



IFAU – INSTITUTET FÖR
ARBETSMARKNADSPOLITISK
UTVÄRDERING

Kvinnors underrepresentation på chefspositioner – en familjeangelägenhet?

Magnus Bygren
Michael Gähler

RAPPORT 2007:25

Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med säte i Uppsala. IFAU ska främja, stödja och genomföra vetenskapliga utvärderingar. Uppdraget omfattar: effekter av arbetsmarknadspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt, arbetsmarknadseffekter av åtgärder inom utbildningsväsendet och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen. IFAU ska även sprida sina resultat så att de blir tillgängliga för olika intressenter i Sverige och utomlands.

IFAU delar även ut forskningsbidrag till projekt som rör forskning inom dess verksamhetsområden. Forskningsbidragen delas ut en gång per år och sista dag för ansökan är den 1 oktober. Eftersom forskarna vid IFAU till övervägande del är nationalekonomer, ser vi gärna att forskare från andra discipliner ansöker om forskningsbidrag.

IFAU leds av en generaldirektör. Vid institutet finns ett vetenskapligt råd bestående av en ordförande, institutets chef och fem andra ledamöter. Det vetenskapliga rådet har bl a som uppgift att lämna förslag till beslut vid beviljandet av forskningsbidrag. Till institutet är även en referensgrupp knuten där arbetsgivar- och arbetstagersidan samt berörda departement och myndigheter finns representerade.

Postadress: Box 513, 751 20 Uppsala
Besöksadress: Kyrkogårdsgatan 6, Uppsala
Telefon: 018-471 70 70
Fax: 018-471 70 71
ifau@ifau.uu.se
www.ifau.se

IFAU har som policy att en uppsats, innan den publiceras i rapportserien, ska seminariebehandlas vid IFAU och minst ett annat akademiskt forum samt granskas av en extern och en intern disputerad forskare. Uppsatsen behöver dock inte ha genomgått sedvanlig granskning inför publicering i vetenskaplig tidskrift. Syftet med rapportserien är att ge den ekonomiska politiken och den ekonomisk-politiska diskussionen ett kunskapsunderlag.

Kvinnors underrepresentation på chefspositioner – en familjeangelägenhet?

Magnus Bygren och Michael Gähler*

2007-11-09

Sammanfattning

Vi undersöker om representationen av kvinnor på chefspositioner i Sverige förändrats under perioden 1968–2000 och i vilken utsträckning familjefaktorer kan kopplas till kvinnors underrepresentation på dessa positioner. Vi finner att andelen kvinnor bland chefer ökat under perioden, men att denna andel under hela perioden klart understigit andelen män på chefspositioner. Sammanboende män är, framför allt tidigare under perioden, överrepresenterade på chefspositioner, men detta kan förklaras av att de har bakomliggande icke observerade egenskaper som både gör att de blir chefer och sammanboende. Föräldraskap verkar vara en bidragande orsak till kvinnors underrepresentation på chefspositioner. När män blir fäder ökar deras chanser att bli chefer, medan kvinnors chanser är oförändrade när de blir mödrar.

* Magnus Bygren, Sociologiska institutionen, Stockholms universitet (e-post: Magnus.Bygren@sociology.su.se) och Michael Gähler, Institutet för social forskning, Stockholms universitet (e-post: Michael.Gahler@sofi.su.se). För värdefulla kommentarer tackar vi Peter Fredriksson, Carl le Grand, Erik Mellander, Rune Åberg och deltagare vid seminarier vid Sociologiska institutionen, Stockholms universitet, Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU), Uppsala universitet och Nätverkskonferensen för forskning om socialpolitik och välfärd, Stockholm. Vi tackar också våra anslagsgivare, IFAU (dnr 46/2005) och Forskningsrådet för arbetsliv och socialvetenskap (FAS, dnr 2003-0380).

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Könsgapet i att ha underställda över tid och ålder.....	4
3	Familjebildning och könsgapet i att ha underställda	7
3.1	Föräldraskap och könsgapet i att ha underställda	8
3.2	Sammanboende och könsgapet i att ha underställda	10
3.3	Multivariat regressionsanalys	11
4	Sammanfattande diskussion	15
	Referenser	18
	Appendix A.....	22

1 Inledning

Trots att Sverige är ett av världens mest jämställda länder (se t ex United Nations Development Programme 2005) så återstår ännu betydande ojämlikhet mellan män och kvinnor i ett antal dimensioner. En av de mer framträdande är könsgapet i sannolikheten att ha en arbetsledande position. Kvinnor är underrepresenterade på chefspositioner och har sällan underställda (Henrekson 2004; Hultin 1998; Mueller, Kuruvilla & Iverson 1994). Faktum är att detta gap är större i Sverige än i många andra länder (Baxter & Wright 2000; Mandel & Semyonov 2006; Rosenfeld, Van Buren & Kalleberg 1998; Wright, Baxter & Birkelund 1995), trots att det har varit ett uttalat politiskt mål att kvinnor ska nå ledande positioner på arbetsmarknaden i samma utsträckning som män (se t ex Näringsdepartementet 2003).

En jämn könsfördelning på chefspositioner är viktig inte bara därför att dessa positioner är nära förknippade med prestige, makt, autonomi och status utan också därför att denna könsskillnad är en bidragande förklaring till könslönegapet (England m fl 1994; Halaby & Weaklim 1993; McGuire & Reskin 1993). Könsskillnaden i att ha en chefsposition är inte heller bara ett *utslag* av mäns och kvinnors olika möjligheter på arbetsmarknaden, den kan också vara en direkt *orsak* till könsojämlikheten eftersom kvinnor på höga nivåer i en organisation, med direkt inflytande över bl a rekrytering, skulle kunna bidra till att öka kvinnorepresentationen och förbättra kvinnors karriärmöjligheter (Wright m fl 1995).¹ Ett annat skäl för att sträva efter en jämnare fördelning mellan könen är att om kvinnor avstår från att försöka nå chefspositioner, eller om de är systematiskt utestängda från dessa positioner, så blir samhället i stort lidande p g a den kompetensförlust det innebär.

Tidigare studier av könsgapet i sannolikheten att inneha en chefsposition har uteslutande baserats på (huvudsakligen amerikanska) data från enstaka tvärsnitt. Dessa studier har genomgående visat att kvinnor har färre underställda än män men vi vet fortfarande mycket lite om hur könsgapet har förändrats över tid eller vilka mekanismer som styr om individer blir chefer.

¹ Studier har t ex visat att ju högre koncentrationen av manliga chefer är desto större är könslönegapet bland de underställda (Cohen & Huffman 2007; Hultin & Szulkin 2003) och desto lägre är chansen för kvinnor att befordras (Cohen, Broschak & Haveman 1998).

