

Chefernas kön och de anställdas lön

– en studie av könsdiskriminering på svenska arbetsplatser

6

MIA HULTIN & RYSZARD SZULKIN

6.1 Inledning

En central fråga inom samhällsforskningen är hur de processer som styr tillgången till eftertraktade positioner och belöningar i arbetslivet är beskaffade och varför de resulterar i en ojämlig resursfördelning mellan olika grupper av individer. Ett grundläggande antagande i diskrimineringsteorier är att kön är av stor vikt för hur anställda behandlas och belönas på arbetsmarknaden. En brist i diskrimineringsforskningen är dock att mekanismerna bakom könslöneskillnaderna ofta diskuteras i relativt vaga termer och att de processer som potentiellt leder till diskriminering sällan underkastas empirisk analys.

I detta kapitel föreslår vi och genomför ett enkelt test av diskrimineringsansatsen. Om man ser löneskillnader mellan män och kvinnor som ett resultat av diskriminering är det rimligt att anta att arbetsgivare och andra beslutsfattare inom organisationer aktivt deltar i denna process. Utifrån ett sådant perspektiv torde könssammansättningen bland de individer som har inflytande över lönesättningen på arbetsplatserna vara av centralt intresse. Sannolikheten för att kvinnor i beslutsfattande positioner använder sin makt för att utestänga andra kvinnor från rättvisa belöningar torde rimligen vara lägre än sannolikheten för att manliga beslutsfattare gör det. På de arbetsställen där den kvinnliga representationen bland cheferna är hög kan man förvänta sig att diskriminerande behandling av kvinnor är relativt sällsynt och att kvinnors kvalifikationer och arbeten inte systematiskt underskattas och undervärderas. I detta kapitel analyserar vi om och på vilket sätt mäns respektive kvinnors löner påverkas av könssammansättningen bland cheferna på arbetsplatserna.

I de diskrimineringsteorier som diskuteras i detta kapitel betraktas arbetsorganisationer som arenor där sociala konflikter utspelas mellan beslutsfattare och arbetstagare likväl som mellan olika grupper av

arbetstagare (Acker, 1987; Baron, 1991; Kalleberg m.fl., 1981; Tomaskovic-Devey, 1993). Fördelningen av belöningar är en process där konfliktfyllda intressen manifesteras varvid belöningsstrukturen till viss del återspeglar den relativa makt som olika grupper inom organisationen besitter. Det är knappast givet längs vilka linjer dessa konflikter utspelar sig och vilka grupper som uppnår större eller mindre framgång i konflikterna. Hur förvärvade egenskaper som formell utbildning och arbetslivserfarenhet värderas och belönas kan exempelvis variera mellan olika arbetsplatser. Enligt diskriminerings teorin är tillskrivna egenskaper som kön och etnicitet av central betydelse för hur fördelningen av knappa resurser i arbetslivet är utformad. Enligt det organisationsbaserade konfliktperspektivet kan diskriminering ses som ett resultat av en *aktiv* process som styrs av individer som har både kapacitet och motivation att diskriminera andra individer inom organisationen.

Den empiriska forskning som utförts i syfte att analysera könslönediskriminering har i huvudsak inriktats på att dokumentera existensen och omfattningen av diskriminering, medan antalet studier av de processer som kan tänkas generera diskriminering i arbetsorganisationer är mycket litet (se Marini, 1989). Tidigare studier av könslöneskillnader utgår oftast ifrån data om individer och deras jobb medan undersökningar som omfattar uppgifter såväl om individuella anställda som om deras arbetsplatser och arbetsgivare är mycket sällsynta. Detta kan vara en viktig förklaring till varför diskrimineringsprocesser hittills inte har studerats utifrån det perspektiv som föreslås och analyseras i detta kapitel. Även om vi inte kommer att kunna direkt fastställa vikten av olika typer av diskriminering tror vi oss kunna dra slutsatser beträffande huruvida könsskillnader i inflytande över arbetsorganisationer kan vara en viktig mekanism i diskrimineringsprocessen. I analyserna söker vi besvara frågan om kvinnors löner är lägre på arbetsplatser där relativt många av cheferna är män än på arbetsplatser där relativt många av cheferna är kvinnor. I den utsträckning könssammansättningen bland beslutsfattarna på arbetsplatserna är relaterad till existensen av olikartade belöningar för kvinnor och män med liknande produktivetsrelaterade egenskaper, får idén om diskriminering som en aktiv process empiriskt stöd. Analyserna i detta kapitel baseras på individdata från Levnadsnivåundersökningen 1991 och på arbetsplatsdata från Arbetsplatsundersökningen 1991.¹

¹ Liknande data har samlats in i USA och Norge (se Kalleberg 1994), men såvitt vi vet föreligger inga studier med en frågeställning av det slag vi presenterar här. För en utförligare beskrivning av Levnadsnivåundersökningen och Arbetsplatsundersökningen, se Fritzell och Lundberg (1994) respektive le Grand m.fl. (1994).

6.2 Könnsdiskriminering på arbetsmarknaden

I litteraturen om diskriminering på arbetsmarknaden kan man i huvudsak urskilja tre olika typer av diskriminering som har relevans för könslönegapet. Dessa är allokeringsdiskriminering, värdediskriminering och direkt diskriminering (se England, 1992; Petersen och Morgan, 1995; Tomaskovic-Devey, 1995; Treiman och Hartmann, 1981).

Med allokeringsdiskriminering avses att kvinnor i förhållande till män med liknande kvalifikationer har begränsad tillgång till högre positioner inom arbetsorganisationer såväl vid anställningstillfället som vad gäller beföringsmöjligheter. Denna typ av diskriminering resulterar i att kvinnor tenderar att vara anställda i yrken, i jobb och på arbetsställen där lönenivåerna är relativt låga.² Allokeringsdiskriminering är av mindre relevans i detta kapitel eftersom vi i analyserna fokuserar på könsdifferentierade utfall av lönesättningsprocesser som inträffar då individer redan allokerats till olika positioner inom arbetsorganisationerna.

Värdediskriminering kan sägas existera när jobb som innehas framför allt av kvinnor betalas mindre än jobb med liknande värde eller arbetsinnehåll, men som innehas framför allt av män (England, 1992; England och Farkas, 1986; Tomaskovic-Devey, 1995).³ Värdediskriminering är således riktad mot jobb och inte mot individer, vilket innebär att även män i traditionella kvinnojobb kan erhålla relativt låga löner till följd av en nedvärdering av typiskt kvinnliga arbetsuppgifter. Det finns ett flertal studier som visar att yrken där många av de anställda är kvinnor är lägre betalda än andra yrken med jämförbart arbetsinnehåll och att de lägre belöningarna ofta gäller både män och kvinnor i kvinnodominerade yrken (Baron och Newman, 1989; England, 1992; England m.fl., 1988; 1994, le Grands kapitel i denna volym; Kilbourne m.fl., 1994; Löfström, 1993; Tomaskovic-Devey, 1993; Tomaskovic-Devey m.fl., 1996).

Direkt diskriminering existerar i den mån kvinnor betalas mindre än män i samma yrke på samma arbetsplats. Denna typ av diskriminering är alltså riktad direkt mot individer och återspeglas i könslönneskillnader inom jobb. Den forskning som utförts inom detta område pekar på att direkt diskriminering spelar en relativt begränsad roll

² En arbetsmarknad där kvinnor och män delvis arbetar i olika yrken behöver givetvis inte vara ett resultat av diskriminering. Könssammansättningen inom yrken och arbetsmarknadssegment påverkas exempelvis i hög grad av individers tidigare könsbundna val av utbildningsinriktningar.

³ Ett arbetes värde avser i detta sammanhang aspekter av arbetsinnehållet med relevans för lönesättningen, som exempelvis kvalifikationskrav och ansvar.

som förklaring till löneskillnader mellan män och kvinnor (se exempelvis Petersen och Morgan, 1995).

Processer på arbetsplatsen och könslöneskillnader

Som redan nämnts finns, oss veterligen, inga systematiska undersökningar baserade på riksrepresentativa datamaterial som utgår ifrån att diskriminering kan ses som ett resultat av handlande hos olika aktörer inom arbetsorganisationerna. Analyser av diskriminering på arbetsmarknaden tycks på det hela taget bortse från att beslutsfattare i organisationer kan spela en mycket viktig roll vid fördelningen av arbetsbelöningar (se Baron, 1991). Det finns dock viss empirisk forskning som tyder på att arbetsplatser där relativt många av cheferna är kvinnor uppvisar snabbare könsintegrering än andra liknande organisationer där relativt många av cheferna är män (Baron, 1991; 1994; Baron m.fl., 1991). Vidare refererar Bielby och Baron (1986, se även Baron, 1994) ett flertal exempel från USA där arbetsgivare och andra beslutsfattare menar att könsrollsstereotyper kan ha visst inflytande på hur belöningsystemen är utformade. Vissa forskare betonar också att könsojämlikheter i lönesättningsprocessen kan bli institutionaliserade och inbyggda i administrativa regler och procedurer på arbetsplatserna. Allt detta pekar i riktning mot att forskningen om könslöneskillnader bör ägna större uppmärksamhet åt organisationers beslutsfattare eftersom dessa i hög grad har direkt inflytande över lönesättningsprocessen (se Baron, 1991; Marini, 1989).

Inom ramarna för ett perspektiv där diskriminering ses som en aktiv process i vilken maktstrukturen inom organisationen återspeglas i fördelningen av belöningar mellan olika individer och kategorier av anställda kan vi i huvudsak urskilja två grunder till varför orättfärdiga könslöneskillnader existerar. Båda dessa förklaringar kan kopplas till motivationen och förmågan hos beslutsfattare att diskriminera och båda kan antas vara mer tillämpliga på manliga än på kvinnliga chefers handlande. Den första förklaringen innebär att diskriminering mot kvinnor i arbetsorganisationen är en högst avsiktlig strategi som har till syfte att bevara mäns fördelar vid fördelningen av arbetsbelöningar. Utifrån den andra förklaringen kan diskriminering istället ses som ett mindre avsiktligt utfall av att chefer agerar och fattar beslut utifrån könsrollsstereotyper vid bedömningen av individuella anställdas arbetsprestationer och vid värdering av olika yrkeskategoriers betydelse för arbetsorganisationen. Båda dessa förklaringar kommer att diskuteras närmare nedan.

Arbetsorganisationer som arenor för maktkamp

En viktig utgångspunkt i den feministiska litteraturen är att könslönediskriminering kan ses som en avsiktlig strategi hos manliga beslutsfattare. Reskin (1988) hävdar exempelvis att den grundläggande mekanismen bakom orättfärdiga könslöneskillnader är mäns vilja att bevara sina fördelar inom arbetsorganisationer. Män har inte bara önskan och incitament att bevara sina fördelar, utan äger också förmågan att upprätthålla dessa. Diskriminering bygger enligt detta resonemang på att organisatorisk makt kan användas för att utforma regler och procedurer så att de tjänar syftet att fördela resurserna till fördel för den egna gruppen. Den manliga dominansen bland beslutsfattarna i arbetsorganisationen torde vara en mycket viktig maktresurs för bevarandet av mäns privilegier vid fördelningen av belöningar.

Ett resonemang som liknar det som Reskin för återfinns i den modell som beskriver monopoldiskriminering (Hartmann, 1976). I modellen antas att män – arbetstagare likväl som arbetsgivare – inom organisationen samarbetar i syfte att göra män som grupp starkare på bekostnad av kvinnor som grupp. Dock tycks det i denna modell saknas systematiska resonemang om hur en sådan konspiration skapas och vidmakthålls genom faktiskt individuellt handlande. Enligt ett mer sociologiskt perspektiv kan olika gruppers makt inom organisationer istället beskrivas i termer av deras relativa tillgång till olika former av sociala nätverk. Vissa av nätverksansatsens forskningsresultat framstår som särskilt betydelsefulla i detta sammanhang. För det första har det visats att sociala nätverk är av vikt för individuell framgång i arbetslivet och därmed bidrar till att skapa ojämlikhet i belöningar.⁴ För det andra förefaller män ha mer utvecklade sociala nätverk (vid sidan av familjekontakter) än vad kvinnor har (Marsden, 1987). Detta gäller inte minst kontakter med arbetskamrater (Fischer och Oliker, 1983). För det tredje har det i nätverksforskningen framkommit att likhet – i termer av exempelvis kön och etnicitet – underlättar interaktion i nätverk (Rogers och Kincaid, 1981). Såväl män som kvinnor tenderar att interagera inom könssegregerade nätverk på arbetsplatserna (Brass, 1985). Vidare finns det forskning som tyder på att överordnade inom en arbetsorganisation tenderar att uppfatta könsolikhet hos sina underordnade som effektivitetssänkande och som en försvårande omständighet vid skapandet av interpersonella relationer med de underställda (Tsui och O'Reilly, 1989).

⁴ Se Burt (1995) för en analys av hur tillgången till strategiska nätverk påverkar upptrörligheten bland chefer på lägre nivåer i ett amerikanskt högteknologiskt företag.

Det tycks sålunda rimligt att anta att män har större möjligheter än kvinnor att dra nytta av olika resurser genom att aktivera sina sociala nätverk på arbetsplatser där den manliga dominansen bland beslutsfattarna är stark. I den utsträckning manliga chefers sociala avstånd till manliga underordnade är kortare än avståndet till kvinnliga underordnade, torde kvinnliga anställda generellt sett bli förfördelade i lönesättningsprocessen vid arbetsplatser där den hierarkiska strukturen domineras av män. Enligt detta resonemang är sociala nätverk könsspecifika i så måtto att män både som individer och som representanter för en grupp – exempelvis ett manligt dominerat yrke – har lättare att vinna gehör för sina argument och sina anspråk i ett manligt dominerat nätverk. På motsvarande sätt kan man förvänta sig att kvinnliga anställda har lättare att bli relativt väl belönade för sin kompetens och sina bidrag till produktiviteten på arbetsplatser där relativt många av cheferna är kvinnor.

Arbetsorganisationer som arenor för bevarande och institutionalisering av könsrollsstereotyper

Vid sidan av att diskutera diskriminering i termer av medvetna utestängningsstrategier kan man även betona vikten av handlande utifrån fördomar och könsrollsstereotyper i diskrimineringsprocesser. Ett flertal studier har visat att jobb som uppfattas som kvinnojobb är relativt dåligt betalda och att varor och tjänster som producerats av män värderas högre än likvärdiga varor och tjänster som producerats av kvinnor (se Shepela och Viviano, 1984, för en genomgång av litteraturen). Sådan systematisk nedvärdering av kvinnors arbete torde vara relativt sett mer framträdande i arbetsorganisationer där relativt många män finns i beslutsfattande positioner.

Baron (1991, 1994) hävdar att organisationers strukturer och procedurer är starkt påverkade av kulturella och socialpsykologiska fenomen som exempelvis stereotyper och generaliseringar om kvinnor. Det finns empiriskt stöd för att diskriminerande handlingsätt som var utbredda medan en organisation byggdes upp tenderar att bli institutionaliserade och sålunda fortsätter att inverka på beslut om hur positioner ska definieras, besättas och belönas i organisationen (Baron, 1991). Sådan strukturell tröghet kan få existerande könslöneskillnader som baseras på tillskrivna stereotyper att förefalla som något av en hävdvunnen lag och kan ha inflytande på belöningsstrukturen långt efter det att de initiala förhållandena förändrats (Doeringer och Piore, 1971). Det verkar rimligt att anta att manliga beslutsfattare generellt sett är mindre motiverade än kvinnliga beslutsfattare att agera för att upphäva sådan institutionaliserad diskriminering. Det har också visat sig i empiriska studier att

kvinnliga beslutsfattare är mer öppna än manliga beslutsfattare för olika påtryckningar för rättvisa anställningsförhållanden på arbetsplatserna (Baron, 1991). Sålunda kan ett resultat som indikerar att kvinnliga anställda har högre löner på arbetsplatser där det finns relativt många kvinnliga chefer tyda på att kvinnors arbete bedöms och belönas på ett mera korrekt och rättvist sätt i sådana organisationer.

Statistisk diskriminering som rationell strategi

Antagandet att manliga beslutsfattare är mer benägna och motiverade att diskriminera kvinnor än vad kvinnliga beslutsfattare är kan sägas få empiriskt stöd om vi i analyserna kan finna att kvinnors löner påverkas negativt av att det finns en manlig dominans i arbetsorganisationernas maktstrukturer. Även om ingen sådan effekt kan påvisas återstår emellertid, som många tidigare studier har visat, ett gap mellan mäns och kvinnors löner som bör förklaras. I detta sammanhang kan statistisk diskriminering tjäna som en relevant teoretisk ram. Teorin om statistisk diskriminering har tillämpats framför allt i samband med könsdifferentierade allokerings- och sorteringsprocesser på arbetsmarknaden, det vill säga i sammanhang som gäller beslut om anställning och befordran av kvinnor respektive män. Enligt förespråkare för detta perspektiv behandlar arbetsgivare män och kvinnor olika utifrån antagandet att kvinnor över lag är mindre produktiva, mindre arbetsbenägna och mindre stabila än vad män är (Phelps, 1972). I den mån kvinnor som grupp verkligen uppvisar mer av de egenskaper som arbetsgivare betraktar som icke önskvärda kan statistisk diskriminering sägas vara en rationell strategi. Genom att generellt diskriminera kvinnor vid anställning och befordran erhåller arbetsgivare en arbetsstyrka som i genomsnitt är mer produktiv än om diskriminering inte förekom. Detta drabbar givetvis vissa kvinnor på ett orättfärdigt sätt, eftersom mäns och kvinnors arbetsrelaterade egenskaper i mycket hög grad överlappar varandra (England och Farkas, 1986). Att använda sig av lätt igenkännbar tillskriven karakteristik som kön i beslutsfattande om individer kan dock ses som ekonomiskt effektivt då det i regel är både kostsamt och svårt för arbetsgivaren att införskaffa rättvisande information om varje individs potentiella produktivitet.

Statistisk diskriminering kan även vara av relevans i diskussioner om könsdifferentierade utfall av lönesättningsprocessen. Eftersom anställdas aktuella och potentiella produktivitet aldrig är helt och hållet känd för arbetsgivaren kan antagna könsskillnader i produktivitet användas som ett resursbesparande hjälpmedel i fastställandet av

adekvata belöningar för de anställda. Dessutom kan lön ses inte bara som belöning för den anställdes produktivitet, utan även som en viktig del i arbetsorganisationens incitamentssystem i det att lön är ett centralt instrument för genererandet av motivation, engagemang och ansträngning bland de anställda (Akerlof, 1982). Sålunda kan de anställdas nuvarande löner delvis betraktas som ett uttryck för arbetsgivares och andra beslutsfattares bedömning av de anställdas framtida prestationer inom organisationen. I detta sammanhang kan det förefalla rationellt för såväl kvinnliga som manliga beslutsfattare att investera relativt sett mindre för att generera motivation hos kvinnliga anställda om dessa kan antas vara mindre stabil och pålitlig arbetskraft än manliga anställda.⁵ Statistisk diskriminering vilar således på rationella överväganden om vilka handlingssätt som är gynnsamma för organisationens produktivitet och torde därför kunna tillämpas av såväl kvinnliga som manliga beslutsfattare.

6.3 Analytiskt tillvägagångssätt

Den empiriska frågan som ställs i detta kapitel är huruvida anställdas löner påverkas av könssammansättningen bland beslutsfattarna inom arbetsorganisationerna. I syfte att studera förekomsten av diskrimineringsprocesser på arbetsplatserna utförs ett antal multivariata regressionsanalyser där logaritmen av bruttotimlön används som beroende variabel. Analyserna utförs separat för män och kvinnor och resultaten redovisas dels för samtliga organisationer i urvalet, dels separat för privat och offentlig sektor. Anledningen till varför vi vill skilja mellan anställda i privat och offentlig sektor är att tidigare forskning visat att könslöneskillnaderna är mer artikulera i den privata sektorn (se exempelvis Andersen och Tomaskovic-Devey, 1995).

I de analyser där effekten av maktstrukturens könssammansättning på de anställdas löner studeras kontrolleras även för tre block av andra faktorer som kan inverka på lönespridningen. För det första inkluderas ett antal standardmått på de anställdas individuella

⁵ Det kan givetvis finnas andra förklaringar vid sidan av statistisk diskriminering till ett uppvisat nollsamband mellan löner och könssammansättningen i arbetsorganisationers maktstruktur. En sådan förklaring erbjuds inom ramarna för den så kallade monopson-modellen. En monopsonistisk arbetsgivare kan betala kvinnor mindre än män om det föreligger mindre konkurrens om kvinnlig än om manlig arbetskraft (se Burstein 1994, England 1984). En annan förklaring till ett nollsamband kan föreslås utifrån en mer radikal feministisk modell i vilken det postuleras en särskilt försåtlig typ av diskriminering, nämligen att patriarkala strukturer har lyckats skapa förtryckare även av kvinnor i beslutsfattande positioner. En sådan typ av förklaring är såvitt vi kan se emellertid praktiskt taget omöjlig att tillbakavisa på empiriska grunder.

kvalifikationer. I detta block ingår de anställdas arbetslivserfarenhet, anställningstid hos nuvarande arbetsgivare samt antal utbildningsår. För det andra kontrollerar vi för att män och kvinnor kan ha ojämlig tillgång till olika arbetsplatser, yrken och positioner på arbetsmarknaden. De indikatorer som ingår i detta block är andel kvinnor på arbetsplatsen och i yrket, arbetets kvalifikationsgrad samt arbetsledaransvar. Slutligen inkluderas ett mått på organisatoriska resurser i termer av genomsnittlig lönenivå på arbetsplatsen.⁶ Sålunda kan vi analysera effekten på löner av könssammansättningen bland cheferna på arbetsplatserna oberoende av de potentiella skillnader som råder mellan kvinnor och män vad gäller individuella kvalifikationer, allokering till yrken, arbetsplatser och jobb med olika kvalifikationer och ansvar samt organisationsresurser.⁷

De empiriska analyserna i detta kapitel baseras på antagandet att de som innehar beslutsfattande positioner på arbetsplatserna förfogar över makt över lönesättningsprocessen. Antagandet kan vara mer eller mindre korrekt beroende på om organisationen kännetecknas av lägre eller högre grad av flexibilitet vad gäller lönesättningen. Sambandet mellan andelen manliga chefer på arbetsplatsen och kvinnors löner torde vara särskilt påfallande i organisationer där beslut som rör lönerna är decentraliserade till chefer på nivåer under den högsta arbetsplatschefen. I syfte att studera huruvida detta antagande får stöd, utförs även separata analyser för organisationer där denna typ av decentralisering tillämpas.

6.4 Data

De empiriska analyserna i detta kapitel grundas på två olika datamaterial. Informationen om individerna och deras arbeten hämtas från 1991 års Levnadsnivåundersökning (LNU91). Urvalet för LNU91 består av ungefär 6 000 individer representativa för svenskar mellan 18 och 75 år. Svarefrekvensen för LNU91 var 79 procent. Ungefär

⁶ Innebörden av den statistiska teknik som används är att variationen i den beroende variabeln (den naturliga logaritmen av lön) återförs på olika oberoende variabler (prediktorer) varvid estimat erhålls på effekten av var och en av prediktorerna givet en viss nivå på (konstanthållet för) alla andra oberoende variabler. Analysen ger också besked om det totala förklaringsvärdet av modellen (R^2).

⁷ Att inkludera organisationsresurser och andelen kvinnliga anställda på arbetsplatsen respektive i yrket i en analys där könslönegapet studeras i en gemensam modell för män och kvinnor är en naturlig strategi då man vill ta i beaktande skillnader i mäns och kvinnors allokering till fördelaktiga positioner i arbetslivet. Anledningen till att dessa indikatorer inkluderas även när mäns och kvinnors löner analyseras i separata modeller är att också allokeringen av manliga och kvinnliga chefer varierar med organisationsresurser och med könssammansättningen generellt i organisationer och yrken.

3 500 av de undersökta individerna hade lön från anställning vid undersökningstillfället.

Det andra datamaterialet utgörs av Arbetsplatsundersökningen 1991 (APU91), vilken inkluderar 2 135 arbetsorganisationer med minst tio anställda. Detta datamaterial är kopplat till LNU91 genom att det innehåller uppgifter för de arbetsplatser vid vilka respondenterna i LNU91 var anställda. I APU91 intervjuades representanter för arbetsplatsledningen om bland annat organisationsstruktur, personalpolitik, belönings- och befordringssystem och personalutbildning. Svarefrekvensen för APU91 var 93 procent och användbar information erhöles från 1988 arbetsplatser. Sålunda är APU91 källan till de uppgifter på organisationsnivå som används i analyserna i denna uppsats.⁸

Den centrala variabeln i detta kapitel är individers löner varför individen och inte organisationen är observationsenhet i de empiriska analyserna. Eftersom vissa av de större arbetsplatserna har fler än en respondent från LNU91 anställda, är det totala antalet observationer något större än antalet arbetsplatser.⁹ (För en beskrivning av variabelkonstruktioner, se Bilaga 1.)

6.5 Empiriska resultat

Det empiriska avsnittet av detta kapitel inleds med en kortare beskrivning av de oberoende variablerna i uppsatsen. Därefter följer en beskrivning av könssammansättningen bland cheferna på arbetsplatserna för olika sektorer och branscher på arbetsmarknaden. Sedan presenteras resultat från multivariata analyser där effekten av könssammansättningen bland cheferna på arbetsplatserna på mäns respektive kvinnors löner studeras.

⁸ Det kan vara värt att nämna att uppgifterna om andelarna manliga respektive kvinnliga chefer i APU91 har jämförts med könssammansättningen bland de respondenter som i LNU91 angivit att de har en eller flera underordnade. Denna jämförelse ger vid handen en hög reliabilitet hos den centrala oberoende variabeln i denna studie, i det att dessa jämförbara tal är i det närmaste identiska i APU91 och LNU91. Enligt APU91 är den genomsnittliga andelen kvinnliga chefer 31 procent. Av de respondenter i LNU91 som anger att de har en eller fler underordnade i arbetet är 32 procent kvinnor.

⁹ För 110 av arbetsplatserna i APU91 inkluderas två respondenter från LNU91 och för ytterligare 106 arbetsplatser inkluderas fler än två respondenter från LNU91. I samtliga analyser i denna uppsats har vi exkluderat de arbetsorganisationer för vilka informationen om andelen manliga respektive kvinnliga chefer inte är tillförlitlig, vilket har resulterat i att antalet individer i analyserna reducerats med cirka 200. Dessutom är en del av de oberoende variablerna behäftade med internt bortfall. Detta gäller framför allt variablerna genomsnittslön på arbetsplatsen och andel kvinnor i yrket. Antalet observationer i analyserna uppgår till följd av dessa reduktioner totalt till 1625 individer.

I Bilaga 2 presenteras en tabell där de oberoende variablerna beskrivs för män och kvinnor separat. Denna tabell ger vid handen att kvinnliga anställda 1991 tjänar ungefär 16 kronor mindre per timme än manliga anställda. Kvinnornas löner utgör således i genomsnitt ungefär 82 procent av männens. Denna ansenliga skillnad tycks inte stå i överensstämmelse med de relativt sett små skillnader som föreligger mellan män och kvinnor gällande deras individuella kvalifikationer. Män har förvisso nästan tre års längre arbetslivserfarenhet än vad kvinnor har, men skillnaderna mellan män och kvinnor vad gäller anställningstid hos nuvarande arbetsgivare samt antal år i formell utbildning är betydligt mindre. När man studerar hur män och kvinnor är allokerade till olika arbetsplatser, yrken och positioner framträder dock mycket kraftiga könsskillnader. Män tenderar att arbeta på arbetsplatser och i yrken där en stor majoritet av de anställda är män medan det omvända gäller för kvinnor. Vidare har män i genomsnitt tre gånger fler underordnade i arbetet än vad kvinnor har. Dessa resultat kan ses som tydliga återspeglings av att den svenska arbetsmarknaden är mycket starkt könssegregerad.

I tabell 6.1 redovisas könssammansättningen på chefsnivå dels för samtliga organisationer i urvalet, dels för privat och offentlig sektor separat. I analyserna urskiljs fem olika könssammansättningskategorier, nämligen organisationer med manlig, mansdominerad, balanserad, kvinnodominerad samt kvinnlig chefsbesättning. I en manlig respektive kvinnlig organisation är 100 procent av cheferna män respektive kvinnor och i en mansdominerad respektive kvinnodominerad organisation är mellan 71 och 99 procent av cheferna män respektive kvinnor. För att könssammansättningen ska betraktas som balanserad ska mellan 30 och 70 procent av cheferna vara antingen män eller kvinnor (se Tomaskovic-Devey m.fl., 1996, för en liknande indelning). I analyserna i tabell 6.1 används viktade data, vilket innebär att resultaten är representativa för svenska arbetsplatser med minst tio anställda.¹⁰ Som framgår av tabellen är den manliga dominansen bland cheferna på arbetsplatserna mycket stark. I 43 procent av organisationerna finns överhuvudtaget inga kvinnliga chefer. Ytterligare 15 procent har en mansdominerad chefsbesättning medan ungefär en fjärdedel av arbetsplatserna har en balanserad könssammansättning bland cheferna. I den privata sektorn är den

¹⁰ En viktvariabel korrigerar för det faktum att större organisationer på grund av urvalsmetoden har större sannolikhet än mindre organisationer att ingå i urvalet. Viktningen gör att betydelsen av små organisationer ökas något. Kvinnors representation bland cheferna är mindre i mindre organisationer, vilket gör att andelen kvinnliga chefer generellt sett är högre om beräkningarna baseras på oviktade data än om de baseras på viktade data.

manliga dominansen på chefsnivå särskilt framträdande. På nästan 60 procent av arbetsplatserna i den privata sektorn finns inga kvinnliga chefer alls, medan bara en knapp femtedel av de privata organisationerna har en könsbalanserad ledning. Bara på en av tjugo arbetsplatser inom den privata sektorn finns det antingen en kvinnlig dominans bland cheferna eller en uteslutande kvinnlig chefsbesättning. I den offentliga sektorn är kvinnors representation bland cheferna över lag större än i den privata sektorn. Mer än 35 procent av de offentliga arbetsplatserna har en chefspersonal som enbart eller framför allt består av kvinnor. Drygt en fjärdedel av de offentliga arbetsplatserna har en balanserad könsstruktur vad beträffar chefspositionerna.

Tabell 6.1 Könsammansättning bland cheferna på arbetsplatserna. Procent.

	Manlig a	Mansdom. b	Balanserad c	Kvinnodom. d	Kvinnlig e
Samtliga arbetsplatser	43	15	23	5	14
Privat sektor	58	19	19	2	3
Offentlig sektor	26	11	27	9	27

- a En manlig sammansättning bland cheferna innebär att 100 procent av cheferna är män.
- b En mansdominerad sammansättning bland cheferna innebär att mellan 71 och 99 procent av cheferna är män.
- c En balanserad sammansättning bland cheferna innebär att mellan 30 och 70 procent av cheferna är antingen kvinnor eller män.
- d En kvinnodominerad sammansättning bland cheferna innebär att mellan 71 och 99 procent av cheferna är kvinnor.
- e En kvinnlig sammansättning bland cheferna innebär att 100 procent av cheferna är kvinnor.

I tabell 6.2 redovisas andelen kvinnliga chefer på arbetsplatser med uppdelning på arbetsplatsens branschtillhörighet.¹¹ Andelen kvinnliga chefer är högst inom vård och utbildning, vilket stämmer överens med resultaten i tabell 6.1 där det framgick att den kvinnliga representationen på chefsnivå är relativt stark i den offentliga sektorn. Inom verkstadsindustri, byggnadsindustri och övrig industri är den manliga dominansen på chefsnivån mycket stark såtillvida att mindre än en av tio chefer i dessa näringsgrenar är kvinnor. För övriga branscher (handel, transport, bank, offentlig förvaltning och övriga tjänster) gäller att könsammansättningen bland dem som innehar chefspositioner är mer balanserad. I dessa branscher är mellan var femte och var tredje arbetsledare kvinna.

¹¹ Även i denna analys redovisas viktade resultat. De arbetsställen för vilka uppgifterna om könsammansättningen bland cheferna var osäkra har exkluderats. Detta förfarande inverkar på resultaten för vårdsektorn, vilket gör att genomsnittandelen kvinnliga chefer i vården bör tolkas med försiktighet.

Tabell 6.2 *Genomsnittliga andelar kvinnliga chefer på arbetsplatser i olika näringsgrenar (procent).*

Verkstadsindustri	9
Byggnadsindustri	6
Övrig industri	7
Handel, hotell och restaurang	26
Transport, post och tele	18
Bank, försäkringar	22
Offentlig förvaltning	30
Vård, social omsorg	71
Utbildning	46
Övriga tjänster	35
Samtliga näringsgrenar	32

I tabell 6.3 studeras effekten av arbetsplatsernas könssammansättning på chefsnivå på kvinnors respektive mäns löner. Som nämnts ovan genomförs analyserna för samtliga organisationer i urvalet samt för den privata och den offentliga sektorn separat. Uppsättningen av oberoende variabler är densamma i samtliga analyser.¹²

Tabell 6.3 *Regressionsanalyser av logaritmerad timlön. Separata analyser för kvinnor och män. Ostandardiserade regressionskoefficienter.*

	Alla organisationer		Privat sektor		Offentlig sektor	
	Modell 1 K	Modell 2 M	Modell 3 K	Modell 4 M	Modell 5 K	Modell 6 M
Andel manliga chefer på arbetsplatsen	-0,115**	0,043	-0,145*	0,056	-0,096**	0,018
Arbetslivserfarenhet	0,013**	0,013**	0,014**	0,013**	0,011**	0,013**
Arbetslivserfarenhet ² /100	-0,024**	-0,020**	-0,027**	-0,020**	-0,019**	-0,022**
Anställningstid, nuv. arbetsgivare	0,002	0,001	0,002	-0,001	0,002	0,003*
Antal utbildningsår	0,014**	0,017**	0,011	0,018**	0,016**	0,019**
Uppläringstid i arbetet	0,022**	0,017**	0,026**	0,015*	0,019**	0,014
Utbildningskrav i arbetet	0,019**	0,026**	0,023**	0,028**	0,020**	0,024**
(ln) antal underställda	0,024**	0,065**	0,025	0,068**	0,024**	0,057**
Andel kvinnor på arb.pl.	-0,114**	0,049	-0,062	0,087	-0,161**	0,006
Andel kvinnor i yrket	-0,108**	-0,063	-0,117**	-0,016	-0,093*	-0,109*
Genomsnittl. lön på arb.pl.	0,083	0,347**	0,251**	0,466**	-0,091	0,084
Offentlig sektor	-0,016	-0,057**				
Justerat R ²	0,376	0,504	0,381	0,506	0,383	0,508
Antal	720	905	248	588	472	317

** Sannolikheten är större än 0,99 för att koefficienten är skild från 0.

* Sannolikheten är större än 0,95 för att koefficienten är skild från 0.

¹² Detta gäller med undantag för variabeln sektor som av naturliga skäl bara ingår i den analys där samtliga organisationer studeras.

