och sjukfrånvaro. Äldre individers löner påverkas i mindre omfattning av sjukfrånvaro jämfört med yngre. Enligt författaren beror detta på att arbetsgivares förväntningsbild av den äldre personalen innehåller ett större inslag av sjukfrånvaro, vilket medför att signaleffekten på lönen är svagare för denna grupp jämfört med de yngre.

Andrén och Palmer (2008) analyserar i vilken omfattning sjukskrivning och sjukdomshistoria har någon inverkan på arbetsinkomster och löner i Sverige. Genom att studera löner och årliga arbetsinkomster ska analysen särskilja i vilken omfattning svag hälsa har någon effekt på den årliga arbetsinkomsten, och om detta beror på långsammare löneutveckling, färre arbetade timmar eller om det handlar om en kombination av de båda faktorerna. För att göra detta använder författarna ett individdatamaterial från Riksförsäkringsverket (RFV).³² Datamaterialet innehåller bland annat detaljerade uppgifter om sjukfrånvaro, diagnoser, löner och arbetsinkomster för individer i Sverige under perioden 1983-1991. Resultaten visar att långa sjukdomsfall på mer än 60 dagar har en signifikant negativ effekt på den årliga arbetsinkomsten. Däremot finner författarna inga signifikanta effekter på lönen, vilket indikerar att den största delen av effekten på den årliga arbetsinkomsten kommer via förändringar i arbetade timmar. För långa sjukdomsfall är effekten på arbetsinkomsten i allmänhet negativa och signifikant för män men i nivå något lägre för kvinnor. För korta sjukdomsfall (kortare än 60 dagar) är effekten initialt svagt positiv men är avtagande och övergår till att bli negativ efter omkring 30 dagar. Effekten är i princip lika stor för kvinnor och män.

Den befintliga forskningen som analyserar sambandet mellan sjukfrånvaro och lön är liten, vilket innebär att mer forskning behövs innan en klar bild kan erhållas över hur sambandet ser ut. Bilden som forskningen ger antyder dock att det finns ett frånvarostraff. Dessutom indikerar resultaten att frånvarostraffet är större för män än för kvinnor (med undantag av Hansen (2000)). Forskningen antyder att en betydande del av frånvarostraffet går att härleda till signaleffekter om lägre produktivitet och att denna effekt är större för män än för kvinnor. Eftersom kvinnor är sjukskrivna i högre omfattning än män förklarar detta potentiellt en del av lönegapet mellan män och kvinnor. Att frånvarostraffet är större för män än för kvinnor innebär dock att denna effekt blir något mindre. Att fastställa exakt hur relationen ser ut mellan dessa andelar är dock något som ligger utanför ramen för denna uppsats.

³² RFV är sedan första januari 2005 en del av Försäkringskassan.

Referenser

- Adamchik, V. och T. Hyclak, (2006), "Accumulated Human Capital Unemployment, and Subsequent Wages", *Journal of Applied Business Research*, Vol. 22, Nr. 4, (forth quarter).
- Albrecht, J. W., P-A Edin, M. Sundström, och S. B. Vroman (1999), "Career Interruptions and Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data", *Journal of Human Resources*, 34.
- Allart, P. och P. Bellman (2007), "Reasons for part-time work: an empirical analysis for Germany and the Netherlands", *International Journal of Manpower*, Vol. 2, Nr. 7.
- Anderson, D., M. Binder och K. Krause (2003), "The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort and Work-Schedule Flexibility", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 56, No. 2.
- Andrén, D. och E. Palmer (2008), "The Effect of Sickness History on Earnings in Sweden", *Economic Issues*, Vol. 13, del 1.
- Arulampalam, W. (2001), "Is Unemployment Really Scarring? Effects of Unemployment Experiences on Wages", *The Economic Journal*, Vol. 111, (November).
- Arulampalam, W., P. Gregg och M. Gregory (2001), "Unemployment Scarring", *The Economic Journal*, Vol. 111, (November).
- Bardasi, E. och J. C. Gornick (2008), "Working for less? Women's part-time wage penalties across countries", *Feminist Economics* 14, Nr. 1.
- Becker, G. (1985), "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor", *Journal of Labor Economics* Vol. 3, Nr. 1.
- Bielby, D. och W. Bielby (1988), "She Works Hard for the Money: Household Responsibilities and the Allocation of Work Effort", *American Journal of Sociology*, Vol. 93, Nr. 5.
- Booth, A. L., och J. C. Van Ours (2009), "Hours of Work and Gender Identity: Does Part-time Work Make the Family Happier?", *Economica*, Vol. 76.
- Booth, A. L., och J. C. Van Ours (2010), "Part-time Jobs: What Women Want?", Discussion Paper No. 2010-05, CentER, Tilburg University.
- Bosch, N., A. Deelen och R. Euwals (2008), "Is part-time employment here to stay?", CPB Discussion Paper, No. 100.
- Bowlus, A. J. och L. Grogan (2008), "Gender wage differentials, job search, and part-time employment in the UK", *Oxford Economic Papers*, Vol. 61.
- Browning, M. (1992), "Children and household economic behaviour", *Journal of Economic Literature*, Vol. 30.
- Connolly, S. och M. Gregory (2008), "The part-time pay penalty: earnings trajectories of British Women", *Oxford Economic Paper*, Vol. 61.

