

# Kvinnors underrepresentation på chefspositioner – en familjeangelägenhet?

*Frågan om varför kvinnor blir chefer i lägre utsträckning än män har varit föremål för omfattande debatt och spekulationer. Vi undersöker om kvinnors representation på chefspositioner i Sverige förändrats under perioden 1968-2000 och i vilken utsträckning familjefaktorer kan kopplas till kvinnors underrepresentation på dessa positioner. Andelen chefer bland arbetande kvinnor har ökat från 15 till 20 procent under perioden, medan andelen chefer bland arbetande män legat konstant kring 30 procent. Familjesituationen påverkar män och kvinnor olika. Män och kvinnor utan barn har samma chanser att bli chef, men i och med föräldraskapet ökar männens chanser medan kvinnornas är oförändrade.*

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 m fl 1994). Faktum är att detta gap är större i Sverige än i många andra länder (Baxter och Wright 2000; Mandel och Semyonov 2006; Rosenfeld m fl 1998; Wright m fl 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 och Weaklim 1993; McGuire och 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).<sup>1</sup> 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

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

## MAGNUS BYGREN OCH MICHAEL GÄHLER

Magnus Bygren är docent i sociologi och verksam på Sociologiska institutionen, Stockholms universitet. Hans forskning rör i huvudsak social stratifiering och arbetsmarknad. magnus.bygren@sociology.su.se

Michael Gähler är docent i sociologi vid Institutet för social forskning (SOFI), Stockholms universitet. Hans forskning behandlar främst familjestrukturens betydelse för individens levnadsvillkor. michael.gahler@sofi.su.se

För värdefulla kommentarer tackar vi Peter Fredriksson, Carl le Grand, Erik Mellander, Rune Åberg. Vi tackar också våra anslagsgivare, IFAU (dnr 46/2005) och Forskningsrådet för arbetsliv och socialvetenskap (FAS, dnr 2003-0380).

positioner, så blir samhället i stort lidande på grund av 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.

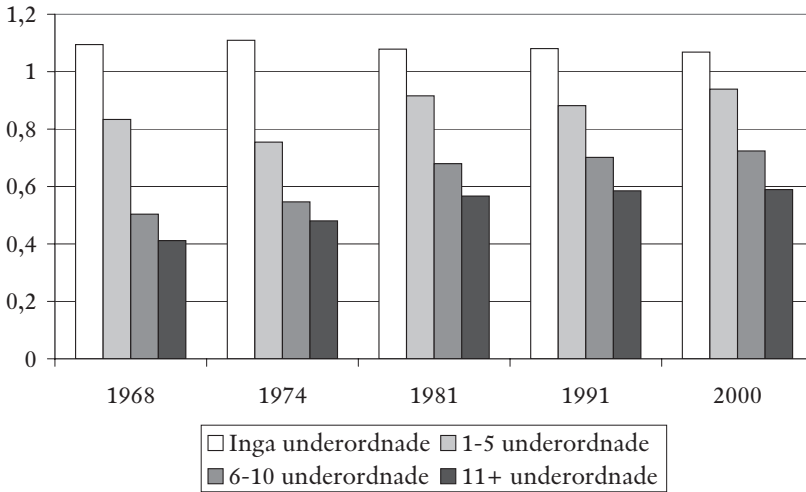
I den här uppsatsen studerar vi hur könsgapet i sannolikheten att ha underställda har förändrats i Sverige under perioden 1968–2000.<sup>2</sup> Vidare undersöker vi vilka mekanismer som ligger till grund för detta könsgap. Det gör vi genom att följa individer över tid och undersöka vilka förhållanden 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.

## 1. Könsgapet i att ha underställda över tid och ålder

I figur 1 redovisar vi oddsens för att en kvinna befinner sig på olika chefsnivåer under perioden 1968–2000. Oddsens 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.

Oddsens 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

<sup>2</sup> 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 undersökningsår har svaret på den senare frågan varit fördefinierat i olika kategorier). Detta är det vanligaste sättet att mäta arbetsplatsauktoriteten (se Smith 2002 för alternativa definitioner).



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

Anm. 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.