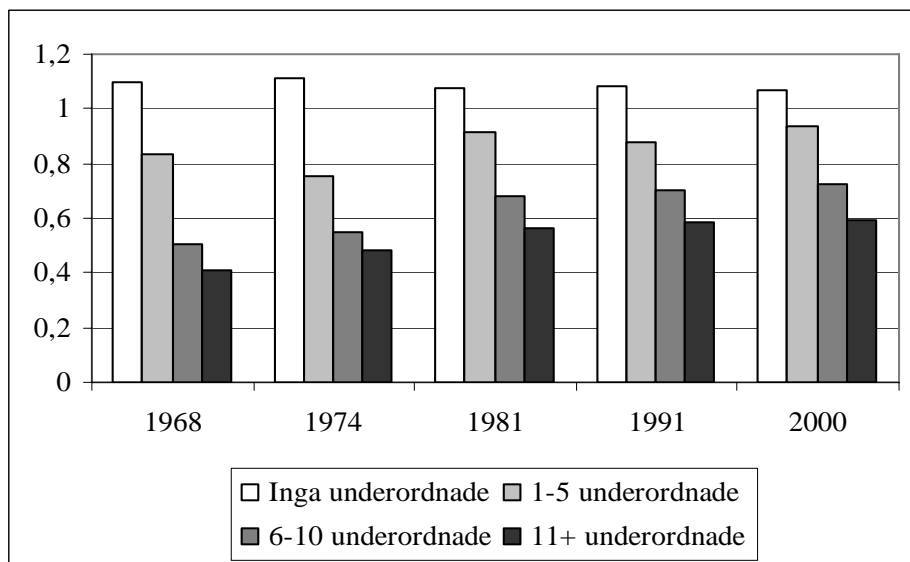
I den här uppsatsen studerar vi hur könsgapet i sannolikheten att ha underställda har förändrats i Sverige under perioden 1968-2000.² Vidare undersöker vi vilka mekanismer som ligger till grund för det här könsgapet. Detta gör vi genom att följa individer över tid och undersöka vilka förhållanden som har ett samband med förändring i att ha underställda. Vi fokuserar på betydelsen av familjerelaterade förhållanden för män och kvinnor. Det är ett välkänt faktum att kvinnor har det huvudsakliga ansvaret för barn och hemarbete. Vi vet emellertid relativt lite om hur detta inverkar på kvinnors chanser att nå chefspositioner på arbetsmarknaden. De få studier som hittills gjorts ger heller ingen entydig bild. I en forskningsöversikt pekar därför Smith (2002) på det stora behovet av forskning som kan ge en djupare förståelse för hur sambandet mellan ansvaret för hem och familj och möjligheten att göra karriär egentligen ser ut.

2 Könsgapet i att ha underställda över tid och ålder

I *Figur 1* redovisar vi oddsen för att en kvinna befinner sig på olika chefsnivåer, under perioden 1968–2000. Oddsen har beräknats relativt andelen kvinnor som är förvärvsarbetande respektive år. Ett odds på 1 innebär att andelen kvinnor i en viss kategori är lika stor som andelen kvinnor i förvärvsarbete. Ett odds under (över) 1 innebär att kvinnor är underrepresenterade (överrepresenterade) i kategorin. Vi använder genomgående data från Levnadsnivåundersökningen (LNU), som är ett upprepat slumpmässigt panelurval på 0,1 procent av den svenska vuxna befolkningen (se Gähler 2004). Undersökningen har genomförts 1968, 1974, 1981, 1991 och 2000.

² Våra respondenter har fått frågan ”Har du någon arbetsledande funktion?”. Vid ett jakande svar har följdfrågan varit ”Hur många personer är underställda dig?” (för vissa undersökningssår har svaret på den senare frågan varit fördefinierat i olika kategorier). Detta är det vanligaste sättet att mäta arbetsplatsauktoritet (se Smith (2002) för alternativa definitioner).

Figur 1 Oddsen för att en förvärvsarbetande kvinna befinner sig i en chefsposition 1968, 1974, 1981, 1991 och 2000

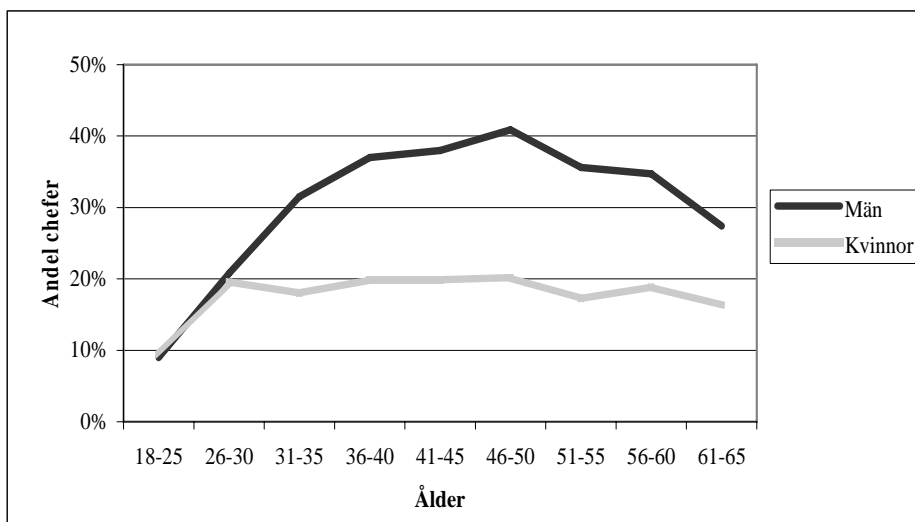


Andel kvinnor i position *i* av alla individer i position *i*/andel kvinnor som arbetar mer än 1 timme/vecka av alla individer som arbetar mer än 1 timme per vecka.

Odds för kvinnor att befinna sig i någon form av chefsposition är i samtliga fall under 1, dvs kvinnor har varit underrepresenterade på chefspositioner under hela perioden. Man kan också se att könsskillnaden blir mer uttalad ju högre upp i hierarkin man kommer. Oddset för att en kvinna har ett relativt litet antal underställda (1–5) är, genomsnittligt över tid, ca 0,9. Oddset för att en kvinna har 6–10 underställda är ca 0,6 medan oddset för att en kvinna har fler än 10 underställda är ca 0,5. Att kvinnor generellt är underrepresenterade på chefspositioner samt att underrepresentationen är större på högre hierarkiska nivåer är resultat som är kända sedan tidigare (t ex Hopcroft 1996; Jacobs 1992; Jaffee 1989). Samtidigt kan vi se att representationen av kvinnor tydligt har ökat på samtliga hierarkiska nivåer, i synnerhet de högre, under perioden 1968–2000. Utvecklingen var särskilt kraftig på 1970-talet men även under 1980- och 1990-talet skedde en viss utjämning. Andelen anställda kvinnor i chefspositioner har ökat från 15 procent år 1968 till 20 procent år 2000. Under samma period har motsvarande andel bland anställda män legat konstant kring 30 procent (ej redovisat).

Man kan också fråga sig hur stor sannolikheten är att en chefsposition ett givet år är besatt av en kvinna. Ovanstående odds döljer detta då nämnaren utgörs av andelen kvinnor i förvärvsarbete. Denna sannolikhet har ökat från 24 procent år 1968 till 39 procent år 2000. Ökningen är ett resultat av att kvinnors förvärvsfrekvens ökat och att chansen för kvinnor i förvärvsarbete att nå chefspositioner stigit, framförallt under 1970-talet.

Figur 2 Sannolikheten att ha minst en underställd efter kön och ålder (under hela perioden 1968–2000)



I *Figur 2* redovisar vi andelen chefer för olika ålderskategorier, uppdelat på kön. Man kan notera att män och kvinnor i lika hög utsträckning har underställda fram till 30-årsåldern, då ”karriärkurvorna” går skilda vägar. Mäns kurva fortsätter då uppåt, med en topp i slutet av 40-årsåldern för att därefter dala. Kvinnornas karriärtopp nås betydligt tidigare, i slutet av 20-årsåldern, och ligger betydligt lägre än männens toppnivå. Från 30-årsåldern och framåt ligger andelen chefer bland kvinnor mer eller mindre konstant på denna låga nivå. Vi har också brutit ned de här kurvorna för Levnadsnivåundersökningens olika år. Mönstret visade sig då vara mycket likartat oberoende av undersökningsår; fram till 30-årsåldern föreligger knappt några könsskillnader – därefter är könsskillnaderna stora och bestående.

3 Familjebildning och könsgapet i att ha underställda

I 30-årsåldern har många bildat, eller står i begrepp att bilda, familj. Vi vet att könsskillnader i hushållsarbete i hög grad verkar utlösas av att ett par flyttar ihop och får barn. Ensamstående män och kvinnor gör ungefär lika lite hushållsarbete. När ett par flyttar ihop får vanligtvis kvinnan det huvudsakliga ansvaret för dessa uppgifter och denna könsskillnad ökar ytterligare efter en tillökning i familjen, också när mannen och kvinnan förvärvsarbetar i samma utsträckning (Flood & Gråsjö 1997). Könsskillnaden är oförändrad när barnen blir äldre och flyttar hemifrån (Ahrne & Roman 1997; Hörnqvist 1997). När ett par får barn fortsätter fäder också vanligtvis att förvärvsarbeta på heltid, oberoende av barnets ålder, medan mödrar, efter föräldraledigheten, ofta arbetar deltid under långa perioder (Kennerberg 2007; Sundström 1997).