När resultaten i tabell 6.3 diskuteras ligger betoningen på den centrala frågan i denna studie, nämligen huruvida idén om aktiv diskriminering får något empiriskt stöd. I modell 1 och modell 2 studeras samtliga organisationer i urvalet. Först undersöker vi effekterna av andelen manliga chefer på kvinnors löner (modell 1). Som framgår av modellen är förekomsten av manliga chefer på arbetsplatsen starkt negativt relaterad till kvinnors löner. Detta resultat gäller vid konstanthållning av en rad andra faktorer som kan inverka på lönespridningen. Den predicerade nettoeffekten på lön för en kvinna av att förflytta sig från en arbetsplats med bara manliga chefer till en arbetsplats med 50 procent kvinnliga chefer är en löneökning på 5,6 procent.¹³ Således kan effekten av könssammansättningen bland beslutsfattarna på arbetsplatserna betraktas som tämligen väsentlig för kvinnliga anställdas löner. I modell 2 studeras effekten av andelen manliga chefer på de manliga anställdas löner. Som framgår av denna analys tenderar mäns löner att vara något högre på arbetsplatser där relativt många av cheferna är män. Denna effekt är dock relativt svag och den är inte statistiskt säkerställd, varför effekten bör betraktas som oväsentlig. Så långt tyder således analysen på att könsfördelningen bland cheferna är av betydelse för kvinnors löner medan den tycks sakna betydelse för mäns löner.

Vad gäller effekterna på lön av de övriga variablerna som ingår i analysen i modell 1 och modell 2 ligger resultaten i huvudsak i linje med dem som förväntats utifrån tidigare forskning om lönesättningsprocesser och könslöneskillnader. De tydligaste könsskillnaderna som framträder i analyserna är för det första att manliga anställda tycks erhålla klart större löneavkastning av att inneha arbetsledaransvar och för det andra att höga genomsnittliga lönenivåer i organisationer har betydligt större positiva effekter för mäns än för kvinnors löner. Vidare är lönerna relativt låga för kvinnor som arbetar i yrken och på arbetsplatser där relativt många av de anställda är kvinnor. Dessutom kan man konstatera att en avsevärd andel av lönevariationen förklaras av de oberoende variabler som ingår i modellerna. I analysen av kvinnors löner förklarar de estimerade modellerna 38 procent av lönevariationen och i analysen av männens löner förklarar de 50 procent.¹⁴

¹³ Det bör noteras att vi inte predicerar löner utanför den faktiska variationsvidden hos den centrala oberoende variabeln. Det finns organisationer med såväl noll som hundra procent manliga chefer.

¹⁴ Resultaten påverkas inte nämnvärt då variabler som arbetsplatsstorlek, kontrollspännvidd (det vill säga antalet underordnade per chef), arbetstid och branschtillhörighet inkluderas i analyserna.

I modell 3 och modell 4 i tabell 6.3 analyseras de organisationer i urvalet som tillhör den privata sektorn på arbetsmarknaden. Som framgår av modell 3 är den negativa effekten av en manlig dominans i organisationernas maktstruktur på kvinnors löner tydlig. Analysen ger vid handen att en kvinna som förflyttar sig från en privat arbetsplats där samtliga chefer är män till en privat arbetsplats där hälften av cheferna är kvinnor i genomsnitt skulle öka sin lön med sju procent. Vad gäller männens löner finner vi återigen i analysen (modell 4) en svag positiv, dock icke signifikant, inverkan av andelen manliga chefer i organisationen. Slutsatsen från analyserna i modell 3 och modell 4 blir således att könsfördelningen bland cheferna i den privata sektorn framför allt har betydelse för kvinnliga anställdas löner.

I modell 5 och modell 6 i tabell 6.3 redovisas slutligen resultaten från analyser av anställda inom organisationer som tillhör den offentliga sektorn. Modellspecifikationerna är identiska med de som tillämpades vid analyserna av den privata sektorn. Analysens resultat ger återigen stöd åt idén att kvinnliga anställdas löner påverkas av könsammansättningen bland dem som innehar arbetsledande befattningar. Även i den offentliga sektorn är kvinnors löner lägre om de arbetar i organisationer där relativt många av cheferna är män. Effekten av könsammansättningen bland cheferna är dock mindre för kvinnor i offentlig än för kvinnor i privat sektor. En beräkning av den skattade nettoeffekten för en kvinna av att förflytta sig från en offentlig arbetsplats där samtliga chefer är män till en offentlig arbetsplats där hälften av cheferna är kvinnor är en löneökning på 4,7 procent.

Resultaten av ovanstående analyser tyder på att manliga och kvinnliga chefer i stort sett är överens vad gäller lönesättningen för män, men att de har olika uppfattningar vad gäller lönesättningen för kvinnor. Det starka negativa sambandet mellan andelen manliga chefer och kvinnliga anställdas löner kan i princip tolkas på två sätt. Antingen undervärderas kvinnliga anställda av manliga chefer eller så övervärderas kvinnliga anställda av kvinnliga chefer. Det från tidigare forskning välkända resultatet att det föreligger ett omfattande könslönegap till kvinnors nackdel när kvinnliga och manliga anställda med liknande kvalifikationer och arbetskrav jämförs tyder givetvis på att den första tolkningen är mera rimlig än den andra. Emellertid, för att testa om tolkningen att kvinnliga chefer övervärderar kvinnliga anställda har något fog för sig har vi genomfört ett antal analyser (resultat ej redovisade här) där könslönegapet studerats dels på arbetsplatser med en manlig dominans bland cheferna, dels på arbetsplatser där andelen kvinnliga chefer överstiger 50 procent. Den

empiriska manifestationen av tolkningen att kvinnliga chefer övervärderar kvinnliga anställda torde vara att kvinnor tjänar mer än män med liknande kvalifikationer och arbeten på arbetsplatser där kvinnor är i majoritet bland cheferna. Resultaten styrker emellertid inte denna tolkning. Könslönegapet (givet individ-, jobb- och organisationsegenskaper) är mycket stort på arbetsplatser med en manlig dominans i den hierarkiska maktstrukturen. På de arbetsplatser där kvinnor är i majoritet bland cheferna reduceras lönegapet mycket kraftigt, men vänder aldrig till kvinnors fördel. Detta gäller såväl när samtliga organisationer i urvalet studeras som när privat och offentlig sektor studeras separat. Dessa resultat ger således ett klart stöd åt antagandet att kvinnliga anställda har svårt att erhålla rättfärdiga belöningar för sin produktivitet och kompetens på de arbetsplatser där chefsstrukturen är mansdominerad.

Att sambandet mellan könssammansättningen på chefsnivå och kvinnliga anställdas löner är starkare i den privata än i den offentliga sektorn kan delvis vara en effekt av att löneflexibiliteten är större inom den privata sektorn än inom den offentliga. Det förefaller rimligt att tro att det finns större utrymme för diskriminering på de arbetsplatser där lönerna i mindre utsträckning är centralt reglerade. De analyser som nu följer sker utifrån antagandet att organisationer med en relativt decentraliserad lönesättningsprocess kännetecknas av en förhållandevis hög grad av löneflexibilitet. När chefer på mellannivåer har inflytande över anställdas belöningar blir utrymmet för formella och informella förhandlingar och påtryckningar på arbetsplatsen relativt stort. På arbetsplatser som kännetecknas av löneflexibilitet kan det för individer och grupper av anställda vara särskilt lönsamt att aktivera sociala nätverk och olika typer av maktresurser. Detta innebär att könssammansättningen inom den hierarkiska strukturen kan antas vara av större betydelse för de anställdas löner i de organisationer där lönesättningsprocessen är relativt decentraliserad än i de organisationer där besluten om löner fattas på de högsta nivåerna.¹⁵

I analysen i tabell 6.4 studeras endast de organisationer i urvalet i vilka cheferna på nivåer under den högsta arbetsplatschefen har inflytande över lönesättningen på arbetsplatsen. Genom denna restriktion reducerar vi antalet studerade organisationer avsevärt. I övrigt följer modellspecifikationerna de som gällde i tabell 6.3. Först analyseras samtliga organisationer som uppfyller vårt kriterium för en decentraliserad lönesättning. Därefter studeras privata och offentliga

¹⁵ I Arbetsplatsundersökningen 1991 finns uppgifter som möjliggör en klassificering av arbetsplatserna utifrån på vilka hierarkiska nivåer som beslut om lönesättning fattas.

organisationer separat. Den negativa effekten på kvinnors löner av en manligt dominerad maktstruktur på arbetsplatsen är omfattande (se modell 1). Återigen visar sig effekten vara starkast i den privata sektorn (se modell 3). I modell 5, där endast offentliga arbetsplatser med flexibel lönesättning analyseras, är effekten på kvinnors löner av andel manliga chefer stark, men den når inte riktigt statistisk signifikans till följd av att analysen utförts för mycket få individer. Trots att analyserna i tabell 6.4 över lag bygger på ett relativt litet antal observationer, tyder de på att aktiv diskriminering är en viktig mekanism bakom könslönegapet. Denna mekanism tycks vara särskilt verksam på de arbetsplatser där avståndet är relativt kort mellan de underställda och dem som fattar beslut om ekonomiska belöningar. På dessa arbetsplatser tycks kvinnor ha förhållandevis stora svårigheter att erhålla en rättvis ekonomisk avkastning för sina individuella kvalifikationer samt för det ansvar och de krav som deras arbeten innebär.

Tabell 6.4 *Regressionsanalyser av logaritmerad timlön för de organisationer där en flexibel lönesättning tillämpas. Separata analyser för kvinnor och män. Ostandardiserade regressionskoefficienter*

	Alla organisationer		Privat sektor		Offentlig sektor	
	Modell 1 K	Modell 2 M	Modell 3 K	Modell 4 M	Modell 5 K	Modell 6 M
Andel manliga chefer på arbetsplatsen	-0,331**	0,083	-0,452*	-0,100	-0,266	0,073
Arbetslivserfarenhet	0,018**	0,015**	0,016*	0,013**	0,016*	0,019
Arbetslivserfarenhet ² /100	-0,037**	-0,026**	-0,033*	-0,019*	-0,031	-0,048*
Anställningstid, nuv. arb.givare	0,003	-0,001	0,007	-0,002	0,001	0,008
Antal utbildningsår	0,025**	0,011	0,026*	0,009	0,029**	0,017
Upplärningsstid i arbetet	0,026*	0,015	0,027	0,002	0,021	0,047*
Utbildningskrav i arbetet	0,012	0,029**	0,004	0,032**	0,028*	0,021
(ln) antal underställda	0,046*	0,065**	0,081	0,079**	0,018	0,035
Andel kvinnor på arb.pl.	-0,416**	0,116	-0,422**	0,087	-0,523**	0,037
Andel kvinnor i yrket	-0,056	0,012	-0,046	0,030	-0,033	-0,040
Genomsnittl. lön på arb.pl.	0,252**	0,403**	0,305*	0,577**	-0,120	-0,460*
Offentlig sektor	0,001	-0,070*				
Justerat R ²	0,512	0,444	0,509	0,496	0,500	0,480
Antal	146	262	77	204	69	58

** Sannolikheten är större än 0,99 för att koefficienten är skild från 0.

* Sannolikheten är större än 0,95 för att koefficienten är skild från 0.

6.6 Slutsatser

Den forskning i vilken det hävdas att könslöneskillnader åtminstone till viss del beror på könsdiskriminering på arbetsmarknaden har ofta saknat preciserade idéer om hur processerna bakom lönediskriminering bör studeras empiriskt. Utgångspunkten för analyserna i detta kapitel har varit att de maktförhållanden som råder på arbetsplatserna är av central betydelse för de processer genom vilka könsojämlikhet i ekonomiska arbetsbelöningar uppstår och upprätthålls. Om könslöneskillnader kan förklaras vara ett resultat av diskriminering torde arbetsgivare och andra beslutsfattare på arbetsplatserna vara viktiga aktörer i den process som resulterar i att kvinnor erhåller orättvisa belöningar för sina arbetsinsatser. Det centrala antagandet i detta kapitel är att sannolikheten för att manliga chefer systematiskt underskattar kvinnliga anställdas kvalifikationer och prestationer är större än att kvinnliga chefer gör detta. Utifrån denna premis har vi föreslagit en enkel empirisk prövning av diskrimineringsansatsen. På de arbetsplatser där den kvinnliga representationen i maktstrukturen är relativt stark torde kvinnliga medarbetare vara relativt välavlönade och omvänt torde man kunna förvänta sig att kvinnors löner är lägre på de arbetsplatser där den manliga dominansen bland cheferna är relativt stark.

I den empiriska analysen genomfördes ett antal prövningar av sambandet mellan könssammansättningen på chefsnivå å ena sidan och kvinnors och mäns löner å andra sidan. Utfallet av analyserna ger klart stöd åt idén att maktstrukturens könssammansättning är av betydelse för de anställdas löner. Då kvinnor med liknande kvalifikationer och jobbkrav jämförs framkommer att de kvinnor som arbetar i organisationer där relativt många av cheferna är män har märkbart lägre löner än kvinnor som är anställda på arbetsplatser med relativt få manliga chefer. Detta resultat är speciellt tydligt för arbetsplatser vid vilka beslut om lönesättning fattas på lägre nivåer än hos högste arbetsplatschefen, vilket tyder på att flexibilitet i lönesättningen ökar utrymmet för orättfärdiga löneskillnader. Resultaten tyder även på att könssammansättningen bland cheferna på arbetsplatserna inte tycks påverka mäns löner nämnvärt. Män har varken högre eller lägre löner på de arbetsplatser där förhållandevis många av cheferna är män. Analysresultaten kan därmed sägas vara förenliga med tolkningar dels i termer av att manliga beslutsfattare aktivt diskriminerar kvinnor i lönesättningsprocessen, dels i termer av att kvinnliga beslutsfattare i jämförelse med manliga registrerar och belönar de kvinnliga anställdas produktivitet och kompetens på ett mera rättvisande sätt.

Enligt vårt tidigare resonemang om sociala nätverks betydelse för diskriminering kan de empiriska resultaten i denna studie tolkas i termer av att kvinnliga anställda både som individer och som representanter för ett kvinnodominerat yrke har lättare att göra sig gällande i förhandlingar och konflikter rörande fördelningsfrågor på de arbetsplatser där den hierarkiska strukturen inte domineras av män. Det tycks vara enklare för kvinnor att vinna gehör för sina krav på och argument för högre lön när kvinnornas representation är relativt omfattande i de delar av arbetsplatsens sociala nätverk där viktiga beslut fattas.

En viktig distinktion i teorier om könslönediskriminering är huruvida diskriminering riktas gentemot individuella kvinnliga anställda (direkt diskriminering) eller mot typiska kvinnojobb och kvinnoyrken (värdediskriminering). I princip kan det faktum att kvinnor har lägre löner på arbetsplatser där relativt många av cheferna är män vara genererat av båda dessa typer av diskriminering. Som nämnts i teorigenomgången ovan har tidigare forskning på området visat att det finns fog för att tro att den diskriminering som riktas mot typiska kvinnojobb är av större vikt för könslöneskillnaderna än vad direkt diskriminering mot individer är. För att empiriskt kunna särskilja dessa två typer av diskriminering och relatera dem till maktstrukturens könssammansättning krävs dock att man förfogar över datamaterial som omfattar information om ett större antal anställda på varje arbetsplats.

Oavsett hur framtida analyser av mer omfattande datamaterial utfaller torde man utifrån denna studie kunna dra slutsatsen att analyser av den hierarkiska maktstrukturens könssammansättning bör utgöra en viktig del i förståelsen av processer bakom könslöneskillnaderna på arbetsmarknaden. Eftersom föreliggande studie oss veterligen är den första i sitt slag bör emellertid resultaten tolkas med viss försiktighet. Givet att forskningen är en process där hypoteser formuleras och prövas empiriskt varvid de antingen förkastas eller tillfälligt antas, vill vi hävda att den centrala hypotesen som legat till grund för våra analyser kan sägas ha överlevt åtminstone en första empirisk prövning.

Vi vill tacka kollegerna vid Institutet för social forskning och Sociologiska institutionen vid Stockholms universitet samt bokens redaktörer för värdefulla kommentarer på detta kapitel.

Litteraturförteckning

- Acker, J. (1987) "Sex bias in job evaluation: a comparable worth issue", i Bose, C. E. & Spitze, G. D. (red.), *Ingredients for women's employment policy*. Albany: State of University of New York Press.
- Akerlof, G. A. (1982) "Labor contracts as partial gift exchange", *Quarterly Journal of Economics*, 97: 543–569.
- Andersen, C. D. & Tomaskovic-Devey, D. (1995) "Patriarchal pressures: an exploration of organizational processes that exacerbate and erode gender earnings inequality", *Work and Occupations*, 22: 328–356.
- Baron, J. N. (1991) "Organizational evidence of ascription in labor markets", i Cornwall, R. R. & Wunnava, P. V. (red.), *New approaches to economic and social analyses of discrimination*, New York: Praeger Publishers.
- Baron, J. N., Mittman, B. S. & Newman, A. E. (1991) "Targets of opportunity: organizational and environmental determinants of gender integration within the California Civil Service, 1979–1985", *American Journal of Sociology*, 96: 1362–1401.
- Baron, J. N. (1994) "Organizational evidence of ascription in labor markets", i Burstein, P. (red.), *Equal employment opportunity: labor market discrimination and public policy*, New York: Aldine de Gruyter.
- Baron, J. N. & Newman, A. E. (1989) "Pay the man: effects of demographic composition of prescribed wage rates in the California Civil Service", i Michael, R. T., Hartmann, H. I. & O'Farrell, B. (red.), *Pay equity: empirical inquiries*, Washington: National Academy Press.
- Bielby, W. T. & Baron, J. N. (1986) "Men and women at work: sex segregation and statistical discrimination", *American Journal of Sociology*, 91: 759–797.
- Brass, D. J. (1985), "Men's and women's networks: a study of interaction patterns and influence in an organization", *Academy of Management Journal*, 28: 327–343.
- Burstein, P. (1994) "Theories about discrimination and what to do about it", i Burstein, P., (red.), *Equal employment opportunity: labor market discrimination and public policy*, New York: Aldine de Gruyter.
- Burt, R. S. (1995) *Structural holes: the social structure of competition*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Doeringer, P. B. & Piore, M. J. (1971) *Internal markets and manpower analysis*, Lexington: Heath Lexington.
- England, P. (1984) "Wage appreciation and depreciation: a test of neoclassical economic explanations of occupational sex segregation", *Social Forces*, 62: 726–749.
- England, P. (1992) *Comparable worth: theories and evidence*, New York: Aldine de Gruyter.
- England, P. m.fl. (1988) "Explaining occupational sex segregation and wages: findings from a model with fixed effects", *American Sociological Review*, 53: 544–558.
- England, P. m.fl. (1994) "The gendered valuation of occupations and skills: earnings in 1980 Census occupations", *Social Forces*, 73: 65–99.

- England, P. & Farkas, G. (1986) *Households, employment, and gender: A social, economic and demographic view*, New York: Aldine de Gruyter.
- Fischer, C. & Oliker, S. J. (1983) "A research note on friendship, gender, and the life cycle", *Social Forces*, 62: 124–133.
- Fritzell, J. & Lundberg, O. (1994) *Vardagens villkor: levnadsförhållanden i Sverige under tre decennier*, Stockholm: Brombergs förlag.
- le Grand, C., Szulkin, R. & Tåhlin, M. (1994) "Organizational structures and job Rewards in Sweden", *Acta Sociologica*, 37: 231–252.
- Hartmann, H. (1976) "Capitalism, patriarchy, and job segregation by sex", i Blaxall, M. & Reagan, B. (red.), *Women and the workplace*, Chicago: University of Chicago Press.
- Kalleberg, A. L. (1994) "Studying employers and their employees: comparative approaches", *Acta Sociologica*, 37: 223–229.
- Kalleberg, A. L., Wallace, M. & Althausen, R. P. (1981) "Economic segmentation, worker power, and income inequality", *American Journal of Sociology*, 87: 651–683.
- Kilbourne, B. S. m.fl. (1994) "Returns to skill, compensating differentials, and gender bias: effects of occupational characteristics on the wages of white women and men", *American Journal of Sociology*, 100: 689–719.
- Löfström, Å. (1993) Ju fler kvinnor desto lägre lön? En test av crowdinghypotesen, *Umeå Economic Studies* 323.
- Marini, M. (1989) "Sex differences in earnings in the United States", *Annual Review of Sociology*, 15: 343–380.
- Marsden, P. V. (1987) "Core discussion networks of Americans", *American Sociological Review*, 52: 122–131.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, experience and earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J. & Polachek, S. (1974) "Family investment in human capital: earnings of women", *Journal of Political Economy*, 82: S76–S108.
- Petersen, T. & Morgan, L. A. (1995) "Separate and unequal: occupation-establishment sex segregation and the gender wage gap", *American Journal of Sociology*, 101: 329–365.
- Phelps, E. S. (1972) "A statistical theory of racism and sexism", *American Economic Review*, 62: 659–661.
- Reskin, B. F. (1988) "Bringing the men back in: sex differentiation and the devaluation of women's work", *Gender and Society*, 2: 58–81.
- Rogers, E. M. & Kincaid, D. L. (1981) *Communication networks*, New York: Free Press.
- Shepela, S. T. & Viviano, A. T. (1984) "Some psychological factors affecting job segregation and wages", i Remick, H. (red.), *Comparable worth and wage discrimination: technical possibilities and political realities*, Philadelphia: Temple University Press.
- Tomaskovic-Devey, D. (1993) *Gender & racial inequality at work. The sources & consequences of job segregation*, Ithaca: ILR Press.
- Tomaskovic-Devey, D. (1995) "Sex composition and gendered earnings inequality – a comparison of job and occupational models", i Jacobs, J. A. (red.), *Gender inequality at work*, London: Sage.

- Tomaskovic-Devey, D., Kalleberg, A. L. & Marsden, P. V. (1996) "Organizational patterns of gender segregation", i Kalleberg, A. L. m.fl. (red.), *Organizations in America. Analyzing their structures and human resource practices*, Thousand Oaks: Sage.
- Treiman, D. & Hartmann, H. (1981) *Women, work, and wages: equal pay for jobs of equal value*, Washington: National Academy Press.
- Tsui, A. S. & O'Reilly, C. A. (1989), "Beyond simple demographic effects: the importance of relational demography in superior-subordinate dyads", *Academy of Management Journal*, 32: 402–423.

Bilaga 1

Datamaterial och variabelbeskrivningar

Den anställdes lön mäts utifrån den naturliga logaritmen av bruttotimlönen. Eftersom flertalet anställda inte erhåller fasta timlöner har andra löneformer, som exempelvis månadslön, veckolön, bonus, ackord, och ersättning för övertid och obekväm arbetstid omräknats till timlön utifrån uppgifter om individens arbetstid.

Den anställdes kön indikeras av en variabel som antar värdet 1 för kvinnor och värdet 0 för män. Individens utbildning avser det totala antalet år i formell utbildning. Arbetslivserfarenhet är det antal år som individen arbetat totalt. För att beakta att det finns avtagande effekter av arbetslivserfarenhet inkluderas även kvadrattermen av arbetslivserfarenhet i analyserna. Anställningstid anger det antal år som respondenten arbetat hos sin nuvarande arbetsgivare. Variabeln upplärningstid i arbetet refererar till den tid det tar för den anställda att lära sig utföra sitt arbete relativt väl, vid sidan av den kompetens som krävs av individen vid anställningstillfället. Värdena för denna variabel utgör en skala där 1 indikerar den kortaste upplärningstiden och 7 den längsta upplärningstiden. Utbildningskrav i arbetet indikerar det antal år i utbildning utöver folk- eller grundskola som krävs i arbetet.

Andelen manliga chefer beräknas utifrån andelen män bland samtliga chefer på arbetsplatsen. Andelen kvinnor i organisationen refererar till den andel av samtliga anställda på arbetsplatsen som är kvinnor. Vidare inkluderas i analyserna andelen kvinnor i respondentens yrke beräknad utifrån uppgifter från 1990 års Folk- och Bostadsräkning. Dessa tre variabler som mäter könssammansättning varierar från 0 till 1. Variabeln som mäter den anställdes anställningssektor antar värde 1 för offentlig sektor och värde 0 för privat sektor. Den genomsnittliga lönenivån i arbetsorganisationen beräknas utifrån information om den genomsnittliga lönenivån för tre kategorier av

anställda, nämligen högre tjänstemän, övriga tjänstemän samt arbetare.

Bilaga 2

Beskrivningar av variablerna i analyserna

Beskrivning av undersökningens variabler. Kvinnor och män separat.

(Genomsnittsvärden där inget annat anges.)

	Kvinnor	Män
Genomsnittlig timlön i kronor	72,70	88,90
Andel manliga chefer (procent)	50	85
Arbetslivserfarenhet, antal år	17,2	20,1
Anställningstid nuv. arb.givare, antal år	9,8	10,8
Utbildningstid, antal år	11,5	11,6
Utbildningskrav, antal år	2,3	2,7
Upplärningstid i arbetet	4,3	5,4
Antal underordnade	2,2	6,8
Andel kvinnor på arbetsplatsen	67,3	32,8
Andel kvinnor i yrket	73,7	26,4
Genomsnittslön på arbetsplatsen	78,10	82,70
Offentlig sektor (procent)	64,6	33,5
Privat sektor (procent)	35,4	66,5

Sidoförmåner

– skillnader mellan kvinnor och män

7

LENA GRANQVIST

7.1 Vad är anställningsförmåner?

Traditionella studier av löneskillnader mellan män och kvinnor ger ingen fullständig beskrivning av könsskillnader i ersättningen för arbete. Ett skäl är att man inte inkluderar annan ersättning än penninglön, dvs. ingen hänsyn tas till de icke-kontanta anställningsförmånerna. Detta kan leda till att lönediskrimineringens styrka felbedöms. I arbetstagarens ersättning för arbete ingår inte bara penninglönen utan också värdet av alla förmåner som uppkommer till följd av anställningen, t.ex. sedvanliga sidoförmåner (naturaförmåner) och lönerelaterade försäkringsrättigheter. Även mer svåråtkomliga förmåner såsom arbetsförhållanden skulle kunna inbegripas i det totala lönebegreppet. Anställningsförmånernas andel av den totala ersättningen tenderar att öka i industriländerna. Om kvinnor har färre och mindre värdefulla anställningsförmåner än män är det tänkbart att denna ökning av anställningsförmånernas andel av den totala ersättningen på sikt ökar skillnaderna mellan könen ytterligare. Det finns mycket litet forskning om detta. Syftet med detta kapitel är att utifrån data från 1991 studera om det existerar skillnader mellan kvinnor och män i förekomsten av ett antal sedvanliga sidoförmåner. I nästa avsnitt diskuteras möjliga orsaker till förekomsten av anställningsförmåner. I det tredje avsnittet behandlas tänkbara förklaringar till skillnader i anställningsförmåner mellan män och kvinnor. Det fjärde avsnittet tar upp tidigare studier. Data och analysmetoden presenteras i det femte avsnittet. I det sjätte avsnittet diskuteras resultaten av de empiriska analyserna medan det sjunde och sista avsnittet innehåller en sammanfattande diskussion.

I litteraturen är begreppet anställningsförmåner (non-wage benefits, fringe benefits) mångskiftande.¹ Det försvårar internationella jämförelser, men en klar skiljelinje kan dras mellan USA och Europa. I USA står de försäkringsmässiga förmånerna för en värdemässigt sett mycket större andel av totalersättningen än i Europa. De viktigaste amerikanska förmånerna är sjuk- och pensionsförsäkringarna, vilket avspeglar den offentliga sektorns svaga ställning. Men vi ser kanske ett trendskifte även i Europa mot mera arbetsgivaransvar (se t.ex. Rein och Wadensjö, 1997). Även om förmånerna i de nordiska länderna i dagens läge inte värdemässigt kan mäta sig med de amerikanska, så börjar exempelvis pensionsförsäkringar som arbetsgivaren tecknar för sin arbetstagare i stället för lönellyft att bli ett allt vanligare fenomen också här.

Under det senaste året har debatten om anställningsförmåner varit livlig. Några exempel är att en lägre beskattning av bilförmånen fr.o.m. 1997 sägs gagna manliga höginkomsttagare, skatteministerns uttalanden om att persondatorer som används i hemmet och bekostas av arbetsgivaren inte bör beskattas och Telia-chefen som fick städhjälp i hemmet som en anställningsförmån. Vi ser med andra ord tendenser till att dylika förmåner blir en allt viktigare del i arbetstagarens totala ersättning, men frågan är om ökningen sker för både män och kvinnor. En uppluckrad och mera decentraliserad arbetsmarknad med stora grupper av arbetstagare med en lösare anknytning till arbetsmarknaden än tidigare, gör det svårare att överblicka kvinnors och mäns ställning på arbetsmarknaden, och därmed svårare att "mäta" jämställdhet. En ökad jämställdhet vad gäller penninglönen kan t.ex. motverkas av ökade skillnader i anställningsförmånerna.

I ett långsiktigt perspektiv bör också återverkningarna av en föränderlig arbetsmarknad på lönebildningen analyseras, t.ex. att synen på arbete eventuellt förändras. Olika icke-pekuniära aspekter på arbete kan få allt större betydelse i framtiden. Exempelvis visar en studie utförd av Institutet för framtidsforskning (Andersson m.fl., 1997:60) att gymnasieungdomars syn på yrkeslivet har förändrats. Ett rörligt och självständigt arbete står högre på rankinglistan än hög lön. Det är också tänkbart att attitydförändringar vad det gäller inställningen till arbete är olika för män och kvinnor.

¹ I vissa studier definieras ersättning för icke arbetad tid, bl.a. semesterersättning, som anställningsförmåner.

7.2 Varför förekommer anställningsförmåner?

Det finns många förklaringar till förekomsten av anställningsförmåner. Här kommer endast några att nämnas. Man kan dela in förklaringarna i tre huvudgrupper. Förekomsten av anställningsförmåner hänger ihop med: a) arbetstagarens preferenser, b) arbetsgivarens produktionskostnader, c) institutionella förhållanden såsom skattesystemet och löneförhandlingssystemet.

I nationalekonomisk teori analyseras anställningsförmåner utifrån att anställda har möjlighet att välja sammansättningen av den totala ersättningen för arbete vad gäller dess fördelning på penninglön och anställningsförmåner. I denna ansats är arbetsgivaren bara intresserad av den totala kostnaden för ersättningen (arbetsinsatsen antas ej påverkas av sammansättningen). Typiskt för anställningsförmåner är att de vanligtvis inte kan säljas vidare på en marknad och att konsumtion av förmåner är bunden till anställningsförhållandet. Den teoretiska diskussionen har främst fokuserats på huruvida arbetstagaren är villig att byta ut penninglön mot anställningsförmåner, dvs. på förekomsten av en ”trade-off” mellan de två ersättningsformerna. Lön i form av anställningsförmåner inskränker arbetstagarens konsumtionsmöjligheter till att enbart gälla konsumtion av förmånen. Det talar för att den anställde vill ha ut sin ersättning i form av lön. Men vissa anställningsförmåner är av den typen att den anställde inte har någon möjlighet att med sin penninglön köpa dem på marknaden, vilket motiverar förekomsten av förmånen. Ett exempel är ”en trevlig och inspirerande arbetsmiljö” som inte går att köpa för pengar på marknaden.

Delar av resonemanget ovan förändras om beskattningen av penninglönen och anställningsförmånerna skiljer sig från varandra på så sätt att anställningsförmåner har en lägre beskattning. Värdet på förmånen efter skatt kan i så fall vara högre för arbetstagaren än värdet av motsvarande penninglön efter skatt. Denna icke-neutralitet i beskattningen antas göra arbetstagaren mer villig att byta ut penninglön mot anställningsförmåner. Detta kan också leda till ett positivt samband mellan förekomsten av anställningsförmåner och penninglön. Höga marginalsatser på penninglönen gör att skattefördelen av de lägre beskattade anställningsförmånerna är störst för höginkomsttagare. Förmånerna kan på detta sätt helt eller delvis upphäva effekten av den progressiva beskattningen av penninglönen.

Anställningsförmåner kan även användas för att markera en hög position i arbetsplatshierarkin (Green m.fl., 1985). De anställda kan vara intresserade av den status som ges genom vissa anställningsförmåner, t.ex. en flott tjänstebil. På grund av statuseffekten anser

arbetstagaren att förmånen har ett högre värde än motsvarande ersättning i termer av penninglön.

Hittills har förekomsten av anställningsförmåner enbart diskuterats ur arbetstagarens synvinkel. Men deras förekomst kan också förklaras av fördelar som arbetsgivaren kan tänkas få genom att i stället för penninglön betala ut ersättning i form av anställningsförmåner. En sådan fördel kan vara att arbetsgivaren kan utnyttja s.k. skalfördelar i produktionen av förmånen, dvs. möjligheten att producera stora volymer av en vara. Ett exempel är då arbetstagaren erhåller en del av sin lön i form av företagets egna produkter, t.ex. förmånliga lån för bankanställda. I dessa fall kan visserligen en lägre kostnad komma både arbetsgivaren och arbetstagaren till del; arbetstagaren får varan billigare jämfört med om han/hon köper den själv och produktionskostnaden är låg för arbetsgivaren t.ex. på grund av att varan produceras inom företaget. Om arbetsgivaravgifter/löneskatter inte är neutrala när det gäller utbetalningen i form av penninglön och anställningsförmåner kan arbetsgivaren också ha skattefördelar av att byta ut en del av arbetsersättningen mot anställningsförmåner.

Det kan också ligga i arbetsgivarens intresse att erbjuda anställningsförmåner till vissa av sina anställda på grund av att detta kan påverka hur de betar sig. Inom humankapitalteorin antas att investeringar i humankapital (utbildning, arbetslivserfarenhet, anställningstid etc) ökar individens produktivitet och därmed resulterar i löneökningar. I detta fall kan anställningsförmåner tänkas hänga samman med s.k. företagsspecifikt humankapital som antas höja produktiviteten hos den anställde inom det aktuella företaget. Det företagsspecifika humankapitalet utgör alla specifika kunskaper och erfarenheter som arbetstagaren förvärvat genom arbete och utbildning inom företaget. En förutsättning för att företaget skall få avkastning på investeringar i företagsutbildning av sina anställda är att de anställda stannar kvar tillräckligt länge i företaget. Därför är det viktigt för företaget att minska personalomsättningen av denna kategori av anställda. Specialutformade ”ersättningspaket” som innehåller både penninglön och anställningsförmåner kan utgöra ett medel att hålla kvar arbetstagaren inom företaget. Detta gäller också i en anställningssituation där företaget vill locka till sig rätt sorts arbetstagare. För att kunna erbjuda olika förmånspaket är det ofta en förutsättning att företaget är tillräckligt stort. Förutsägelsen utifrån denna teoriansats är att förekomsten av förmåner är positivt korrelerad med både företagsutbildning och företagsstorlek.

Vissa branscher, såsom högteknologibranscher, är beroende av högutbildad arbetskraft i större utsträckning än andra branscher. För att hålla kvar den välutbildade arbetskraften inom sådana branscher

kan arbetsgivarna betala ett pålägg utöver den ”marknadsmässiga” lönen i form av t.ex. anställningsförmåner.² Motiveringen till att pålägget betalas ut i termer av anställningsförmåner i stället för penninglön är att ”klistereffekten”, dvs. arbetsgivarens möjlighet att binda den anställda till företaget, eventuellt är större vad gäller vissa typer av anställningsförmåner än vad gäller penninglön. Detta kan gälla de ”nya” branscherna, såsom IT-branschen där verksamheten nästan helt byggs upp kring det ”männliga kapitalet”. Dessa branscher går också ofta i bräschen för ett annorlunda tänkande vad det gäller personalpolitik, t.ex. genom att ta fasta ”på andra värden än de som bara syns i lönekuvertet”³ då personal rekryteras.