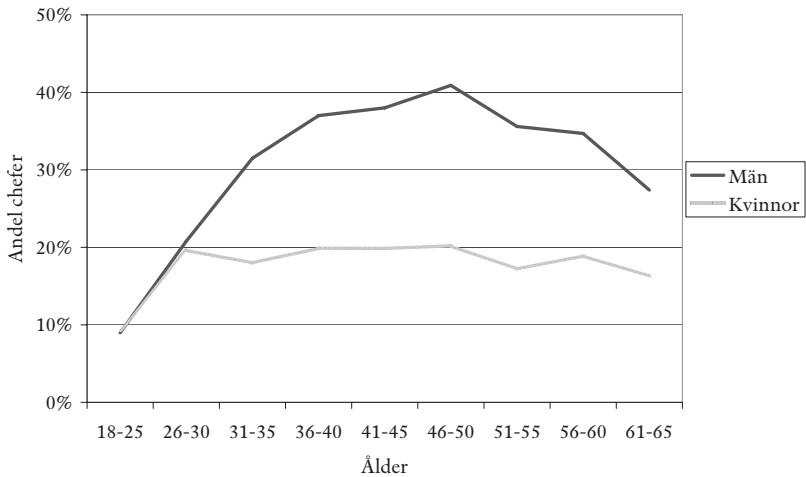
Källa: Bygren och Gähler (2007b).

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, framför allt under 1970-talet.

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. Männens 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 dessa kurvor 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.

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



Källa: Bygren och Gähler (2007b).

## 2. 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 och Gråsjö 1997). Könsskillnaden är oförändrad när barnen blir äldre och flyttar hemifrån (Ahrne och Roman 1997; Hörnqvist 1997). När ett par får barn fortsätter fäder också vanligtvis att förvärvsarbeta på heltid, oberoende av barnets ålder, medan mödrar, efter föräldradigheten, 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.<sup>3</sup> 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 och Wright 2000 [Australien, Sverige och USA]; Huffman och Cohen 2004 [USA]; Hultin 1998 [Sverige]; Jaffee 1989 [USA]; Kraus

<sup>3</sup> 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).

och Yonay 2000 [Israel]; Mitra 2003 [USA]; Wright m fl 1995 [sju västländer]).

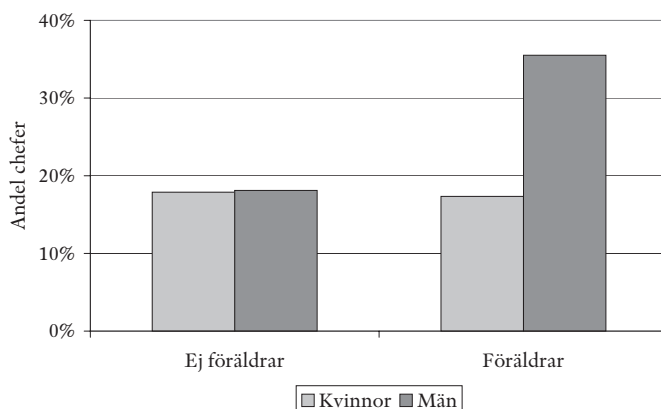
Men varför påverkar familjefaktorer mäns och kvinnors karriärmöjligheter på olika sätt, givet att de har samma humankapital? Enligt Becker (1985) kan den återstående fördelen för män på arbetsmarknaden vara en konsekvens av könsskillnader i arbetsinsats. Det arbete som framför allt kvinnor lägger ned på barn och hushållsarbete kräver tid och energi. För att kunna kombinera 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 arbetstagar 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 befodringsbeslut. 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 ser arbetsgivaren detta som ett tecken på stabilitet och en större arbetsinsats (se t ex Bielby och Baron 1986).

### *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 och England 2001; Waldfogel 1998 [USA]; Joshi m fl 1999 [Storbritannien]; Albrecht m fl 1999 [Sverige]). Man har funnit en motsvarande negativ effekt av föräldraskap på kvinnors chanser att nå chefsposi-

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



Källa: Bygren och Gähler (2007b).