Eftersom möjligheten att nå höga positioner i arbetslivet ofta betingas av heltidsarbete och individens humankapital (t ex arbetslivserfarenhet, senioritet hos arbetsgivaren och utbildning) så finns det skäl att anta att kvinnors möjligheter att nå dessa positioner försämras när de blir mödrar.³ De flesta studier visar också att skillnader i humankapital kan förklara något, om än inte allt, av könsgapet i sannolikheten att ha en chefsposition (Baxter & Wright 2000 [Australien, Sverige och USA]; Huffman & Cohen 2004 [USA]; Hultin 1998 [Sverige]; Jaffee 1989 [USA]; Kraus & Yonay 2000 [Israel]; Mitra 2003 [USA]; Wright m fl 1995 [sju västländer]).

Men varför påverkar familjefaktorer mäns och kvinnors karriärmöjligheter på olika sätt, givet att de har samma humankapital? Enligt Becker (1985) kan den återstående fördelen för män på arbetsmarknaden vara en konsekvens av könsskillnader i arbetsinsats. Det arbete som framförallt kvinnor lägger ned på barn och hushållsarbete kräver tid och energi. För att kunna kombinera

³ Det har skett en stark utjämning över tid i humankapital mellan förvärvsarbetande män och kvinnor. År 2000 var den genomsnittliga skillnaden mellan könen i antal utbildningsår, arbetslivserfarenhet och senioritet mycket liten. I enlighet med resonemanget ovan fanns det dock fortfarande en könsskillnad, i männens favör, mellan fäder och mödrar. Exempelvis har fäder längre arbetslivserfarenhet än mödrar. Så är fallet såväl 1968 (27 år jämfört med 17 år) som 2000 (25 år jämfört med 22 år).

förvärvs- och hushållsarbete, menar Becker, kan kvinnor välja mindre krävande arbeten och/eller att lägga mindre fokus på förvärvsarbetet.

Förklaringar till det återstående gapet har också sökts på efterfrågesidan. Om arbetsgivares beslut att anställa och befordra av något skäl systematiskt gynnar män så kommer de i oproportionerligt hög grad att nå chefspositioner. Givet att kvinnor och män har samma meriter så är dessa beslut ett utslag av könsdiskriminering. *Direkt diskriminering* innebär att arbetsgivaren föredrar män på chefspositioner oberoende av om de är mer kvalificerade än de kvinnliga sökande. Arbetsgivaren är med andra ord beredd att ta kostnader, i form av t ex lägre produktivitet, för att undvika kvinnor på chefspositioner. *Statistisk diskriminering* refererar till en beslutsregel som träder in när arbetsgivarens information om potentiella arbetstagare är begränsad. Arbetsgivaren kan då använda sig av enkelt observerbara egenskaper, som kön, som en proxy för lämpligheten att anställa eller befordra en viss individ. Om arbetsgivaren vet att kvinnor i allmänhet begränsas mer av familjeansvar än män så kan de agera utifrån den informationen i sina anställnings- och befordringsbeslut. Man använder alltså information på gruppnivå för att fatta beslut på individnivå. Det kan också antas vara särskilt kostsamt för en arbetsgivare att, helt eller under perioder, förlora anställda på chefsnivåer. För att undvika de kostnader som är förknippade med detta kan arbetsgivaren undvika att anställa eller befordra mödrar och kvinnor i fertil ålder till chefspositioner, eftersom det finns en "risk" att de får barn. Vissa menar dock att kvinnors huvudsakliga ansvar för familj och hushåll inte påverkar kvinnors arbetsinsats negativt utan snarare att arbetsgivaren tolkar det så. Men när män bildar familj så ser arbetsgivaren detta som ett tecken på stabilitet och en större arbetsinsats (se t ex Bielby & Baron 1986).

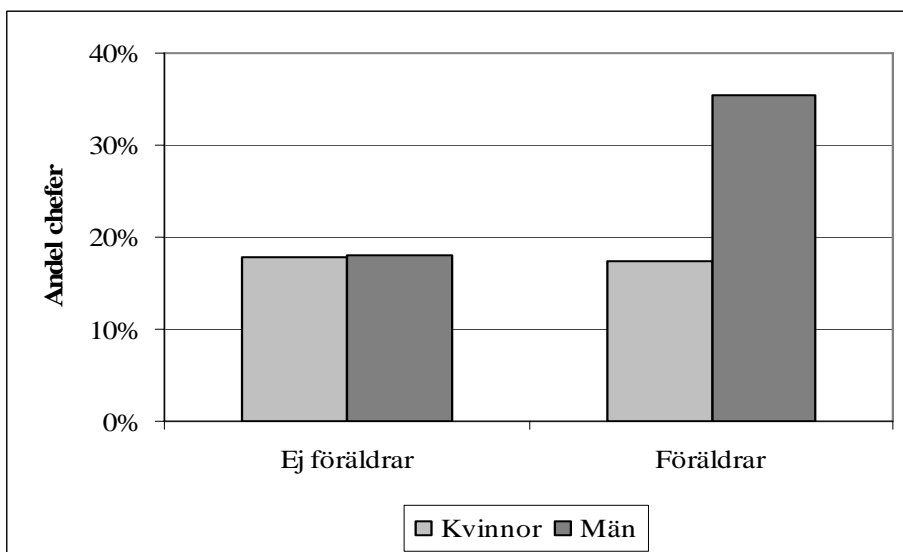
3.1 Föräldraskap och könsgapet i att ha underställda

Det finns alltså goda skäl för hypotesen att de könsspecifika karriärmönstren är en konsekvens av familjebildningen och de förändringar i andra levnadsförhållanden som följer av att ett par flyttar ihop och får barn. I tidigare forskning har man ofta funnit en negativ nettoeffekt av föräldraskap på kvinnors löner och detta tycks gälla oberoende av i vilket land studien görs (se t ex Budig & England 2001; Waldfogel 1998 [USA]; Joshi, Paci & Waldfogel 1999 [Storbritannien]; Albrecht m fl 1999 [Sverige]). Man har funnit en motsvarande negativ effekt av föräldraskap på kvinnors chanser att nå chefspositioner i Sverige (Hultin 1998), Storbritannien (Wyatt & Langridge

1996) och USA (Wolf & Fliegstein 1979). Senare amerikanska studier har dock inte kunna koppla föräldraskap till skillnader i att ha arbetsledande positioner mellan män och kvinnor (se Hopcroft 1996; Huffman & Cohen 2004; Mitra 2003).

När vi studerar andelen chefer uppdelat på kön och föräldraskap (*Figur 3*) ges dock ett preliminärt stöd för hypotesen att familjebildning har ett samband med könsgapet i att vara chef: bland män och kvinnor som (ännu) inte fått barn är andelen chefer i det närmaste identisk, kring 18 procent. I den här gruppen finns alltså inget auktoritetsgap. När vi jämför män och kvinnor med barn är könsskillnaden emellertid stor, i männens favör. Av fäderna är 36 procent chefer, av mödrarna är endast 17 procent chefer. Man kan alltså notera att kvinnor inte förlorar auktoritet på arbetsplatsen i och med att de blir föräldrar. Relativt sett är dock mödrarna stora förlorare då deras chans att vara chef endast är hälften så stor som fädernas. I samband med föräldraskapet verkar alltså männens karriärer ta fart medan kvinnornas karriärer stannar av. Detta resultat står sig oberoende av undersökningsår. Även om nivåerna skiljer sig något är resultatet sig likt oberoende av om vi använder oss av data från 1968 eller 2000: män med barn är de stora vinnarna jämfört med kvinnor med barn samt barnlösa män och kvinnor.