En annan förklaring till skillnader i anställningsförmåner mellan branscher när det gäller den svenska arbetsmarknaden är att anställningsförmåner kan utnyttjas som ett medel att motverka effekterna av den solidariska lönepolitiken och som ett löneglidningsinstrument. Förutsägelsen utifrån dessa förklaringar är att anställningsförmånerna kan väntas öka löneskillnaderna mellan branscher och att vissa typer av anställningsförmåner knyter arbetstagaren till arbetsgivaren mer än andra.

Orsakerna till förekomsten av anställningsförmåner kan sammanfattas som att 1) de ger skattefördelar för både arbetstagare och arbetsgivare 2) de ger status åt arbetstagaren 3) det finns skattefördelar i produktionen av förmånerna som gagnar både arbetstagare och arbetsgivare 4) de minskar omsättningen av arbetstagare och lockar till sig rätt sorts arbetstagare, 5) de ger möjlighet att kringgå solidarisk lönepolitik och fungerar som ett löneglidningsinstrument.

Hittills har vi fokuserat på orsakerna till förekomsten av anställningsförmåner, men en naturlig följdfråga är om vi kan säga något om hur anställningsförmåner är fördelade mellan kvinnor och män. En *konsekvens* av de olika förklaringarna till förekomsten av anställningsförmåner är att det uppstår skillnader i innehavet av anställningsförmåner mellan olika grupper på arbetsmarknaden. Vi kan förvänta oss att anställningsförmåner förekommer oftare bland höginkomsttagare och högutbildade och bland personer med hög socio-ekonomisk ställning. Vi kan också förvänta oss skillnader mellan olika branscher och arbetsplatser. Som en sammanfattning kan

² Detta är vad som i nationalekonomisk teori benämns effektivitetslöner.

³ Formuleringen är hämtad ur en annons i DN (1997-09-04) genom vilken företaget WM-data önskar rekrytera nya medarbetare. Annonsen har rubriken ”Arbetslivet har två sidor”. Annonsens tema går ut på att poängtera medarbetarnas möjlighet att ”tack vare företagets attityd och vidöppna kanaler kunna sköta arbetet mitt i barnledigheten. Företaget är föregångare i att bygga sociala relationer mellan sina anställda, deras familjer och kunden.”

sägas att skillnader i förekomsten av anställningsförmåner borde förklaras av skillnader i ett antal faktorer som beskriver arbetstagaren, arbetsgivaren, anställningsförhållandet, arbetsplatsen och arbetsmarknaden över lag. Vi vet att kvinnor skiljer sig från män på många av dessa punkter. Två uppenbara skillnader är att kvinnor har relativt sett lägre penninglöner än män och att de inte arbetar inom samma branscher och yrken. Frågan är om eventuella skillnader i anställningsförmåner mellan kvinnor och män kan hänföras till skillnader i de faktorer som beskrivits ovan eller om skillnader mellan kvinnor och män kvarstår även efter det att man kontrollerat för dessa faktorer. Uttryckt på ett annat sätt är frågan om det finns ytterligare könsskillnader i anställningsförmåner vilka inte kan hänföras till de beskrivna bakgrundsfaktorerna.

7.3 Varför kan det finnas skillnader i anställningsförmåner mellan män och kvinnor?

I detta avsnitt behandlas tänkbara förklaringar till skillnader i kvinnors och mäns innehav av anställningsförmåner. Ett sätt att analysera hur kön kan påverka förekomsten av anställningsförmåner är att knyta an till teorier som förklarar skillnader mellan män och kvinnor på arbetsmarknaden.

Arbetstagaren antas välja ett kompensationspaket som innehåller penninglön, anställningsförmåner och mera svårsmätbara egenskaper hos arbetet såsom arbetsförhållanden och möjligheter till ett självständigt arbete. Negativa egenskaper hos arbetet måste, allt annat lika, kompenseras av högre penninglön, och positiva egenskaper hos arbetet kan arbetstagaren, allt annat lika, vara villig att "betala för" genom att acceptera en lägre penninglön. Sådana s.k. kompenserande löneskillnader kommer således att återspegla hur arbetstagaren värderar allt från subventionerade luncher till flexibla arbetstider. Vidare gäller att inom teorin om heterogena preferenser antas vissa arbetstagare värdera arbetets icke-pekuniära egenskaper högre än andra (Atrostic, 1982).

Resonemanget rörande skillnader mellan män och kvinnor utifrån ovanstående teoriernas antaganden är i huvuddrag det följande: Kvinnor antas i högre grad än män, t.ex. på grund av familjeskäl, föredra vissa icke-pekuniära egenskaper hos ett arbete, såsom en flexibel arbetstid. Även Beckers (1985) humankapitalmodell, som antar att kvinnor har en komparativ fördel i hushållsproduktionen, ger liknande förutsägelser rörande kvinnors innehav av anställningsförmåner: Kvinnor väljer arbeten där yrkeskunskaper inte föråldras så snabbt för att under vissa perioder kunna vara borta från arbetsmarknaden på grund av barn

utan alltför höga kostnader i form av försämrad framtida löneutveckling. Variabler som fångar upp kvinnors specialisering i hushållet borde enligt denna teori vara negativt korrelerade med anställningsförmåner som är jämförbara med penninglön. Alternativt väljer kvinnor anställningsförmåner som är ägnade att underlätta en kombination av yrkesarbete och hushållsarbete. Det är tänkbart att kvinnor föredrar vissa typer av anställningsförmåner i högre grad än män. Ett exempel kan vara privata hushållstjänster, som företaget köper av tjänsteföretag för sina anställdas räkning. Det är troligt att en kvinna med små barn föredrar förmånliga städtjänster framför t.ex. en bilförmån. Detta resonemang förutsätter alltså att kvinnor även då ersättningspaketen utformas antas ta ett större ansvar för familj och hushåll än män. Riktningen på sambandet mellan förekomsten av anställningsförmåner och kön är därför beroende av vilken typ av anställningsförmåner som studeras.

Även utifrån teorin för interna arbetsmarknader kan anställningsförmåner ses som en möjlig kontrollmekanism för att minska omsättningen av personal och för att knyta arbetstagaren hårdare till företaget. Som en följd kan vissa arbetstagare finna sig vara ”inlåsta” i företaget, vilket kan hämma karriärutvecklingen. Det är också tänkbart att vissa typer av anställningsförmåner kan skapa karriärfällor för kvinnor i högre grad än för män. Man kan tänka sig att kvinnor av olika orsaker har en sämre karriärutveckling än män, vilket i så fall inte enbart har negativa effekter på penninglöneutvecklingen, utan också på förekomsten av anställningsförmåner. Men det är också möjligt att tänka sig att kvinnor hålls kvar i vissa branscher på grund av förekomsten av anställningsförmåner. Exempelvis så förekommer det inom varuhandeln rikligt med rabattförmåner som kan utgöra värdefulla tillskott till den kontant utbetalda lönen, speciellt kanske för anställda inom dagligvaruhandeln. Kvinnor anställda inom denna sektor kanske bedömer (se resonemanget ovan) att förmånerna har en avgörande betydelse för familjeekonomin, speciellt när de har flera barn. Kvinnorna kanske väljer bort alternativa arbeten som på längre sikt ger en bättre löneutveckling, eftersom förmånerna gagnar familjeekonomin i nuläget. Även om värdet av totallönen som inkluderar sidoförmånerna kan vara större än i andra branscher, kan ett sådant löneutbetalningssystem ha negativa effekter på lång sikt. Men givetvis finns det också anställningsförmåner som arbetsgivaren erbjuder för att uttryckligen underlätta karriärutvecklingen för de anställda. Ett exempel som nämndes ovan var städ- och andra hushållstjänster som troligen gagnar kvinnor mer än män. Men anställningsförmåner kan också studeras som en effekt av karriärutvecklingen, dvs. avkastningen av byten till bättre arbeten kan i stället

för i form av löneökningar uppträda i form av fler anställningsförmåner, t.ex. större möjligheter till flexibel arbetstid. Det är möjligt att kvinnor oftare än män erhåller/väljer denna typ av förmåner som ett resultat av befordran.⁴

En annan förklaring till att det finns skillnader i anställningsförmåner mellan kvinnor och män hänger ihop med att män har relativt sett högre arbetsinkomster, som kan bestå av både penninglön och anställningsförmåner, än kvinnor. Det kan finnas flera orsaker till skillnader i totala arbetsinkomster – förklaringarna kan sökas i skillnader i utbildning m.m., men också i diskriminering. Om män har högre totalinkomster kan de ha både högre penninglöner och mer anställningsförmåner än kvinnor. De högre penninglönerna för männen än för kvinnorna gör det också mer ”lönsamt” för männen att ta ut en större del av den totala arbetsinkomsten i form anställningsförmåner, t.ex. på grund av skatteskal som diskuterades i föregående avsnitt. Uttryckt på ett annat sätt kan alltså eventuella könsskillnader i anställningsförmåner delvis bero på att kvinnor i större utsträckning än män har låga penninglöner. Enligt detta resonemang borde ett positivt samband mellan penninglön och anställningsförmåner fånga upp könsskillnader i anställningsförmåner.

Enligt den diskrimineringsteoretiska crowding-modellen hopas kvinnorna i kvinnoyrken och kvinnobranscher antingen för att de avskräcks eller hindras från att söka andra arbeten. ”Trängseln” av kvinnor förorsakar lägre löner för dessa arbeten än för arbeten som främst innehas av män. Könnssegregeringen av arbetsmarknaden syns också i uppdelningen av arbetskraften mellan den privata och offentliga sektorn med merparten av kvinnorna sysselsatta i den senare sektorn. Men skillnader i anställningsförmåner mellan män och kvinnor kan också mer direkt bero på segregering och/eller diskriminering. Enligt denna hypotes är det troligt att liksom det kan förekomma direkt lönediskriminering av kvinnor kan det också förekomma diskriminering i form av skillnader mellan kvinnor och män rörande anställningsförmåner; dvs. könsskillnaderna i anställningsförmånerna hänger ihop med könsskillnader i penninglönen. Det kan också finnas diskriminering när det gäller anställningsförmåner, som inte uppträder för penninglönen. Det kan tänkas vara lättare för arbetsgivaren att utnyttja anställningsförmåner än penninglön för att favorisera vissa arbetstagare, t.ex. män. Sådana ”löneskillnader” syns inte i den reguljära lönestatistiken – anställningsförmånerna kan i så

⁴ Se Granqvist och Persson (1997a) och samma författares kapitel om könsskillnader i karriärörlighet inom varuhandeln för Kvinnomaktutredningen (Granqvist och Persson (1997b).

fall utgöra en form av ”dolt diskrimineringsinstrument”. Förutom segregering/diskriminering som finns på yrkes-/branschnivå är det därför tänkbart att det existerar någon form av segregering/diskriminering på arbetsplatsnivå när det gäller förekomsten av anställningsförmåner. Segregering/diskriminering på arbetsplatsnivå kan ses som ytterligare en nivå av segregering/diskriminering.⁵

Utifrån genomgången ovan kan man sammanfattningsvis särskilja tre i viss utsträckning överlappande hypoteser om varför det finns skillnader mellan kvinnor och män i förekomsten av anställningsförmåner och om hur dessa skillnader kan väntas se ut. Dessa är:

- 1 Kvinnor väljer arbeten som går att kombinera med hem och familj. Deltidsarbete, antal barn civilstånd (gift eller sambo) antas vara negativt korrelerade med nästan alla typer av anställningsförmåner. Vissa anställningsförmåner som är ägnade att underlätta kombinationen av yrkesarbete och familj kan dock vara positivt korrelerade med dylika ”familjevariabler”.
- 2 Skillnader i anställningsförmåner mellan män och kvinnor förklaras av skillnader i penninglön, dvs. ett positivt samband mellan penninglön och anställningsförmåner borde fånga upp könsskillnader i anställningsförmåner.
- 3 Kvinnor har färre anställningsförmåner som en följd av segregering och/eller diskriminering på arbetsmarknaden. Skillnaderna förklaras av att svenska kvinnor för det mesta arbetar inom den offentliga sektorn. Alternativt förklaras skillnaderna av att ju mer kvinnodominerad branschen eller arbetsplatsen är, desto lägre är sannolikheten för förekomsten av anställningsförmåner.

7.4 Tidigare studier

Forskningen om anställningsförmåner har varit eftersatt främst genom bristande tillgång på data. Under senare år har det dock skapats datamängder där information om denna typ av ersättning för arbete inkluderats. De flesta studier om anställningsförmåner rör lönerelaterade försäkringsförmåner, såsom pensionsförmåner. Så gott som alla amerikanska studier handlar om denna typ av anställningsförmåner. Currie (1993) finner att det finns skillnader mellan kvinnor och män i förekomsten av pensionsförmåner, hälsoförsäkringar och olycksfallsförsäkringar även då man kontrollerar för ålder, utbildning, civilstånd och antal barn. Even och Macpherson (1991) rapporterar att

⁵ Se kapitlet av Hultin och Szulkin (1997) i denna volym om könsdiskriminering på arbetsplatsnivå.

amerikanska kvinnor har 11 till 19 procent lägre sannolikhet än män att erhålla hälso-, liv- och pensionsförsäkringsförmåner.

Det finns ytterst få europeiska studier rörande lönerelaterade försäkringsförmåner. Frågan om de svenska kvinnornas omfattande deltidsarbete påverkar omfattningen av anställningsförmånerna har vad gäller pensionsförmånerna studerats av Ståhlberg (1995), som finner att ATP- och avtalspensionsreglernas utformning i vissa fall gagnade deltidsarbetande kvinnor jämfört med heltidsarbetande kvinnor. Selén och Ståhlberg (1996a) analyserar ATP- och avtalspensionsrättigheternas effekt på lönespridningen då förmånsvärdena inkluderas i lönemåttet. De finner att spridningen ökar. I en annan studie (Selén och Ståhlberg, 1996b) finner de att effekten av arbetslivserfarenhet på lönetillväxten är större då pensionsförmånerna inkluderas i lönemåttet.

Det finns några europeiska studier om sedvanliga sidoförmåner. Green m.fl. (1985) analyserar sannolikheten att erhålla ett antal sedvanliga sidoförmåner utifrån brittiska data. Huvudresultaten är att (i) höginkomsttagare har större sannolikhet än låginkomsttagare att ha de flesta av förmånerna; (ii) arbetstagare med en högre socioekonomisk position har mer anställningsförmåner; (iii) heltidsanställda har överlag fler förmåner än deltidsanställda, (iv) män har fler förmåner än kvinnor; (v) förekomsten av anställningsförmåner varierar kraftigt mellan branscher.

Knudsen (1991) analyserar könsskillnader i förekomsten av norska sidoförmåner. Huvudresultatet är att män erhåller fler sidoförmåner än kvinnor som ett resultat av sin relativt sett högre position på arbetsmarknaden och i företaget.

Granqvist (1997) som studerar sedvanliga sidoförmåner utifrån finska data visar att män har större sannolikhet att erhålla värdefulla förmåner såsom bil-, bostads- och reseförmåner, medan kvinnor oftare erhåller mindre värdefulla förmåner såsom lunchförmåner och teaterbiljetter. I samma studie visas att inkomstjämligheten mellan olika yrkesgrupper ökar då totalvärdet av sidoförmåner per person inkluderas i lönemåttet. I de högsta tio procenten av lönefördelningen är skillnaderna mellan mäns och kvinnors genomsnittliga förmånsvärden allra störst. I Granqvist (1997 och 1998) visas att lönegapet mellan kvinnor och män och männens avkastning på investeringar i utbildning underskattats när sidoförmåner utelämnats ur analysen. Skillnader mellan mäns och kvinnors utbildningsavkastning har därmed tidigare underskattats.

Fornwall (1994) som utnyttjar svenska data avseende unga ekonomer finner att sannolikheten att erhålla en sidoförmån är positivt korrelerad med arbetslivserfarenhet som erhållits före högskoleut-

bildningen, med anställning i Stockholmsområdet och med företagsutbildning. Författaren finner också att sannolikheten att erhålla en sidoförmån är negativt korrelerad med deltidsarbete och med sysselsättning inom den offentliga sektorn.

I SCB:s lönerapport *Löner i Sverige 1990–1991* (tabell 2: 60–88) finns vissa uppgifter om summan av beskattningsvärdena av sidoförmåner för kvinnor och män i olika branscher och olika yrkesgrupper. Statistiken visar t.ex. att kvinnliga tjänstemän i snitt erhåller 70 till 94 procent av männens genomsnittliga penninglön beroende på vilken bransch som studeras, medan de motsvarande procentandelarna vad gäller totalvärdet av sidoförmåner rör sig mellan 2 till 70 procent. Detta antyder att sidoförmånerna ökar löneskillnaderna mellan svenska män och kvinnor. Därtill är de mycket ojämnt fördelade mellan branscher.

7.5 Data och metod

Den information om de sedvanliga sidoförmånerna som analyseras här är hämtad från Levnadsnivåundersökningen 1991 (LNU 91; Erikson och Åberg, 1987; Fritzell och Lundberg, 1993). Omkring 6000 slumpmässigt utvalda individer, som utgör ett representativt urval av Sveriges befolkning, intervjuades i fyra omgångar – 1968, 1974, 1981 och 1991. Endast undersökningen från år 1991 innehåller information om sidoförmåner. Frågan som ställdes är:

Har Du genom ditt arbete någon av följande förmåner?

- a) andel i företagets vinst,
- b) fri bostad eller reducerad hyra,
- c) tjänstebil för privat bruk,
- d) fri telefon i bostaden,
- e) fritidsbostad (gratis eller till ringa kostnad),
- f) köp av varor eller tjänster till reducerat pris,
- g) aktier, konvertibler, optioner etc till förmånliga villkor,
- h) subventionerad lunch.

Informationen om arbetsplatserna är hämtad från Arbetsplatsundersökningen (APU; le Grand m.fl. 1996). Personer som år 1991 var anställda på arbetsplatser med minst tio arbetstagare ingår i undersökningen. En sammanlänkning av APU med LNU91 gör att urvalet minskar med omkring 1000 personer på grund av restriktionen i APU. Två olika urval analyseras: ett LNU91-urval (hädanefter benämmt ”stort urval”) och ett LNU91/APU-urval (hädanefter benämmt ”litet urval”).

Det stora urvalet består av 2597 personer i åldern 18 till 64 år som arbetade deltid eller heltid under år 1991 och för vilka det fanns

uppgifter om timlön. Det mindre urvalet är ett underurval av det stora urvalet, nämligen 1666 personer som var anställda på arbetsplatser med minst 10 arbetstagare.

Fördelningen av de olika sidoförmånerna i det stora urvalet presenteras i tabellerna 7.1–7.4. Tabell 7.1 visar att omkring 54 procent av arbetstagarna erhåller minst en förmån, dvs. någon av de analyserade förmånerna. Det är fler män än kvinnor som har sidoförmåner. Bland männen är procentandelen 61 medan den är 47 bland kvinnorna. För varje typ av förmån gäller att en större andel av männen än av kvinnorna erhåller den. Mindre än en procent av arbetstagarna har bostadsförmåner och 33 procent av arbetstagarna erhåller den oftast förekommande sidoförmånen, lunchförmånen. Den sista kolumnen i tabell 7.1 visar hur stor andel av dem som erhåller respektive förmån som är kvinnor. Förutom för lunchförmånen är andelen mindre än hälften. Bara omkring 11 procent av tjänstebilsinnehavarna är kvinnor medan 89 procent är män. Av dem som har del i företagets vinst är 77 procent män och 23 procent kvinnor och av dem som får aktier och konvertibler är 69 procent män och 31 procent kvinnor.

Tabell 7.1 *Fördelningen av olika sidoförmåner mellan män och kvinnor*

	Alla (2597)		Män (1284)		Kvinnor (1313)		Andel kvinnor av arbetstagare med förmånen
	Antal	Procent	Antal	Procent	Antal	Procent	Procent
Företagets vinst	163	6,3	126	9,8	37	2,8	22,7
Bostadsförmån	18	0,7	13	1,0	5	0,4	27,8
Tjänstebil	110	4,2	98	7,6	12	0,9	10,9
Telefon	69	2,7	50	3,9	19	1,4	27,5
Fritidsbostad	132	5,1	89	6,9	43	3,3	32,6
Varu- tjänsterabatter	683	26,3	410	31,9	273	20,8	40,0
Aktier, konvertibler	189	7,3	131	10,2	58	4,4	30,7
Lunchförmån	864	33,3	429	33,4	435	33,1	50,3
Åtminstone en förmån	1399	53,9	787	61,3	612	46,6	43,7

Källa: Författarens egna beräkningar utifrån LNU91.

I tabell 7.2 visas hur innehavet av antalet förmåner är fördelat. De flesta personerna har antingen ingen sidoförmån alls eller bara en sidoförmån. Även om inte många har fler än en förmån så finns det skillnader mellan kvinnor och män. Av tabellen framgår att en större andel av männen än av kvinnorna har två eller flera förmåner.

Tabell 7.2 *Fördelningen av antalet sidoförmåner per man och kvinna*

	Alla (2684)	Män (1284)	Kvinnor (1313)
Antal förmåner per person	Procent av alla	Procent av männen	Procent av kvinnorna
0	46,1	38,7	53,4
1	32,5	33,0	32,0
2	13,9	17,5	10,3
3	5,5	7,6	3,4
4	1,5	2,2	0,8
5	0,3	0,5	0,0
6	0,2	0,3	0,0
7	0,0	0,1	0,0
8	0,1	0,0	0,2

Källa: Författarens egna beräkningar utifrån LNU91.

I tabell 7.3 visas hur förmånsinnehaven är fördelade dels mellan dem som arbetar deltid och heltid, dels mellan dem som är anställda i offentlig och privat sektor. Bland deltidsanställda är procentandelarna för varje förmån lägre än motsvarande andelar bland heltidsanställda. Procentandelarna är också lägre för de anställda inom offentlig sektor än inom privat sektor, utom för telefonförmånen.

Tabell 7.3 *Fördelningen av olika förmåner mellan deltids- och heltids sysselsatta, respektive mellan offentlig och privat sektor*

	Deltid (620)		Heltid (1977)		Offentlig sektor (1250)		Privat sektor (1347)	
	Antal	Procent	Antal	Procent	Antal	Procent	Antal	Procent
Företagets vinst	14	2,3	149	7,5	16	1,3	147	10,9
Bostadsförmån	2	0,3	16	0,8	4	0,3	14	1,0
Tjänstebil	4	0,6	106	5,4	5	0,4	105	7,8
Telefon	5	0,8	64	3,2	37	3,0	32	2,4
Fritidsbostad	17	2,7	115	5,8	39	3,1	93	6,9
Varu- tjänsterabatter	123	19,8	560	28,3	154	12,3	529	39,3
Aktier, konvertibler	23	3,7	166	8,4	2	0,2	187	13,9
Lunchförmån	170	27,4	694	35,1	361	28,9	503	37,3
Åtminstone en förmån	262	42,3	1137	57,5	483	38,6	916	68,0

Källa: Författarens egna beräkningar utifrån LNU91.

Fördelningen av sidoförmåner mellan fyra socio-ekonomiska grupper presenteras i tabell 7.4. Skillnaderna mellan grupperna är uppenbarligen beroende av typen av förmån. Vi ser t.ex. att varu- och tjänstera-

batter är vanligare bland arbetare än bland tjänstemän. Mindre än en procent av arbetarna har en tjänstebil medan 18 procent av de högre tjänstemännen har en sådan.

Tabell 7.4 *Fördelningen av olika förmåner mellan socio-ekonomiska grupper*

	Arbetare (1155)		Förmån, arbetsledare (123)		Tjänstemän, lägre + mellan (905)		Tjänstemän, högre (414)	
	Antal	%	Antal	%	Antal	%	Antal	%
Företagets vinst	58	5,0	9	7,3	50	5,5	46	11,1
Bostadsförmån	3	0,3	4	3,2	5	0,5	6	1,5
Tjänstebil	8	0,7	4	3,2	23	2,5	75	18,1
Telefon	19	1,7	4	3,2	26	2,9	20	4,8
Fritidsbostad	55	4,8	9	7,3	46	5,1	22	5,3
Varu-, tjänsterabatter	354	30,6	40	32,5	207	22,9	82	19,8
Aktier, konvertibler	54	4,7	14	11,4	80	8,8	41	9,9
Lunchförmån	309	26,7	44	35,8	342	37,8	169	40,8
Åtminstone en förmån	599	51,9	79	64,2	489	54,0	232	56,0

Källa: Författarens egna beräkningar utifrån LNU91.

Vi har nu sett att det uppenbarligen finns skillnader i anställningsförmåner mellan deltids- och heltidsanställda, mellan offentlig och privat sektor och mellan olika socio-ekonomiska grupper. För att uttröna om de påvisade skillnaderna mellan kvinnor och män kan hänföras till att män och kvinnor skiljer sig systematiskt vad gäller arbetstid, sektor etc utnyttjas regressionsanalys för att kunna kontrollera för de bakomliggande faktorerna.

Med hjälp av regressioner av s.k. logitmodeller kan man skatta hur sannolikheten att erhålla en viss sidoförmån påverkas av olika förklarande variabler. (Logitmodellen skrivs i termer av den logaritmerade oddskvoten, vilken utgör kvoten mellan sannolikheten av att erhålla förmånen och sannolikheten att inte erhålla förmånen, dvs.

$$\ln[\text{Pr}(\text{förmån}) / \text{Pr}(\text{ej förmån})] = X' \beta$$

där X utgör en vektor av förklarande variabler.)

De förklarande variablerna väljs utifrån de ovan beskrivna hypoteserna om förklaringar till förekomsten av anställningsförmåner. Dessa variabler återspeglar således egenskaper hos arbetstagaren, arbetsgivaren, arbetsplatsen och anställningsförhållandet. Variablerna som inkluderas är en kvinnodummy, dvs. en kategorisk variabel som i detta fall antar värdet ett för kvinnor och värdet noll för män.

Koefficienten för dummyvariabeln relateras till den valda referenskategori, i detta fall män. Andra variabler som inkluderas är variablerna "Ålder" och "Ålder i kvadrat". Det är nämligen tänkbart att sannolikheten för att erhålla en förmån ökar med åldern men att ökningen bara sker upp till en viss ålder för att sedan avta. Därför inkluderas en andragradsterm (kvadrerad ålder). Antal år i utbildning på heltid och en dummy för varje socio-ekonomisk grupp enligt indelningen i tabell 4, där "Arbetare" utgör referenskategori, läggs in i analysen. Andra variabler som inkluderas är anställningstid, dess kvadrat, en dummy för företagsutbildning, civilstånd (gift eller sambo), antal barn i hemmet, en dummy för deltidsarbete, en dummy för stor arbetsplats (fler än 500 anställda), en dummy för Stockholmsregionen och den logaritmerade penninglönen⁶ och en dummy för den privata sektorn. Därtill inkluderas andelen kvinnor på arbetsplatsen och andelen kvinnor i branschen. Medeltalen av de förklarande variablerna återfinns i tabell 7.5 i slutet av kapitlet.

7.6 Vad bestämmer innehavet av sidoförmåner?

Eftersom skillnaderna mellan olika typer av sidoförmåner vad gäller betydelsen av olika förklarande variabler tycks vara rätt stora, är det svårt att dra några generella slutsatser som gäller för alla förmåner. De teoretiska förklaringarna får varierande grad av stöd beroende på vilken förmån som analyseras. Därför kommer resultaten av de empiriska analyserna att gås igenom förmån för förmån. Bostadsförmånen har utelämnats ur analysen p.g.a. att antalet personer som hade denna förmån var mycket litet. I tabellerna redovisas enbart relativa risker (oddskvoter). Ett värde större än ett betyder att sambandet mellan den förklarande variabeln och sannolikheten att erhålla förmånen är positivt och ett värde mindre än ett uttrycker att sambandet är negativt.

En likadan uppsättning av nio stycken modeller skattas för varje förmån (se tabellerna 7.6–7.12 i slutet av kapitlet). Den första modellen innehåller förutom s.k. familjevariabler ett antal variabler som antas förklara innehavet av förmånen (hypotes 1). Modell 2

⁶ När man skattar sambandet mellan penninglön och anställningsförmåner uppstår ett problem, nämligen att penninglönen och anställningsförmånen antagligen är simultant bestämda, dvs. samma faktorer bestämmer både penninglönen och anställningsförmånen (endogenitetsproblem). Om man inkluderar penninglön som en förklarande variabel i den skattade ekvationen som uttrycker sannolikheten att erhålla en förmån, är det högst troligt att skattningen av koefficienten för penninglönevariabeln blir skev. Se en utförligare diskussion om detta i Granqvist (1997).

utökas med variabeln ”Penninglön” för att analysera sambandet mellan penninglön och sidoförmåner och här analyseras hur variabeln påverkar koefficienten för variabeln ”Kvinna” (hypotes 2). Den tredje modellen avser fånga in aspekter av den s.k. segregeringshypotesen genom att sektorsvariabeln tas med. Därefter skattas denna modell separat för kvinnor (modell 4) och män (modell 5). I modell 6 och modell 7 görs separata skattningar för offentlig respektive privat sektor för att ytterligare kunna renodla segregeringshypotesen. I de två sista skattningarna utnyttjas det mindre urvalet. Modell 8 skattas för att jämföra hur koefficienterna påverkas av att det mindre urvalet används (jämför med modell 3). I den sista modellen (modell 9) inkluderas variablerna ”Kvinnoandel i bransch” och ”Kvinnoandel på arbetsplatsen” i stället för sektorsvariabeln. Nedan följer en genomgång av analysresultaten för de olika förmånerna. Varje avsnitt inleds av en sammanfattning av huvudresultaten.

Företagets vinst som sidoförmån

Resultaten rörande vad som påverkar sannolikheten att ha del i företagets vinst redovisas i tabell 7.6. Sammanfattningsvis visar resultaten att:

- 1) ”vara kvinna” minskar sannolikheten för att få förmånen,
- 2) ha barn minskar sannolikheten att ha förmånen för kvinnor, men inte för män,
- 3) penninglönen är en viktig förklaringsfaktor för innehavet av förmånen åtminstone för män, dvs. ju högre penninglön, desto större sannolikhet för ett innehav av förmånen,
- 4) sysselsättning inom den privata sektorn är en viktig förklaringsfaktor och att
- 5) ju mer kvinnodominerad branschen är, desto lägre är sannolikheten för förekomsten av förmånen.

Analyserna visar att det finns en separat effekt av ”att vara kvinna” jämfört med ”att vara man” som minskar sannolikheten att ha del i företagets vinst. Skattningen av den första modellen visar att kvinnor i genomsnitt har 66 procents lägre sannolikhet än män att erhålla en vinstförmån. Ingen av familjevariablerna uppvisar någon signifikant effekt på sannolikheten att erhålla förmånen. Resultaten visar också att det finns ett starkt positivt samband mellan penninglönen och sannolikheten att ha vinstförmåner. Det betyder att ju högre penninglön personen har, desto större är också sannolikheten att få förmånen. Eftersom skillnaden mellan kvinnor och män minskar då variabeln penninglön inkluderas ser vi att denna variabel är en viktig förklaringsfaktor till skillnaderna mellan män och kvinnor, men

skillnaderna försvinner inte, dvs. hypotesen om att skillnaderna i sidoförmåner helt kan förklaras av skillnaderna i penninglön mellan kvinnor och män får inte stöd här.⁷

Skillnaden mellan kvinnors och mäns sannolikhet att ha del i vinst minskar ytterligare då sektorsvariabeln inkluderas, men en signifikant skillnad kvarstår fortfarande. En anställd inom den privata sektorn har en sannolikhet att ha del i vinst som är mer än åtta gånger större än en anställd inom den offentliga sektorn. Detta resultat är inte så oväntat, eftersom mycket få inom den offentliga sektorn har vinstförmåner. Av de 16 personer som har denna förmån är de flesta anställda inom post-och telekommunikationer och hälso- och sjukvårdsbranschen. Här bör man notera att indelningen i privat och offentlig sektor ibland är problematisk och att en stor gråzon existerar. Verksamheter som sköts i företagsform men där ägarmajoriteten är offentlig hänförs till den offentliga sektorn. Detta hindrar inte att de anställda är delägare inom den privata delen av verksamheten. Även privata företag som säljer sina varor och tjänster till den offentliga sektorn klassificeras ibland som offentlig verksamhet.

Då samma modell skattas separat för kvinnor (modell 4) och män (modell 5) visar det sig att det finns ett starkt positivt samband mellan vinstförmåner och penninglön för män, men inte för kvinnor. Att ha en hög socio-ekonomisk position, allt annat lika, är relativt sett viktigare för kvinnor än för män. Resultaten visar också att ju fler barn en kvinna har desto lägre är sannolikheten för att hon har del i företagets vinst.

Även inom den offentliga sektorn finns oförklarade skillnader mellan kvinnor och män i tilldelningen av vinstförmåner. Kvinnors sannolikhet är bara 31 procent av männens inom den offentliga sektorn. Inom den privata sektorn är kvinnors sannolikhet 58 procent av männens. För att kunna analysera om könsrelaterad segregering inom branschen och på arbetsplatsen har någon effekt på sannolikheten att få del i företagets vinst skattas modell 9 som inkluderar kvinnoandelen i branschen respektive på arbetsplatsen. Även i denna modell är kvinnors sannolikhet att ha förmånen omkring 40 procent lägre än mäns sannolikhet. Kvinnoandelen i branschen har en negativ effekt på sannolikheten, medan kvinnoandelen på arbetsplatsen inte har någon signifikant effekt. Det betyder att ju större andelen kvinnor är i branschen är, desto lägre är sannolikheten för förmånen.

⁷ Däremot bör man vara försiktig i tolkningen av lönekoeficienten eftersom skattningen kan vara skev p g a endogenitetsproblemet som diskuterades ovan, dvs. att samma faktorer bestämmer både penninglönen och sidoförmånen. I så fall är den förklarande variabeln (i detta fall penninglönen) också bestämd inom modellen och ett endogenitetsproblem uppstår med skeva skattningar som följd.

Tjänstebil för privat bruk som sidoförmån

Vad som påverkar sannolikheten att ha tjänstebil som sidoförmån framgår av tabell 7.7. Sammanfattningsvis visar resultaten att:

- 1) ”vara kvinna” minskar sannolikheten för att få förmånen,
- 2) penninglönen är en viktig förklaringsfaktor för innehavet av förmånen åtminstone för män, dvs. ju högre penninglön, desto större sannolikhet för ett innehav av förmånen,
- 3) sysselsättning inom den privata sektorn är en viktig förklaringsfaktor och att
- 4) ju mer kvinnodominerad arbetsplatsen är, desto lägre är sannolikheten för förekomsten av förmånen.

Enligt skattningen av den första modellen har kvinnor 85 procent lägre sannolikhet att ha en tjänstebil än män. Deltidsanställda har omkring 60 procent lägre sannolikhet än heltidsanställda. Att vara gift eller sammanboende ökar sannolikheten att ha förmånen nästan tre gånger. Uttryckt på ett annat sätt har en person som är gift eller sammanboende en sannolikhet som är omkring 275 procent högre än en person som varken är gift eller sammanboende. Däremot är effekten av antal barn inte signifikant. Liksom för företagets vinst minskar de oförklarade skillnaderna mellan kvinnor och män då dels penninglön, dels sektorsvariabeln inkluderas, men könsskillnaden är fortfarande signifikant. Det betyder att könsskillnaderna i tjänstebil-sinnehav inte helt kan förklaras av skillnader i de förklarande variablerna, t.ex. att kvinnor och män har olika penninglöner och arbetar i olika sektorer.