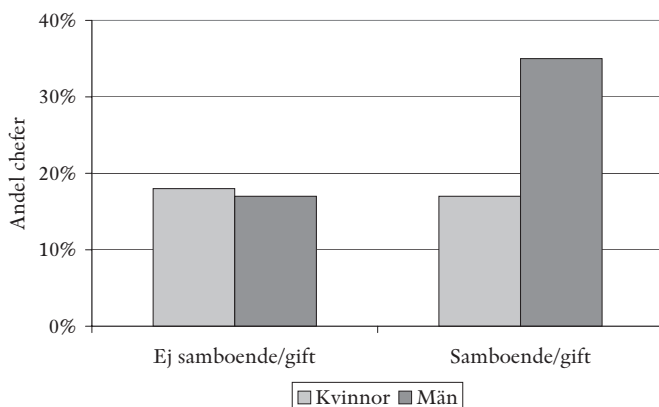
tioner i Sverige (Hultin 1998), Storbritannien (Wyatt och Langridge 1996) och USA (Wolf och Fligstein 1979). Senare amerikanska studier har dock inte kunnat koppla föräldraskap till skillnader i att ha arbetsledande positioner mellan män och kvinnor (se Hopcroft 1996; Huffman och Cohen 2004; Mitra 2003).

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.

#### *Sammanboende och könsgapet i att ha underställda*<sup>4</sup>

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 stu-

<sup>4</sup> Sammanboende refererar till både gifta och samboende.



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

Källa: Bygren och Gähler (2007b).

dier 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.<sup>5</sup>

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 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.

### Multivariat regressionsanalys

Så här långt har vi bara redovisat de bivariata sambanden mellan sannolikheten att vara chef å den ena sidan och föräldraskap respektive civilstånd å den andra sidan. Står sig dessa samband 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 och en baserad på paneldata, dvs då individer följs över tid (se Bygren och Gähler 2007a för de fullständiga modellerna).<sup>6</sup> Staplarna i figuren visar på

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

<sup>6</sup> 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.

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, dvs om man 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).<sup>7</sup>

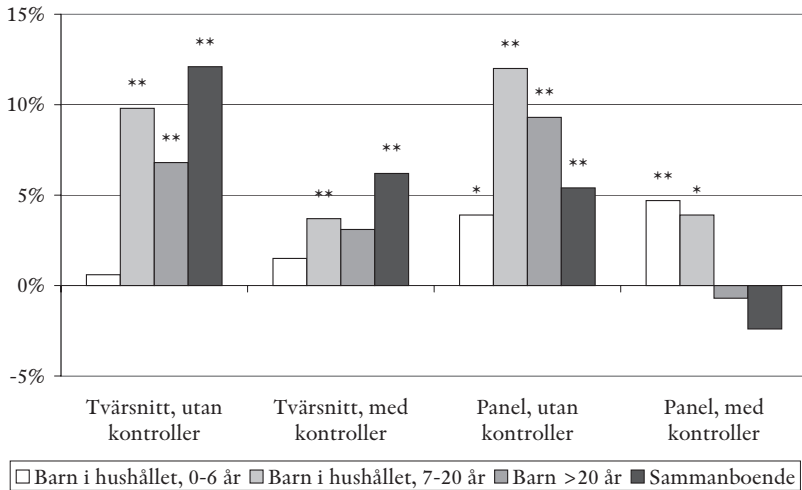
Staplarna för ”tvärsnitt, utan kontroller” visar i huvudsak de beskrivande samband som redovisats ovan. Följaktligen framgår att kvinnor som har (haft) barn boende hos sig och är sammanboende inte skiljer sig från barnlösa och ensamstående kvinnor i auktoritet på arbetsplatsen. För män finns det däremot 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 långt ifrån 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 för män 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 och Gähler 2007a).

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 i framför allt 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, dvs 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 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

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





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

\*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$  att erhålla det aktuella värdet givet att värdet i populationen är noll (t-test).

Källa: Bygren och Gähler (2007b).