Figur 3 Andel chefer, uppdelat på kön och föräldraskap (hela perioden 1968–2000)



3.2 Sammanboende och könsgapet i att ha underställda⁴

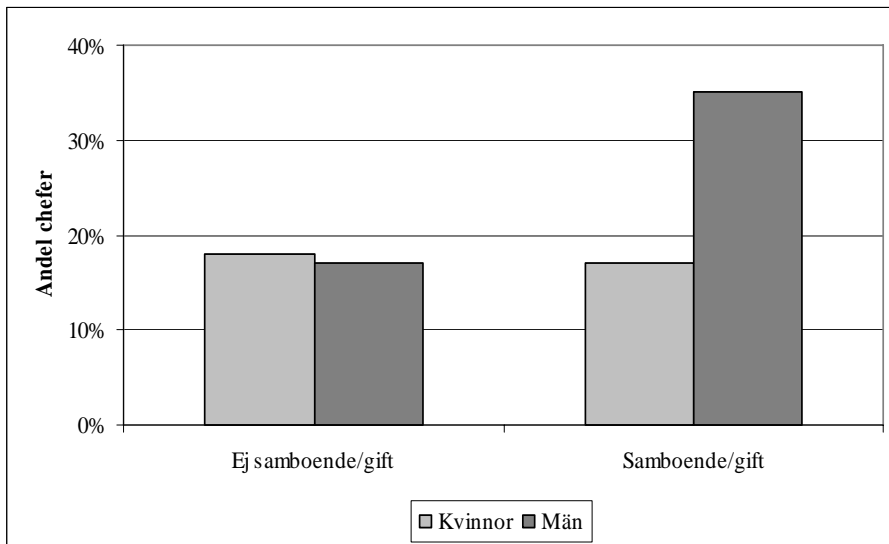
Som vi nämnt gör ensamstående män och kvinnor ungefär lika lite hushållsarbete. När ett par flyttar ihop tar (eller får) vanligtvis kvinnan det huvudsakliga ansvaret för dessa uppgifter. En tidigare svensk studie har också visat att det finns en nettoskillnad mellan ensamstående och sammanboende män i det att den senare kategorin i högre utsträckning är chefer, även givet kontroller för föräldraskap och kvalifikationer (Hultin 1998). I andra studier har man inte funnit detta. Rosenfeld m fl (1998) finner visserligen att sammanboende i högre utsträckning är chefer men att detta gäller både för män och kvinnor. Huffman och Cohen (2004) och Mitra (2003) (båda med data från USA) kommer däremot fram till att civilstånd är orelaterat till sannolikheten att ha en arbetsledande position både för män och kvinnor.⁵

När vi studerar sambandet mellan civilstånd och auktoritet på arbetsplatsen (*Figur 4*) så finner vi ett mönster som är nära nog identiskt med sambandet mellan barn och auktoritet. Det finns ingen könsskillnad i chefspositioner bland ensamstående. Bland sammanboende män och kvinnor är könsskillnaden däremot stor. Medan de sammanboende kvinnorna ligger kvar på ungefär samma nivå som ensamstående män och kvinnor så är sannolikheten för att sammanboende män ska inneha en chefsposition klart högre, ungefär dubbelt så stor. Återigen så förlorar inte sammanboende kvinnor i absoluta termer men de förlorar stort relativt de sammanboende männen. Annorlunda uttryckt: medan sammanboende är associerat med ett stort karriärsprång för män så händer ingenting för kvinnorna.

⁴ Sammanboende refererar till både gifta och samboende.

⁵ I motsats till dessa blandade resultat har man tydligt kunnat dokumentera en manlig "äkenskapspremie" på lön, i Sverige (Richardson 2000) och annorstädes (Ribar 2004).

Figur 4 Andel chefer, uppdelat på kön och sammanboende (hela perioden 1968–2000)



3.3 Multivariat regressionsanalys

Så här långt har vi bara redovisat de bivariata sambanden mellan sannolikheten att vara chef å den ena sidan och föräldrskap respektive civilstånd å den andra sidan. Står sig de här sambanden också när vi kontrollerar för andra förhållanden? I *Figur 5* (män) och *Figur 6* (kvinnor) redovisas resultaten för två typer av multivariat analys, en baserad på poolade tvärsnittsdata, en baserad på paneldata, d v s då individer följs över tid (se Appendix A för de fullständiga modellerna).⁶ Staplarna i figuren visar på olika familjeförhållandens betydelse för sannolikheten att inneha en chefsposition. Referenskategorierna är män och kvinnor utan barn respektive ensamstående män och kvinnor. En skillnad mot tidigare är att vi här har skilt ut föräldrarna efter barnets ålder, d v s om man

⁶ De resultat vi presenterar är från s k linjära sannolikhetsmodeller där beroendevariabeln att ha underställda är dikotom. Vi prövade ett antal alternativa regressionsbaserade sätt att analysera våra data på, som alla visade mycket likartade resultat.

har ett barn som är 0–6 år och/eller 7–20 år i hushållet och/eller mer än 20 år (oavsett om barnet bor med föräldern).⁷

Staplarna för ”tvärsnitt, utan kontroller” visar i huvudsak de beskrivande samband som redovisats ovan. Följaktligen framgår att kvinnor som har (haft) barn boende hos sig och är sammanboende inte skiljer sig från barnlösa och ensamstående kvinnor i auktoritet på arbetsplatsen. För män finns det däremot stora skillnader, som samvarierar med familjesituationen. Sammanboende och fäder med barn i åldern 7+ har i klart högre grad en chefsposition än ensamstående och barnlösa män. Skillnaderna är långtifrån försumbara, sammanboende män har en ”auktoritetspremie” på 12 procentenheter jämfört med ensamstående män och fäder till barn över 6 år har en motsvarande premie på 7–10 procentenheter jämfört med barnlösa män. Dessa premier kan också adderas till varandra, så att sammanboende fäder till barn som är 7–20 år har ca 22 procentenheters större chans att inneha en chefsposition än ensamstående, barnlösa män. Sambandet mellan barn och auktoritet på arbetsplatsen ser ungefär likadant ut för respektive kön oberoende av undersökningsår. Det positiva sambandet mellan sammanboende och sannolikheten att ha underställda försvagas dock över tid, från 16,4 procentenheter år 1968 till 5,8 procentenheter år 2000 (se Bygren & Gähler 2007).

En stor del av dessa premier försvinner då vi kontrollerar för antal utbildningsår, veckoarbetstid, arbetslivserfarenhet, senioritet, (privat eller offentlig) sektor och undersökningsår (se staplarna för ”tvärsnitt, med kontroller”). Fördjupade analyser (ej redovisade) tyder på att skillnader framför allt i utbildning, arbetslivserfarenhet och i viss mån senioritet bidrar till dessa premier för fäder och sammanboende. En bidragande orsak till att fäder, särskilt till äldre barn, samt sammanboende män, oftare än andra innehar chefspositioner är således att de i genomsnitt har längre utbildning, längre arbetslivserfarenhet och är mer seniora hos sin arbetsgivare.