- Corcoran M. och G. J. Duncan (1979), "Work History, Labor Force Attachment, and Earnings Differences Between the Races and the Sexes", *Journal of Human Resources*, Vol. 14.
- Edin, P-A. (1988), "Individual consequences of plant closures", Doktorsavhandling, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Edin, P-A. och M. Gustavsson (2008), "Time Out of Work and Skill Depreciation", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 62, Nr. 2.
- Eliasson, M och D. Storrie (2006), "Lasting or Latent Scars? Swedish Evidence on the Long-Term Effects of Jobb Displacement", *Journal of Labor Economics*, Vol. 24(4).
- Engström, L. och H. Ohlsson (1985), "Utvärdering av Malmfältsdelegationen", *Umeå Economic Studies* no. 163, Nationalekonomiska institutionen, Umeå universitet.
- Gangl, M. och A. Ziefle (2009), "Motherhood, labour force behaviour, and womens careers: an empirical assessment of the wage penalty for motherhood in Britain, Germany and the United States", *Demography*, Vol. 46, Nr. 2.
- Gartell, M. (2009), "Subsequent earnings for Swedish college graduates: a study of scarring effects", working paper 2009:10, IFAU.
- Gregg, P. (2001), "The Impact of Youth Unemployment on Adult Unemployment in the NCDS", *The Economic Journal*, Vol. 111 (November).
- Gregg, P. och E. Tominey (2005), "The wage scar from male youth unemployment", *Labour Economics*, Vol. 12.
- Gregory, M. och R. Jukes (2001), "Unemployment and Subsequent Earnings: Estimating Scarring Among British Men", *The Economic Journal*, Vol. 111, (November).
- Groot, L. F. M, J. J. Schippers och J. J. Siegers (1988), "The Effect of Interruptions and Part-Time Work on Women's Wage Rate: A Test of the Variable-Intensity Model", *De Economist* 136.
- Görlich, D. och A. de Grip (2007), "Human Capital Depreciation during Family related Career Interruptions in Male and Female Occupations", working paper ROA-RM 2007/7, Maastricht University.
- Hesselius, P. (2004), "Sickness absence and subsequent wages", *I Economic Studies* 82 (doktorsavhandling), Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Hirsch, B. T. (2004), "Why do Part-Time Workers Earn Less? The Role of Worker and Job Skills", Discussion Paper Nr. 1261, IZA, Bonn.
- Ichino, A. och E. Moretti (2009), "Biological Gender Differences, Absenteeism and the Earnings Gap", *American Economic Journal: Applied Economics* Vol. 1, Nr. 1.
- Jacobson, L. S., R. J. LaLonde och D. G. Sullivan (1993a), "Earnings losses of displaced workers", *American Economic Review*, Vol. 83, Nr. 4.

Jacobson, L. S., R. J. LaLonde och D. G. Sullivan (1993b), "Long-term earnings losses of high seniority displaced workers", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, Nr. 6.

Johansson, E-A (2010), "The effect of own and spousal parental leave on earnings", working paper 2010:4, IFAU, Uppsala universitet.

Larsson, M. (2010), "Arbetsstider år 2009: Heltids- och deltidsarbete, vanligen arbetad tid och arbetstidens förläggning efter klass och kön 1990-2009", LO-rapport, www.lo.se.