De separata regressionerna för kvinnor och män visar att den statistiskt signifikanta löneeffekten försvinner för kvinnor men är signifikant och stark för män. Detta kan bero på att variationen i penninglönen är mindre bland kvinnor och att hög socio-ekonomisk ställning ”suger upp” löneeffekten i större utsträckning för kvinnor än för män. Anställningstid är enbart signifikant för kvinnor. I medeltal ökar sannolikheten att ha en tjänstebil med 43 procent för varje anställningsår. Den signifikanta koefficienten för variabeln kvadrerad anställningstid antyder att ökningen bara fortsätter till en viss punkt för att sedan avta. Oförklarade könsskillnader kvarstår också bland de anställda inom den privata sektorn i modell 7.⁸

I modell 9 där kvinnoandelen i branschen och kvinnoandelen på arbetsplatsen inkluderas i modellen försvinner den signifikanta effekten av kvinnodummy. Kvinnoandelen på arbetsplatsen är en signifikant förklaringsfaktor för tilldelningen av denna förmån. En

⁸ Endast fem anställda inom den offentliga sektorn hade en tjänstebil, vilket gör att skattningar av modell 6 inte konvergerar.

ökning av kvinnoandelen på arbetsplatsen med en procent minskar sannolikheten med en faktor på 0,086. Detta betyder att effekten av könssegregering på själva arbetsplatsen fångar upp ytterligare en del av de oförklarade könsskillnaderna.

Tillgång till fri telefon som sidoförmån

Resultaten rörande vad som påverkar sannolikheten att ha fri telefon redovisas i tabell 7.8. Sammanfattningsvis visar resultaten att:

- 1) "vara kvinna" minskar sannolikheten för att få förmånen,
- 2) ha barn minskar sannolikheten att ha förmånen för kvinnor, men inte för män,
- 3) penninglönen är en viktig förklaringsfaktor för innehavet av förmånen åtminstone för män, dvs. ju högre penninglön, desto större sannolikhet för ett innehav av förmånen,
- 4) sysselsättning inom den offentliga sektorn är en viktig förklaringsfaktor och att
- 5) ju mer kvinnodominerad branschen är, desto lägre är sannolikheten för förekomsten av förmånen.

Kvinnors sannolikhet att ha fri telefon utgör omkring 50 procent av männens sannolikhet. Inom den offentliga sektorn är den däremot bara 29 procent vilket framgår av modell 6. Inom den privata sektorn är den oförklarade könsskillnaden inte statistiskt signifikant (modell 7). De relativa riskerna för sektorsvariabeln i modell 3 och modell 8 visar att anställda inom den offentliga sektorn har större sannolikhet att erhålla denna förmån. Sambandet mellan penninglön och förmånen är enbart signifikant för män liksom var fallet för företagets vinst och tjänstebil. Kvinnoandelen i branschen har en starkt negativ effekt på sannolikheten att ha denna förmån.

Tillgång till fritidsbostad som sidoförmån

Resultaten rörande vad som påverkar sannolikheten att ha tillgång till fritidsbostad redovisas i tabell 7.9. Sammanfattningsvis visar resultaten att:

- 1) "vara kvinna" minskar sannolikheten för att få förmånen,
- 2) sysselsättning inom den privata sektorn är en viktig förklaringsfaktor och att
- 3) ju mer kvinnodominerad branschen är desto lägre är sannolikheten för förekomsten av förmånen.

Kvinnor har en signifikant lägre sannolikhet än män att ha tillgång till fritidsbostad. I skattningarna av modellerna 7, 8 och 9 är kvinnodummen inte längre signifikant. Detta betyder att det inte finns

någon signifikant könsskillnad inom privat sektor, allt annat lika (7), och givet att man arbetar inom en kvinnodominerad bransch, vilket ger en lägre sannolikhet för att ha en fritidsbostad, finns det ingen ytterligare könsskillnad (9). Att arbeta deltid inom den privata sektorn minskar sannolikheten med 55 procent jämfört med att arbeta heltid inom samma sektor. Däremot finns det ett positivt samband mellan att vara gift eller sammanboende och att ha tillgång till en fritidsbostad å arbetets vägnar. Penninglön uppvisar inte en signifikant korrelation i en enda av de skattade modellerna. Ju större andel kvinnor i branschen, desto lägre är sannolikheten för att ha en fritidsbostad som sidoförmån.

Varu- och tjänsterabatter som sidoförmån

Resultaten rörande vad som påverkar sannolikheten att få varu- och tjänsterabatter redovisas i tabell 7.10. Sammanfattningsvis visar resultaten att:

- 1) "vara kvinna" minskar sannolikheten för att få förmånen,
- 2) ha barn minskar sannolikheten att ha förmånen för kvinnor, men inte för män,
- 3) penninglönen är en viktig förklaringsfaktor för innehavet av förmånen åtminstone för män, dvs. ju högre penninglön desto större sannolikhet för ett innehav av förmånen,
- 4) sysselsättning inom den privata sektorn är en viktig förklaringsfaktor,
- 5) ju mer kvinnodominerad branschen är desto lägre är sannolikheten för förekomsten av förmånen
- 6) ju mer kvinnodominerad arbetsplatsen är desto lägre är sannolikheten för förekomsten av förmånen.

Även när det gäller varu- och tjänsterabatter är kvinnors sannolikhet att ha dessa förmåner signifikant lägre än mäns sannolikhet (se resultaten för skattningarna av modell 1, modell 2, modell 8 och modell 9). Till skillnad från de andra förmånerna har arbetare en större sannolikhet att erhålla varu- och tjänsterabatter än tjänstemän. Av de s.k. familjevariablerna uppvisar "Antal barn" ett signifikant negativt samband med förmånen. Denna effekt är bara signifikant för kvinnor. Det betyder att många barn straffar kvinnor men inte män vad det gäller denna förmån. Detta resultat ger stöd åt den första hypotesen. Att arbeta inom den privata sektorn jämfört med inom den offentliga sektorn ökar sannolikheten med omkring 3 till 4 gånger beroende på vilken modell som skattas. De två segregeringsvariablerna "Kvinnoandelen i branschen" och "Kvinnoandelen på arbetsplatsen" har däremot en signifikant negativ effekt på sannolikheten. Det

betyder att för denna förmån tycks det finnas två nivåer av segregering som påverkar sannolikheten negativt. Ju mer kvinnodominerad branschen är, desto lägre är sannolikheten att ha förmånen. Därutöver finns det ytterligare en nivå av segregering, nämligen på arbetsplatsen som har en negativ effekt. Att notera är dock att den oförklarade könsskillnaden kvarstår trots att segregeringsvariablerna inkluderats.

Aktier och konvertibler som sidoförmån

Resultaten rörande vad som påverkar sannolikheten att ha aktier och konvertibler redovisas i tabell 7.11. Sammanfattningsvis visar resultaten att:

- 1) ”vara kvinna” minskar sannolikheten för att få förmånen jämfört med att ”vara man”,
- 2) vara gift eller sammanboende ökar sannolikheten för att få förmånen för kvinnor men inte för män,
- 3) ha barn minskar sannolikheten att ha förmånen för kvinnor, men inte för män,
- 4) penninglönen är en viktig förklaringsfaktor för innehavet av förmånen åtminstone för män, dvs. ju högre penninglön desto större sannolikhet
- 5) sysselsättning inom den privata sektorn är en viktig förklaringsfaktor,
- 6) ju mer kvinnodominerad branschen är desto lägre är sannolikheten för förekomsten av förmånen
- 7) ju mer kvinnodominerad arbetsplatsen är desto lägre är sannolikheten för förekomsten av förmånen.

Kvinnors sannolikhet att ha aktier eller konvertibler är omkring 43 till 57 procent av mäns sannolikhet beroende på vilken modell som skattas. Den signifikanta effekten av kön försvinner då sektorsvariabeln inkluderas i modellen, men den stora oddskvoten på 108,4 av att arbeta inom den privata sektorn förklaras av att endast två personer som arbetade inom den offentliga sektorn hade denna förmån. Den oförklarade könsskillnaden är heller inte signifikant för anställda inom den privata sektorn. Däremot uppvisar variablerna som uttrycker kvinnoandelen i branschen och kvinnoandelen på arbetsplatsen en starkt signifikant effekt på sannolikheten att ha aktier och konvertibler. I detta fall är effekten av könsvariabeln inte längre signifikant. Att vara gift eller sammanboende har en positiv effekt medan antal barn har en negativ effekt. Detta visar sig dock enbart gälla för kvinnor, såsom framgår av skattningarna av modell 4 och modell 5.

Lunchförmån

Vad som påverkar sannolikheten att ha lunchförmån som sidoförmån framgår av tabell 7.12. Sammanfattningsvis visar resultaten att:

- 1) "vara kvinna" ökar sannolikheten för att få förmånen,
- 2) ju högre penninglönen är, desto större är sannolikheten för ett innehav av förmånen,
- 3) sysselsättning inom den privata sektorn är en viktig förklaringsfaktor medan deltidsarbete inom denna sektor minskar sannolikheten jämfört med heltidsarbete inom samma sektor
- 4) ju mer kvinnodominerad branschen är desto lägre är sannolikheten för förekomsten av förmånen.

Lunchförmånen visar sig vara den enda förmånen för vilken effekten av "att vara kvinna" påverkar sannolikheten att ha förmånen i en positiv riktning. Inom den privata sektorn har kvinnor 60 procents större sannolikhet att ha en lunchförmån än män. Deltidsanställning minskar sannolikheten till nästan hälften jämfört med heltidsanställning inom den privata sektorn. Även för denna förmån finns det ett positivt samband mellan penninglön och sannolikheten att ha förmånen i synnerhet inom den privata sektorn. Även om kvinnor verkar ha en större sannolikhet än män att ha en lunchförmån, har kvinnoandel i branschen ändå en signifikant negativ effekt på sannolikheten.

7.7 Sammanfattande diskussion

I denna studie har könsskillnader i förekomsten av ett antal sedvanliga sidoförmåner analyserats. Resultaten visar att det kvarstår oförklarade könsskillnader i sidoförmåner som inte kan hänföras till andra faktorer vilka antas förklara förekomsten av förmåner. Huvudresultaten är att

- 1) "vara kvinna" jämfört med att "vara man" minskar sannolikheten för att ha alla förmåner utom lunchförmånen,
- 2) ha barn minskar sannolikheten att ha de flesta förmåner för kvinnor, men inte för män,
- 3) penninglönen är en viktig förklaringsfaktor för innehavet av nästan alla förmåner åtminstone för män, dvs. ju högre penninglön, desto större sannolikhet för ett innehav av förmånen,
- 4) sysselsättning inom den privata sektorn är en viktig förklaringsfaktor för alla utom för telefonförmånen,
- 5) ju mer kvinnodominerad branschen är, desto lägre är sannolikheten för förekomsten av nästan alla förmåner och att

6) ju mer kvinnodominerad arbetsplatsen är, desto lägre är sannolikheten för förekomsten av några förmåner.

Tre alternativa hypoteser ställdes upp för att förklara könsskillnader i förekomsten av anställningsförmåner. Enligt den *första hypotesen* väljer kvinnor arbeten som går att kombinera med hem och familj. Deltidsarbete, antal barn och civilstånd (gift eller sambo) antas vara negativt korrelerade med nästan alla typer av anställningsförmåner. Vissa anställningsförmåner som är ägnade att underlätta kombinationen av yrkesarbete och familj kan dock vara positivt korrelerade med dylika "familjevariabler". Enligt den *andra hypotesen* förklaras skillnader i anställningsförmåner mellan män och kvinnor av skillnader i penninglönen. Eventuella könsskillnader i anställningsförmåner kan bero på att kvinnor i större utsträckning än män har låga penninglöner. Ett positivt samband mellan penninglön och anställningsförmåner borde fånga upp könsskillnader i anställningsförmåner. Enligt den *tredje hypotesen* har kvinnor färre anställningsförmåner som en följd av segregering och/eller diskriminering på arbetsmarknaden. Skillnaderna kan då "förklaras" av att svenska kvinnor för det mesta arbetar inom den offentliga sektorn. Alternativt kan skillnaderna "förklaras" av att ju mer kvinnodominerad branschen eller arbetsplatsen är, desto lägre är sannolikheten för förekomsten av anställningsförmåner.

De tre hypoteserna som ställdes upp för att förklara könsskillnader i de studerade sidoförmånerna får i varierande grad stöd i resultaten. De tre hypoteserna är inte varandra uteslutande. Resultaten antyder dock att den tredje hypotesen (segregering och/eller diskriminering) får det största stödet i denna studie. Nedan följer en genomgång av resultaten i belysning av de tre hypoteserna.

Resultaten av de empiriska analyserna visar att de s.k. familjerelaterade variablerna (civilstånd, antal barn, deltidsarbete) i de flesta fallen har enbart en svag effekt på sannolikheten att erhålla en sidoförmån. Men det finns några undantag. För kvinnor har antal barn en signifikant negativ effekt på sannolikheten att få del i företagets vinst, att ha en telefonförmån, att ha varu- och tjänsterabatter samt att ha aktier och konvertibler. Dessa resultat ligger i linje med den första hypotesen. Negativa effekter av deltidsarbete visar sig hänga samman med sektorseffekten. Den negativa och signifikanta effekten av deltidsarbete försvinner då dummy för den privata sektorn inkluderas när det gäller tjänstebilsförmånen. De som arbetar deltid inom den privata sektorn har 85 procent lägre sannolikhet att ha en telefonförmån jämfört med dem som arbetar heltid inom samma sektor. När det gäller tilldelningen av fritidsbostäder och lunchförmåner i den privata sektorn straffas också deltidsarbete jämfört med heltidsarbete.

Sambandet mellan penninglön och förekomsten av olika sidoförmåner är i de flesta fallen signifikant och positivt. På grund av att samma faktorer i hög grad bestämmer både penninglönen och sidoförmåner bör dock koefficienten för penninglönevariabeln tolkas med en viss försiktighet. Implikationen av den andra hypotesen att könsskillnaderna i sidoförmåner helt kan förklaras av skillnaderna i penninglönen mellan män och kvinnor får inte något starkt stöd i analyserna. För de flesta förmånerna kvarstår de oförklarade skillnaderna mellan män och kvinnor även då penninglönevariabeln inkluderats i analysen. Skillnaderna minskar dock. Däremot visar skattningar av modellen separat för kvinnor och män att penninglönen inte förklarar skillnader i förekomsten av sidoförmåner bland kvinnor, medan penninglönen är en viktig förklaringsfaktor för skillnader i sidoförmåner bland män. Detta kan bero på att variationen i penninglönerna är mindre bland kvinnor än bland män och att hög socioekonomisk ställning ”suger upp” löneeffekten i större utsträckning för kvinnor. Men avsaknaden av ett signifikant positivt samband mellan penninglön och sidoförmåner när det gäller kvinnor kan också tolkas som att högvärlade kvinnor inte ”automatiskt” också har sidoförmåner.

Den tredje hypotesen, som förklarar skillnader i sidoförmåner med hjälp av segregering och/eller diskriminering, får delvis stöd i resultaten. Då dummyn för privat sektor inkluderas i analysen minskar de oförklarade skillnaderna mellan män och kvinnor förutom för telefonförmånen, men de är fortfarande signifikanta i det större urvalet förutom för varu- och tjänsterabatter samt aktier och konvertibler. Att det finns könsskillnader som inte kan hänföras till vilken sektor man arbetar inom visas också i resultaten av de separata skattningarna för anställda inom den offentliga och den privata sektorn. Endast telefonförmånen förekommer oftare i den offentliga sektorn, men kvinnor som är sysselsatta inom den offentliga sektorn har ändå en signifikant lägre sannolikhet att ha förmånen jämfört med män som är sysselsatta inom samma sektor.

Andelen kvinnor i branschen och på arbetsplatsen uppvisar i de flesta fallen ett negativt samband med tilldelningen av olika förmåner. Kvinnoandelen i branschen verkar dock vara den viktigare förklaringsfaktorn av de två. För alla sidoförmåner utom tjänstebilen visar resultaten av skattningarna att ju mer kvinnodominerad branschen är, desto lägre är sannolikheten att ha förmånen och ju mer kvinnodominerad arbetsplatsen är, desto lägre är sannolikheten för förekomsten av tjänstebilar, varu- och tjänsterabatter, samt aktier och konvertibler. Dessa resultat visar att det finns olika nivåer av

könsssegregering som påverkar sannolikheten att ha förmåner i en negativ riktning.

Även om data inte tillåter en beskrivning av de värdemässiga skillnaderna i sidoförmåner mellan kvinnor och män, tyder ändå resultaten på att sidoförmåner ökar den totala löneskillnaden mellan män och kvinnor. Könsskillnader i penninglönen beskriver med andra ord inte de verkliga skillnaderna i ersättningen för arbete. Men det är högst troligt att även denna studie underskattar de verkliga könsskillnaderna i sidoförmånerna på grund av dels att data inte inkluderar alla typer av förmåner, dels att nya former av anställningsförmåner hela tiden uppstår. Mörkertalet är antagligen stort vad gäller omfattningen av denna typ av förmåner. Därför är det viktigt att också i fortsättningen uppmärksamma anställningsförmånerna både i den allmänna debatten och i forskningen om löneskillnader mellan kvinnor och män!

Tabell 7.5–7.12, se följande sidor.

- 7.5 *Medeltal av de förklarande variablerna. Standardfel i parenteser.*
- 7.6 *Företagets vinst. Logitanalyser av sannolikheten att erhålla förmånen. Relativa risker (oddskvoter) rapporteras.*
- 7.7 *Tjänstebil. Logitanalyser av sannolikheten att erhålla förmånen. Relativa risker (oddskvoter) rapporteras.*
- 7.8 *Telefon. Logitanalyser av sannolikheten att erhålla förmånen. Relativa risker (oddskvoter) rapporteras.*
- 7.9 *Fritidsbostad. Logitanalyser av sannolikheten att erhålla förmånen. Relativa risker (oddskvoter) rapporteras.*
- 7.10 *Varu-, tjänsterabatter. Logitanalyser av sannolikheten att erhålla förmånen. Relativa risker (oddskvoter) rapporteras.*
- 7.11 *Aktier och konvertibler. Logitanalyser av sannolikheten att erhålla förmånen. Relativa risker (oddskvoter) rapporteras.*
- 7.12 *Lunchförmån. Logitanalyser av sannolikheten att erhålla förmånen. Relativa risker (oddskvoter) rapporteras.*

Författaren tackar Rådet för arbetslivsforskning som finansierar projektet ”Inte bara lön: Jämställdhet i löne- och anställningsförmåner”.

TABELL 7.5	Alla		Män		Kvinnor	
	Stort urval	Litet urval	Stort urval	Litet urval	Stort urval	Litet urval
Kvinnor, %	50,5	48,3				
Ålder	42,6 (10,2)	42,7 (10,1)	42,6 (10,3)	42,6 (10,2)	42,7 (10,1)	42,9 (10,1)
Anställningstid, år	10,9 (9,5)	11,5 (9,6)	11,8 (10,2)	12,3 (10,1)	10,1 (8,7)	10,7 (8,9)
Utbildningsår	11,6 (3,3)	11,7 (3,4)	11,8 (3,5)	11,9 (3,5)	11,5 (3,1)	11,6 (3,2)
Socioekonomisk grupp						
Arbetare (ej facklärd + facklärd), %	44,5	44,3	46,8	45,3	42,2	43,2
Arbetsledare, förmän, %	4,7	5,0	7,0	7,2	2,5	2,7
Tjänstemän på låg och mellannivå, %	34,8	33,2	24,1	23,6	45,4	43,5
Högre tjänstemän, %	15,9	17,5	22,1	23,9	9,9	10,5
Logaritmerade variabler						
Logaritmerade månadslöner	4,4 (0,3)	4,4 (0,3)	4,5 (0,3)	4,5 (0,3)	4,3 (0,2)	4,3 (0,2)
Företagsutbildning, %	46,9	51,0	49,8	54,3	43,9	47,3
Deltid, %	23,9	22,0	4,8	3,8	42,4	41,5
Gift / sambo, %	75,4	75,8	74,0	74,9	76,7	76,8
Antal barn i hushållet	1,0	1,0	0,9	0,9	1,0	1,1
> 500 anställda på arbetsplatsen, %	18,0	19,8	19,6	21,7	16,5	17,8
Stockholm, %	16,5	15,5	14,4	13,3	18,6	17,9
Privat sektor, %	51,9	47,1	67,5	63,8	36,5	29,3
Kvinnandelen i bransch		0,50 (0,25)		0,38 (0,21)		0,64 (0,23)
Kvinnandelen på arbetsplats		0,51 (0,31)		0,34 (0,25)		0,70 (0,26)
Antal observationer	2597	1666	1284	861	1313	805

Källa: Författarens egna beräkningar utifrån LNU91 / APU.

För tabellerna 7.6–7.12 gäller:

+ signifikant på 10 % nivå, *signifikant på 5 % nivå, **signifikant på 1 % nivå. Signifikanstesten och likelihood-måttet gäller för skattningar av den logaritmerade oddskvoten, dvs. logitfunktionen (se texten).

– inga observationer i gruppen.

TABELL 7.6	Stort urval							Litet urval	
	Alla (1)	Alla (2)	Alla (3)	Kv. (4)	Män (5)	Off. (6)	Privat (7)	Alla (8)	Alla (9)
Företagets vinst									
Kvinna	0,334**	0,414**	0,555*			0,312+	0,578*	0,534*	0,572+
Ålder	1,126	1,112	1,137	1,405	1,088	1,643	1,087	1,187	1,194
(Ålder) ²	0,998	0,998+	0,998+	0,995+	0,999	0,993+	0,999	0,998	0,998+
Anställningstid	1,052+	1,044	1,062*	1,086	1,042	0,989	1,076*	1,034	1,023
(Anst.tid) ²	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,003	0,999	1,000	1,000
Utbildningsår	0,943+	0,926*	1,008	0,961	1,020	0,977	1,023	0,963	0,907*
Arbetare (referensnivå)	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Förmän, arbetsledare	1,104	1,003	1,016	–	0,933	1,486	0,902	0,590	0,571
Tjänsteman, lägre + mellan	1,445	1,310	1,330	5,749**	0,815	0,499	1,460	1,448	1,468
Tjänsteman, högre	2,686	1,775	1,926*	11,246**	1,320	0,736	2,172*	2,096*	2,261*
Deltid	0,678	0,712	0,816	0,958	0,879	0,764	0,824	1,124	1,162
Gift / sambo	1,259	1,183	1,137	1,941	0,926	3,041	1,014	0,780	0,787
Antal barn	0,890	0,874	0,880	0,644+	0,961	0,753	0,907	0,889	0,886
Företagsutbildn.	1,025	1,011	0,097	1,824	1,007	0,947	1,107	1,169	0,983
Över 500 anställda	1,150	1,117	1,100	0,570	1,316	1,934	1,026	0,992	0,983
Stockholm	1,058	0,949	0,897	0,896	0,913	0,654	0,879	0,769	0,801
Log-lön		3,438**	1,768	0,491	2,480*	1,437	1,638	2,151	3,881**
Offentlig sektor (referensnivå)			1	1	1			1	
Privat sektor			8,247**	12,199**	6,264**			9,091**	
Kvinnandelen i bransch									0,196*
Kvinnandelen på arbetsplats									0,605
Antal förmän	163	163	163	37	126	16	147	110	110
Antal obs.	2597	2597	2597	1313	1284	1250	1347	1666	1666
-2 log-likelihood	1118,970	1107,071	1025,690	251,133	70,138	146,554	863,723	673,297	719,715

TABELL 7.7	Stort urval						Litet urval	
	Alla (1)	Alla (2)	Alla (3)	Kv. (4)	Män (5)	Privat (7)	Alla (8)	Alla (9)
Tjänstebil								
Kvinna	0,151**	0,279**	0,307**			0,301**	0,389+	0,538
Ålder	0,968	0,865	0,892	1,145	0,867	0,865	0,973	1,006
(Ålder) ²	1,000	1,001	1,001	0,998	1,002	1,001	1,000	1,000
Anställningstid	1,050	1,041	1,057	1,433*	1,022	1,073	1,022	0,999
(Anst.tid) ²	0,998	0,998	0,998+	0,987+	0,999	0,997	0,998	0,999
Utbildningsår	0,898	0,843**	0,932	0,978	0,921+	0,947	0,918	
Arbetare (referensnivå)	1	1	1	1	1	1	1	1
Förman, arbetsledare	3,853*	3,458+	3,292+	–	3,677*	3,386+	5,881*	5,849*
Tjänsteman, lägre + mellan	7,357**	5,787**	6,010**	3,143	6,788**	5,665**	8,594**	9,947**
Tjänsteman, högre	49,027**	16,788**	18,799**	39,404**	17,650**	20,519**	34,703**	43,759**
Deltid	0,387+	0,354+	0,490	0,628	0,310	0,373	0,321	0,325
Gift / sambo	2,756**	2,267*	2,085+	5,800	1,755	1,961+	1,840	1,644
Antal barn	1,035	0,998	0,995	0,643	1,025	1,015	0,817	0,861
Företagsutbildn.	0,546**	0,540*	0,549*	0,432	0,556	0,529*	0,719	0,799
Över 500 anställda	0,903	0,804	1,008	0,867	1,014	0,946	1,135	0,839
Stockholm	1,996**	1,528	1,345	1,209	1,358	1,548	0,657	0,760
Log-lön		32,850**	14,869**	1,809	22,442**	10,777**	11,367**	29,711**
Offentlig sektor (referensnivå)			1	1	1		1	
Privat sektor			14,430**	16,843**	14,361**		13,585**	
Kvinnoandel i bransch								0,765
Kvinnoandel på arbetsplats								0,086**
Antal förmåner	110	110	110	12	98	105	63	63
Antal obs.	2597	2597	2597	1313	1284	1347	1666	1666
-2 log-likelihood	638,881	567,714	516,682	88,857	416,553	469,617	306,418	325,267

Anm. Modell 6 (offentlig sektor) konvergerar ej

TABELL 7.8	Stort urval							Litet urval	
	Alla (1)	Alla (2)	Alla (3)	Kv. (4)	Män (5)	Off. (6)	Privat (7)	Alla (8)	Alla (9)
Telefon									
Kvinna	0,484*	0,618	0,529*			0,289**	1,179	0,526	0,688
Ålder	1,161	1,147	1,132	1,232	1,083	1,227	1,013	1,255	1,250
(Ålder) ²	0,998	0,998	0,999	0,323	0,999	0,997	1,000	0,997	0,997
Anställningstid	0,974	0,966	0,959	0,955	0,957	0,938	0,972	1,000	1,007
(Anst.tid) ²	1,001	1,001	1,001	1,002	1,001	1,003*	1,001	1,001	1,001
Utbildningsår	0,969	0,950	0,910*	0,835+	0,922	0,894	0,993	0,889	0,950
Arbetare (referensnivå)	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Förman, arbetsledare	1,542	1,376	1,413	–	1,421	0,310	7,006*	1,372	1,366
Tjänsteman, lägre + mellan	2,207*	1,963*	1,903+	3,931*	1,294	0,884	7,687**	2,130	2,161
Tjänsteman, högre	3,156**	1,972	1,919	4,485	1,398	0,569	10,082**	2,403	2,480
Deltid	0,376+	0,399+	0,371+	0,426	0,392	0,528	0,145+	0,666	0,774
Gift / sambo	2,270*	2,110*	2,181*	2,490	2,086	1,660	4,447+	2,405+	2,343
Antal barn	0,774+	0,757+	0,754+	0,556+	0,831	0,684+	0,860	0,658*	0,671+
Företagsutbildn.	0,785	0,765	0,739	0,596	0,835	1,192	0,419*	1,424	1,502
Över 500 anställda	0,696	0,662	0,644	1,021	0,534	0,950	0,409	0,696	0,616
Stockholm	0,519	0,450+	0,473+	0,165+	0,610	0,605	0,250*	0,827	0,806
Log-lön		3,777**	5,695**	3,007	7,649**	4,872+	3,844+	4,735*	2,937
Offentlig sektor (referensnivå)			1	1	1			1	
Privat sektor			0,437**	0,948	0,305			0,444*	
Kvinnoandel i bransch									0,089*
Kvinnoandel på arbetsplats									3,009
Antal förmåner	69	69	69	19	50	37	32	36	36
Antal obs.	2597	2597	2597	1313	1284	1250	1347	1666	1666
-2 log-likelihood	587,101	580,615	572,091	174,872	385,082	290,270	246,881	313,527	313,103

TABELL 7.9	Stort urval						Litet urval	
	Alla (1)	Alla (2)	Alla (3)	Kv. (4)	Män (5)	Privat (7)	Alla (8)	Alla (9)
Fritidsbostad								
Kvinna	0,529**	0,593*	0,669+			0,806	0,878	1,134
Ålder	0,938	0,930	0,934	1,043	0,876	0,973	0,925	0,928
(Ålder) ²	1,000	1,000	1,000	0,999	1,001	1,000	1,000	1,000
Anställningstid	1,094**	1,090**	1,098**	1,155	1,085*	1,124**	1,076+	1,069+
(Anst.tid) ²	0,998	0,998+	0,998+	0,997	0,999	0,998+	0,999	0,999
Utbildningsår	0,919*	0,909*	0,935	1,017	0,909*	0,930	0,931	0,931
Arbetare (referensnivå)	1	1	1	1	1	1	1	1
Förman, arbetsledare	1,224	1,162	1,171	0,636	1,380	0,881	0,632	0,619
Tjänsteman, lägre + mellan	1,266	1,208	1,193	0,631	1,632	1,617+	1,257	1,256
Tjänsteman, högre	1,365	1,107	1,112+	0,321	1,466	1,282	1,331	1,417
Deltid	0,756	0,771	0,806	0,801	0,417	0,449+	0,737	0,830
Gift / sambo	1,572+	1,535+	1,528	1,308	1,614	2,444**	1,683	1,134
Antal barn	0,940	0,934	0,940	0,943	0,916	0,886	0,953	0,959
Företagsutbildn.	1,533*	1,520*	1,575*	0,953*	2,046**	1,720*	1,370	1,397
Över 500 anställda	1,664*	1,645*	1,640*	2,031*	1,497	1,540+	1,205*	1,554+
Stockholm	1,264	1,204	1,206	1,688	1,022	0,794	1,205	1,225
Log-lön		1,932	1,524	0,818	2,044	1,552	1,513	1,776
Offentlig sektor (referensnivå)			1	1	1		1	
Privat sektor			1,821**	2,481**	1,604+		2,101**	
Kvinnoandel i bransch								0,125**
Kvinnoandel på arbetsplats								0,942
Antal förmåner	132	132	132	43	89	93	100	100
Antal obs.	2597	2597	2597	1313	1284	1347	1666	1666
-2 log-likelihood	980,860	978,444	970,33	354,143	599,903	620,751	707,174	700,194

Anm. Modell 6 (offentlig sektor) är ej signifikant (p=0,2087).

TABELL 7.10	Stort urval						Litet urval		
	Alla (1)	Alla (2)	Alla (3)	Kv. (4)	Män (5)	Off. (6)	Privat (7)	Alla (8)	Alla (9)
Varu-, tjänsterabatter									
Kvinna	0,603**	0,667**	0,922			0,737	1,077	0,711*	0,733+
Ålder	1,051	1,045	1,066	1,101	1,052	1,071	1,058	1,088	1,088
(Ålder) ²	0,999	0,999+	0,999+	0,998+	0,999	0,999	0,999	0,999*	0,999*
Anställningstid	0,994	0,991	1,006	1,030	0,988	1,004	1,005	0,996	0,987
(Anst.tid) ²	1,000	1,000	1,000	1,000	1,001	1,000	1,000	1,000	1,000
Utbildningsår	0,939	0,931**	0,987	0,986	0,987	0,965	0,997	0,975	0,942*
Arbetare (referensnivå)	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Förman, arbetsledare	1,058	1,002	0,984	1,242	0,885	0,522	1,142	0,913	0,873
Tjänsteman, lägre + mellan	0,805+	0,767*	0,705**	0,730+	0,615**	0,757	0,646**	0,757+	0,764+
Tjänsteman, högre	0,702*	0,576**	0,564**	0,433*	0,520**	0,493+	0,563*	0,666+	0,675+
Deltid	0,902	0,915	1,041	0,972	1,371	0,979	1,084	1,186	1,161
Gift / sambo	1,085	1,062	1,036	1,215	0,873	1,017	1,027	1,151	1,159
Antal barn	0,852**	0,847**	0,851**	0,759**	0,925	0,812*	0,866*	0,835**	0,831**
Företagsutbildn.	1,116	1,102	1,229*	1,010	1,449**	1,508*	1,151	1,220	1,148
Över 500 anställda	1,516**	1,491**	1,571**	1,868**	1,423**	1,763**	1,506**	1,485**	1,495**
Stockholm	1,050	1,006	0,962	0,985**	0,970*	1,240	0,839	1,085	1,068
Log-lön		1,835**	1,194	0,775	1,678+	1,667	1,196	0,994	1,479
Offentlig sektor (referensnivå)			1	1	1			1	
Privat sektor			4,311**	5,246**	3,449**			4,567**	
Kvinnoandel i bransch									0,386**
Kvinnoandel på arbetsplats									0,572+
Antal förmåner	683	683	683	273	410	154	529	459	459
Antal obs.	2597	2597	2597	1313	1284	1250	1347	1666	1666
-2 log-likelihood	2850,335	2842,368	2655,591	1159,892	1474,327	883,376	1756,632	1697,054	1803,052

TABELL 7.11	Stort urval							Litet urval	
	Aktier, konvertibler	Alla (1)	Alla (2)	Alla (3)	Kv. (4)	Män (5)	Privat (7)	Alla (8)	Alla (9)
Kvinna	0,435**	0,575**	0,865				0,871	0,596*	1,412
Ålder	0,946	0,926	0,949	1,276	0,814*	0,937		0,938	0,956
(Ålder) ²	1,000	1,000	1,000	0,997	1,002	1,000		1,000	1,000
Anställningstid	1,137**	1,130**	1,164**	1,110	1,148**	1,168**		1,097**	1,097**
(Anst.tid) ²	0,998	0,998**	0,997**	0,999	0,997**	0,997**		0,988+	0,998+
Utbildningsår	0,911	0,884**	0,993	1,049	0,886**	0,998		0,841**	0,891**
Arbetare (referensnivå)	1	1	1	1	1	1		1	1
Förman, arbetsledare	2,150*	1,925+	1,980+	2,109	1,665	1,968+		1,819	1,752
Tjänsteman, lägre + mellan	2,757**	2,503**	2,498	4,666**	1,486	2,416**		2,185**	2,566**
Tjänsteman, högre	3,287**	1,919*	2,019*	1,635	1,579	2,025*		1,615	2,270*
Deltid	0,816	0,859	1,033	1,024	0,818	0,938		0,994	1,404
Gift / sambo	1,544*	1,440+	1,430	2,234*	1,241	1,418		1,393	1,299
Antal barn	0,857+	0,840+	0,849	0,681+	0,954	0,852		0,849	0,863
Företagsutbildn.	0,998	0,986	1,085	0,746	1,248	1,122		0,934	0,992
Över 500 anställda	2,363**	2,318**	2,478**	3,702**	2,270**	2,424**		1,983**	1,764**
Stockholm	0,998	0,880	0,818	0,786	0,864	0,839		0,878	1,000
Log-lön		5,071**	2,200*	1,698	5,710**	2,076*		5,592**	4,555**
Offentlig sektor (referensnivå)			1	1	-			-	
Privat sektor			108,40**	71,363**					
Kvinnoandel i bransch									0,040**
Kvinnoandel på arbetsplats									0,197**
Antal förmåner	189	189	189	58	131	187		136	136
Antal obs.	2579	2597	2597	1313	1284	1347		1666	1666
-2 log-likelihood	1212,008	1191,022	984,909	308,775	761,651	956,084		845,860	763,510

Anm. Modell 6 (offentlig sektor) konvergerar ej.