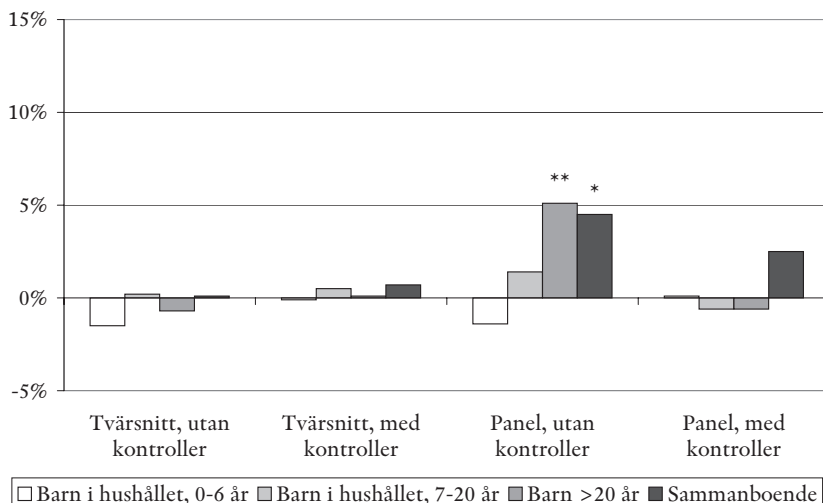
vi hålla kontroll på omäta egenskaper hos individen som inte förändras över den period observationerna görs och därmed rensa bort de selektions-effekter som har att göra med sådana egenskaper. Vad man bör komma ihåg är att *fixed effects*-modeller endast baseras på inom-individuell variation för att 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.<sup>8</sup>

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, dvs 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 i 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 detta samband; 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.

I panelanalysen kan vi notera att det finns ett positivt samband mel-

<sup>8</sup> 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 6  
 Familjeförhållandens  
 betydelse för sannolikheten att ha underställda, kvinnor (hela perioden 1968–2000)



\*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$  att erhålla det aktuella värdet givet att värdet i populationen är noll (t-test).

Källa: Bygren och Gähler (2007b).

lan 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.<sup>9</sup>

Panelanalyserna tyder alltså på att män ökar sina chanser 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 att hamna i chefspositioner har vissa icke-observerade egenskaper som gör att de också

<sup>9</sup> 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 t ex en följd av att faderskapet signalerar ansvarstagande till arbetsgivaren. Å andra sidan kan det emellertid vara så att män väljer att bilda familj som en följd av att de blivit chefer.

har större sannolikhet 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.

### 3. Sammanfattande diskussion

I den här uppsatsen undersöker vi två (sällan studerade) frågor kring kvinnors underrepresentation på chefspositioner. Den första frågan är: hur har gapet 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.<sup>10</sup> 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-årsaldern för att därefter avta. Kvinnor har samma chans till en chefsposition som män mellan 20 och 30 år. Därefter ökar inte möjligheterna till befordran för kvinnor utan ligger kvar på ungefär samma nivå yrkeslivet ut. Könsgapet i auktoritet uppstår alltså i 30-årsaldern, 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.<sup>11</sup> 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 och Petersen 2006 för en liknande slutsats). Resultat från våra analyser av tvärsnittsdata visar att det finns såväl en manlig ”äktenskapspremie” som en ”faderskapspremie”.

<sup>10</sup> Man kan notera att utvecklingen för könsgapet i auktoritet uppvisar stora likheter med utvecklingen för könslönegapet (Edin och Richardson 2002; le Grand m fl 2001).

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

Resultaten från våra panelanalyser tyder emellertid på att männens "äktenskapspremie" till stor del beror på en selektionseffekt, dvs att män med egenskaper som gör dem till chefer också är mer benägna att bo ihop med en partner. Faderns premien kvarstår dock. Föräldraskap påverkar inte kvinnors chanser att uppnå en arbetsledande position medan det påtagligt förbättrar männens chanser. Könsgapet i auktoritet, som uppträder först när män och kvinnor blir föräldrar, kan hänföras till faders förbättrade möjligheter på arbetsmarknaden snarare än mödrars 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 fullodig 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 och 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 och C Roman (1997), *Hemmet, barnen och makten. Förhandlingar om arbete och pengar i familjen*, SOU 1997:139, Arbetsmarknadsdepartementet, Fritzes, Stockholm.
- 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*, vol 34, s 294-311.
- Baxter, J och E O Wright (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*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Bielby, WT och J N Baron (1986), "Men and Women at Work: Sex Segregation and Statistical Discrimination", *American Journal of Sociology*, vol 91, s 759-799.
- Budig, MJ och P England (2001), "The Wage Penalty for Motherhood", *American Sociological Review*, vol 66, s 204-225.
- Bygren, M och M Gähler (2007a), "The Gender Gap in Workplace Authority in Sweden 1968-2000 - A Family Affair?", IFAU Working Paper 2007:28, Uppsala.
- Bygren, M och M Gähler (2007b), "Kvinnors underrepresentation på chefspositioner - en familjeangelägenhet?", IFAU Rapport 2007:25, Uppsala.