Hittills har våra resultat endast baserats på data från tvärsnitt. I de kommande analyserna nyttjar vi det faktum att LNU har en panelstruktur, d v s att samma individer har intervjuats vid flera tillfällen. Ett problem med tvärsnittsdata är att vi inte kunnat ta hänsyn till olika typer av selektion. Om föräldraskap är korrelerat med andra, av oss icke-observerade, egenskaper som har ett positivt

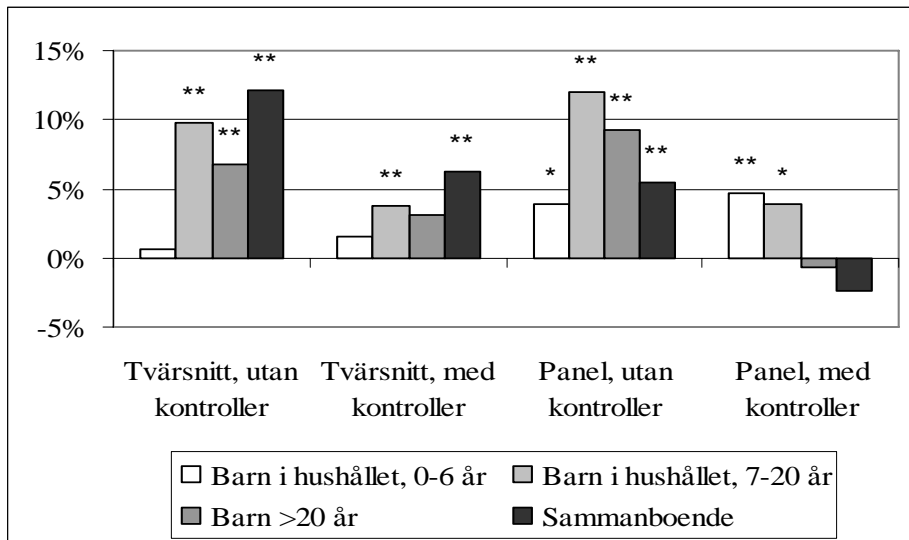
⁷ För undersökningsåren 1991 och 2000 är åldersspannen 7–18 och 18+ år för de båda senare kategorierna.

samband med sannolikheten att ha en chefsposition, så skulle en faderskapspremie kunna vara en följd av dessa egenskaper snarare än av föräldraskapet i sig. Det vi tolkar som en positiv effekt av föräldraskap skulle alltså kunna vara en följd av någon annan (omätt) egenskap, som är korrelerad med föräldraskap. Med s k fixed effects-modeller kan vi hålla kontroll för omätta egenskaper hos individen som inte förändras över den period observationerna görs och därmed rensa bort de selektionseffekter som har att göra med sådana egenskaper. Vad man bör komma ihåg är att fixed effects-modeller endast baseras på inom-individuell variation för att skatta effekter av förändringar i olika förhållanden. Analysen baserar sig således endast på de individer som uppvisar förändringar i de oberoende variablerna och den beroende variabeln.⁸

Resultat från panelanalysen (utan kontroller) liknar delvis de som redan konstaterats i tvärsnittsanalysen. De avviker dock i vissa avseenden, vilket indikerar att resultaten i tvärsnittsanalyserna delvis är snedvridna som en följd av icke-observerade skillnader mellan individer i olika kategorier. Liksom tidigare finner vi i panelanalysen att det finns en faderskapspremie, d v s fäder går oftare än barnlösa män från att inte vara chefer till att bli chefer. Premien är t o m större i panelanalysen och den inträder redan när barnet är litet (0–6 år). Till skillnad från tvärsnittsanalysen, har föräldraskap ett positivt samband med sannolikheten att ha en arbetsledande position på arbetsplatsen också för kvinnor, men effekten inträder först när barnet är 20 år eller äldre. När vi standardiserar för andra egenskaper försvinner dock det här sambandet; dessutom minskar faderskapspremien kraftigt även om det positiva sambandet för fäder till barn i åldern 0–20 år fortfarande är statistiskt signifikant. Mycket av faderskapspremien, om än inte allt, kan alltså hänföras till en ökning i arbetsinsats och arbetsmarknadsrelaterade meriter i samband med att män blir fäder.

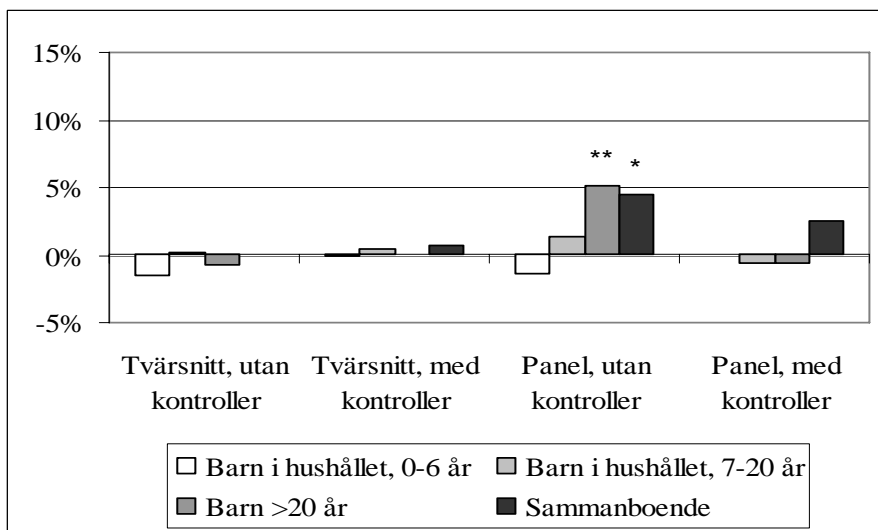
⁸ Av de 7 170 individerna i vårt datamaterial har 1 495 bytt mellan att ha och inte ha en chefsposition, i endera riktningen, under perioden 1968–2000.

Figur 5 Familjeförhållandens betydelse för sannolikheten att ha underställda, män (hela perioden 1968–2000)



** p<0,01, * p<0,05 att skattningen är lika med noll i populationen (t-test).

Figur 6 Familjeförhållandens betydelse för sannolikheten att ha underställda, kvinnor (hela perioden 1968–2000)



** p<0,01, * p<0,05 att skattningen är lika med noll i populationen (t-test).

I panelanalysen kan vi notera att det finns ett positivt samband mellan sammanboende och sannolikheten att ha en arbetsledande position för kvinnor, av ungefär samma magnitud som för män. Här finns det alltså ingen tydlig manlig "äktenskapspremie" utan snarare en könsneutral positiv effekt av sammanboende. För män finner vi också att denna premie mer än halveras i panelanalysen utan kontroller jämfört med motsvarande tvärsnittsanalys. När vi tar hänsyn till tidsberoende individuell heterogenitet så är den "rena" positiva effekten av att gå in i ett sammanboende således klart mindre framträdande. Det här mönstret indikerar att det finns en positiv selektion av män in i samboende och äktenskap. Vidare fångas hela sammanboendepremien, för män och kvinnor, upp av kontrollvariablerna, vilket tyder på att sammanboende är förenat med en ökad arbetsinsats och investering i meriter och egenskaper som är viktiga för att nå chefspositioner, för båda könen. Eftersom män, men inte kvinnor, är positivt selekterade in i sammanboenden, observerar vi dock bara en sammanboendepremie för män i tvärsnittsanalysen.⁹

Panelanalyserna tyder alltså på att män ökar sina chanser för att nå en chefsposition när de blir fäder medan kvinnors chanser är oförändrade när de blir mödrar. Vidare så har sammanboende män, till skillnad från kvinnor, oftare auktoritet på arbetsplatsen än vad ensamstående män har. Detta verkar dock vara en följd av selektion: män med större sannolikhet för att hamna i chefspositioner har vissa icke-observerade egenskaper som gör att de också har större sannolikhet för att gå in i äktenskap och samboenden. När vi tar hänsyn till denna selektion så finns det ingen könsskillnad i nettoeffekten av att vara sammanboende.

4 Sammanfattande diskussion

I den här uppsatsen undersöker vi två (sällan studerade) frågor kring kvinnors underrepresentation på chefspositioner. Den första frågan är: hur har gapet

⁹ Det bör understrykas att fixed effects-modellen inte eliminerar problemet med kausalitetsordningen. Skälet är att de oberoende variablerna inte är exogent givna. Män kan, å ena sidan, öka sina chanser för en chefsposition när de blir föräldrar, som en följd, till exempel, av att faderskapet signalerar ansvarstagande till arbetsgivaren. Å andra sidan kan det emellertid vara så att män väljer att bli fäder som en följd av att de blivit chefer.

mellan män och kvinnor utvecklats över tid? Den andra frågan är: vilken betydelse har familjeförhållanden för kvinnors underrepresentation på chefspositioner? Vi analyserar dessa frågor med hjälp av data från den svenska Levnadsnivåundersökningen (LNU) som genomförts vid fem tillfällen och täcker perioden 1968–2000.