TABELL 7.12	Stort urval							Litet urval		
	Lunchförmån	Alla (1)	Alla (2)	Alla (3)	Kv. (4)	Män (5)	Off. (6)	Privat (7)	Alla (8)	Alla (9)
Kvinna	1,063	1,162	1,288*				1,011	1,596**	1,324*	1,220
Ålder	0,998	0,992	0,995	0,969	1,021	0,998	0,979		0,973	0,974
(Ålder) ²	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000		1,000	1,000
Anställningstid	1,028*	1,026	1,031*	1,000	1,066**	0,999	1,060**		1,000	1,018
(Anst.tid) ²	0,999	0,999	0,999	1,001	0,998	1,000	0,999+		1,022	0,999
Utbildningsår	0,983	0,976	0,996	1,034	0,970	0,981	1,047+		0,987	0,965
Arbetare (referensnivå)	1	1	1	1	1	1	1		1	1
Förman, arbetsledare	1,408+	1,344	1,336	1,018	1,580+	1,491	1,298		1,169	1,159
Tjänsteman, lägre + mellan	1,551**	1,484**	1,456**	1,177	1,817	1,256	1,640**		1,563**	1,541**
Tjänsteman, högre	1,808**	1,532*	1,541**	0,763	2,421**	1,096	2,012**		1,362	1,322
Deltid	0,798+	0,808+	0,836	0,848	0,620	0,997	0,552**		0,861	0,847
Gift / sambo	0,833+	0,818+	0,809+	0,938	0,651**	1,014	0,640**		0,930	0,947
Antal barn	1,027	1,022	1,030	1,001	1,056	0,978	1,113		1,024	1,012
Företagsutbildn.	1,226*	1,214*	1,250*	1,127	1,434**	1,168	1,266+		1,224+	1,191
Över 500 anställda	1,424**	1,404**	1,419**	1,307+	1,493**	1,088	1,739**		1,147	1,163
Stockholm	1,863**	1,795**	1,768**	1,755**	1,918**	2,086**	1,446*		1,709**	1,686**
Log-lön		1,679**	1,437+	1,589	1,147	0,976	1,547+		1,203	1,541+
Offentlig sektor (referensnivå)			1	1	1				1	
Privat sektor			1,562**	1,581**	1,689**				2,178**	
Kvinnoandel i bransch										0,487*
Kvinnoandel på arbetsplats										1,139
Antal förmåner	864	864	864	435	429	361	503		593	593
Antal obs.	2597	2597	2597	1313	1284	1250	1347		1666	1666
-2 log-likelihood	3188,200	3181,212	3159,200	1596,644	1531,338	1470,178	1630,737		2073,841	2111,456

Litteraturförteckning

- Andersson, Åke E., Fürth, Thomas & Holmberg, Ingvar (1997) *Om värderingar förr, nu och i framtiden*, Natur & Kultur, Stockholm.
- Atriotic, B.K. (1982) "The demand for leisure and nonpecuniary job characteristics", *American Economic Review*, Vol 72, nr 3, s. 428–440.
- Becker, Gary S. (1985) "Human, capital, effort, and the sexual division of labor", *Journal of Labor Economics*, Vol 3.
- Currie, J. (1993) "Gender gaps in benefits coverage", Working Paper nr 4265, National Bureau of Economic Research, Cambridge, USA.
- Erikson, Robert & Åberg, Rune (1987) *Welfare in transition – Living conditions in Sweden 1968–1981*. Clarendon Press, Oxford.
- Even, William E. & Macpherson, David A. (1991) "The impact of unionism on fringe benefits coverage", *Economics Letters*, Vol 36, s. 87–91.
- Fornwall, Maria (1994) *Early labour market careers of young business economists in Sweden*, licentiatavhandling vid Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Fritzell, Johan & Lundberg, Olle (1993) *Ett förlorat eller förlovat årtionde? Välfärdsutvecklingen mellan 1981 och 1991*. Rapport nr 3, 1991 års Levnadsnivåprojekt, Institutet för social forskning, Stockholm.
- le Grand, Carl, Tåhlin, Mikael & Szulkin, Ryszard (red.) (1993/1996) *Organisation, personalutveckling, styrning*, SNS Förlag, Stockholm.
- Granqvist, Lena (1997) "A study of fringe benefits. Analyses on Finnish micro data", avhandlingsmanuskript, Nationalekonomiska institutionen vid Åbo Akademi.
- Granqvist, Lena (1998) "Fringe benefits and gender gaps: the Finnish case", i Inga Persson & Christina Jonung (red.), *Women's Work and Wages*, under utgivning på Routledge.
- Granqvist, Lena & Persson, Helena (1997a) "Career mobility in the private service sector – does gender matter?", stencil, Institutet för social forskning, Stockholm.
- Granqvist, Lena & Persson, Helena (1997b) "Karriärer inom varuhandeln – spelar kön någon roll?", i Inga Persson & Eskil Wadensjö (red.), *Glastak och glasväggar? Den könssegregerade arbetsmarknaden*, SOU 1997:137.
- Green, Francis, Hadjimatheou, George & Smail, Robin (1985), "Fringe benefit distribution in Britain", *British Journal of Industrial Relations*, Vol 23, nr 2, s. 261–280.
- Hultin, Mia & Szulkin, Ryszard (1997) "Chefernas kön och de anställdas lön – en studie av könsdiskriminering på svenska arbetsmarknaden", i Inga Persson & Eskil Wadensjö (red.), *Kvinnors och mäns löner – varför så olika?* SOU 1997: 136.
- Knudsen, Knud (1991) "Kön och Fringe Benefits", *Sociologisk Forskning*, nr 1.
- Rein, Martin & Wadensjö, Eskil (1997) *Enterprise and the welfare state*, Edward Elgar Press, Cheltenham, UK.
- SCB (1993) *Löner i Sverige 1990–1991*. Sveriges officiella statistik, Statistiska centralbyrån, Stockholm

- Selén, Jan & Ståhlberg, Ann-Charlotte (1996a) "Public and negotiated pension rights in a total wage concept. An empirical study of Sweden", *Labour*, under utgivning.
- Selén, Jan & Ståhlberg, Ann-Charlotte (1996b) "Non-wage benefits in Sweden", Forskningsrapport 2/1996, Institutet för social forskning, Stockholm.
- Ståhlberg, Ann-Charlotte (1995) "Women's pensions in Sweden", *Scandinavian Journal of Social Welfare*, vol 4.

8 Arbetsvärdering i teori och praktik

ÅSA LÖFSTRÖM

8.1 Bakgrund

År 1980 antog riksdagen en lag mot diskriminering i arbetslivet.¹ Tio år senare utvärderades lagen och vad gällde lönediskriminering var de flesta överens om att lagen varit vag. Ett uttryck för detta var att endast ett enda fall där lönediskriminering åberopats blivit föremål för behandling i domstol under de tio år som gått.² Avsaknad av en s.k. partsöverenskommen arbetsvärdering ansågs vara en förklaring till lagens uddlöshet. Efter förändringar i lagen har dock antalet fall i AD blivit fler.³ Om detta sedan beror på den nya lagstiftningen, att arbetsvärdering blivit vanligare eller att medvetenheten ökat om att lönediskriminering förekommer är oklart. En gissning är att alla dessa skäl samverkat.

I mitten och slutet av 1980-talet intensifierades diskussionen om kvinnors löner. Kvinnorna var nu etablerade på arbetsmarknaden sedan ett par decennier och en ny generation kvinnor, som varken såg sina arbetsuppgifter som ett ”kall” eller sina inkomster som ”biinkomster”, fanns redan eller var på väg ut i yrkeslivet. Detta har naturligtvis ökat intresset för löneskillnaderna mellan kvinnor och män i allmänhet och de mellan kvinnojobb och mansjobb i synnerhet. Att få svar på frågan varför kvinnodominerade jobb på ett systematiskt sätt är lägre avlönade än motsvarande mäns har därför för många blivit en fråga med hög prioritet.

¹ Denna hade föregåtts av oenighet och långvariga diskussioner. En stor del av diskussionerna handlade om huruvida arbetsmarknadens parter genom avtal och överenskommelser var bättre skickade att tillvarata kvinnornas intressen än vad en eventuell lagstiftning skulle kunna göra.

² Fallet handlade om två kvinnliga och en manlig blankettekniker där mannen ifråga hade högre lön än kvinnorna trots identiska arbetsuppgifter.

³ Se t.ex. Andersson (1997).

Förutom lagstiftning och olika jämställdhetsavtal under 1980-talet startades kampanjer för att minska könssegregeringen på svensk arbetsmarknad.⁴ Trots ett ökat kvinnligt arbetskraftsutbud hade könssegregeringen på arbetsmarknaden knappast påverkats alls. Kvinnors och mäns representation i icke-traditionella jobb var fortfarande låg. Denna tudelning innebar också att löneskillnaderna mellan kvinnors och mäns jobb kunde bestå. Varför kvinnojobben som regel var och fortfarande är lägre avlönade än mansjobben finns det många som har meningar om. Vissa hävdar att det beror på att utbudet av kvinnor är större än vad som efterfrågas, andra att en stor del av arbetstillfällena för kvinnor främst är offentliga. Att många kvinnoarbeten liknar hemarbete och andra typiska kvinnoyrsslor som delvis utförs gratis (hemma) och dessutom kräver mindre formell utbildning är skäl som anförs som förklaring till de lägre lönerna. Uppfattningar om att arbetsuppgifter som utförs av kvinnor skulle ”devalveras”, d.v.s. få ett lägre värde än om det vore män som utförde dem, förekommer också.

Sammanfattningsvis har detta kommit att innebära att dagens lönediskussion breddats till att inte enbart handla om hur den en gång fastlagda målsättningen om lika lön för lika arbete skall förverkligas utan nu omfattar den också lika lön för likvärdigt arbete. Kvinnor och män må utföra olika arbeten men om dessa är likvärdiga och lika produktiva skall ”olika jobb” inte längre vara skäl till olika löner. Det är i det sammanhanget *arbetsvärdering* kommit att aktualiseras i (kvinno)lönedebatten; arbetsvärdering som metod att jämföra olika jobb på arbetsmarknaden.

8.2 Arbetsvärdering – vad är det?

Principen för arbetsvärdering är att varje enskilt arbete skall värderas utifrån de krav arbetet ställer. Vanligast är att på förhand bestämda faktorer poängsätts varefter en viktning sker så att arbetena kan svårighetsgraderas, rangordnas eller klassificeras. I detta ligger naturligtvis också en grund till lönesättning även om det inte alla gånger uttrycks explicit. Skall arbetsvärdering användas som ett instrument att kontrollera och analysera den gällande lönesättningen kommer förhållandet mellan det antal poäng som arbetet erhållit och dess lön att bli intressant. I de fall obalans föreligger är tanken att löneskillnader som inte kan motiveras skall bli föremål för justeringar.

⁴ Exempel på kampanjer är ”Fler kvinnor till industrin”, ”Mer män i vården”, ”Brytprojekt” m.fl.

Arbetsvärdering som ett instrument att svårighetsgradera arbetsuppgifterna i industrin introducerades av arbetsgivare redan på 1930- och 1940-talen. Syftet var då att åstadkomma en ökad lönedifferentiering. Uppfattningen var att den vid den tiden långt gångna löneutjämnningen försvårat arbetskraftsrekryteringen till industrin. I Sverige var Surte Glasbruk först med att utveckla ett system för arbetsvärdering, vilket skedde år 1947.⁵

För de privatanställda tjänstemännen finns s.k. befattningsnomenklaturer. Befattningsnomenklatur för tjänstemän (BNT) skapades av SAF tillsammans med tjänstemannaorganisationerna på 1950-talet. Syftet var att utifrån två huvudbegrepp, arbetets funktion och arbetets svårighetsgrad, klassificera tjänstemännen. "Befattningsvärdering Tjänstemän" (BVT) utvecklades av SAF i samarbete med ASEA, Volvo och Ericsson. Det var ett system där nio olika faktorer poängsattes däribland utbildning, påfrestning, personalledning och problemlösning. Varje faktor åsattes en vikt och var indelad i ett antal grader. "System Lön 80" var ytterligare en typ av system utvecklat av Svenska Industritjänstemannaförbundet, SIF, och som antogs av deras kongress 1981.⁶ Det är ett klassificeringssystem med fyra svårighetsnivåer. Det är fjorton faktorer som värderas, däribland bundenhet, enformighet, styrning, ögonansträngning, social press och arbetsställning. Inom LO arbetade man flera år för att skapa ett system för arbetsvärdering för hela arbetsmarknaden. När detta slutligen presenterades år 1983 var kritiken hård och det resulterade i att systemet lades i malpåse. Vid LO:s kongress år 1991, då frågan om arbetsvärdering åter aktualiserades bl.a. utifrån de uttalanden som gjordes om att kvinnodominerade arbetsuppgifter och yrken borde uppvärderas, kom LO:s s.k. svårighetsskala att åter tas fram.

Arbetsvärdering som metod att lönesätta arbeten är således inte någon ny företeelse. En brist med de äldre systemen ansågs emellertid vara att de inte hade beaktat kvinnors specifika kunnande och erfarenheter i lika hög grad som männens, de var med andra ord inte könsneutrala. Om systemen däremot kunde utformas på så sätt att de blev objektiva och könsneutrala skulle de kunna bli det instrument som behövdes för att uppvärdera hittills alltför lågt värderade arbetsuppgifter. Förutsättningarna att få en lönestruktur som bättre överensstämde med de krav dagens arbeten ställde skulle därmed bli bättre.

⁵ I Ericson (1991) finns en ingående beskrivning av olika system för arbetsvärdering som använts och används i flera svenska företag.

⁶ SIF har utifrån "System Lön 80" utvecklat "ALT-systemet" (Arbetsvärdering och lönesättning för tjänstemän i industrin).

Flera av ovan nämnda arbetsvärderingssystem tillkom i en tid då kvinnor endast utgjorde en mindre del av arbetskraften. Detta förklarar delvis varför männens arbetsuppgifter blev normen för vilka faktorer som skulle värderas. Dessutom hade flertalet arbeten som kvinnor utförde inte ens blivit utsatta för en regelrätt värdering. Med ökande kunskap om olika kvinnojobb uppfattades detta alltmer som en brist. Utredningar och studier från 1970- och 1980-talen hade dokumenterat att många av de s.k. kvinnoarbetena var betydligt tyngre, slitsammare och psykiskt krävande än vad många hade föreställt sig. Att arbetsvärdering satte arbetet/arbetsuppgiften och inte individen i centrum vid lönesättningen uppfattades därför som en förutsättning för att åstadkomma en könsneutral värdering och lönesättning av kvinnors och mäns jobb.

8.3 Löneskillnader, andel kvinnor och arbetsvärdering

Under 1970- och 80-talen debatterades i USA möjligheterna och konsekvenserna av att införa ett lönesystem baserat på att *olika jobb men med lika värde* för företaget lönemässigt skulle kunna jämföras. Bakgrunden till diskussionen var att den dittillsvarande löneutvecklingen, trots omfattande lagstiftning⁷, inte mer än marginellt lyckats reducera de stora löneskillnaderna som fanns mellan kvinnor och män.⁸ Åtskilliga studier hade dessutom visat att skillnaderna till stora delar kunde förklaras av att kvinnor diskriminerades i USA. Avsikten med att använda arbetsvärdering vid lönesättning var därför att en lönesättning baserad på en värdering av arbetsuppgiften, och inte av individen, skulle kunna eliminera de löneskillnader mellan kvinno- och mansdominerade yrken som inte kunde förklaras av skillnader i produktivitet.

Av de ekonomiska teorier som används när löneskillnader mellan könen analyseras är det främst två som kommit att kopplas ihop med arbetsvärdering. Det är dels teorin om kompenserande löneskillnader, dels crowdinghypotesen. Teorin om kompenserande löneskillnader

⁷ Exempel på lagstiftning är "Equal Pay Act" från 1963 som förbjöd separata lönetariffer för kvinnor och män med lika kvalifikationer och med samma arbetsvillkor i övrigt. År 1965 trädde "Title VII of the Civil Rights Act" i kraft, som bl.a. gjorde det omöjligt för arbetsgivarna att vägra anställa viss arbetskraft eller betala olika löner till arbetskraften p.g.a. ras, kön, osv.

⁸ För vita kvinnor med månadslön som arbetar heltid hela året har relativlönen (kvinnors lön i förhållande till lönen hos motsvarande grupp män) ändrats ytterst lite. År 1955 var den 65 procent; 1964 59 procent; 1973 56 procent; 1983 64 procent och för år 1987 65 procent (Källa: Ehrenberg och Smith, 1991, s. 536).

går i korthet ut på att vissa jobb erhåller lönemässig kompensation på grund av att det är förenat med viss risk att utföra dem. De kan vara farliga, smutsiga, perifert belägna och så vidare. Eftersom fler män än kvinnor tenderar att inneha sådana jobb kommer de också att ha en lönefördel. Kritiker mot denna teori hävdar dock att sambandet knappast är så enkelt. Bland annat borde individernas preferenser beaktas. Risk för att vissa jobb övervärderas lönemässigt kan föreligga medan andra jobb, minst lika riskfyllda, undervärderas och därför inte heller erhåller någon kompensation.

Den andra ansatsen som fått speciell betydelse för diskussionen om arbetsvärdering är den s.k. crowdinghypotesen.⁹ Med crowding (anhopning) menas att kvinnor anhopats till ett begränsat antal arbetsområden/yrken där ett utbudsöverskott uppstått som i sin tur sänkt lönerna.¹⁰ Empiriska test av hypotesen har visat att lönen påverkas på ett signifikant negativt sätt av hur stor andelen kvinnor är. *Andel kvinnor* kan t.o.m. ha större negativ effekt på lörens storlek än vad själva könsvariabeln har (Sörensen, 1990). Att yrken dominerade av kvinnor oftast är sämre avlönade än yrken som domineras av män är känt, men i Sverige är det sparsamt belyst i vilken utsträckning själva ”andelen kvinnor” i yrket har en självständigt löneunderpressande effekt. De svenska data som analyserats ger dock visst stöd åt denna hypotes.

I slutet av 1980-talet genomförde Jonung och Persson (1990) en mindre explorativ studie av ett antal yrkesgrupper inom SACO-området som bekräftade detta.¹¹ Om andelen kvinnor i ett yrke ökade med tio procent kunde medellönen förväntas minska med cirka en procent. Dessutom fann man att den lönesänkande effekten var markant högre för män än för kvinnor. I en studie från 1993 testade jag ”andelens” betydelse i en kommun i mellansverige (Löfström, 1993). Resultatet blev att allt annat lika (d.v.s. vid lika ålder, tjänstgöringstid, arbetstid, befattning, lika lång utbildning etc.) så kvarstod dels en signifikant könseffekt, dels en signifikant negativ effekt av andelen kvinnor. Könseffekten, d.v.s. avdraget för *kvinnor*, var cirka sex procent och vad gäller ”andel kvinnor” visade skattning-

⁹ Crowdinghypotesen lanserades av Edgeworth (1922) redan på 1920-talet som förklaring till kvinnors lägre löner i förhållande till män. Den mötte dock inget större gehör vid den tiden utan det är först i början av 1970-talet då Bergmann (1974) återupplivade tanken på kvinnors anhopning som orsak till kvinnors lägre löner som den åter blir aktuell.

¹⁰ Teorins ekonomiska innebörd är att om utbudet till ett visst jobb eller arbetsområde ökar utan att något annat förändras reduceras individernas produktivitet och på så sätt minskar också lönen alternativt löneutvecklingen blir inte vad den annars skulle varit.

¹¹ De aktuella SACO-yrkena var bland andra: Apotekare, arkitekt, beteendevetare, bibliotekarie, ekonom, sjukgymnast, skyddsingenjör och jurist.

arna att en en tio-procentig ökning av andelen kvinnor skulle minska lönen med mellan 1,3 och 1,4 procent. Separata skattningar visade dessutom att den negativa effekten var klart större för män än för kvinnor.

I en ännu icke publicerad studie av hela arbetsmarknaden framgick också där den negativa effekten av "andel kvinnor".¹² Efter att ha konstanthållit för ålder, tjänstgöringens omfattning, boendeort, arbetsgivare (privat eller offentlig), utbildning samt yrkesinriktning framgick att en tio-procentig ökning av andelen kvinnor skulle innebära en minskning av lönen motsvarande cirka 1,3 procent. Separata skattningar för kvinno- respektive mansdominerade yrkesinriktningar gav också en indikation om att den negativa effekten troligtvis är större för män.¹³ Preliminära resultat visade att en tio-procentig ökning av andelen kvinnor i kvinnodominerade jobb (mer än 70 procent kvinnor) skulle minska lönen med knappt 1,5 procent. I mansdominerade jobb (mindre än 30 procent kvinnor) skulle minskningen bli dubbelt så stor, eller drygt 3 procent.

Syftet med att introducera "*lika lön för arbete av lika värde*" var att rikta uppmärksamheten på att kvinnor i stor utsträckning var anhopade till ett begränsat antal yrken och arbetsområden och att en konsekvens av detta blivit att de också koncentrerats till lågavlönade sektorer. De fåtal män och den stora grupp kvinnor som fanns i s.k. kvinnoyrken hade visserligen i stort sett lika lön men problemet kvarstod att samtliga i yrket var lågavlönade relativt innehavarna av jobb som dominerades av män.

Att låta ett system med arbetsvärdering utgöra en del av lönesättningen för att åstadkomma riktiga och rättvisa lönerelationer mellan olika jobb är dock inte helt oproblematiskt och okontroversiellt. Arbetsvärdering uppfattas nämligen av motståndare som ett sätt att överge marknadslönerna. Förespråkare betonar å andra sidan att marknaden inte har en korrekt bild av mäns och kvinnors jobb och därför blir de inte heller korrekt lönesatta. Alltför många avvägningar, subjektiva bedömningar och stereotypa föreställningar om vad kvinnor och män gör i sina respektive arbeten har lagt grunden till en inkorrekt lönesättning. En korrekt genomförd arbetsvärdering skulle öka kunskapen om jobben och dess produktivitet och på så sätt skulle också lönesättningen kunna förbättras. Vissa menar dessutom att när det är kraven i jobbet som värderas och inte individernas prestation borde "arbetets värde" kunna bestämmas oberoende av de aktuella efterfråge- och utbudsförhållandena. Arbetets värde borde rimligen

¹² Lofström (1997).

¹³ Löneuppgifterna i det aktuella datamaterialet var dessvärre inte könsuppdelade, varför konsekvenserna för kvinnors och mäns löner separat inte gick att bestämma.

vara detsamma oavsett om det är en eller hundra som är villiga att utföra detsamma. Detta är en mycket kontroversiell synpunkt, åtminstone bland ekonomer, bland vilka många snarare menar att arbete saknar ett objektiva värde som skulle kunna mätas.¹⁴

8.4 Erfarenheter av arbetsvärdering

Vilka erfarenheter har man då av arbetsvärdering? Eftersom svenska sådana är få och ofullständiga kommer jag i huvudsak att koncentrera mig på den amerikanska erfarenheten.

Amerikanska erfarenheter

Johnsons och Solons studie

I en första studie har Johnson och Solon (1986) dels kvantifierat vad kvinnodominans i ett yrke betyder för lönen storlek dels analyserat hur lönen skulle påverkas av en konsekvent genomförd arbetsvärdering. Tillvägagångssättet har varit att mäta lönegapet på traditionellt sätt och sedan med betoning på hur stor andelen kvinnor är i olika jobb.

Solon och Johnson börjar med en enkel regression där lön är den beroende variabeln och andel kvinnor i yrket den oberoende. Resultatet visade att om man jämförde lönen i ett yrke som nästan helt dominerades av kvinnor med ett yrke som nästan helt dominerades av män, så var lönenackdelen högre för både kvinnor och män ju högre andel kvinnor i jobbet. Den var dock större för män än för kvinnor.

När författarna beaktade de anställdas karaktäristika samt jobbets egenskaper avtog betydelsen av andelen kvinnor i yrket. Den viktigaste förklaringen till detta anser författarna vara att ett antal branschvariabler inkluderats i modellen. Att branscheffekten blev så stor tillskrevs bl.a. förhållandena inom byggnads- och tillverkningsindustrin. Arbetstillfällena i dessa branscher är förutom relativt välbetalda också kraftigt mansdominerade.

Sammanfattningsvis tydde resultaten på att det fanns ett negativt samband mellan lön och andel kvinnor i yrket, samt att detta negativa samband var starkare för män än för kvinnor. Dessutom fann man att löneskillnaderna mellan kvinnor och män med lika jobb var mer påtagliga mellan företag än inom det enskilda företaget. Författarna menar därför att med arbetsvärdering kommer man endast att kunna

¹⁴ "Vi kan känna till ett arbets värde, om vi talar om produktens försäljningsvärde, men vi kan inte tala om ett 'egentligt' värdebegrepp." (Lommerud, 1997, s. 84)

åtgärda osakliga löneskillnader inom ett företag medan löneskillnader i allmänhet inte kommer att kunna åtgärdas. Deras skattningar av arbetsvärderingens direkta inflytande på löneskillnaderna i stort visade också en högst måttlig effekt.

Solon och Johnson menar avslutningsvis att det finns ett antal frågor som man borde ha svar på innan man tar ställning till om arbetsvärdering är ett instrument av betydelse eller ej: Hur effektiv kan arbetsvärdering bli när det lagstiftats om arbetsvärdering? Det antas att arbetsvärdering skall påverka relationen mellan lön och andel kvinnor i jobbet men hur kommer arbetsvärdering att påverka sambandet mellan lön och de karaktäristika som kännetecknar jobben och arbetarna? Kan man tänka sig att arbetsvärdering (som leder till en löneökning för kvinnojobb) innebär löneförändringar i de mansdominerade jobben, högre priser och substitution av kvinnor med män? En annan fråga är vad som händer med de kvinnojobb som inte blir aktuella för löneökningar. Hur kommer relationen mellan olika kvinnojobb att ändras? Är det möjligt att det sker en substitution mellan olika kvinnojobb så att effekten blir en genomsnittlig löneminskning för kvinnor?

Ehrenbergs och Smiths studie

I en annan studie, Ehrenberg och Smith (1987), fokuserades intresset på de indirekta effekterna av en konsekvent genomförd arbetsvärdering inom den offentliga sektorn. Författarnas uppfattning var att ett system med arbetsvärdering skulle kunna medföra att åtminstone fyra typer av relativa löner ändrades. För det första att kvinnors genomsnittslön skulle öka i förhållande till mäns, för det andra att genomsnittslönen i kvinnodominerade jobb skulle öka i förhållande till lönen i mansdominerade. Vidare antog de att genomsnittslönen inom kvinnodominerade arbetsområden (t.ex. hälso- och sjukvård) skulle öka relativt mansdominerade arbetsområden (t.ex. brandkåren) och slutligen att om fördelningen av offentligt anställda var oförändrad skulle genomsnittslönen för den offentligt anställda komma att öka i förhållande till priset på andra varor och tjänster.

Den fråga som författarna uppehåller sig vid är hur dessa förändringar i relativlön påverkar antalet och fördelningen av sysselsatta kvinnor och män i den offentliga sektorn. Beroende på hur lönekänsliga de offentliga arbetsgivarna är kan man tänka sig olika konsekvenser. Män kommer att ersätta kvinnor i vissa yrkesgrupper. Sysselsättningen i mansdominerade yrkesgrupper kommer att öka på bekostnad av dem som domineras av kvinnor. Slutligen är det möjligt att det sker en total minskning av offentlig sysselsättning.

En arbetsvärdering som resulterar i högre lön för kvinnor kan enligt författarna medföra en total minskning av kvinnors sysselsättning. Substitutionen skulle kunna gå till på flera olika sätt. Förutom att kvinnor direkt skulle kunna ersättas av män tänker man sig också att arbetsuppgifter som tidigare utförts av kvinnor, exempelvis visst skrivarbete, nu skulle komma att utföras av männen själva. Detta leder naturligtvis på lång sikt till en mindre efterfrågan på kvinnlig arbetskraft, något som innebär att fler kvinnor måste söka sig till den privata sektorn. Ett ökat arbetskraftsutbud till den privata sektorn kan i sin tur komma att innebära en ökad press nedåt på kvinnors löner där.

Dessa hypoteser testade Ehrenberg och Smith med data från 1980. De genomförde ett antal simuleringar vilka inte i något fall gav stöd för hypotesen att det skulle finnas några stora substitutionsmöjligheter mellan kvinno- och mansdominerade yrkes- och arbetsområden. Deras beräkningar pekade på att en lönejustering för kvinnor motsvarande 20 procent skulle medföra en minskning av kvinnors sysselsättning i offentlig sektor med endast 2–3 procent. Att sysselsättningsminskningen blev så liten är ett direkt resultat av att de inte lyckades påvisa så stora substitutionsmöjligheter inom de största yrkesgrupperna. Dessutom ansåg de att den höga fackliga organiseringsgraden bland de offentligt anställda och den aktivitet detta medför torde vara ett effektivt hinder när nedskärningar i den offentliga sysselsättningen blir aktuella.

Filers studie

I en tredje studie har Filer (1989) undersökt i vilken omfattning det förekommer löneskillnader som kan relateras till yrkets könsfördelning. Filer har hämtat data från ett stort antal källor som totalt omfattade 430 yrken och innehöll 225 olika person- och arbetsegenskaper. Filer skattade först en modell med enbart könsfördelningen i yrket som förklarande variabel. Resultaten visade för heltidsarbetande att en övergång från ett yrke utan kvinnor till ett yrke med enbart kvinnor i genomsnitt medförde en löneminskning med 4,41 dollar per timme. Effekten reducerades successivt när ytterligare förklaringsvariabler tillkom och när samtliga 225 (!) förklaringsvariabler ingick i modellen kvarstod fortfarande 1,35 dollar mindre per timme som kunde hänföras till könsfördelningen i yrket.

Författaren skattade också modellen för kvinnor och män separat. Resultaten visade att löneminskningen var mindre för kvinnor än för män, 1,73 mot 2,32 dollar, när enbart könsfördelningen ingick som förklarande variabel. När alla variabler ingick visade resultaten att det inte skulle föreligga något signifikant samband mellan ett yrkes

könsfördelning och dess löner, varken för kvinnor eller män. Filers slutsats är därför att arbetsvärdering inte kommer att kunna påverka kvinnors löner. Istället anser han att lösningen på problemet med lönediskriminering av kvinnor borde vara fortsatt lagstiftning kombinerad med andra åtgärder.

Orazems och Mattilas studie

År 1983 stiftade delstaten Iowa en lag som innebar att arbetsvärdering skulle tillämpas inom den statliga sektorn. Som arbetsgivare förband sig staten att inte diskriminera mellan jobb som dominerades av kvinnor och jobb som dominerades av män i de fall de var av lika värde för arbetsgivaren. För att utröna "värdet" för staten av deras mer än 800 olika jobb engagerades Arthur Youngs konsultföretag.¹⁵ Det enda krav som ställdes på konsulten var att de marknadslöner som fanns skulle ignoreras vid värderingen eftersom dessa antogs reflektera de privata arbetsgivarnas diskriminering.

Young valde ett poängsystem för att få fram värdet av respektive jobb. Fyra olika egenskaper – "kunskap/kvalifikationer", "ansträngning", "ansvar" och "arbetsvillkor" – poängsattes och viktades sedan med egenskapens respektive värde för arbetsgivaren. Själva värderingen av jobben utfördes av grupper om fyra personer, två kvinnor och två män, som erhållit en tredagars utbildning i arbetsvärdering. Deras värdering baserades i sin tur på en enkät som besvarats av ett urval bland de anställda. Eftersom tidigare arbetsvärderingssystem antogs ha undervärderat egenskaper hos de kvinnodominerade jobben kom enkäten till de anställda att utformas så att aspekter på jobb som dominerades av kvinnor bättre skulle kunna identifieras.

Viktningen var naturligtvis central i detta arbete och kom också efter att ha testats på det slutliga resultatet att modifieras. Enligt Youngs slutrapport baserades dessa ändringar åtminstone delvis på att vikterna fick olika betydelse för kvinnors och mäns jobb och det sätt på vilket faktorerna verkade när slutpoängen bestämdes. Författarna anser att denna typ av förändringar (justeringar) belyser en del av svårigheterna med att skapa objektiva värderingsinstrument.

Efter genomförd arbetsvärdering av de 800 olika jobben befanns att närmare 11 000 anställda skulle få en löneökning medan drygt 7 000 skulle få vidkännas en löneminskning. 79 procent av de kvinnodominerade jobben, 53 procent av de jobb som dominerades av män samt 48 procent av de blandade jobben skulle få lönen höjd. Författarna uppskattar statens kostnader för detta till 16 miljoner

¹⁵ Young är ett av flera amerikanska konsultföretag som dels arbetar med att utveckla arbetsvärderingssystem, dels utför arbetsvärdering hos olika uppdragsgivare.

dollar, löneminskningarna inkluderade. Värderingskommittens slutliga rekommendation blev dock att det inte skulle bli några lönesänkningar. De aktuella grupperna skulle däremot inte komma ifråga för några löneökningar tills dess att deras lön låg i nivå med de angivna rekommendationerna. Förhandlingarna mellan facket och arbetsgivaren (d.v.s. delstaten Iowa och AFSCME¹⁶) ledde också fram till en kompromiss. Den innebar att ingen skulle drabbas av lönesänkningar och att löneökningen för de aktuella individerna skulle stanna på en lägre nivå än vad den ursprungliga planen avsett.

Resultaten av värderingen byggde på att man undersökte ett urval, motsvarande en femtedel, av de offentliga anställda.¹⁷ Det man fann var bland annat att de offentligt anställda, som grupp, hade vunnit på arbetsvärdering. Lönespridningen mellan arbetarna hade reducerats i stort men ökat något inom kvinnogruppen. Genomgående fann författarna att kvinnor vann åtskilligt mer än vad männen gjorde. Som väntat vann de som var minst utbildade och de med de kortaste tjänstgöringstiderna mest. Det fanns också en klar tendens att de med de sämsta marknadsalternativen skulle vinna mest. Arbetare i hälso- och socialt arbete samt kontor och utbildning, d.v.s. yrken med en hög andel kvinnor, klassades också som vinnare i studien. Arbetare i data-, finans- och transportbranscherna skulle däremot ha förlorat i lön enligt den ursprungliga planen men gick i och med kompromissen skadeslösa ur den ”nya värderingen”.