Krillo, K. och J. Masso (2010), "The part-time/full-time wage gap in central and eastern Europe: The case of Estonia", Working paper, University of Tartu.

Maddala, G. S. (1983), "Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics", Cambridge University Press.

Manning, A. och B. Petrongola (2008), "The Part-Time Pay Penalty for Women in Britain", *The Economic Journal*, 118.

Millimet, D. L. (2000), "The impact of children on wages, job tenure, and the division of household labour", *Economic Journal*, Vol. 110.

Mincer J. och S. W. Polachek (1974), "Family Investment in Human Capital: Earnings of Women", *Journal of Political Economy* 82.

Mumford, K. och P. N. Smith (2008), "What determines the part-time and gender earnings gaps in Britain: evidence from the workplace", *Oxford Economic Paper*, Vol. 61.

Nelen, A. och A. de Grip (2009), "Why Do Part-time Workers Invest Less in Human Capital than Full-timers", *Labour*, Vol. 23.

Neuman, S. och R. L. Oaxaca (2004), "Wage decomposition with selectivity-corrected wage equations: a methodological note", *Journal of Economic Inequality*, Nr. 2,

Nordström Skans, O. (2004), "Scarring effects of the first labour market experience: A sibling based analysis", working paper 2004:14, IFAU.

Polachek, S. W. (1981), "Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, Nr. 1.

Rockoff, J. E. och M. A. Herrmann (2010), "Does Menstruation Explain Gender Gaps in Work Absenteeism", NBER Working paper 16523.

Pylkkänen, E. och N. Smith (2003), "Career Interruptions due to Parental Leave: a Comparative Study of Denmark and Sweden", OECD Social, Employment and Migration Working paper.

Russo, G. och W. Hassink (2008), "The Part-Time Wage Gap: A Career Perspective", *De Economist* 156, Nr 2.

Simonsen, M. och L. Skipper (2008), "An empirical assessment of effects of parenthood on wages", *Advances in Econometrics*, Vol. 21.

Simonsen, M. och L. Skipper (2009), "The Family Gap in Wages: What Wombmates Revele", IZA Discussion paper no. 4650.

Storre, D. (1993), "The anatomy of tlarge Swedish plant closure", Economic Studies 38, Doktorsavhandling, Nationalekonomiska institutionen, Göteborgs universitet.

Stafford, F. P. och M. Sundström (1996), "Time out for Childcare: Signaling and Earnings rebound Effects form Men and Women", Labour, Vol. 10.

Sundström, M. (1991), "Part-Time Work in Sweden: Trends and Equality Effects", Journal of Economic Issues, Vol. 25. Nr. 1.

Waldfoegel, J. (1998), "Understanding the "family gap" in pay for women with children", Journal of Economic Perspective, Vol. 12.

Bilaga

B1: STRUKTURELL MODELL FÖR ANALYS AV DELTIDSLÖNEGAP

Modellen formulerad med ekvationerna (1) - (3) innehåller tre stokastiska termer. Dessa termer antas vara multivariat normalfördelade enligt följande struktur:

$$\begin{pmatrix} U_1 \\ U_0 \\ U \end{pmatrix} \sim MVN \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{U_1}^2 & 0 & \sigma_{U_1,U} \\ & \sigma_{U_0}^2 & \sigma_{U_0,U} \\ & & \sigma_U^2 = 1 \end{bmatrix} \right) \quad (A1)$$

Vid formuleringen av likelihoodfunktionen måste den empiriska relationen mellan de stokastiska komponenterna undersökas och fastställas. Vid en sådan undersökning framkommer att de stokastiska termerna uppträder parvis, det vill säga, respektive residual från löneekvationen uppträder tillsammans med selektionsresidualen som par. Det är orsaken till att kovariansen mellan de två löneekvationernas residualer är satt till noll. Denna relation kan inte identifieras med data. Likelihoodfunktionen kommer därför att vara en funktion av följande två bivariata fördelningsfunktioner: $f(U_0, U)$, $f(U_1, U)$. För en individ som är heltidsarbetande eller deltidarbetande kommer följande två uttryck representera dennes bidrag till likelihood funktionen i förekommande fall:

$$P_1 = f(U_1, U) = f(U_1) \int_{-Z\gamma}^{\infty} f(U | U_1) dU \quad (\text{Om heltidsarbetande})$$

$$P_0 = f(U_0, U) = f(U_0) \int_{-\infty}^{-Z\gamma} f(U | U_0) dU \quad (\text{Om deltidarbetande})$$