Vi finner att år 1968 hade 15 procent av kvinnorna på arbetsmarknaden en chefsposition, dvs de hade underställda. År 2000 hade denna andel ökat till 20 procent. För männen har motsvarande andel legat kring 30 procent under hela tidsperioden. Även om chansen att en kvinna når en chefsposition fortfarande bara är två tredjedelar av männens, så kan vi observera en ökning under tidsperioden. Den största utjämningen ägde rum under 1970-talet medan utvecklingen därefter gått långsammare.¹⁰ Förändringarna har också varit kraftigast på de högre positionerna, de med 6 eller fler underställda, dvs på nivåer där könsgapet varit, och fortfarande är, som allra störst.

Det finns också ett tydligt samband mellan ålder och chansen att nå en chefsposition; detta samband ser dock mycket olika ut för män och kvinnor. För män ökar chansen för en chefsposition stadigt fram till 40–50-årsåldern för att därefter avta. Kvinnor har samma chans till en chefsposition som män mellan 20 och 30 års ålder. Därefter ökar inte möjligheterna till befordran för kvinnor utan ligger kvar på ungefär samma nivå yrkeslivet ut. Könsgapet i auktoritet uppstår alltså i 30-årsåldern, vilket sammanfaller med den period i livet då många män och kvinnor bildar eller har bildat familj.

Vilket samband har då familjeförhållanden, dvs civilstånd och barn, med könsgapet i auktoritet? Det finns ett starkt samband mellan familjesituation och kvinnors representation på chefspositioner. Så länge män och kvinnor är ensamstående och barnlösa så är de chefer i ungefär samma utsträckning.¹¹ Efter att män och kvinnor inlett ett sammanboende och/eller fått barn så uppträder emellertid ett könsgap som är bestående under återstoden av deras yrkesliv (se Meyersson Milgrom & Petersen 2006 för en liknande slutsats).

¹⁰ Man kan notera att utvecklingen för könsgapet i auktoritet uppvisar stora likheter med utvecklingen för könslönegapet (Edin & Richardson 2002; le Grand, Szulkin & Tåhlin 2001).

¹¹ I den här gruppen är kvinnor t o m överrepresenterade på chefspositioner vissa undersökningsår (se Bygren & Gähler 2007). Detta resultat står i motsatsställning till hypotesen om direkt diskriminering. Enligt denna hypotes borde vi, tvärtom, förvänta oss att kvinnor när chefspositioner mer sällan än män oberoende av familjesituation.

Resultat från våra analyser av tvärsnittsdata visar att det finns såväl en manlig "äktenskapspremie" som en "faderskapspremie".

Resultaten från våra panelanalyser tyder emellertid på att männens "äktenskapspremie" till stor del beror på en selektionseffekt, d v s att män med egenskaper som gör dem till chefer också är mer benägna att bo ihop med en partner. Faderskapspremien kvarstår dock. Föräldraskap påverkar inte kvinnors chanser att uppnå en arbetsledande position medan det förbättrar männens chanser påtagligt. Könsgapet i auktoritet, som uppträder först när män och kvinnor blir föräldrar, kan hänföras till fäders förbättrade möjligheter på arbetsmarknaden snarare än mödrarnas försämrade möjligheter. Till viss del kan faderskapspremien förklaras med att fäder skaffar längre utbildning, längre arbetslivserfarenhet och längre senioritet hos arbetsgivaren jämfört med mödrar respektive barnlösa och ensamstående män. Men det kvarstår en statistiskt signifikant faderskapspremie även när vi kontrollerar för dessa egenskaper. Ett centralt resultat är alltså att mäns chanser till befordran ökar när de blir föräldrar medan kvinnors chanser inte påverkas alls. Vi ser två, ej ömsesidigt uteslutande, möjliga förklaringar till detta resultat.

För det första, kan det vara en följd av en stereotyp reaktion på att bli förälder. Män axlar rollen som familjeförsörjare och att göra karriär på arbetet, t ex genom att bli chef, blir ett sätt att ta detta ansvar. Kvinnor, å andra sidan, antar den traditionella rollen med huvudsakligt ansvar för barnen, något som endast med svårighet låter sig kombineras med en fullödig professionell karriär.

För det andra, kan arbetsgivare börja behandla män annorlunda när de blir (eller står i begrepp att bli) fäder. På grund av normer och förväntningar kring föräldraskap så kan arbetsgivare tolka det faktum att en man blir far som en signal att han är mogen att axla ett större ansvar på jobbet (Bielby & Baron 1986). Detta är en tolkning som inte är trolig när en kvinna blir mor; det är mer troligt att arbetsgivaren förväntar sig att kvinnan kommer att ta det huvudsakliga ansvaret för barnet. Givet den ojämlika könsfördelningen i ansvaret för hem och barn, kan statistisk diskriminering mot (potentiella) mödrar, genom att inte befordra dessa kvinnor, framstå som en rationell strategi för arbetsgivaren.

Referenser

- Ahrne G & Roman C (1997), *Hemmet, barnen och makten. Förhandlingar om arbete och pengar i familjen*. SOU 1997:139. Arbetsmarknadsdepartementet. Fritzes, Stockholm.
- Albrecht JW, Edin P-A, Sundström M & Vroman SB (1999), "Career Interruptions and Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data". *The Journal of Human Resources*, vol 34, s 294-311.
- Baxter J & Wright EO (2000), "The Glass Ceiling Hypothesis. A Comparative Study of the United States, Sweden, and Australia". *Gender and Society*, vol 14, s 275-294.
- Becker G (1985), *A Treatise on the Family*. Cambridge, Harvard University Press, MA.
- Bielby WT & Baron JN (1986), "Men and Women at Work: Sex Segregation and Statistical Discrimination". *American Journal of Sociology*, vol 91, s 759-799.
- Budig MJ & England P (2001), "The Wage Penalty for Motherhood". *American Sociological Review*, vol 66, s 204-225.
- Bygren M & Gähler M (2007), "The gender gap in workplace authority in Sweden 1968–2000 – a family affair?" IFAU Working Paper 2007:28.
- Cohen LE, Broschak JP & Haveman HA (1998), "And Then There Were More? The Effect of Organizational Sex Composition on the Hiring and Promotion of Managers". *American Sociological Review*, vol 63, s 711-727.
- Cohen PN & Huffman ML (2007), "Working for the Woman? Female Managers and the Gender Wage Gap". *American Sociological Review*, vol 72, s 681-704.
- Edin P-A & Richardson K (2002), "Swimming with the Tide: Solidary Wage Policy and the Gender Earnings Gap". *Scandinavian Journal of Economics*, vol 104, s 49-67.

- England P, Herbert MS Kilbourne BS, Reid LL & Megdal LM (1994), "The Gendered Valuation of Occupations and Skills – Earnings in 1980 Census Occupations". *Social Forces*, vol 73, s 65-99.
- Flood L & Gråsjö U (1997), "Tid för barn, tid för arbete. En undersökning av svenska hushålls tidsanvändning". I Ahrne G & Persson I (red), *Familj, makt och jämställdhet*. SOU 1997:138. Fritzes, Stockholm
- le Grand C, Szulkin R & Tåhlin M (2001), "Lönestrukturens förändring i Sverige". I Fritzell J, Gähler M & Lundberg O (red), *Välfärd och arbete i arbetslöshetens årtionde*. Kommittén Välfärdsbokslut. SOU 2001:53. Fritzes, Stockholm.
- Gähler M (2004), "Levnadsnivåundersökningen". I Bygren M, Gähler M & Nermo M (red), *Familj och arbete – vardagsliv i förändring*. SNS Förlag, Stockholm.
- Halaby CN & Weaklim DL (1993), "Ownership and Authority in the Earnings Function: Nonnested Tests of Alternative Specifications". *American Sociological Review*, vol 58, s 16-30.
- Henrekson M (2004), *Vägar till ökad jämställdhet i svenskt näringsliv*. SNS Förlag, Stockholm.
- Hopcroft RL (1996), "The Authority Attainment of Women: Competitive Sector Effects". *American Journal of Economics and Sociology*, vol 55, s 163-184.
- Huffman ML & Cohen PN (2004), "Occupational Segregation and the Gender Gap in Workplace Authority: National Versus Local Labor Markets". *Sociological Forum*, vol 19, s 121-147.
- Hultin M (1998), "Gender Differences in Workplace Authority: Discrimination and the Role of Organizational Leaders". *Acta Sociologica*, vol 41, s 99-114.
- Hultin M & Szulkin R (2003), "Mechanisms of Inequality. Unequal Access to Organizational Power and the Gender Wage Gap". *European Sociological Review*, vol 19, s 143-159.
- Hörnqvist M (1997), "Familjeliv och arbetsmarknad för män och kvinnor". I Ahrne G & Persson I (red), *Familj, makt och jämställdhet*. Rapport till