Studiens syfte var att undersöka vilket inflytande såväl den ursprungliga planen skulle ha haft som det kompromissen faktiskt kom att få på den nya lönestrukturen. För att kunna göra detta var det nödvändigt att isolera förändringar i andra faktorer inflytande på lönestrukturen under den aktuella perioden. För att göra jämförelser möjliga utgick de därför från den faktiska lönen år 1983 och utifrån denna beräknades sedan lönen för samma grupp anställda efter det att arbetsvärderingen genomförts.¹⁸ Ett annat sätt var att jämföra löneskillnaderna före respektive efter arbetsvärderingen genomförts. Av enskilda resultat framgick visserligen att, i överensstämmelse med tidigare studier, längre utbildning, arbetslivserfarenhet och graden av facklig organisering på ett signifikant sätt ökade lönen men samtidigt hade arbetsvärderingen medfört att relativt sett mindre tonvikt lagts vid dessa faktorer. Däremot föreföll det finnas en tendens att större tyngd hade lagts vid betyg och examina. Medlemmar av minoritets-

¹⁶ AFSCME är det fackförbund i USA som organiserar merparten kommunal- och delstatsanställda.

¹⁷ I studien ingick inte de statliga universiteten.

¹⁸ På så sätt undviks problemet med de som slutar respektive börjar hos staten under denna period samt konjunktur- och prisförändringar m.m.

grupper förlorade lite mer än en procent relativt vita medan fackföreningsmedlemmar vann mer än icke-fackanslutna. En jämförelse mellan 1983 års lönenivå och nivån efter arbetsvärderingen visade att kvinnorna i genomsnitt vunnit drygt en procent.¹⁹ Detta kan jämföras med en beräknad "vinst" för kvinnor, i enlighet med den ursprungliga planen d.v.s. före kompromissen, på cirka åtta procent (Orazem och Matilla, 1990).

Avslutningsvis tror författarna att Iowa-fallet är typiskt för hur det kan gå till att införa arbetsvärdering i en organisation. Dels var den metod Young använde standard inom området. Dels var det aktuella facket, AFSCME, störst inom offentlig sektor och hade dessutom varit rätt aktiva i den arbetsvärderingsdebatt som förekommit i flera andra delstater. Författarna tror dessutom att kompromisser av den typ som gjordes torde vara normala. Möjligheterna att bli framgångsrik med ett arbetsvärderingssystem förutsätter dock att eventuella restriktioner och begränsningar sätts *ex ante*. Exempelvis, hur mycket får det kosta? Vilka arbetsuppgifter skall analyseras? Hur stora respektive hur små får löneförändringarna bli? Skall marknadslönerna få finnas med i bedömningarna eller inte?

Killingworths studie

Det andra exemplet där arbetsvärdering införts har analyserats närmare av Killingworth (1990). Sedan länge hade de kommunalanställda kvinnorna i San José²⁰ i Kalifornien sökt påverka sina löner så att det skulle bli mindre löneskillnader mellan kvinno- och mansdominerade jobb. Efter omfattande arbete fick man slutligen igenom att konsultföretaget Hay skulle genomföra en sådan studie.

Utvärderingskommittén bestod av en anställd från kommunens ledning och nio som inte tillhörde ledningen men som representerade olika delar av kommunen. Facket insisterade också på att endast intern lönelikhet skulle vara aktuell. Ingenting skulle relateras till den externa arbetsmarknaden och inga skrivna rekommendationer från konsulterna skulle få förekomma. De fyra faktorer som skulle utvärderas var: färdigheter (oberoende av hur de uppkommit), problemlösning, ansvar för arbetsresultatet och arbetsförhållanden. Så snart resultatet av den genomförda arbetsvärderingen offentliggjordes, i december 1980, startade en omfattande debatt inte minst i media. Skulle en erfaren bibliotekarie (kvinnodominerat yrke) med

¹⁹ Jämförelsen avser 1983 års lönenivå och den lönenivå som kompromissen kom fram till. Skillnaden skulle ha varit 2,8 procent om den ursprungliga planen genomförts.

²⁰ San José hade vid tillfället 650 000 innevånare och var då Kaliforniens fjärde största stad.

493 poäng och en lön på 900 dollar (tvåveckorslön) få samma lön som en erfaren kemist (blandat yrke) med lika många poäng men med en lön på 1 100 dollar? Studien visade ett mycket tydligt mönster. Jobb som dominerades av kvinnor var underbetalda i förhållande till de mansdominerade jobben med lika hög (låg) poäng. Enligt officiella talesmän från facket pekade detta på uppenbar lönediskriminering av kvinnor.

Efter åtskilliga månaders debatt började man förhandla. Lönesänkningar ansågs uteslutna och istället föreslog facket att alla jobb som låg under en viss nivå skulle få löneökning och för de som låg över denna skulle löneökningar hållas tillbaka.²¹ Arbetsgivaren å andra sidan föreslog en speciell lönejustering till de kvinnodominerade jobben som skulle minska den löneklyfta som påvisats i Haystudien.

Eftersom fack och arbetsgivare inte kunde komma överens beslöt facket att utlysa strejk i juli 1981. Detta var knappast en konventionell strejk utan något så ovanligt som en strejk föranledd av lönediskriminering på grund av kön. Detta gjorde att det blev en mediahändelse av intresse långt utanför USAs gränser.

Arbetsgivaren fick starkt stöd från delstatsregeringen i sitt agerande gentemot facket. Slutligen slöts dock ett avtal som innebar en kompromiss och som enligt vissa bedömare hade lite att göra med en objektiv och systematisk arbetsvärdering. Avtalet 1981–83 medgav en löneökning på 7,5 procent det första året, 8 procent det andra året och speciella lönejusteringar för de kvinnodominerade jobb som hamnat på den lägsta nivån enligt Hays värdering. Som en del av avtalet ingick också att kommunen lovade att förhandla om ytterligare lönejusteringar i kommande avtal i enlighet med den arbetsvärdering som gjorts. Sådana justeringar genomfördes också under de följande avtalsperioderna under 1980-talet.

Killingworth har analyserat vilken effekt dessa förändringar fick på lönestruktur och sysselsättning i San José. År 1980 betalades kvinnojobben i genomsnitt cirka 20 procent lägre än mansjobben trots samma arbetsvillkor och lika många arbetsvärderingspoäng. År 1988 hade denna siffra reducerats till 10 procent. Killingworth visade också att kommunens lönejustering i enlighet med den arbetsvärdering som gjordes medförde en löneökning på närmare sex procent för kvinnodominerade jobb medan effekten på de mansdominerade jobben endast var marginell. Vad gällde sysselsättningseffekten av dessa lönejusteringar visade resultaten att denna var försumbar för

²¹ Med "nivå" avses här den relation som föreligger mellan erhållna arbetsvärderingspoäng och aktuell lön.

männen. För kvinnorna skulle sysselsättningen ha minskat med mellan sex och sju procent under perioden 1980–88, vilket då motsvarade ungefär ett års sysselsättningstillväxt i sektorn.

Svenska erfarenheter

Den svenska erfarenheten av att använda arbetsvärdering i akt och mening att jämföra olika jobb och främst kvinnors med mäns jobb är i stort sett begränsad till olika försök. Anledningen till detta är naturligtvis först och främst att det är nytt men också att det är en komplicerad och tidskrävande metod. Något som också bekräftas av den amerikanska erfarenheten. De arbetsvärderingssystem som finns i Sverige är dels de som sedan länge är lanserade och testade på den internationella marknaden, dels de som företag och organisationer själva tagit fram. Det senare har också blivit vanligt efter det att man provat något av de etablerade systemen. Exempel på det senare är Arbetsmarknadsverket som tagit fram ett eget system för arbetsvärdering, vilket nu är tänkt skall användas i praktiken.²²

Jämställhetsombudsmannen (JÄMO) har inte skapat något eget system men däremot både låtit genomföra en värdering och omsatt dess resultat i praktiken.²³ JÄMO:s s.k. barnmorskemål i arbetsdomstolen hösten 1996 förlorades med hänvisning till att JÄMO inte lyckats visa att barnmorskans arbete var likvärdigt med klinikingenjörens. Trots en mycket omfattande och, så vitt jag kan bedöma, omsorgsfull värdering blev AD:s dom att den genomförda arbetsvärderingen inte var tillräcklig som bevis för likvärdigheten.²⁴ I ett annat fall, från samma år, godtog dock Arbetsdomstolen den arbetsvärdering som genomförts. Två olika arbeten bedömdes vara likvärdiga och lönerna skulle justeras därefter.²⁵

Bortsett från detta så har, så vitt jag vet, inga fullskaliga försök gjorts i Sverige att implementera resultaten av en arbetsvärdering för att påverka/kontrollera den befintliga lönestrukturen. Vi får därför nöja oss med att på basis av en genomförd arbetsvärdering analysera vilka *tänkbara* konsekvenser detta skulle få om värderingens resultat omsattes i praktiken.

²² Projektet finns beskrivet närmare i rapporten: AVS/AMVs arbetsvärderingssystem (1995).

²³ Arbetsdomstolen, dom nr 41/96, mål nr A 153/95. Käranden var JÄMO och svaranden var Örebro Läns Landsting.

²⁴ Det arbetsvärderingssystem som användes kom ursprungligen från Nya Zeeland.

²⁵ AD:s dom nr 79/1996, det s.k. "Karlskogamålet". Käranden var Sveriges Kommunaltjänstemannaförbund (SKTF) och svaranden Karlskoga kommun.

*Arbetsvärdering – resultat från ett projekt*²⁶

Den arbetsvärdering som ligger till grund för de resultat jag presenterar här genomfördes vid tre svenska universitet/högskolor under vintern/våren 1994.²⁷ Vid värderingen använde man sig av två olika system på två inte helt identiska grupper. Med det amerikanska HAY-systemet värderades elva olika befattningar med likartad utbildningsbakgrund och med det svenska BVT-systemet (Befattningsvärdering Tjänstemän) värderades 40 olika befattningar där utbildningsbakgrunden var mer varierad.²⁸ I båda fallen ingick både typiskt manliga och typiskt kvinnliga befattningar men också ett antal som var mer könsmässigt balanserade.²⁹ Cirka 250 personer berördes av HAY-värderingen och cirka 600 av BVT-värderingen.

Underlaget för själva värderingen inhämtades från de anställda och/eller cheferna. Informationen dokumenterades sedan i en standardiserad befattningsbeskrivning. Värderingskommitten var sammansatt av representanter för både arbetsgivare och fackliga organisationer, något som uppfattas som en förutsättning för att slutresultat skall bli så objektivt som möjligt.³⁰

I HAY är det ”kunnande, problemlösning, resultatansvar och arbetsvillkor” som utgör huvudområden för värderingen. (Se bilaga 1 för ett exempel på värderingsschema.) De åtta faktorer som utgör stommen vid BVT-värderingen är: ”utbildning, erfarenhet, problemlösning, personalledning, kontakter och samarbete, resultatansvar, påfrestning och miljö”.

Efter värderingen med HAY visade det sig att poängen för de elva befattningarna låg i ett intervall från cirka 200 till närmare 900 poäng. Ju högre poäng desto större krav och vise versa. Löneskillnaderna är inte oväntat minst i de lägst värderade befattningarna, cirka 400 kronor, och störst i befattningarna med högst poängtal, närmare 3 000 kronor per månad. Diskrepansen härvidlag innebär naturligtvis att man ställer sig frågan om yrken kan vara direkt felaktigt lönesatta

²⁶ Löfström (1996a, 1996b).

²⁷ Projektet och dess resultat finns beskrivit i rapporten ”Arbetsvärdering – en metod att utjämna löneskillnader mellan kvinnor och män?” (Rapport från ett ALVA-projekt, 1993.)

²⁸ Amerikanska företaget HAY tillhör de världsledande inom området arbetsvärdering och är också etablerade i Sverige. BVT står för Befattningsvärdering Tjänstemän och är ett svenskt system. I ALVA-rapporten (se fotnot 27) presenteras respektive system närmare samt ges en beskrivning av hur själva värderingen genomförts.

²⁹ Avdelningsdirektörer, bibliotekarier och forskningsingenjörer är exempel på yrken som värderades med båda systemen medan lektorer och adjunkter enbart värderades med HAY. Lokalvårdare, vaktmästare, arbetsledare, instrumentmakare och laboratorieassistenter är exempel på grupper som enbart värderades med BVT.

³⁰ Detta utesluter naturligtvis inte att sammansättningen i något annat avseende kan vara biased vilket skulle kunna påverka gruppens objektivitet.

eller om andra faktorer, som inte ingår i själva värderingsunderlaget, är förklaringen. En sådan faktor skulle exempelvis "marknaden" kunna vara.

Löneskillnaderna mellan de kvinnodominerade och de mansdominerade jobben som enligt arbetsvärderingspoängen bedömts vara ungefär lika är följaktligen betydligt lägre vid låg än vid hög poäng.

När slutresultatet av en värdering överensstämmer med den ordning som redan är etablerad vad avser relationen poäng-lön, framförs det ofta av motståndare till arbetsvärdering som ett argument *mot* arbetsvärdering. De som däremot förespråkar att en värdering bör ske menar att det förekommer diskriminerande inslag i systemen som omintetgör en objektiv och könsneutral värdering. Ett viktigt krav, sett ur kvinnornas synvinkel, har därför hela tiden varit att de system som används skall vara könsneutrala vilket också bör inkludera att marknadens lönesättningar måste negligeras.

BVT-systemet har inte marknadsförts som ett system som skall rätta till osakliga löneskillnader mellan kvinnor och män specifikt utan är mer ett generellt system att värdera olika befattningar på arbetsmarknaden med. Av de 40 befattningar som värderades här dominerades 17 till mer än 60 procent av kvinnor varav 11 till 100 procent. Männerna dominerade sju av befattningarna till 100 procent och nio till mer än 60 procent.

Även här var den intressanta frågan om kravnivå och aktuell lönenivå överensstämde. Den rangordning som BVT-värderingen gav upphov till sammanföll rätt väl med existerande lönestruktur. Med några få undantag hade de lägre avlönade jobben också erhållit färre poäng medan de högre avlönade jobben erhållit högre poäng. Frågan kvarstår dock om BVT-systemet är fritt från könsbias och/eller om de som värderat förmått göra en objektiv och könsneutral värdering?

Arbetsvärdering och förändring i lön

Hur stora skulle löneförändringarna bli om de olika befattningarna ersattes i enlighet med att avkastningen per arbetsvärderingspoäng vore densamma för kvinnor som för män? För att se om kvinnor och män faktiskt erhöll olika avkastning vid lika poäng skattades separata löneekvationer för kvinnor och män. Löneekvationerna innehöll förutom resultaten från de genomförda arbetsvärderingarna också uppgifter om ålder, ålder kvadrerad och kön. Skattningarna genomfördes med OLS (ordinary-least-squares) multipel regressionsanalys.

Med något undantag gällde att *lönen ökade med arbetets svårighetsgrad*. Skillnaden mellan könen är dock tydlig. Avkastningen för kvinnor var i samtliga poängintervall utom två lägre än den avkast-

ning männen fick. I de två näst högsta intervallen hade kvinnorna högre avkastning än männen.

Om avkastningen vore densamma för kvinnor och män skulle således lönerna behöva justeras. Som riktlinje för en sådan justering skattades en enkel linjär löneekvation för de befattningar som dominerades av män. På basis av erhållna resultat kunde sedan löner för de olika befattningarna, kvinno- såväl som mansdominerade, predikteras. Dessa jämfördes sedan med de observerade medellönerna i dessa befattningar. Skillnaden mellan den observerade och den predikterade lönen tolkades sedan som en indikation på om det fanns befattningar/yrken i organisationen som *lönemässigt* skulle kunna vara under- eller övervärderade. I nedanstående tabell sammanfattas resultaten.

Tabell 8.1 Faktiska och predikterade genomsnittslöner för befattningar/yrken med olika svårighetsgrad enligt värdering med HAY, och med olika könsmajoritet.

	Faktisk lön	Predikterad lön ^a	Estimerad löneförändring ^b
> 70 % Kvinnor			
Sekreterare (269)	14 874	16 583	+ 11,5 %
Bibliotekarie (314)	15 509	17 272	+ 11,4 %
1:e byråsekr (344)	16 196	17 747	+ 9,6 %
Intendent (351)	16 615	17 859	+ 7,5 %
1:e bibliotekarie (488)	19 481	20 214	+ 3,8 %
> 70 % Män			
Forskningsing.(265)	14 506	16 523	+ 13,9 %
1:e forskn.ing (440)	18 447	19 356	+ 4,9 %
Högskoleadjunkt (441)	19 646	19 373	- 1,3 %
Avdelningsdir (486)	22 257	20 177	- 9,3 %
Lektor (637)	23 293	23 129	- 0,7 %

Siffran inom parentes anger antal HAY-poäng.

^aPredikterad lön har estimerats utifrån att de kvinno- resp. mansdominerade jobben ersätts i enlighet med den löneekvation som gäller de mansdominerade jobben.

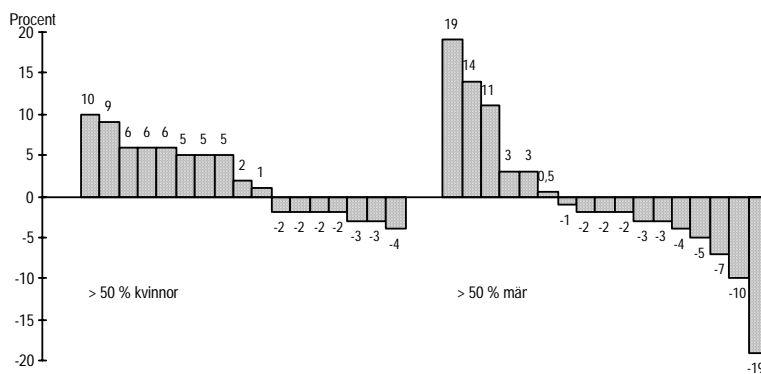
^bDen löneförändring som skulle behövas för att erhålla den predikterade lönen har skattats på följande sätt: $[(\text{Predikterad lön} - \text{faktisk lön})/\text{faktisk lön}] \cdot 100$.

Ovanstående beräkningar utgör självklart inget tillräckligt underlag för några mer långtgående slutsatser men bör kunna ligga till grund för en vidare diskussion om arbetsvärdering som metod att påverka löneskillnader mellan olika jobb. Exempelvis går det knappast att å priori säga att arbetsvärdering enbart skulle gynna kvinnor. I detta material skulle visserligen samtliga jobb dominerade av kvinnor få vidkännas en löneökning om resultaten implementerades men två av de mansdominerade jobben skulle också få sina löner höjda. Därtill

kan noteras att den största procentuella ökningen skulle ha tillfallit ett mansdominerat jobb. En andra iakttagelse är att arbetsvärdering inte implicerar att alla skall ha lika lön.

Motsvarande skattningar gjordes också för BVT-värderingen. Både kvinno- och mansjobb skulle påverkas om en värdering i enlighet med BVT skulle omsättas i praktiken. Av de aktuella jobben, d.v.s. de som var antingen kvinno- eller mansdominerade, var det något fler kvinnojobb som var "underbetalda" i förhållande till sin poäng medan det var fler mansjobb som var "överbetalda". Av figuren 8.1 framgår hur mycket.

Figur 8.1 Skattad löneförändring med avseende på BVT-poäng i jobb dominerade av kvinnor respektive av män.



Medellön och medelpoäng för olika jobb har i denna studie liksom i de tidigare varit utgångspunkt för analysen. Detta innebär att resultaten endast kan ses som en indikation på hur ersättningen för olika jobb *skulle kunna* påverkas om värderingen skulle omsättas i praktiken.

Sammanfattningsvis tyder båda värderingarna på att det är svårt att ha någon bestämd uppfattning om hur slutresultatet kommer att bli. Det förefaller dock klart att arbetsvärdering medför större eller mindre löneförändringar men att något kön, kvinnor eller män, *ensidigt* skulle gynnas eller missgynnas av detta är svårt att se. Skattningar på individdata utifrån resultaten från HAY-värderingen visade att av 100 kvinnor skulle 50 få högre lön, 30 få lägre och 20 skulle inte alls beröras om en strikt implementering, d.v.s. både löneökningar och lönesänkningar, skulle genomföras.

Sammanfattning

De studier som presenterats här visar på varierande resultat men huvudintrycket är ändå att ett system med arbetsvärdering lönemässigt gynnat kvinnor och kvinnors arbetsuppgifter. Det är dock klart att också män gynnats dels om de finns i kvinnojobb vars löner höjts, dels genom att vissa mansdominerade jobb också blivit högre värderade. I ett par studier har också sysselsättningseffekten analyserats och det förefaller som om en löneökning för kvinnor endast i mindre utsträckning skulle ha påverkat deras sysselsättning negativt. Kostnaderna för att implementera resultaten beror naturligtvis på organisationens storlek men också på hur stora lönedifferenserna är som skall åtgärdas. Eftersom arbetsvärdering är en tidskrävande process påpekar flera av författarna att man i förväg bör ha bestämt om man har för avsikt att omsätta resultaten i verkligheten. Erfarenheten tyder dock på att erhållna resultat kommer att modifieras vid implementering i så måtto att lönesänkningar knappast realiserar och löneökningar inte blir av den storleksordning som värderingen indikerat.

Ett genomgående drag i samtliga studier är att de ger upphov till frågor, som enligt författarna kräver svar innan man kan uttala sig om huruvida arbetsvärdering är rätta metoden att lösa problemet med lönediskriminering av kvinnor. Exempel på frågor är: Varför har man inte med hjälp av arbetsvärdering lyckats eliminera löneskillnaderna fullständigt? Kommer man framgent att kunna revidera arbetsvärderingssystemet i takt med att arbetsuppgifter och det sätt på vilket dessa utförs ändras? Kommer de offentliga budgeterna (stat och kommuner är ju de som berörs av förändringarna) att ge ekonomiska förutsättningar för kontinuerliga lönejusteringar i enlighet med arbetsvärderingen?

8.5 Avslutning

Invändningar som görs mot arbetsvärdering tar ofta sin utgångspunkt i villkoren för en fri marknad. Eftersom lönerna skall vara en spegling av marknadens efterfråge- och utbudsförhållanden är det också marknaden som värderar jobben. Arbetsvärdering uppfattas därför som enbart en störning av marknadens egna mekanismer. Problemet med marknaden som ensam lönesättare är att den de facto inte är ensam. För arbetsmarknadens parter är detta också klart. Lönebildning handlar inte bara om marknaden utan också om värderingar,

bedömningar och olika typer av avvägningar.³¹ Om man har som målsättning att värderingar och bedömningar skall vara objektiva och könsneutrala då borde arbetsvärdering kunna vara ett verktyg. Systematisk arbetsvärdering skulle kunna förbättra informationen om produktiviteten i olika jobb och en justering av lönerna i enlighet med erhållna resultat skulle därför kunna vara något som *förbättrar arbetsmarknadens funktionssätt* och inte något som försämrar den.

Frågan om marknadslönerna är central men också kontroversiell. I Iowa-studien uppmanades värderarna att helt ignorera marknadslönerna främst därför att man antog att dessa speglade den diskriminering som förekom av olika jobb. Genom att inte ta med marknadslönerna skulle dessa därför få ett minskat inflytande på jobben i den offentliga sektorn.

Enligt Orazem och Mattila skulle dock marknadslönerna i vissa situationer kunna fylla en funktion. De exemplifierar med fall då två olika jobb är likvärdiga, enligt den genomförda värderingen, men ändå inte är det därför att deras värde för arbetsgivaren är något olika. Det handlar då främst om så sofistikerade egenskaper i ett jobb att de inte går att fånga in i en värdering. Eftersom användning av marknadslöner strider mot själva tanken med arbetsvärdering är det mycket viktigt att *både arbetstagare och arbetsgivare kan verifiera* att egenskaperna inte kan värderas i en arbetsvärdering och att de verkligen värderas som produktiva så att de inte enbart blir en ursäkt för att upprätthålla diskriminering.

Om *verkliga* marknadslöner inte tas med och de inte heller blir ersatta av relevanta faktorer är risken stor att resultaten blir skeva. Om å andra sidan marknadslönerna inte speglar en *verklig* jobbegenskap utan det istället handlar om diskriminering av arbetskraft då kommer marknadslönerna att ge felaktig information och bör inte förekomma i löneanalysen.

En annan aspekt som inte diskuterats närmare här men som också är central är konsekvenserna på sysselsättningen. Om en arbetsvärdering leder till ökade lönekostnader kan sysselsättningstillfällena hotas. Den amerikanska erfarenheten tydde dock på att den negativa effekten på sysselsättningen varit måttlig varför den inte har tillmätts någon större betydelse. Erfarenheter från Kanada understryker behovet av ”inskolning och infasning”, d.v.s. man bör inte hasta fram utan man bör lägga ner tid på att övertyga dem som kommer att beröras. Detta för att dels få fram ett slutresultat som omfattas av så

³¹ Se t.ex. SAF (1993) s. 15.

många som möjligt och dels för att mildra de eventuellt negativa konsekvenserna på t.ex. sysselsättningen.³²

Kan då arbetsvärdering vara ett framgångsrikt sätt att minska löneskillnaderna mellan kvinno- och mansjobben i Sverige och bidra till att "andelen kvinnor (män)" i ett jobb neutraliseras? Mitt svar är kanske. Arbetsvärdering kan aldrig ersätta den lönepolitik som bedrivits i Sverige och som gynnat kvinnors löneutveckling. Däremot bör den kunna försvara sin plats om man med arbetsvärdering vill komma åt den del av löneskillnaderna som beror på att kvinnor och män gör olika saker men för övrigt är lika produktiva.

Vad gäller den amerikanska erfarenheten kan inte heller den annat än möjligen indikera riktningen. Detta beror naturligtvis på skillnaderna mellan länderna. Löneskillnaderna är exempelvis i genomsnitt betydligt mindre i Sverige än i USA, vilket gör att löneeffekten av arbetsvärdering sannolikt skulle bli mindre i Sverige. För det andra är den fackliga organisationsgraden betydligt högre bland svenska kvinnor än bland amerikanska, vilket rimligen måste innebära att svenska kvinnors intressen borde vara bättre tillvaratagna än vad amerikanska kvinnors är. Slutligen har den lönepolitik som förts i Sverige under lång tid varit både samordnad centralt och inriktad mot jämlikhet och generell löneutjämning något som verksamt bidragit till mindre löneskillnader mellan kvinnor och män. Det är viktigt att detta inte glöms bort i den lönepolitiska debatt som förs idag. Samtidigt som intresset för "arbetsvärdering" är stort och växande pågår också stora förändringar inom lönepolitikens övriga områden, förändringar som kan komma att hota de landvinningar kvinnor tidigare gjort. Det är därför viktigt, sett ur kvinnors perspektiv, att det finns en *helhets-syn på lönepolitiken* och att den inte går förlorad. Det är åtskilliga, internationellt verksamma ekonomer och andra, som understrukt vad den svenska lönepolitiken betytt för det relativt sett mindre lönegapet mellan svenska kvinnor och män jämfört med förhållandena i andra länder. Ett citat av Morley Gunderson, kanadensisk ekonom, får illustrera denna uppfattning:

Lönegapet tenderar att vara mindre i länder som har ett mer centraliserat förhandlingssystem och som betonar en egalitär lönepolitik i allmänhet (ex. Sverige, Norge och Australien). Det tenderar att vara störst i länder som betonar en traditionell, icke-egalitär roll för kvinnor på arbetsmarknaden (ex. Japan) eller länder som tillämpar en decentraliserad, marknadsorienterad lönebildningsmodell med förhandlingar på företagsnivå (ex. USA och Kanada). De två sista länderna har dessutom en högre grad av allmän löneojämlikhet vilket förklarar en stor del

³² Gunderson (1989).

av det större lönegapet mellan kvinnor och män där eftersom kvinnor oftare än män tenderar att befinna sig på den nedre delen av lönetrappan.³³

För att avslutningsvis bli lite mer konkret vad gäller arbetsvärderingens möjligheter skall jag citera Elaine Sorensen, amerikansk forskare i arbetsvärdering och löneskillnader. Hon sammanfattar vad forskningen kommit fram till vad gäller hur arbetsvärdering bör vara utformad för att den på ett framgångsrikt sätt skall vara en metod att utjämna löneskillnader både mellan kvinnor och män och mellan kvinnojobb och mansjobb (Sorensen, 1994, s. 80).

1. Arbetsvärdering bör göras för alla befattningar i företaget och systemet bör vara ett faktorpoängsystem.
2. Poängsystemet bör vara detaljerat. Speciella ansträngningar måste göras för att säkerställa att faktorer som är relevanta för kvinnojobben kommer med. Objektiva kriterier bör användas för att värdera kraven i jobben och därför bör t.ex. kunskap (skill) mätas med år i formell utbildning, vilket också gäller den erfarenhet man har i jobbet (on the job training).
3. Jobbens innehåll bör baseras på uppgifter från ett stort antal anställda som svarat på frågor med fasta eller icke-fasta svarsalternativ. Använder man icke-fasta svarsalternativ måste svaren värderas. Detta bör göras av en grupp bestående av minst fem personer med olika bakgrund och individkaraktäristika. Var och en gör en självständig värdering, varefter en genomsnittspoäng beräknas för respektive befattning. Värderarna bör i idealfallet inte känna till de faktiska lönerna.
4. Vikter bör bestämmas genom att använda en ansats som bygger på multipel regressionsanalys där lönen i befattningen skattas som en funktion av poäng och könsfördelning i befattningen.
5. En politik där olika jobb skall jämföras bör syfta till att eliminera den negativa löneeffekten som associeras med sysselsättning i jobb som kvinnor dominerar. Med andra ord, en sådan politik bör betala kvinnojobb lika med mansjobb om de bedömts vara jämförbara och av lika värde i enlighet med den värdering som gjorts.

³³ Gunderson (1994) s. 13 (*fritt översatt*).

Litteraturförteckning

- Andersson, E.R. (1997), *Fem mål för värdiga löner. Om fem lönediskrimineringsmål i Arbetsdomstolen*. Arbetslivsinstitutet, Solna.
- Bergmann, B.R. (1974), "Occupational Segregation, Wages and Profits when Employers Discriminate by Sex or Race", *Eastern Economic Journal*, 1 (2/3), April/July, 103-10.
- Edgeworth, F.Y. (1922), "Equal Pay to Men and Women for Equal Work", *Economic Journal*, Vol 32.
- Ehrenberg, R.G. & Smith, R.S (1987), "Comparable-Worth Wage Adjustments and Female Employment in the State and Local Sector", *Journal of Labor Economics*, Vol 5, No 1.
- Ehrenberg, R.G. & Smith, R.S. (1991), *Modern Labor Economics*. Harper Collins Publishers, 4 uppl., New York.
- Ericson, T. (1991), *Systematisk arbetsvärdering. Ett lönesättningsinstrument i närbild*. Umeå Studies in Sociology No 100.
- Filer, R.F. (1989), "Occupational Segregation, Compensating Differentials and Comparable Worth". I Michael, R.T., Hartmann, H. & O'Farell B. (red.) *Pay Equity: Empirical Inquiries*. National Academy Press, Washington DC.
- Gunderson, M. (1989), "Implementation of Comparable Worth in Canada" *Journal of Social Issues*, Vol 45, Winter, s. 209–222.
- Gunderson, M. (1994), *Comparable Worth and Gender Discrimination: An International Perspective*. ILO, Geneva.
- Harriman, A. (1992) "LO, arbetsvärdering och jämställdhet" i *Lön efter fortjeneste – et spørgsmål om vurdering?* Nordiska Likalöneprojektet vid Nordiska Ministerrådet, Köpenhamn, Nord 1992:10.
- Jansson, K., Johansson, K., Olofsson, I., & Ringlöw R-M. (1993) *Arbetsvärdering en metod att utjämna löneskillnader mellan kvinnor och män? Rapport från ett gemensamt ALVA-projekt vid Universitetet i Linköping, Högskolan i Luleå och Umeå Universitet*.
- Johnson, G. och Solon, G. (1986), "Estimates of the Direct Effects of Comparable Worth Policy". *American Economic Review*, Vol 76, No 5.
- Jonung, C. & Person, I. (1990), "Hushållsproduktion, marknadsproduktion och jämställdhet" i *Kvinnors roll i ekonomin*, Bilaga 23 till LU90.
- Killingworth, M. (1990), *The Economics of Comparable Worth*. WE Upjohn, Kalamazoo, Michigan.
- Lommerud, K.E. (1997), "Lönebildning, löneskillnader och kvinnolöner" i Å. Löfström (red.) *Lönepolitik och kvinnors löner*. Forskningsrådsnämnden, Stockholm.
- Löfström, Å. (1993), *Ju fler kvinnor desto lägre lön? En test av crowdinghypotesen*. Umeå Economic Studies 1993:323.
- Löfström, Å. (1996a), *Arbetsvärdering i akademien. Hur lönestrukturen kan påverkas i ett företag som arbetsvärderat*. Umeå Economic Studies 1996:401.
- Löfström, Å. (1996b), *Can Job Evaluation Improve Women's Wages?* Umeå Economic Studies 1996:416.
- Löfström, Å. (1997), *Women and Wages. The Effects of Crowding*. (Under publ. i Umeå Economic Studies.)

- Orazem, P.F. & Mattila, J.P., (1989), "Comparable Worth and the Structure of Earnings: The Iowa case". I Michael, R.T., Hartmann, H. & O'Farell, B. (red.) *Pay Equity: Empirical Inquiries*. National Academy Press, Washington DC.
- Orazem, P.F. & Mattila, J.P., (1990), "The Implementation Process of Comparable Worth: Winners and Losers", *Journal of Political Economy*, Feb., sid 134-152.
- Sorensen, E. (1990), "The Crowding Hypothesis and Comparable Worth." *Journal of Human Resources*, Vol 25, No 1.
- Sorensen, E. (1994), *Comparable Worth. Is It a Worthy Policy?* Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

9.1 Inledning

Gifta män tjänar mer än ogifta män. Även om man jämför män som är lika gamla, har lika lång utbildning och arbetslivserfarenhet så finns en del av denna löneskillnad, även kallad *äktenskapspremie*, kvar. I Sverige uppgick äktenskapspremien till drygt sex procent år 1991 vilket motsvarar vad 2 års ytterligare utbildning gav i löneökning (Richardson, 1997). I USA är äktenskapspremien ännu större. Amerikanska gifta män har mellan 10 och 40 procent högre lön än ogifta män, storleken beror bland annat på vilka jämförelser som görs (Korenman och Neumark, 1991). Även i flertalet västeuropeiska länder har en äktenskapspremie konstaterats (Schoeni, 1995). Studier kring kvinnors äktenskapspremie ger inte en lika entydig bild. I vissa studier konstateras att kvinnor har en äktenskapspremie (Korenmann och Neumark, 1992a), medan det i andra studier konstateras att de inte har någon (Hill, 1979; Dolton och Makepeace, 1987; Korenman och Neumark, 1992b). Någon svensk studie om kvinnors äktenskapspremie finns inte gjord.

Den manliga äktenskapspremien är ett mycket robust empiriskt resultat. Nästan oavsett vilken statistisk metod och vilket datamaterial man använder erhålls resultatet att gifta män tjänar mer än ogifta män. Trots detta råder ingen enighet kring vad som kan förklara detta fenomen. Traditionella löneteorier förutspår inte heller äktenskapspremien. Fyra typer av förklaringar till äktenskapspremien har framförts inom den nationalekonomiska forskningen. Detta kapitel syftar till att översiktligt beskriva dessa hypoteser samt redovisa det empiriska stöd som respektive hypotes får. Speciell tonvikt läggs vid svenska resultat. Två av hypoteserna, som också är de mest diskuterade, bygger på att gifta män är mer produktiva än ogifta män. Enligt den ena av dessa hypoteser gifter sig män med hög produktivitet oftare än andra män. Enligt den andra hypotesen blir män mer

produktiva genom att gifta sig. Orsaken är att makar delar upp arbetsuppgifter mellan sig på ett sådant sätt att män blir mer produktiva i förvärvsarbete. Enligt den tredje hypotesen bryr sig arbetsgivaren om hur stor försörjningsbörda en person har. Gifta män har vanligtvis en större försörjningsbörda och arbetsgivaren ger därför gifta män högre lön än vad de ger ogifta män. Den fjärde hypotesen bygger på att gifta och ogifta män har olika preferenser för familjeliv och att det är män som tycker om familjeliv som gifter sig. Eftersom barn är kostsamma godtar gifta män arbeten med sämre arbetsmiljö och erhåller i gengäld en högre lön.