Definiera två indikatorvariabler som anger i vilket tillstånd en individ befinner sig:

$$\delta_1 = \begin{cases} 1 & \text{om } D = 1 \\ 0 & \text{annars} \end{cases}, \delta_0 = 1 - \delta_1$$

Med dessa indikatorvariabler kan likelihoodfunktionen för ett givet urval av individer formuleras på följande sätt:

$$L = \prod_{i=1}^n [P_{1i}]^{\delta_{1i}} [P_{0i}]^{\delta_{0i}} .$$

Titlar i serien Specialstudier

Nr	Författare	Titel	År
1	Konjunkturinstitutet	Penningpolitiken	2002
2	Konjunkturinstitutet	Egnahemsposten i konsumentprisindex – En granskning av KPI-utredningens förslag	2002
3	Elofsson, Katarina och Ing-Marie Gren	Kostnadseffektivitet i svensk miljöpolitik för Östersjön – en utvärdering	2003
4	Gren, Ing-Marie and Lisa Svensson	Ecosystems, Sustainability and Growth for Sweden during 1991-2001	2004
5	Bergvall, Anders	Utvärdering av Konjunkturinstitutets prognoser	2005
6	Konjunkturinstitutet	Produktivitet och löner till 2015	2005
7	Öberg, Ann	Samhällsekonomiska effekter av skattelättnader för hushållsnära tjänster	2005
8	Söderholm, Patrik och Henrik Hammar	Kostnadseffektiva styrmedel i den svenska klimat- och energipolitiken	2005
9	Öberg, Ann och Joakim Hussénius	Marginell utbytesgrad – ett mått på drivkrafterna för arbete	2006
10	Hammar, Henrik	Konsekvenser för skogsindustrin vid ett eventuellt införande av en svensk kilometerskatt	2006
11	Lundborg, Per, Juhana Vartiainen och Göran Zettergren	Den svenska jämviktsarbetslösheten: En översikt av kunskapsläget	2007
12	Samakovlis, Eva and Maria Vredin Johansson	En utvärdering av kostnadseffektiviteten i klimat-investeringsprogrammen	2007
13	Forslund, Johanna, Per-Olov Marklund and Eva Samakovlis	Samhällsekonomiska värderingar av luft- och bullerrelaterade hälsoproblem	2007
14	Sjöström, Magnus	Monetar värdering av biologisk mångfald. En sammanställning av metoder och erfarenheter	2007
15	Hammar, Henrik och Lars Drake	Kan ekonomiska styrmedel bidra till en giftfri miljö?	2007
16	Konjunkturinstitutet	Konjunkturinstitutets finanspolitiska tankeram	2008
17	Konjunkturinstitutet	Hours, Capital and Technology – What Matters Most? Analyzing Productivity Growth by the Means of Growth Accounting	2008
18	Broberg, Thomas, Samakovlis, Eva, Sjöström, Magnus och Göran Östblom	En samhällsekonomisk granskning av Klimatberedningens handlingsplan för svensk klimatpolitik	2008
19	Konjunkturinstitutet	Utvärdering av prognoser för offentliga finanser	2009
20	Vredin Johansson, Maria och Johanna Forslund	Klimatanpassning i Sverige Samhällsekonomiska värderingar av hälsoeffekter	2009
21	Andrén Thomas, Jenny von Greiff och Juhana Vartiainen	Ekonomiska drivkrafter för att arbeta	2009
22	Broberg, Thomas, Johanna Forslund och Eva Samakovlis	En utvärdering av kostnadseffektiviteten i stödet till energiinvesteringar i lokaler för offentlig verksamhet	2009
23	Vredin Johansson, Maria	En utvärdering av det ekonomiska stödet till åtgär-	2010

		der för att främja hållbara städer	
24	Andrén, Thomas	Kvinnors och mäns arbetsutbudsprefereenser: analys med en strukturell diskret arbetsutbudsmodell	2011
25	Samakovlis, Eva	Klimatpolitikens utmaningar under mandatperioden	2011
26	Forsfält, Tomas	Samhällsekonomiska effekter av två styrmedel för minskade avfallsmängder	2011