- Cohen, L E, J P Broschak och H A Haveman (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, P N och M L Huffman (2007), "Working for the Woman? Female Managers and the Gender Wage Gap", *American Sociological Review*, vol 72, s 681-704.
- Edin, P-A och K Richardson (2002), "Swimming with the Tide: Solidary Wage Policy and the Gender Earnings Gap", *Scandinavian Journal of Economics*, vol 104, s 49-67.
- England, P, M S Herbert, B S Kilbourne, L L Reid och L M Megdal (1994), "The Gendered Valuation of Occupations and Skills - Earnings in 1980 Census Occupations", *Social Forces*, vol 73, s 65-99.
- Flood, L och U Gråsjö (1997), "Tid för barn, tid för arbete. En undersökning av svenska hushålls tidsanvändning", i Ahrne, G och I Persson (red), *Familj, makt och jämställdhet*, SOU 1997:138, Fritzes, Stockholm.
- le Grand, C, R Szulkin och M Tåhlin (2001), "Lönestrukturens förändring i Sverige", i Fritzell J, M Gähler och O Lundberg (red), *Välfärd och arbete i arbetslöshetens årtionde*, Kommittén Välfärdsbokslut, SOU 2001:53, Fritzes, Stockholm.
- Gähler, M (2004), "Levnadsnivåundersökningen", i Bygren, M, M Gähler och M Nerme (red), *Familj och arbete - vardagsliv i förändring*, SNS Förlag, Stockholm.
- Halaby, C N och D L Weaklim (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, R L (1996), "The Authority Attainment of Women: Competitive Sector Effects", *American Journal of Economics and Sociology*, vol 55, s 163-184.
- Huffman, M L och P N Cohen (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 och R Szulkin (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 och I Persson (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, J A (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, P Paci och J Waldfogel (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 arbetsituation när de får barn?", IFAU Rapport 2007:9, Uppsala
- Kraus, V och Y P Yonay (2000), "The Effect of Occupational Sex Composition on the Gender Gap in Workplace Authority", *Social Science Research*, vol 29, s 583-605.
- Mandel, H och M Semyonov (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 och B Reskin (1993), "Authority Hierarchies at Work: The Impacts of Race and Sex", *Gender and Society*, vol 7, s 487-506.
- Meyersson Milgrom, E och T Petersen (2006), "The Glass Ceiling in the United States and Sweden: Lessons from the Family-Friendly Corner of the World 1970 to 1990", i Blau, F D, M C Brinton och D B Grusky (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, C W, S Kuruvilla och R D Iverson (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, D C (2004), "What Do Social Scientists Know about the Benefits of Marriage? A Review of Quantitative Methodologies", IZA Discussion Paper 998, Bonn.
- Richardson, K (2000), "The Evolution of the Marriage Premium in the Swedish Labor Market 1968-1991", IFAU Working Paper 2000:5, Uppsala.

Rosenfeld, R A, M E van Buren och A Kalleberg (1998), "Gender Differences in Supervisory Authority: Variation among Advanced Industrialized Democracies", *Social Science Research*, vol 27, s 23-49.

Smith, R A (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 och C Hakim (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, W C och N D Fligstein (1979), "Sex and Authority in the Workplace: The Causes of Sexual Inequality", *American Sociological Review*, vol 44, s 235-252.

Wright, E O, J Baxter och G E Birkelund (1995), "The Gender Gap in Workplace Authority: A Cross-National Study", *American Sociological Review*, vol 60, s 407-435.

Wyatt, S och C Langridge (1996), "Getting to the Top in the National Health Service", i Ledwith, S och F Colgan (red), *Women in Organisations – Challenging Gender Politics*, Macmillan Business, London.