Kunskaper om äktenskapspremiens orsaker kan öka vår förståelse om tre viktiga frågor. Den första frågan är hur löner bestäms. Den andra frågan är vilka konsekvenser har arbetsdelning inom familjen och vilka incitament finns till arbetsdelning. För det tredje kan studier kring äktenskapspremiern öka förståelsen för löneskillnaden mellan män och kvinnor: männens äktenskapspremie utgör nästan en tredjedel av löneskillnaden mellan män och kvinnor i USA (Neumark, 1988).

9.2 Hur stor är äktenskapspremien för män i Sverige?

De svenska resultat som redovisas i detta kapitel är hämtade från min forskning kring svenska mäns äktenskapspremie (Richardson, 1997). Jag har utnyttjat data från Levnadsnivåundersökningarna, LNU (Eriksson och Åberg, 1987). I LNU finns bland annat detaljerad information om löner, utbildning, arbetslivserfarenhet, arbetsmiljö, hushållsarbete och civilstånd för ett representativt urval av Sveriges befolkning i åldern 15–75 år för åren 1968, 1974, 1981 och 1991. För gifta och sambor har även vissa uppgifter om maken/makan samlats in. Jag har valt att studera män i åldern 18–65 år som har ett arbete. I tabell 9.1 anges medelvärden på de variabler som jag använt. Av utrymmesskäl utgör i denna tabell män som är sambor och gifta en grupp. Ensamstående män är män som vid intervjutillfället varken är gifta eller sambor men däremot kan de vara änklings eller skilda.

Av tabellen framgår att gifta och sambor hade i genomsnitt 35 procent högre timlön än ensamstående män 1968. Denna löneskillnad faller till 22 procent 1974 och ligger sedan mer eller mindre kvar på den nivån fram till 1991.

Tabell 9.1 Medelvärden för gifta och sambor(g/s) respektive ensamstående (e) män i åldern 18 till 65 år. Endast män som är anställda ingår i urvalen. Standardfel anges i parentes.

	1968		1974		1981		1991	
	g/s	e	g/s	e	g/s	e	g/s	e
timlön	13,42 (6,20)	9,97 (4,55)	21,63 (7,63)	17,73 (5,38)	43,30 (15,23)	36,23 (10,62)	94,18 (34,34)	77,58 (23,48)
ln(timlön)	7,13 (0,37)	6,81 (0,45)	7,63 (0,30)	7,43 (0,33)	8,33 (0,29)	8,16 (0,28)	9,10 (0,31)	8,92 (0,28)
Ålder	42,6	31,1	41,5	33,0	41,7	33,0	42,9	33,0
Utbildning (år)	8,7	9,0	9,8	10,2	10,7	10,8	11,7	11,7
Arbetslivserf. (år)	25,8	13,9	23,8	15,1	23,1	14,4	23,4	13,3
Fysiskt krävande jobb (%)	39,8	46,2	37,9	42,3	38,1	46,6	41,0	52,4
Mentalt krävande jobb (%)	39,3	21,4	43,3	30,0	46,1	36,7	47,9	41,0
Stressigt jobb (%)	72,1	58,7	68,1	56,3	61,5	51,6	65,9	62,0
Monotont jobb (%)	17,6	21,6	15,0	26,0	14,2	23,6	16,4	23,7
Tunga lyft (%)	44,7	48,5	36,3	39,2	27,8	28,9	24,2	23,5
Antal barn under 20 år boende hemma	1,18	0,06	1,14	0,05	1,16	0,08	1,10	0,04
Hemmafru (%)	40,8		32,6		21,9		5,1	
Sambo (% av gifta och sambor)	3,6		14,6		20,6		23,3	
% gifta och sambor i urvalet	73		75		72		69	
Antal observationer	1 276	487	1 277	423	1 222	479	1 075	490

Källa: Egna beräkningar från Levnadsnivåundersökningarna.

Variabeln *hemmafru* anger huruvida mannens maka/sambo arbetar heltid i hemmet. 1968 visar denna variabel huruvida hustrun/sambon arbetade i hemmet 1967. Av tabellen framgår att andelen gifta och sambor med en hemmafru minskar betydligt under perioden, från 40 procent 1968 till 5 procent 1991. Det är mycket få sambor som har en ”hemmafru”. Vidare, andelen män som lever i ett förhållande är mer eller mindre konstant under perioden. I gruppen gifta och sambor ökar andelen män som är sambor, från knappt 4 procent 1968 till 23 procent 1991 och följaktligen minskar andelen män som är gifta.

Dummyvariablerna *fysiskt krävande*, *mentalt krävande*, *stressigt* och *monotont* arbete antar värdet ett om intervjupersonen anger att han har ett sådant arbete och är noll annars. Variabeln *tunga lyft* anger om personen måste lyfta minst 60 kg en gång i veckan.

Av tabell 9.1 framgår att gifta och sambor skiljer sig åt i fler avseenden än vad gäller timlön, exempelvis är gifta män och sambor äldre, de har längre arbetslivserfarenhet och har fler barn än ensamstående män. För att ta hänsyn till sådana skillnader har jag i tabell 9.2 skattat äktenskaps- och sambopremien med hjälp av regressionsanalys. Det innebär att jag, för vart och ett av åren,

undersöker hur stor äktenskaps- och sambopremien är för män som är lika gamla, har lika lång utbildning och arbetslivserfarenhet, har lika många barn och som arbetar i samma typ av arbetsmiljö. Antal barn avser här antalet hemmavarande barn under 20 år. Eftersom barn och civilstånd är korrelerade, det vill säga om en man är gift eller sambo så är sannolikheten väsentligt större att han har barn, så skulle det kunna vara så att äktenskapspremien egentligen avspeglar ett samband mellan lön och antal barn. Genom att jämföra män med lika många barn tas en sådan effekt på äktenskaps- och sambopremien bort. I min studie finner jag ingen effekt av antal barn på mäns löner (Richardson, 1997).

Tabell 9.2 Skattningar av äktenskaps- och sambopremien med tvärsnittsdata. Jämförelsegruppen är ensamstående män.

	1968	1974	1981	1991
gift	0,156 (0,021)	0,089 (0,020)	0,069 (0,019)	0,064 (0,020)
sambo	0,111 (0,049)	0,092 (0,024)	0,067 (0,020)	0,038 (0,020)
R ² -korr.	0,448	0,320	0,310	0,347

Anm. Kontrollvariabler är: ålder, ålder i kvadrat, utbildning (antal år) och arbetslivserfarenhet (antal år), arbetslivserfarenhet i kvadrat, dummyvariabler för arbetsmiljön och antal barn. Standardfel anges inom parentes.

Resultaten i tabell 9.2 visar att när vi jämför män med liknande bakgrund är löneskillnaderna på grund av civilstånd inte lika stora som i tabell 9.1. 1968 tjänade en gift man 17 procent mer och en sambo tjänade 12 procent mer än motsvarande ensamstående man.¹ 1991 har äktenskapspremien fallit till 6 procent. Sambopremien uppgår 1991 till 4 procent men är inte signifikant skild från noll. Äktenskapspremien har alltså sjunkit från 1968 fram till 1991 med nära 60 procent. Även sambopremien har sjunkit mycket under perioden.

Ur ett internationellt perspektiv är den svenska äktenskapspremien låg. Korenman och Neumark (1991) finner att äktenskapspremien under senare delen av 1970-talet var 11 procent i USA. Blackburn och Korenman (1994) och Gray (1997) finner att även den amerikanska äktenskapspremien har minskat de senaste decennierna. I Tyskland tjänar en gift man 28 procent mer än en man som aldrig varit gift (Schoeni, 1995). I samma studie konstateras att den norska äktenskapspremien uppgår till 17 procent. Däremot är den finländska

¹ Löneskillnaden i procent mellan gifta och ogifta män erhålls genom att beräkna $e^{0.156}$, där e betecknar den naturliga exponentialfunktionen.

äktenskapspremien i nivå med den svenska (Sundqvist, 1994). Dessa resultat är dock inte helt jämförbara eftersom studierna skiljer sig åt, bland annat med avseende på vilka variabler man använder.

Det finns få internationella studier om sambopremien, men Daniel (1991) visar att amerikanska män som är sambor har ungefär hälften så stor premie som de som är gifta i slutet av 1980-talet. Den svenska sambopremien är högre och utgör knappt två tredjedelar av äktenskapspremien 1991. År 1974 och år 1981 var premierna till och med lika stora. Den höga sambopremien kan möjligen återspegla att denna samlevnadsform är vanlig och etablerad. År 1990 var i Sverige 40 procent av föräldrarna till alla nyfödda barn sambor enligt SCB (1994). Om äktenskap och samboförhållanden uppfattas som likvärdiga ur parets synvinkel kan det förklara varför sambopremien är nästan lika stor som äktenskapspremien.²

Trots att vi i tabell 9.2 jämför män som till synes är lika kvarstår alltså en beaktansvärd äktenskapspremie. Vad kan förklara denna?

9.3 Är högproduktiva män mer attraktiva makar?

Denna hypotes utgår från att män är olika produktiva och att det är män med hög produktivitet som gifter sig eller blir sambor, (Becker, 1991). Vissa män kan ha egenskaper som både arbetsgivare och kvinnor värderar högt. Dessa män kommer därför att dels gifta sig i större utsträckning, dels ha större chans till hög lön än de män som saknar dessa egenskaper. Om egenskaperna är svåra att observera för en forskare kommer de att dyka upp som en äktenskapspremie vid beräkningarna, även om det inte är äktenskapet i sig som gjort de gifta männen mer produktiva.^{3, 4} De skulle ju enligt denna hypotes vara lika produktiva även utan giftermål.

² Samboförhållandet och äktenskapet är inte lika i legal mening. Gifta personer sambeskattas på inkomster av kapital, de ärver varandra och har gemensam vårdnad om barnen. Sambor sambeskattas inte och de ärver inte heller varandra. Modern får automatiskt ensam vårdnad om parets barn. Även skilsmässolagstiftningen skiljer sig åt mellan dessa samlevnadsformer.

³ Möjligtvis kan stabilitet och flit vara exempel på sådana egenskaper. Ett annat exempel ges i en studie av Hamermech och Biddle (1994) som visar att personer som av intervjuaren bedöms ha ett tilltalande utseende har högre lön än andra personer. Om personer med tilltalande utseende också har lättare att finna någon att gifta sig med kommer en äktenskapspremie att uppstå.

⁴ Det kan också vara så att män med hög lön har högre chanser att bli och förbli gifta. I detta fall är det den höga lönen som direkt påverkar ökar chanserna till äktenskap och inte en tredje ej uppmätt egenskap. Denna direkta relation mellan lön och äktenskap har diskuterats av Becker, Landes och Michael (1977). De finner ett visst empiriskt stöd för denna hypotes.

LNU är en så kallad paneldatabas. Det betyder att vissa personer har intervjuats vid fler än ett tillfälle och det är därför möjligt att se hur lön, civilstånd och andra egenskaper ändrats mellan två intervju-tillfällen. Genom att studera hur lönen utvecklats för en person mellan två intervjutidpunkter kan man eliminera effekten av ej uppmätt produktivitet på äktenskapspremien. Ett viktigt antagande är dock att dessa dolda egenskaper inte ändras över tiden. I princip undersöks om lönen ändras extra mycket för de personer som gifter sig mellan två intervjutillfällen.⁵ Om män som gifter sig får en högre löneökning än andra män är det mer rimligt att tro att äktenskapspremien återspeglar en effekt av äktenskapet.

I tabell 9.3 redovisas resultaten från denna analys. Eftersom jag intresserar mig för vad som förklarar förändringen i lön utnyttjar jag två års observationer i taget. I till exempel *urvalet 68–74* finns de män som var mellan 18 och 55 år 1968 och som var anställda både 1968 och 1974. De två andra urvalen är konstruerade på samma sätt. Tabellen läses på följande sätt. Första raden i *urval 68–74*, anger skattningarna på äktenskapspremien 1968 respektive 1974. Andra raden i *urval 68–74* anger skattningarna på sambopremien.

Av tabell 9.3 framgår att gifta män tjänade drygt 12 procent mer och sambor drygt 10 procent (se fotnot 1 för procentberäkning) mer än ensamstående män år 1968. Dessa resultat är signifikanta (statistiskt säkerställda). Trots att effekter av ej uppmätta egenskaper eliminerats visar resultaten att gifta män och sambor tjänar mer än ogifta män. Det betyder att äktenskapspremien *inte* till fullo kan förklaras av att högproduktiva män gifter sig i större utsträckning än andra män. Istället pekar resultaten mot att män blir mer produktiva genom att gifta sig eller bli sambo.

I *urvalet 74–81* är endast äktenskapspremien 1974 signifikant och positiv. I detta urval tycks sambopremien vara negativ 1981, men koefficienten är inte signifikant skild från noll. Slutligen, i *urvalet 81–91* förklarar ej uppmätta egenskaper hela äktenskapspremien och sambopremien, ingen av koefficienterna är signifikant skild från noll. Någon effekt av äktenskap på mäns löner går inte att spåra dessa år.

Återigen kan vi konstatera att äktenskapspremien och sambopremien faller över undersökningsperioden. Äktenskapspremien minskar från drygt 12 procent 1968 till drygt 2 procent 1981 och 1991 då den inte heller är signifikant skild från noll. Likaså har sambopremien minskat sedan 1968.

⁵ I analysen tillåter jag att koefficienterna för civilståndsvariablerna ändras över tiden. Se Richardson (1997) för mer detaljerad beskrivning av den metod som utnyttjas för de resultat som beskrivs här.

Tabell 9.3 Skattningar av äktenskaps- och sambopremien med hjälp av longitudinella data. Beroende variabel i urvalet 68–74 är (logaritmerad timlön 74)–(logaritmerad timlön 68). Den beroende variabeln är konstruerad på motsvarande sätt för de resterande två urvalen.

	1968	1974	1981	1991
Urval 68–74, n = 1 128				
gift	0,123 (0,027)	0,018 (0,030)		
sambo	0,104 (0,055)	0,122 (0,036)		
R ² -korr.	0,126			
Urval 74–81, n = 1 136				
gift		0,102 (0,027)	0,025 (0,027)	
sambo		0,045 (0,028)	–0,048 (0,030)	
R ² -korr.	0,063			
Urval 81–91, n = 972				
gift			0,023 (0,027)	0,025 (0,027)
sambo			0,007 (0,027)	–0,010 (0,031)
R ² -korr.	0,045			

Anm. Kontrollvariabler är förändring i: utbildning (antal år), arbetslivserfarenhet (antal år), arbetslivserfarenhet i kvadrat, arbetsmiljö respektive antal barn. Standardfel anges inom parentes.

I amerikanska studier finner man att äktenskapspremien kvarstår när effekten av ej uppmätta egenskaper rensas bort. Exempelvis finner Korenman och Neumark (1991) och även Daniel (1991) att den amerikanska äktenskapspremien reduceras med drygt hälften när hänsyn tas till ej uppmätta egenskaper.

Slutsatsen av analysen i detta avsnitt är att det är män med hög, för forskaren dold, produktivitet som gifter sig eller blir sambor. I synnerhet är denna förklaring viktig i slutet av den undersökta tjuugoårs perioden. Däremot tycks både äktenskap och samboförhållande ha effekt på mäns löner i början av perioden eftersom positiva och signifikanta premier då kvarstår. Detta resultat leder oss till nästa fråga: Gjorde äktenskapet män mer produktiva dessa år?

9.4 Gör äktenskapet män mer produktiva?

På vilket sätt kan män bli mer produktiva på grund av att de gifter sig? Becker (1991) föreslår att det kan vara lönsamt om en av makarna koncentrerar sig på förvärvsarbete och investerar i human-

kapital (kunskap) som ökar produktiviteten i förvärvsarbete medan den andra specialiserar sig på hushållsarbete och investerar i humankapital som ökar produktiviteten i hushållsarbete. Av orsaker som ej förklaras av teorin är det vanligtvis mannen som specialiserar sig på förvärvsarbete och kvinnan som specialiserar sig på hushållsarbete.⁶ Den första implikationen av Beckers hypotes är att eftersom ensamstående personer inte kan specialisera sig kan vi förvänta oss att gifta män tjänar mer än ensamstående män. Redan i förra avsnittet konstaterades att det tycks finnas en effekt av äktenskap och samboförhållanden, åtminstone i början av den undersökta perioden. Detta resultat är i linje med Beckers hypotes.

Å andra sidan behöver ju inte denna effekt nödvändigtvis reflektera specialisering. Det kan ju vara så att makar uppmuntrar varandra på ett sådant sätt att män blir mer produktiva i förvärvsarbete. Det vore därför önskvärt att försöka mäta graden av specialisering mer direkt. Är det så att ju mer makarna specialiserar sig på olika arbetsuppgifter, desto mer produktiv blir mannen i förvärvsarbete?

För att explicit undersöka om specialisering mellan makar har betydelse för mannens lön har jag i tabell 9.4 skattat en ekvation där jag inkluderat en dummyvariabel för de män som har en hemmafru.^{7,8} Dessa skattningar baseras sig på samma urval som rapporteras i tabell 9.3. Liksom i skattningarna i tabell 9.3 har jag här eliminerat

⁶ Becker argumenterar för att kvinnor kan ha (komparativa) fördelar i hushållsarbete på grund av biologiska skillnader mellan män och kvinnor. Det betyder inte att män är mer produktiva än kvinnor i förvärvsarbete. Om män och kvinnor är lika produktiva i förvärvsarbete men kvinnor är mer produktiva i hushållsarbete kan det vara lönsamt för makarna att dela på arbetsuppgifterna på ett traditionellt vis. Kvinnor gör stora investeringar i barnen och är därför enligt Becker mer benägna att ta hand om dem. Becker menar också att det finns en komplementaritet mellan att vänta barn och barnpassning.

⁷ På grund av tilltagande avkastning på investeringar i human kapital menar Becker att högst en person i hushållet ska dela sin tid mellan förvärvs- och hushållsarbete. Om Becker tolkas strikt implicerar hans resultat att man inte ska observera att båda makarna både förvärvs- och hushållsarbetar. Denna strikta tolkning får inte stöd av data. Till exempel, 1981 gjorde 38 procent av de heltidsarbetande männen, med en deltidsarbetande fru 3,6 timmar hushållsarbete. I en lösare tolkning av Beckers hypotes där både mannen och kvinnan ägnar tid till förvärvs- och hushållsarbete kan man använda fruns arbetstid som en mått på graden av specialisering mellan makar. Ju mer tid kvinnan ägnar åt hushållsarbete, desto mer specialiserade är makarna.

⁸ Beckers hypotes är att makarna gemensamt och samtidigt beslutar om hur de skall fördela sin tid mellan förvärvs- och hushållsarbete samt hur mycket tid de ska lägga på investeringar i humankapital. Det betyder att inte bara mannens lön utan även fruns arbetstid är endogena variabler. Ovanstående skattningar riskerar därför att inte vara väntevärdesriktiga. Problemet kan möjligen lösas genom att man skattar ett simultant ekvationssystem med ekvationer både för familjens löner och hushållsproduktion. En sådan analys försvåras av stora identifikationsproblem.

effekterna av ej uppmätt produktivitet. Första raden i *urval 68–74* anger skattningarna på äktenskapspremien för 1968 respektive 1974. Andra raden anger skattningarna på hemmafruvariabeln dessa år.

Tabell 9.4 Skattningar av äktenskapspremien med hjälp av longitudinella data. Beroende variabel i urvalet 68–74 är (logaritmerad timlön 74)–(logaritmerad timlön 68). Den beroende variabeln är konstruerad på motsvarande sätt i de resterande två urvalen.

	1968	1974	1981	1991
Urval 68–74, n = 1 128				
gift	0,108 (0,029)	0,013 (0,031)		
maka hemarb.	0,038 (0,023)	0,012 (0,023)		
R ² -korr.	0,125			
Urval 74–81, n = 1 136				
gift		0,092 (0,028)	0,016 (0,028)	
maka hemarb.		0,030 (0,021)	0,046 (0,023)	
R ² -korr.		0,063		
Urval 81–91, n = 972				
gift			0,034 (0,028)	0,028 (0,027)
maka hemarb.			-0,053 (0,028)	-0,070 (0,048)
R ² -korr.			0,046	

Anm. Se tabell 9.3 för kontrollvariabler. I denna analys inkluderas även en dummyvariabel för sambo samt en dummyvariabel för de sambor vars "maka" arbetar i hemmet på heltid. Standardfel anges inom parentes.

Gifta män med en hemmafru tjänade 1968 nära fyra procent mer än andra gifta män. Även 1974 och 1981 tjänar gifta män med en hemmafru mer än andra gifta män, men sambandet är bara signifikant 1981. I slutet av den undersökta perioden tycks däremot inte gifta män med hemmafru tjäna mer än andra gifta män. Av utrymmesskäl presenterar jag endast resultaten för gifta män. Män vars sambo arbetar i hemmet tycks tjäna mindre än andra sambor, men detta samband är inte signifikant skilt från noll. Denna grupp är dessutom mycket liten i mitt urval.

Andra studier, främst baserade på amerikanska data, ger inget entydigt stöd för Beckers hypotes om specialisering mellan makar. Å ena sidan finner Daniel (1991) att ju fler timmar maken förvärvsarbetar, desto lägre lön får maken. Å andra sidan finner Loh (1995) att mäns äktenskapspremie inte påverkas av huruvida maken arbetar i hushållet eller deltar i arbetskraften. Hersch (1991b) finner att mäns

hushållsarbets tid påverkar mäns löner positivt medan kvinnors löner påverkas negativt av hushållsarbete. Hersch argumenterar för att kvinnor tar mer ansvar för hushållsarbete och att kvinnor gör mer hushållsarbete på vardagar än män. Ansvar för hushållsarbetsuppgifter kan dels kräva en mental beredskap och planering av hushållsarbetsuppgifterna. Dels kan det innebära att man tar ledigt från förvärvsarbete för att exempelvis ta hand om sjuka barn eller för andra uppgifter. Denna typ av specialisering fångas inte upp av analysen i tabell 9.4. Resultaten kan ändå tolkas i linje med Hersch argumentation. Män med en hemmafru tar kanske mindre ansvar för hushållsarbetet än andra gifta män och kan därmed koncentrera sig på förvärvsarbetet, vilket resulterar i högre timlön.

Den andra implikationen av Beckers hypotes är att äktenskapspremien ökar med tiden som gift eftersom investeringar i humankapital tar tid.⁹ I tabell 9.5 rapporteras skattningar där jag inkluderat variablerna *tid gift* och *tid gift i kvadrat* för gifta män. I skattningarna har jag eliminerat effekterna av ej uppmätta egenskaper, och tabellen är därför uppbyggd på samma sätt som tabell 9.3 och 9.4. För gifta män kan jag via registerdata spåra när de gifte sig (byte civilstånd).¹⁰ Eftersom sambor lever i ett informellt förhållande kan jag inte spåra i några register hur länge de varit sambor.

Resultaten i tabell 9.5 visar att det inte finns något samband mellan lön och tid som gift. Ingen koefficient är signifikant skild från noll. Inte heller kan jag förkasta nollhypotesen att koefficienterna till dessa variabler samtidigt är noll (s.k. F-test). Den signifikanta dummyvariabeln för gift kvarstår när jag inkluderar variablerna *tid gift* och *tid gift i kvadrat*. För år 1968 sjunker den till 6 procent och för 1981 ökar den till drygt 7 procent men förblir ej signifikant skild från noll. De övriga årens koefficienter för gifta män påverkas endast litet i den ena eller andra riktningen. Slutsatsen är att den effekt av äktenskapet som kan spåras i datamaterialet tycks uppstå relativt direkt efter giftermålet och inte öka med tiden som gift.

⁹ Hushållsarbete kan också tänkas ha en mer direkt effekt på lönen, dvs en effekt som inte går via investeringar i humankapital. Makarna kan specialisera sig genom att välja arbeten som kräver olika grad av engagemang och ansträngning. Till exempel kan kvinnor tänkas förvärvsarbete i yrken som inte kräver en stor ansträngning om de dessutom skall arbeta i hemmet. Om männen slipper hushållsarbetet kan de med full kraft gå in för arbetet och på så sätt få en högre lön.

¹⁰ 1968 tillfrågades intervjupersonen när de gifte sig för första gången. Jag använder denna information som ett mått på hur länge äktenskap varat. Detta förfaringsätt innebär antagligen att jag överskattar längden på vissa individers äktenskap.

Tabell 9.5 Skattningar av äktenskapspremien med hjälp av longitudinella data. Beroende variabel i urvalet 68–74 är (logaritmerad timlön 74)– (logaritmerad timlön 68). Den beroende variabeln är konstruerad på motsvarande sätt i de resterande två urvalen.

	1968	1974	1981	1991
Urval 68–74, n = 1 128				
gift	0,063 (0,035)	0,063 (0,051)		
tid gift/100	0,538 (0,725)	-1,157 (0,822)		
(tid gift) ² /1000	0,009 (0,283)	0,436 (0,245)		
F-test (se not a)	2,105	1,905		
R ² -korr.	0,131			
Urval 74–81, n = 1 135				
gift		0,096 (0,038)	0,073 (0,044)	
tid gift /100		-0,208 (0,643)	-0,717 (0,720)	
(tid gift) ² /1000		-0,073 (0,273)	0,110 (0,233)	
F-test (se not a)		1,571	0,667	
R ² -korr.		0,065		
Urval 81–91, n = 972				
gift			0,037 (0,039)	0,024 (0,042)
tid gift /100			-0,402 (0,614)	0,175 (0,607)
(tid gift) ² /1000			0,160 (0,267)	0,070 (0,182)
F-test (se not a)			0,214	0,108
R ² -korr.			0,045	

Anm. Se tabell 9.3 för kontrollvariabler. I denna analys inkluderas även en dummyvariabel för sambo. Standardfel anges inom parentes.

a) Två nollhypoteser testas i urval 68–74. Den första är: koefficienterna för variablerna tid gift 1968 och (tid gift 1968)² är lika med noll, givet att dessa variabler inkluderas för år 1974. Den andra nollhypotesen som testas är om koefficienterna för variablerna tid gift 1974 och (tid gift 1974)² är lika med noll, givet att dessa variabler inkluderas för år 1968. Nollhypoteserna i de resterande två urvalen är konstruerade på motsvarande sätt.

Dessa resultat skiljer sig från de resultat som erhållits från undersökningar baserade på amerikanska data. Korenman och Neumark (1991) finner att äktenskapspremien för amerikanska män stiger gradvis med äktenskapets längd. Lönen ökar med ungefär 2 procent per år under de första åren efter giftermålet. De använder samma specifikation som analysen i detta avsnitt: en dummyvariabel för civilstånd, *tid gift*

samt *tid gift i kvadrat*. De finner, i motsats till mig, ingen omedelbar effekt på lönen efter giftermålet.

Beckers hypotes kan också hjälpa oss förstå varför äktenskapspremien har minskat under de senaste 20 åren. I Sverige har flera politiska reformer genomförts för att förmå makar att dela mer lika på förvärvsarbete. 1971 ersattes sambeskattningen av makarnas arbetsinkomster av individuell beskattning som tillsammans med en progressiv skatteskala gör det lönsamt för makarna att dela mer lika på förvärvsarbete. En annan viktig reform är utbyggnaden av offentlig och subventionerad barnomsorg, som började i liten skala på 1960-talet och som gradvis expanderat sedan dess. En indikation på att dessa reformer har uppmuntrat makar att dela mer lika på förvärvsarbete är den stora ökningen av kvinnors arbetskraftsdeltagande, som fortfarande är högst bland OECD-länderna. En annan indikation är att sedan 1974 har gifta män mer än fördubblat, medan gifta kvinnor har halverat den tid de lägger ned på hushållsarbetsuppgifter (Nermo, 1994). Trots denna utveckling delar makar fortfarande inte lika på förvärvs- och hushållsarbete.

När en man ägnar mer tid åt hushållsarbetsuppgifter borde vi enligt Becker förvänta oss att han investerar mindre i humankapital som ökar produktiviteten i förvärvsarbete. En jämnare fördelning av förvärvs- och hushållsarbetsuppgifter mellan makar borde därför resultera i en minskad äktenskapspremie. I tabell 9.3 konstaterades att det bara är i början av den undersökta perioden som det tycks finnas en effekt av äktenskap. Det är också endast i början av perioden som gifta män med en hemmafru tjänar mer än andra gifta män, se tabell 9.4. Den minskade äktenskapspremien kan tolkas som ett stöd för Beckers hypotes om specialisering och som en indikation på att de politiska reformerna har haft avsedd effekt.¹¹

Denna minskning av äktenskapspremien sedan 1968 kan å andra sidan bero på att ersättningen för specialisering minskat sedan 1960-talet. Under 1960- och 1970-talet minskade nästan alla löneskillnader, oavsett hur man mäter dem. Exempelvis minskade avkastningen på utbildning och även löneskillnaderna mellan olika åldersgrupper minskade.¹² Äktenskapspremien skulle alltså även ha kunnat minska

¹¹ En annan förklaring till en minskad äktenskapspremie är att selektionen in i äktenskap har ändrats över tiden. Andelen män som ingår i ett parförhållande är dock relativt konstant mellan 1968 och 1991, vilket möjligen pekar mot att selektionsmönstret inte ändrats, se tabell 9.1. Vidare, finner Blackburn och Korenman (1994) att den minskade äktenskapspremien i USA inte kan förklaras av att selektionen in i äktenskapet ändrats.

¹² Orsakerna till denna minskade lönespridning diskuteras av Edin och Holmlund (1995).

på grund av att ersättningen för specialisering minskat och inte på grund av att gifta män specialiserar sig i mindre utsträckning 1991 än 1968. För att undersöka detta närmare utnyttjar jag i Richardson (1997) en statistisk metod som gör det möjligt att undersöka om äktenskapspremien minskat till följd av att gifta och ensamstående män blivit mer lika i genomsnittlig nivå på egenskaper eller om det beror på en trend av minskad ersättning för olika egenskaper. Min slutsats är att den minskade äktenskapspremien endast marginellt kan förklaras av minskad ersättning för specialisering. Snarare tycks förklaringen vara att gifta män inte specialiserat sig i samma utsträckning 1991 som 1968 på förvärvsarbete. Blackburn och Sanders (1994) liksom Grey (1997) konstaterar att den amerikanska äktenskapspremien minskat de senaste decennierna. Även de drar slutsatsen att skillnaden i egenskaper mellan gifta och ogifta minskat över tiden.

Sammanfattningsvis, gifta män med en hemmafru tjänar mer än andra gifta män, men bara i början av undersökningsperioden. Detta resultat indikerar att mäns äktenskapspremie åtminstone delvis kan förklaras av specialisering mellan makar. I slutet av undersökningsperioden finns inte några sådana effekter. Även detta resultat är väntat enligt specialiseringshypotesen, eftersom makarnas incitament till specialisering har minskat. Däremot får inte specialisering via ökade investeringar i humankapital stöd av data. Snarare verkar äktenskapspremien uppkomma relativt snart efter giftermålet.

9.5 Favoriseras gifta män på arbetsmarknaden?

Hill (1979) för fram hypotesen att arbetsgivare gynnar anställda med fru och barn. Arbetsgivaren ger gifta män med barn högre lön, inte på grund av att gifta män är mer produktiva, utan för att arbetsgivaren bryr sig om att gifta män vanligtvis har en högre försörjningsbörda. Hill finner en äktenskapspremie om 25 procent för vita amerikanska män när hon kontrollerar för en mängd olika faktorer såsom utbildning, arbetslivserfarenhet och flera olika arbetsmiljöfaktorer. Hon finner också att ju fler barn männen har, desto högre lön får de. I min studie, (Richardson, 1997) finner jag inte något samband mellan lön och antal barn, trots kontroll för flera arbetsmiljöfaktorer. Detta resultat talar mot hypotesen att gifta män favoriseras på grund av sin försörjningsbörda. Om arbetsgivaren bryr sig om personens försörjningsbörda borde även antal barn påverka mannens lön.

9.6 Väljer gifta och ogifta män olika typer av arbeten?

Reed och Harford (1988) argumenterar för att gifta och ensamstående män har olika preferenser för familjeliv och att det är män som tycker om familjeliv som gifter sig. Med familjeliv följer ofta högre utgifter för boende och utgifter för barnens försörjning. Giftna män väljer därför att arbeta i yrken som inte har så bra arbetsmiljö men som i gengäld ger en hög pekuniär ersättning. Sammantaget skulle gifta och ogifta män ersättas lika för sin arbetsinsats, men de väljer att ta ut ersättningen på olika sätt. Äktenskapspremierna uppstår enligt denna hypotes på grund av att man vanligtvis mäter timlönen som ersättningen för arbete. Om man jämför män som arbetar under liknande betingelser skulle det därför inte finnas någon löneskillnad mellan gifta och ogifta män. I denna studie kontrollerar jag för flera arbetsmiljöfaktorer. Trots detta visar resultaten att gifta män tjänar mer än ogifta män. Hill (1979) finner i en studie baserad på amerikanska data att äktenskapspremierna ökar när hon kontrollerar för arbetsmiljö. Hersch (1991a) finner att äktenskapspremierna för amerikanska män minskar något när hon kontrollerar för arbetsmiljö och antal barn. Sammanfattningsvis tycks det alltså vara så att gifta och ensamstående män i viss mån fördelar sig olika över arbeten med olika typer av arbetsmiljö, men detta förklarar inte hela äktenskapspremierna.

9.7 Slutsats

Gifta män tjänar mer än ogifta män. Detta empiriska samband mellan civilstånd och lön är mycket robust och har konstaterats i såväl Sverige som många andra länder. I detta kapitel diskuteras fyra förklaringar till äktenskapspremierna. Enligt "selektionshypotesen" uppstår äktenskapspremierna för att män med hög, men för forskaren dold, produktivitet gifter sig oftare än andra män. Enligt "specialiseringshypotesen" är äktenskapspremierna ett resultat av att makar delar upp arbetsuppgifter mellan sig på ett sådant sätt att män blir mer produktiva i förvärvsarbete. "Favoriseringshypotesen" är att arbetsgivare bryr sig om mäns försörjningsbörda och därför ger gifta män högre lön än vad de ger ogifta män. Slutligen, "kompensationshypotesen" utgår från att äktenskapspremierna reflekterar en kompenserande löneskillnad. På grund av hög försörjningsbörda godtar gifta män arbeten med sämre arbetsmiljö och erhåller i gengäld en hög lön. Resultaten i denna studie ger empiriskt stöd åt de två förstnämnda hypoteserna. Däremot får de två sistnämnda inget stöd.

Dessa resultat har åtminstone tre vidare implikationer. För det första ökar resultaten vår förståelse av hur löner bestäms. Enligt traditionella teorier återspeglar lönedifferenser skillnader i produktivitet mellan individer eller skillnader mellan olika arbeten, till exempel vad gäller arbetsmiljö. Stödet för selektions- och specialiseringshypotesen och avsaknaden av stöd för kompensationshypotesen tyder på att äktenskapspremien främst reflekterar produktivitetsskillnader mellan individer.