- Utredningen om fördelningen av ekonomisk makt och ekonomiska resurser mellan kvinnor och män. SOU 1997:138. Fritzes, Stockholm.
- Jacobs JA (1992), "Women's Entry Into Management: Trends in Earnings, Authority, and Values Among Salaried Managers". *Administrative Science Quarterly*, vol 37, s 282-301.
- Jaffee D (1989), "Gender Inequality in Workplace Autonomy and Authority". *Social Science Quarterly*, vol 70, s 375-390.
- Joshi H, Paci P & Waldfogel J (1999), "The wages of motherhood: better or worse?" *Cambridge Journal of Economics*, vol 23, s 543-564.
- Kennerberg L (2007), "Hur förändras kvinnors och mäns arbetssituation när de får barn?" IFAU Rapport 2007:9.
- Kraus V & Yonay YP (2000), "The Effect of Occupational Sex Composition on the Gender Gap in Workplace Authority". *Social Science Research*, vol 29, s 583-605.
- Mandel H & Semyonov M (2006), "A Welfare State Paradox: State Interventions and Women's Employment Opportunities in 22 Countries". *American Journal of Sociology*, vol 111, s 1910-1949.
- McGuire G & Reskin B (1993), "Authority Hierarchies at Work: The Impacts of Race and Sex". *Gender and Society*, vol 7, s 487-506.
- Meyersson Milgrom E & Petersen T (2006), "The Glass Ceiling in the United States and Sweden: Lessons from the Family-Friendly Corner of the World 1970 to 1990". I Blau FD, Brinton MC & Grusky DB (red), *The Declining Significance of Gender?* Russell Sage Foundation, New York, NY.
- Mitra A (2003), "Access to Supervisory Jobs and the Gender Wage Gap among Professionals". *Journal of Economic Issues*, vol 37, s 1023-1044.
- Mueller CW, Kuruvilla S & Iverson RD (1994), "Swedish Professionals and Gender Inequalities". *Social Forces*, vol 73, s 555-573.
- Näringsdepartementet (2003), *The Swedish Government's National Action Plan for Gender Equality*. Regeringskansliet, Stockholm.
- Ribar DC (2004), "What Do Social Scientists Know About the Benefits of Marriage? A Review of Quantitative Methodologies". IZA Discussion Paper No 998.

- Richardson K (2000), "The evolution of the marriage premium in the Swedish labor market 1968–1991". IFAU Working Paper 2000:5.
- Rosenfeld RA, van Buren ME & Kalleberg A (1998), "Gender Differences in Supervisory Authority: Variation among Advanced Industrialized Democracies". *Social Science Research*, vol 27, s 23-49.
- Smith RA (2002), "Race, Gender, and Authority in the Workplace: Theory and Research". *Annual Review of Sociology*, vol 28, s 509-542.
- Sundström M (1997), "Managing Work and Children: Part-Time Work and the Family Cycle of Swedish Women". I Blossfeld H-P & Hakim C (red), *Between Equalization and Marginalization. Women Working Part-Time in Europe and the United States of America*. Oxford University Press, Oxford.
- United Nations Development Programme (UNDP) (2005), *Human Development Report 2005*. UNDP, New York.
- Waldfogel J (1998), "Understanding the 'Family Gap' in Pay for Women with Children". *Journal of Economic Perspectives*, vol 12, s 137–156.
- Wolf WC & Fligstein ND (1979), "Sex and Authority in the Workplace: The Causes of Sexual Inequality". *American Sociological Review*, vol 44, s 235-252.
- Wright EO, Baxter J & Birkelund GE (1995), "The Gender Gap in Workplace Authority: A Cross-National Study". *American Sociological Review*, vol 60, s 407-435.
- Wyatt S & Langridge C (1996), "Getting to the top in the National Health Service". I Ledwith S & Colgan F (red), *Women in Organisations – Challenging Gender Politics*. Macmillan Business, London.

Appendix A

Tabell A 1 Resultat från linjära sannolikhetsmodeller. Beroende variabel: innehav av chefsposition, 1968–2000^a

	Män, (totala tvärsnitts-skattningar		Män, individuella fixed effects-skattningar		Kvinnor, (totala tvärsnitts-skattningar		Kvinnor, individuella fixed effects-skattningar	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Barn i HH 0-6	0.006 (0.014)	0.015 (0.014)	0.039* (0.017)	0.047** (0.016)	-0.015 (0.012)	-0.001 (0.012)	-0.014 (0.016)	0.001 (0.016)
Barn i HH 7-20 ^b	0.098** (0.012)	0.037** (0.013)	0.120** (0.014)	0.039* (0.016)	0.002 (0.010)	0.005 (0.011)	0.014 (0.013)	-0.006 (0.015)
Barn 20+ ^b	0.068** (0.014)	0.031 (0.017)	0.093** (0.018)	-0.007 (0.022)	-0.007 (0.011)	0.001 (0.013)	0.051** (0.017)	-0.006 (0.021)
Sammanboende	0.121** (0.014)	0.062** (0.013)	0.054** (0.020)	-0.024 (0.020)	0.001 (0.012)	0.007 (0.012)	0.045* (0.018)	0.025 (0.019)
Utbildning, år		0.039** (0.002)		0.015** (0.005)		0.030** (0.002)		0.019** (0.006)
Arbetstid/v (/10)		0.086** (0.009)		0.076** (0.012)		0.041** (0.004)		0.039** (0.007)
Arbetslivserfarenhet, år		0.016** (0.001)		0.013** (0.003)		0.008** (0.001)		0.007* (0.003)
Arbetslivserf. kvadr. (/100)		-0.025** (0.003)		-0.027** (0.004)		-0.012** (0.003)		-0.014** (0.005)
Senioritet, år (/10)		0.056** (0.007)		0.016 (0.010)		0.032** (0.007)		0.013 (0.011)
Privat sektor		-0.003 (0.014)		0.014 (0.025)		-0.032** (0.010)		0.012 (0.019)
År 1974		0.006 (0.012)		0.085** (0.019)		-0.020 (0.011)		0.015 (0.018)
År 1981		-0.010 (0.014)		0.134** (0.032)		-0.007 (0.013)		0.059* (0.027)
År 1991		-0.049** (0.015)		0.186** (0.052)		-0.067** (0.015)		0.041 (0.041)
År 2000		-0.095** (0.017)		0.196** (0.071)		-0.106** (0.017)		0.022 (0.055)
Intercept	0.157** (0.009)	-0.735** (0.045)	0.185** (0.014)	-0.416** (0.074)	0.179** (0.010)	-0.336** (0.028)	0.125** (0.014)	-0.271** (0.066)
Justerat R ² /R ² inom	0.04	0.15	0.03	0.08	-0.00	0.09	0.01	0.03
Antal observationer	8553		8553		7245		7245	
Antal individer	3844		3844		3326		3326	
Antal rörliga till/från aukt.			902				593	
Antal byten till auktoritet			727				457	
Antal byten från auktoritet			444				314	

** p<0.01, * p<0.05 att koefficienten är lika med noll (t-test).

^a Robusta standardfel inom parentes.

^b 7–18 år undersökningsåren 1991 och 2000 respektive 18+ år undersökningsåren 1991 och 2000.

IFAU:s publikationsserier – senast utgivna

Rapporter

- 2007:1** Lundin Daniela ”Subventionerade anställningar för unga – en uppföljning av allmänt anställningsstöd för 20–24-åringar”
- 2007:2** Lundin Daniela, Eva Mörk & Björn Öckert ”Maxtaxan inom barnomsorgen – påverkar den hur mycket föräldrar arbetar?”
- 2007:3** Bergemann Annette & Gerard van den Berg ”Effekterna av aktiv arbetsmarknadspolitik för kvinnor i Europa – en översikt”
- 2007:4** Junestav Malin ”Socialförsäkringssystemet och arbetsmarknaden – politiska idéer, sociala normer och institutionell förändring – en historik”
- 2007:5** Andersson Christian ”Lärartäthet, lärarkvalitet och arbetsmarknaden för lärare”
- 2007:6** Larsson Laura & Caroline Runeson ”Effekten av sänkt sjukpenning för arbetslösa”
- 2007:7** Stenberg Anders ”Hur påverkar gymnasialt komvux löneinkomster och vidare studier?”
- 2007:8** Forslund Anders & Kerstin Johansson ”Lediga jobb, arbetssökande och anställningar – den svenska matchningsfunktionen”
- 2007:9** Kennerberg Louise ”Hur förändras kvinnors och mäns arbetssituation när de får barn?”
- 2007:10** Nordin Martin ”Invandras avkastning på utbildning i Sverige”
- 2007:11** Johansson Mats & Katarina Katz ”Underutnyttjad utbildning och lönegapet mellan kvinnor och män”
- 2007:12** Gartell Marie, Ann-Christin Jans & Helena Persson ”Utbildningens betydelse för flöden på arbetsmarknaden”
- 2007:13** Grönqvist Hans & Olof Åslund ”Familjestorlekens effekter på barns utbildning och arbetsliv”
- 2007:14** Lindqvist Linus ”Uppföljning av plusjobb”
- 2007:15** Sibbmark Kristina ”Avidentifierade jobbansökningar – erfarenheter från ett försök i Göteborgs stad”
- 2007:16** Hesselius Patrik & Malin Persson ”Incitamentseffekter och Försäkringskassans kostnader av kollektivavtalade sjukförsäkringar”
- 2007:17** Eriksson Stefan & Jonas Lagerström ”Diskriminering i anställningsprocessen: resultat från en Internetbaserad sökkanal”

- 2007:18** Erikson Robert, Oskar Nordström Skans, Anna Sjögren & Olof Åslund "Ungdomars och invandrades inträde på arbetsmarknaden 1985–2003"
- 2007:19** Agerström Jens, Rickard Carlsson & Dan-Olof Rooth "Etnicitet och övervikt: implicita arbetsrelaterade fördomar i Sverige"
- 2007:20** Bennmarker Helge, Kenneth Carling & Anders Forslund "Vem blir långtidsarbetslös?"
- 2007:21** Edmark Karin "Strategisk konkurrens i kommuners utgiftsbeslut för barnomsorg, skola och äldreomsorg"
- 2007:22** Lindahl Erica "Systematiska avvikelser mellan slutbetyg och provresultat – spelar elevens kön och etniska bakgrund roll?"
- 2007:23** Lindahl Erica "Spelar lika kön och etnisk bakgrund på lärare och elever roll för provresultat och slutbetyg?"
- 2007:24** Fredriksson Peter & Björn Öckert "Hur mycket påverkas studieresultat av resurser?"
- 2007:25** Bygren Magnus & Michael Gähler "Kvinnors underrepresentation på chefspositioner – en familjengelägenhet?"

Working Papers

- 2007:1** de Luna Xavier & Per Johansson "Matching estimators for the effect of a treatment on survival times"
- 2007:2** Lundin Daniela, Eva Mörk & Björn Öckert "Do reduced child care prices make parents work more?"
- 2007:3** Bergemann Annette & Gerard van den Berg "Active labor market policy effects for women in Europe – a survey"
- 2007:4** Andersson Christian "Teacher density and student achievement in Swedish compulsory schools"
- 2007:5** Andersson Christian & Nina Waldenström "Teacher supply and the market for teachers"
- 2007:6** Andersson Christian & Nina Waldenström "Teacher certification and student achievement in Swedish compulsory schools"
- 2007:7** van den Berg Gerard, Maarten Lindeboom & Marta López "Inequality in individual mortality and economic conditions earlier in life"
- 2007:8** Larsson Laura & Caroline Runeson "Moral hazard among the sick and unemployed: evidence from a Swedish social insurance reform"
- 2007:9** Stenberg Anders "Does adult education at upper secondary level influence annual wage earnings?"

- 2007:10** van den Berg Gerard “An economic analysis of exclusion restrictions for instrumental variable estimation”
- 2007:11** Forslund Anders & Kerstin Johansson “Random and stock-flow models of labour market matching – Swedish evidence”
- 2007:12** Nordin Martin “Immigrants’ return to schooling in Sweden”
- 2007:13** Johansson Mats & Katarina Katz “Wage differences between women and men in Sweden – the impact of skill mismatch”
- 2007:14** Gartell Marie, Ann-Christin Jans & Helena Persson “The importance of education for the reallocation of labor: evidence from Swedish linked employer-employee data 1986–2002”
- 2007:15** Åslund Olof & Hans Grönqvist “Family size and child outcomes: Is there really no trade-off?”
- 2007:16** Hesselius Patrik & Malin Persson “Incentive and spill-over effects of supplementary sickness compensation”
- 2007:17** Engström Per & Patrik Hesselius “The information method – theory and application”
- 2007:18** Engström Per, Patrik Hesselius & Malin Persson “Excess use of Temporary Parental Benefit”
- 2007:19** Eriksson Stefan & Jonas Lagerström “Detecting discrimination in the hiring process: evidence from an Internet-based search channel”
- 2007:20** Agerström Jens, Rickard Carlsson & Dan-Olof Rooth “Ethnicity and obesity: evidence of implicit work performance stereotypes in Sweden”
- 2007:21** Uusitalo Roope & Jouko Verho “The effect of unemployment benefits on re-employment rates: evidence from the Finnish UI-benefit reform”
- 2007:22** Edmark Karin “Strategic competition in Swedish local spending on child-care, schooling and care for the elderly”
- 2007:23** Valentin Kvist Ann & Jan-Eric Gustafsson “The relation between fluid intelligence and the general factor as a function of cultural background: a test of Cattell’s investment theory”
- 2007:24** Lindahl Erica “Comparing teachers’ assessments and national test results – evidence from Sweden”
- 2007:25** Lindahl Erica “Gender and ethnic interactions among teachers and students – evidence from Sweden”
- 2007:26** Fredriksson Peter & Björn Öckert “Resources and student achievement – evidence from a Swedish policy reform”

2007:27 Adda Jérôme, Mónica Costa Dias, Costas Meghir & Barbara Sianesi
“Labour market programmes and labour market outcomes: a study of the Swedish active labour market interventions”

2007:28 Bygren Magnus & Michael Gähler “The gender gap in workplace authority in Sweden 1968–2000 – a family affair?”

Dissertation Series

2006:1 Hägglund Pathric “Natural and classical experiments in Swedish labour market policy”

2006:2 Savvidou Eleni “Technology, human capital and labor demand”

2006:3 Söderström Martin “Evaluating institutional changes in education and wage policy”

2006:4 Lagerström Jonas “Discrimination, sickness absence, and labor market policy”

2006:5 Johansson Kerstin “Empirical essays on labor-force participation, matching and trade”

2007:1 Lundin Martin “The conditions for multi-level governance: implementation, politics and cooperation in Swedish active labor market policy”