För det andra ökar resultaten vår förståelse av vilka incitament det finns för arbetsdelning inom familjen, det vill säga att en av makarna specialiserar sig på förvärvsarbete och den andra på hushållsarbete. Sedan 1960-talet har flera reformer genomförts som minskat incitamenten till arbetsdelning mellan makar. Exempel är införandet av särbeskattning av makars arbetsinkomster och det ökade utbudet av subventionerad barnomsorg. Jag finner att äktenskapspremien minskar mellan 1968 och 1991 med nära 60 procent. Enligt mina resultat är den troliga förklaringen till den minskade äktenskapspremien att gifta män specialiserar sig i allt mindre utsträckning på förvärvsarbete. Däremot finner jag inte att ersättningen för specialisering minskat. Dessa resultat tyder på att det är de politiska reformerna som haft avsedd effekt.

För det tredje fördjupar resultaten vår kunskap om löneskillnader mellan män och kvinnor. le Grand (1991) finner att kvinnor inte har någon äktenskapspremie.¹³ Av samma studie framgår att en tredjedel av skillnaden mellan mäns och kvinnors löner utgörs av mäns äktenskapspremie. En ökad förståelse av denna kan således förklara en väsentlig del av könslönegapet.

Detta kapitel har visat på två viktiga förklaringar till mäns äktenskapspremie. Ökad kunskap om varför kvinnor inte har någon motsvarande äktenskapspremie vore önskvärd. Är det så att även kvinnor med hög dold produktivitet gifter sig i större utsträckning än andra kvinnor men att denna effekt motverkas av en negativ effekt på kvinnors löner av arbetsdelning i hushållet?

¹³ le Grand använder LNU för 1981 och erhåller en skattning på mäns äktenskapspremie ungefär i nivå med min skattning i tabell 9.2. Vissa skillnader mellan studierna finns dock. Exempelvis använder vi delvis olika kontrollvariabler.

Litteraturförteckning

- Becker, Gary (1991) *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA.: Harvard University Press.
- Becker, Gary; Landes, Elisabeth & Michael, Robert (1977) "An economic analysis of marital instability." *Journal of Political Economy*, Vol. 85, s. 1141–1187.
- Blackburn, McKinley & Korenman, Sanders (1994) "The declining marital status earnings differentials." *Journal of Population Economics*, Vol. 7(3), s. 247–270.
- Daniel, Kermit (1991) "Does marriage make men more productive?" Mimeo. The University of Chicago.
- Edin, Per Anders & Holmlund, Bertil (1995) "The Swedish wage structure: The rise and fall of solidarity wage policy?" i Richard Freeman & Lawrence Katz (red.) *Differences and changes in wage structures*, University of Chicago Press.
- Erikson, Robert & Åberg, Rune (1987) *Welfare in transition – living conditions in Sweden 1968–1981*. Oxford: Clarendon Press.
- Gray, Jeffrey S. (1997) "The fall in men's return to marriage: Declining productivity effects or changing selection?" *Journal of Human Resources*, Vol. 32 (3), s. 481–504.
- Hamermesh, Daniel S. & Biddle, Jeff E. (1994) "Beauty and the labor market." *American Economic Review*, Vol. 84, s. 1174–1194.
- Hersch, Joni (1991a) "Male-female differences in hourly wages: The role of human capital, working conditions and housework." *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 44, s. 746–759.
- Hersch, Joni (1991b) "The impact of nonmarket work on market wages." *American Economic Review*, Vol. 81 s. 157–160.
- Hersch, Joni & Stratton, Leslie S. (1994) "Housework, wages, and the division of housework time for employed spouses." *American Economic Review*, Vol. 84, s. 120–125.
- Hill, Martha (1979) "The wage effects of marital status and children." *Journal of Human Resources*, Vol. 14, s. 579–594.
- Korenman, Sanders & Neumark, David (1991) "Does marriage really make men more productive?" *Journal of Human Resources*, Vol. 26, s. 282–307.
- Korenman, Sanders & Neumark, David (1992a) "Sources of bias in women's wage equations: Results using sibling data." National Bureau of Economic Research, Working paper 4019.
- Korenman, Sanders & Neumark, David (1992b) "Marriage, motherhood, and wages." *Journal of Human Resources*, Vol. 27, s. 233–255.
- le Grand, Carl (1991) "Explaining the male-female wage gap: Job segregation and solidarity wage bargaining in Sweden." *Acta Sociologica*, Vol. 34, s. 261–278.
- Loh, Eng Seng (1996) "Productivity differences and the marriage wage premium for white males." *Journal of Human Resources*, Vol. 31, s. 565–589.
- Nermo, Magnus (1994) "Den ofullbordade jämlikheten." I *Vardagens villkor – Levnadsförhållanden i Sverige under tre decennier*, Johan Fritzell & Olle Lundberg (red.), Stockholm: Brombergs.

- Neumark, David (1988) "Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination." *Journal of Human Resources*, Vol. 23, s. 279–295.
- Reed, Robert & Harford, Kathleen (1989) "The marriage premium and compensating wage differentials." *Journal of Population Economics*, Vol. 2, s. 237–265.
- Richardson, Katarina (1997) "Evolution of the marriage premium in the Swedish labor market 1968–1991" i *Essays on Family and Labor Economics*, Institutet för social forskning, Stockholms universitet, avhandlingsserien 28.
- SCB (1994) *Barnens familjeförhållanden år 1990*. Statistiska meddelanden. Örebro: Statistiska centralbyrån
- Schoeni, Robert F. (1995) "Marital status and earnings in developed countries." *The Journal of Population Economics*, Vol. 8(4), 351–359.

10 Kvinnors och mäns löner – förvärvsavbrottens betydelse

JAMES W. ALBRECHT, PER-ANDERS EDIN,
MARIANNE SUNDSTRÖM & SUSAN B. VROMAN

10.1 Inledning

Vad beror löneskillnaderna mellan kvinnor och män på? Flera forskare har hävdad att de till största delen beror på att kvinnor i större utsträckning än män avbryter sitt yrkesarbete i samband med barnafödande (se t.ex. Mincer och Polachek, 1974). Förvärvsavbrott kan leda till lägre löner för kvinnor jämfört med män eftersom lönerna ökar med yrkeserfarenheten och eftersom förvärvsfrånvaro tenderar att sänka den framtida lönen med mer än vad som kan förklaras av den förlorade yrkeserfarenheten. Det sistnämnda fenomenet brukar tolkas som att individens kunskapskapital minskar i värde under frånvaron.

I detta kapitel analyserar vi hur förvärvsfrånvaro påverkar kvinnors och mäns löner. Vi presenterar resultat som baseras på analyser av ett rikt datamaterial, SCB:s familjeundersökning från 1992, i vilket vi har information om tidpunkter för frånvaro/icke-yrkesaktivitet och om skälet till denna; föräldraledighet, hemarbete m.m. Vi har också kunnat kombinera denna information med löneuppgifter från SCB:s register. Kapitlet är upplagt på följande sätt: Vi börjar med en kort diskussion av de tidigare studierna av denna fråga; deras resultat, data, metoder och begränsningar. Därefter presenterar vi vårt datamaterial och de variabler vi använt i våra analyser. I avsnitt 4 ges en kortfattad redogörelse för hur moderskaps- och föräldraförsäkringen förändrats över tid. Vi presenterar våra resultat i avsnitt 5 och kapitlet avslutas sedan med en sammanfattning och diskussion.

10.2 Tidigare studier och empirisk specifikation

Sambandet mellan lön och investeringar i humankapital har varit föremål för ett mycket stort antal studier. Man har funnit ett positivt

samband mellan å ena sidan utbildningsnivå och yrkeserfarenhet och å den andra (logaritmen av) lönen för ett flertal länder och datamaterial.¹ I denna typ av löneekvation kommer ett förvärvsavbrott (för föräldraledighet eller annat) att påverka lönen direkt genom att yrkeserfarenheten blir kortare än den skulle ha varit om individen arbetat kontinuerligt.

Man kan också tänka sig två andra effekter av förvärvsavbrott. Den första effekten sammanhänger med iakttagelsen att kurvan för kvinnors löneutveckling vid varje nivå på yrkeserfarenheten (och given utbildningsnivå) är flackare än männens kurva, dvs. kvinnor får lägre avkastning på yrkeserfarenhet än män. En förklaring till detta skulle kunna vara att kvinnor, därför att de förutser att de kommer att göra yrkesavbrott och arbeta mindre då de får barn, väljer – eller hänvisas till – arbeten som har mindre upplärningsinnehåll och därför långsammare löneutveckling.² Den andra tänkbara effekten är att förvärvsavbrott leder till att individens humankapital minskar i värde. Man har nämligen observerat att då en individ gör förvärvsavbrott faller den framtida lönen mer än vad som kan förklaras av den förlorade yrkeserfarenheten. Vår analys syftar till att belysa den sistnämnda effekten.

Mincer och Polachek (1974) var den första i raden av ett flertal amerikanska studier av yrkesavbrottens effekter på värdet av humankapitalet. Den vanliga ansatsen i litteraturen har varit att formulera en löneekvation med humankapital-variabler, inklusive tid utanför arbetsmarknaden. Löneekvationen brukar skrivas:

$$\log \text{ lön}_i = \alpha + \beta_1 \text{ erfarenhet}_i + \beta_2 \text{ erfarenhet}_i^2 + \beta_3 \text{ utbildning}_i + \beta_4 \text{ icke-yrkesaktivitet}_i + \varepsilon_i$$

där i är ett index för individen. Det är brukligt att inkludera en term med yrkeserfarenhet i kvadrat för att fånga upp att lönen stiger mindre då yrkeserfarenheten är längre. En vanlig variant är den s.k. segmenterade löneekvationen, som inkluderar yrkeserfarenhet före och efter förvärvsavbrottet och som beaktar antalet avbrott. Det är också vanligt att inkludera anställningstiden i den senaste anställningen. Alla dessa studier har funnit att förvärvsavbrott har en negativ effekt på den framtida lönen utöver den som beror på förlorad yrkeserfarenhet. Detta har tolkats som ett stöd för hypotesen att humankapitalet minskar i värde vid yrkesavbrott.

Det finns få tidigare svenska studier av förvärvsavbrottens effekter på lönerna och de som finns ger motstridiga resultat. Gustafsson (1981) erhöll en negativ effekt av förvärvsfrånvaro men endast för

¹ Det klassiska arbetet är Mincer (1974).

² Denna förklaring diskuteras t.ex. i Gronau (1988).

kvinnor i åldrarna 30–44 år i en segmenterad lönefunktion. Edin och Nynabb (1992) fann däremot en positiv effekt av yrkesavbrott för kvinnor – vilken dock var mindre än den likaledes positiva effekten av yrkeserfarenhet – men inga signifikanta effekter för män. Stafford och Sundström (1996) fann i en tvärsnittsekvation att föräldraledighet reducerade den framtida lönen för både kvinnor och män, effekten var dock endast signifikant för män.

De amerikanska studierna, som alla är baserade på data från National Longitudinal Survey eller Panel Study of Income Dynamics, är behäftade med en allvarlig svaghet när det gäller data; de saknar direkta mått på den tid individen varit frånvarande (icke-yrkesverksam). Detta problem gäller också för Gustafsson (1981) och Edin och Nynabb (1992). I stället har frånvarotiden mätts som skillnaden mellan potentiell³ och faktisk yrkeserfarenhet, dvs. som en restpost. Detta har åtminstone två konsekvenser för tolkningen av deras resultat. För det första går det inte se vad som beror på (heltids-)frånvaro och vad som beror på icke-arbetad tid p.g.a. deltidarbete, dvs. av resultaten framgår inte om frånvaroeffekten ska tillskrivas t.ex. ett års halvtidsarbete eller ett halvt års frånvaro följt av heltidsarbete under andra halvan av året. För det andra har dessa studier inte kunnat analysera effekten av *olika typer av förvärvsfrånvaro* på den följande lönen. En stor fördel med vårt datamaterial är att vi har information om skälen till förvärvsfrånvaro.⁴

Härtill kommer att löneekvationen ovan är behäftad med ett grundläggande ekonometriskt problem – det är troligt att en eller flera av de oberoende variablerna är korrelerade med slump termen. Detta kan t.ex. vara fallet om lågavlönade kvinnor finner det mindre kostsamt än högavlönade att vara frånvarande och därför är frånvarande i större utsträckning. En lösning på detta problem är att använda s.k. instrumentvariabler i regressionen, förutsatt att man kan hitta bra instrument. En annan lösning är att anta att korrelationen mellan de oberoende variablerna och slump termen är av en speciell typ. Antag att individerna skiljer sig åt vad gäller en egenskap/variabel som vi inte kan observera – exempelvis motivation – och att denna är korrelerad med lönen och en eller flera av de oberoende variablerna. Om denna icke-observerade egenskap är konstant över tiden så kan man eliminera den genom att skatta

³ Den potentiella yrkeserfarenheten är det maximala antalet år individen kunnat yrkesarbeta, dvs. nuvarande ålder minus antal år i utbildning minus ålder vid skolstarten.

⁴ Stafford och Sundström (1996) hade uppgift om föräldraledighet men ej om andra typer av frånvaro. Belzil, Sims och Hergel (1995), som använder kanadensiska data, kunde dock skilja mellan olika typer av frånvaro.

löneekvationen som skillnaden mellan värdet varje år och medelvärdet över åren för (logaritmen av) lönen respektive de oberoende variablerna. Detta är vad vi har gjort i våra panelskattningar.⁵

10.3 Våra data och variabler

I SCB:s familjeundersökning 1992 intervjuades 3 318 kvinnor födda 1949, 1954, 1959, 1964 och 1969 samt 1 666 män födda 1949, 1959 och 1964. Medan kvinnorna fördelar sig ungefär jämnt över kohorterna är den manliga 1959-kohorten bara hälften så stor som de två övriga. Förutom sedvanlig bakgrundsinformation innehåller undersökningen individernas livshistoria vad gäller utbildning, yrkesarbete och arbetstid, förvärvsfrånvaro, barnafödande, samboende, giftermål och separationer månad för månad från 17 års ålder till intervjudatumet. För varje månad vet vi således huruvida individen huvudsakligen var studerande, yrkesarbetande eller icke-yrkesverksam. Det speciella med datamaterialet är att vi har information om vad de icke-yrkesverksamma gjorde, dvs. om de var (a) föräldralediga, (b) hemarbetande, (c) arbetslösa, (d) i militär tjänst, (e) i övrig aktivitet eller (f) i blandade aktiviteter. Föräldraledighet definieras som tjänstledig från förvärvsarbete för vård av barn i hemmet, betalt eller obetalt. Hemarbetande var inte tjänstlediga. Övriga aktiviteter betecknar en rad olika aktiviteter, bl.a. långresor, medan blandade aktiviteter inbegriper perioder med flera icke-yrkesaktiviteter om mindre än 3 månaders varaktighet vardera. Undersökningen har inte (alltid) registrerat aktiviteter som varade kortare tid än 3 månader, varför t.ex. männens föräldraledighet sannolikt är underrapporterad.⁶ Yrkesaktivitet som omfattade mindre än 16 timmar per vecka har heller inte registrerats.

Unikt för denna studie är att vi kunnat kombinera dessa livshistorier med uppgifter om månadslön för individerna. Dessa har hämtats från de register hos SCB som ligger till grund för SOS Löner. För deltidsarbetande har SCB räknat om lönen till heltidslön. Information finns om arbetstid i procent av heltid. Uppgifterna är kompletta för anställda i den offentliga sektorn och för tjänstemän i privat sektor. För arbetare i privat sektor är täckningsgraden lägre, men för 1992 finns uppgifter för anställda inom tillverkningsindustri, transporter samt handel och distribution. Dessa lönedata har den stora fördelen, jämfört med intervjurapporterade löner, att de inte är behäftade med minnesfel. Vi observerar individens lön en gång per år. För panel-

⁵ Liknande metoder har använts bl.a. av Kim och Polachek (1994), Stafford och Sundström (1996) och Belzil, Sims och Hergel (1995).

⁶ Intervjuerna skulle enligt instruktionerna inte registrera aktiviteter som varade mindre än tre månader, dock har vissa gjort det ändå (SCB 1995).

skattningarna har alla löner omräknats till 1992 års priser med hjälp av ett prisindex.

I våra analyser använder vi dessa heltidslöner per månad (i naturliga logaritmer) som beroende variabel. De humankapitalvariabler vi använder är utbildning, yrkeserfarenhet och yrkeserfarenhet i kvadrat. Utbildning är grupperad i fem nivåer: 1) referenskategori, som är folkskola och grundskola, är utelämnad i tabellerna; 2) 2-årig fackskola och gymnasieskola; 3) 3–4-årigt gymnasium; 4) yrkesutbildning som kräver minst 2-årigt gymnasium eller viss högskoleutbildning; och till sist 5) fullföljd högskoleutbildning. Yrkeserfarenhet mäts i månader, deltidsarbete har omräknats till heltidsmånader och frånvaroperioder har (förstås) inte inräknats. Vår icke-yrkesaktivitetvariabel mäts också i månader och båda variablerna är summerade från 17 års ålder till ifrågavarande år. Eftersom lönerna har rapporterats för olika månader för de olika sektorerna och dessa månader även varierat under den studerade perioden har vi valt att koppla ihop lönerna ett visst år med oberoende variabler räknade fram till december året innan.

Vi använder också flera kontrollvariabler: (i) en variabel som är lika med ett om individen var samboende eller gift vid tidpunkten i fråga och eljest lika med noll, (ii) en variabel som mäter antalet barn under 17 år vid tidpunkten, (iii) indikatorer för om individen är född i Sverige (referenskategori), i annat nordiskt land eller utanför Norden och (iv) en variabel för privat (referenskategori), statligt eller kommunalt anställd. Vi inkluderar vidare dummyvariabler för de olika kohorterna i tvärsnittsekvationerna medan vi i panelskattningarna lägger in dummyvariabler för kalenderår för att justera för årsvariationer.

10.4 Moderskaps- och föräldraförsäkringen

Föräldraförsäkringen infördes 1974 och gav mödrar och fäder till nyfödda barn rätt till sex månaders föräldraledighet med kompensation för 90 procent av inkomstbortfallet för inkomster understigande 7,5 basbelopp. Före 1974 hade Sverige en moderskapsförsäkring som dels gav alla mödrar ett engångsbelopp, dels gav förvärvsarbetande mödrar en ersättning som motsvarade ca 65 procent av nettoinkomsten under sex månader. Föräldraförsäkringen förlängdes stegvis; till 7 månader 1975, till 9 månader 1978, till 12 månader 1980 och till 15 månader 1989. Sedan 1980 har tre av månaderna ersatts med ett lågt s.k. garantibelopp som är lika för alla (60 kr per dag fr.o.m 1987). Föräldrapenningen är skattepliktig samt pensions- och semestergrundande. Att förändringarna varit så många betyder att föräldraledig-

hetsförmånerna varierat mycket mellan individerna i vårt urval beroende på när de fick sina barn. 1995 och 1996 (efter den period vi studerar) sänktes ersättningsnivån i föräldraförsäkringen och det beslutades att en månad av de 15 skulle vara reserverad för vardera föräldern och inte kunna överlåtas. Ensamstående föräldrar har dock rätt till båda dessa månader. För närvarande är ersättningen 75 procent under tolv månader och 60 kr per dag under tre månader.

För att ha rätt till tjänstledighet för föräldraledighet måste föräldern antingen ha varit anställd hos samma arbetsgivare under sex månader före födseln eller under tolv av de 24 månader som föregick födseln. Ersättningen grundas på den inkomst föräldern hade sex månader före födseln och tidigare. Föräldrar som inte har någon inkomst är endast berättigade till en föräldrapenning motsvarande garantinivån. Föräldrarna kan fördela ledigheten mellan sig och använda ledighetsdagarna på heltid eller deltid till barnet fyller 8 år. I de flesta fall är det dock modern som tar ut den största delen av ledigheten; år 1991 använde mödrarna 92 procent av de ersatta dagarna (RFV, 1992). Sammantaget ger reglerna för föräldraledighet föräldrar, särskilt kvinnor, ett starkt incitament till att yrkesarbeta innan de får barn eller att t.o.m. vänta med att skaffa barn tills inkomsten är tillräckligt hög. Sannolikt har detta varit en starkt bidragande faktor till ökningen av kvinnors yrkesarbete i Sverige (Sundström och Stafford, 1992).

10.5 Våra resultat

I det följande presenterar vi resultaten från tvärsnittsekvationerna och panelskattningarna. I tabell 10.1 visas medelvärden och standardavvikelser för de individer som ingår i analyserna. Vi använde två kriterier för att avgränsa urvalet. För det första ingår bara de individer för vilka vi har någon löneuppgift, vilket har uteslutit särskilt arbetare i privat sektor (se ovan). För det andra har vi bara tagit med de individer som faktiskt arbetade 16 timmar eller mer per vecka. Detta innebär bl.a. att tjänstlediga inte ingår i tvärsnittsekvationen även om det finns löneuppgift för dem. I panelskattningarna har vi uteslutit observationer för personer under 20 år för att alla kohorter ska inkluderas i analysen från samma ålder och för att inte få med extraarbetande gymnasister m.fl.

Tabell 10.1 visar att män i genomsnitt hade högre löner, längre samlad yrkeserfarenhet (räknat i heltidsmånader) samt en högre andel med högskoleexamen än kvinnor. Däremot hade kvinnor, inte oväntat, längre samlad tid utan yrkesarbete. Skillnaderna när det gäller föräldraledighet och hushållsarbete är särskilt anmärkningsvär-

da; medan kvinnorna i vårt urval i genomsnitt hade varit föräldralediga i 15 månader och utfört hushållsarbete på heltid i 10,5 månader hade männen endast varit föräldralediga i 2 veckor och utfört hushållsarbete på heltid i 2 dagar i genomsnitt. Det är också intressant att jämföra variationskoefficienten (standardavvikelse/medelvärde) för kvinnors föräldraledighet, vilken är nästan 1, med den för kvinnors tid i hushållsarbete, omkring 3, samt med den för männen föräldraledighet, omkring 5. Detta innebär att variationen i hur lång föräldraledighet kvinnor tar är liten, variationen i hushållsarbetstid är större och variationen i männen uttag av föräldraledighet är mycket större.

Tabell 10.1 Medelvärden och standardavvikelser för vårt urval

	Kvinnor		Män	
	Medelvärde	Standardavvikelse	Medelvärde	Standardavvikelse
Lön per månad, kr	12 582	2 183	14 328	4070
Ln lön	9,44	0,16	9,57	0,25
yrkeserfarenhet, mån	120,9	66,8	158,2	89,6
icke-yrkesaktivitet, mån	29,8	33,9	12,8	13,2
föräldraledighet, mån	14,5	15,4	0,4	2,2
hemarbete, mån	10,5	30,0	0,08	0,74
övrig aktivitet, mån	1,1	5,5	1,3	9,5
diverse aktiviteter, mån	2,0	8,8	1,2	5,2
arbetslöshet, mån	1,8	6,3	2,0	5,7
militär tjänst, mån			7,8	5,0
grundskola, %	0,15		0,18	
fackskola o.dyl., %	0,43		0,36	
3-4-år gymnasium, %	0,11		0,16	
viss eftergymnasial, %	0,21		0,12	
högskoleexamen	0,10		0,18	
gift/samboende, %	0,76		0,71	
antal barn under 17 år	1,22	1,10	0,93	1,09
enskild tjänst, %	0,20		0,52	
statlig tjänst, %	0,11		0,21	
kommunal tjänst, %	0,69		0,27	
uppväxt i Sverige, %	0,93		0,91	
i annat nordiskt land, %	0,03		0,02	
utanför Norden, %	0,04		0,07	
Antal observationer	1594		599	

Anm. Löner för 1992, övriga variabler vid utgången av 1991.

I tabell 10.2 redovisas våra resultat för en tvärsnittsekvation för (logaritmen av) lönen 1992. Den första kolumnen för vardera könet presenterar resultaten från ”standard”-löneekvationen där total icke-yrkesverksam tid ingår bland högersidans variabler. Vi finner, som

väntat, att lönen stiger med yrkeserfarenheten men i avtagande takt, att utbildning har positiv avkastning och att icke-yrkesaktivitet reducerar lönen. Vi ser också att avkastningen på yrkeserfarenhet är väsentligt högre för män än för kvinnor. Värt att lägga märke till är vidare den positiva och signifikanta effekten på kvinnors lön av antal barn under 17 år (vid lika förvärvsfrånvaro) och den negativa och signifikanta effekten av statlig anställning för män. Vi ser också att våra ekvationer har en hög förklaringsgrad (mätt med determinationskoefficienten, R^2 , justerad för antalet frihetsgrader) jämfört med de löneekvationer som återfinns i tidigare studier, vilket sannolikt beror på att vi använder lönedata från register vilka i mindre utsträckning är behäftade med mätfel än de självrapporterade löner som vanligen ingår i datamaterial av denna typ.

Tabell 10.2 Löneekvation, tvärsnitt.

	Kvinnor		Kvinnor		Män		Män	
konstant	9,292	(306,5)	9,300	(307,1)	9,364	(90,8)	9,349	(90,0)
yrkeserfarenhet	0,0014	(6,14)	0,0013	(5,80)	0,0033	(5,96)	0,0034	(6,09)
yrkeserfarenhet ² *10 ⁻³	-0,0029	(4,22)	-0,0027	(3,89)	-0,0093	(6,54)	-0,0097	(6,82)
fackskola o.dyl.	0,0229	(2,60)	0,0215	(2,44)	0,0305	(1,21)	0,0270	(1,12)
2-3 år gymnasium	0,0732	(6,14)	0,0713	(5,98)	0,1400	(4,45)	0,1263	(3,97)
viss eftergymnasial	0,1511	(14,06)	0,1483	(13,71)	0,1665	(4,65)	0,1633	(4,54)
högskoleexamen	0,3227	(23,96)	0,3206	(23,81)	0,3596	(9,06)	0,3518	(8,79)
total icke-yrkesaktivitet	-0,0006	(4,46)			-0,0014	(2,04)		
föräldraledighet			-0,0001	(0,40)			-0,0084	(2,17)
hemarbete			-0,0005	(3,65)			-0,0083	(0,76)
övrig aktivitet			-0,0008	(1,54)			-0,0009	(1,01)
diverse aktiviteter			-0,0006	(1,71)			-0,0033	(2,08)
arbetslöshet			-0,0020	(4,23)			-0,0028	(1,84)
militär tjänst							0,0026	(1,44)
gift/samboende	0,0132	(1,82)	0,0144	(1,57)	0,0247	(1,24)	0,0170	(1,84)
antal barn under 17 år	0,0092	(2,75)	0,0045	(1,03)	0,0061	(0,68)	0,0096	(1,07)
statlig tjänst	-0,0139	(1,28)	-0,0141	(1,30)	-0,0859	(4,08)	-0,0894	(4,23)
kommunal tjänst	-0,0213	(2,78)	-0,0201	(2,63)	-0,0862	(4,31)	-0,0766	(3,80)
annat nordiskt land	-0,0375	(2,10)	-0,0352	(1,97)	-0,0433	(0,72)	-0,0338	(0,56)
utanför Norden	-0,0346	(2,07)	-0,0318	(1,90)	-0,0371	(0,86)	0,0095	(0,21)
kohort kontroller	ja		ja		ja		ja	
justerad R ²	0,5079		0,5105		0,4136		0,4201	
Antal observationer	1594		1594		599		599	

Anm. Löner för 1992, övriga variabler vid utgången av 1991 och t-värden inom parentes.

Dessa negativa effekter av förvärvsfrånvaro stämmer överens med resultaten från de amerikanska studierna och dessas vanliga tolkning. Kvinnor drabbas av en liten – 0,7 procent – men dock signifikant

löneförlust av ett års förvärvsfrånvaro.⁷ För män är löneförlusten större, 1,7 procent. Den andra kolumnen för varje kön ger emellertid en något annorlunda bild. När vi delar upp frånvarotiden på dess delkomponenter finner vi att föräldraledighet inte har någon negativ, signifikant effekt på kvinnors löner. De typer av frånvaro som bidrar till att reducera kvinnors löner är hemarbete och arbetslöshet. För män är däremot löneeffekten av att ta ut föräldraledighet negativ och signifikant. Resultaten tyder på att om en man tog ett års föräldraledighet – något som är extremt ovanligt – så skulle hans framtida lön minska med cirka 10 procent. Även arbetslöshet minskar männens löner.

Men är effekterna av de olika typerna av frånvaro verkligen olika? Eller beror skillnaderna mellan koefficienterna på slumpen? För att testa om skillnaderna mellan koefficienterna är statistiskt säkerställda använde vi ett s.k. F-test. Det visade att hypotesen att koefficienterna för kvinnornas frånvarokomponenter är lika kunde förkastas på 5 procent-nivån, medan motsvarande hypotes för männen endast kunde förkastas (på 5 procent-nivån) om komponenten militärtjänst ingick i testet.

Som tidigare diskuterats har tvärsnittsskattningar klara begränsningar. De ger sambandet mellan den lön individen hade ett visst år och bl.a. tidigare frånvaro, men säger ingenting om riktningen på detta samband. Det är vidare troligt att en eller flera av de oberoende variablerna är korrelerade med slump termen. Ett vanligt sätt att komma till rätta med det senare problemet är att anta att denna korrelationen är av en speciell typ, nämligen att det finns en icke-observerad individspecifik egenskap (t.ex. motivation) som är konstant över tiden, påverkar lönen och är korrelerad med en eller flera av de oberoende variablerna. Den kan t.ex. vara korrelerad med tid i föräldraledighet eller arbetslöshet. En mer rättvisande bild av förvärvsfrånvarons effekter på lönerna får man om man använder uppgifter om lön både före och efter förvärvsfrånvaron. Vi har därför genomfört panelskattningar i vilka skillnaden mellan (logaritmen av) lönen ett visst år och medelvärdet över alla år för individen är den beroende variabeln. På samma sätt är, som tidigare nämnts, de oberoende variablerna skillnaden mellan värdet året innan löneåret och medelvärdet över åren för individen. Variabler som inte varierar över tid, som t.ex. ursprungsland och den individspecifika effekten, går då bort. I panelen har vi använt information om löner för åren 1971–1992 vilken, som nämnts tidigare, relaterats till värden på de oberoende variablerna december året innan, dvs. för åren 1970–1991.

⁷ $(1 - \exp(0,0006)) \times 12 = 0,0072$.

Detta innebär att vi som mest har 22 observationer för någon individ eftersom vi startar från 20 års ålder.

Vi ser att resultaten (tabell 10.3) skiljer sig från dem i tvärsnittsekvationen. För det första finner vi att skillnaden i avkastningen på yrkeserfarenhet mellan kvinnor och män är mindre. För det andra har total icke-yrkesaktivitet (se första kolumnen för vardera könet) en mer negativ effekt för både män och kvinnor än i tvärsnittsekvationen och effekten är mer negativ för män än för kvinnor. För det tredje bidrar föräldraledighet (se andra kolumnen för vardera könet) till att reducera lönerna för både kvinnor och män, men effekten är större för män. För det fjärde har skillnaderna i de olika frånvarotypernas effekter på lönerna försvagats något för kvinnor. För män kan vi dock fortfarande förkasta hypotesen (i ett s.k. F-test) att koefficienterna (både med och utan militärtjänsten) är lika på 1 procent-nivån, medan vi för kvinnor endast kan förkasta hypotesen på 10 procent-nivån. För det femte observerar vi att för kvinnor är löneeffekten av ökad utbildning negativ på de två lägsta utbildningsnivåerna, vilket kan förefalla egendomligt. Förklaringen till detta är sannolikt att det är en liten och speciell grupp som uppnår t.ex. gymnasiekompetens efter 20 års ålder.

Tabell 10.3 *Panelskattningar. Beroende variabel: avvikelse från medelvärdet i ln lön. Män och kvinnor över 20 år.*

	Kvinnor		Kvinnor		Män		Män	
konstant	9,417	(344,2)	9,419	(343,7)	9,696	(96,22)	9,640	(92,86)
yrkeserfarenhet	0,0013	(7,74)	0,0013	(7,78)	0,0019	(4,14)	0,0018	(3,92)
yrkeserfarenhet ² *10 ⁻³	-0,0041	(8,04)	-0,0041	(10,7)	-0,0078	(16,6)	-0,0077	(16,3)
fackskola o.dyl.	-0,0235	(2,10)	-0,0230	(2,05)	-0,0240	(0,83)	-0,0227	(0,79)
2-3 år gymnasium	-0,0490	(3,11)	-0,0482	(3,06)	-0,0317	(0,97)	-0,0310	(0,95)
viss eftergymnasial	0,0341	(2,43)	0,0342	(2,44)	0,0554	(1,60)	0,0528	(1,53)
högskoleexamen	0,0988	(5,03)	0,0990	(5,03)	0,0529	(1,20)	0,0444	(1,01)
total icke-yrkesaktivitet	-0,0013	(7,16)			-0,0041	(4,87)		
föräldraledighet			-0,0015	(5,06)			-0,0057	(2,98)
hemarbete			-0,0013	(5,99)			-0,0067	(1,27)
övrig aktivitet			-0,0016	(2,68)			-0,0021	(1,76)
diverse aktiviteter			-0,0006	(1,33)			-0,0018	(0,79)
arbetslöshet			-0,0037	(3,58)			-0,0137	(5,59)
militär tjänst							0,0046	(1,56)
gift/samboende	0,0034	(0,88)	0,0034	(0,87)	-0,0024	(0,34)	-0,0018	(0,25)
antal barn under 17 år	0,0043	(1,75)	0,0052	(1,73)	-0,0026	(0,67)	-0,0030	(0,76)
års kontroller	ja		ja		ja		ja	
justerad R ²	0,2089		0,2093		0,3354		0,3382	
antal observationer	20068		20068		6820		6820	

Anm. t-värden inom parentes.

Hur mycket betyder då skillnaderna i förvärvsfrånvaro för löneskillnaderna mellan kvinnor och män? Låt oss ta ett förenklat räkneexempel för att belysa det. Om vi antar att kvinnor hade lika kort frånvaro som män, 12,8 månader enligt tabell 10.1, skulle deras löner vara 2,2 procent⁸ högre (baserat på estimaten i tabell 10.3). Eftersom det faktiska lönegapet var 13,9 procent enligt tabell 10.1 innebär det att skillnaden i förvärvsfrånvaro ”förklarar” ca 16 procent av denna löneskillnad. På motsvarande sätt kan vi räkna ut att om kvinnor hade lika lång yrkeserfarenhet som män (158,2 månader enligt tabell 10.1) skulle de ha 4,9 procent⁹ högre lön (baserat på estimaten i tabell 10.3) vilket motsvarar ca 35 procent av den totala löneskillnaden. Detta innebär att omkring hälften av den totala löneskillnaden mellan kvinnor och män ”förklaras” av skillnader mellan könen i yrkeserfarenhet och frånvaro.

10.6 Slutsatser

I detta kapitel har vi presenterat resultat från en ny svensk studie av sambandet mellan förvärvsfrånvaro och löner. Vi finner att tid utan förvärvsarbete har en negativ effekt på både kvinnors och mäns löner. Så långt överensstämmer således våra resultat väl med de från studier baserade på amerikanska data, vilka har setts som bevis för att frånvaro leder till att individens kunskapskapital minskar i värde. Vi har emellertid i vår studie haft möjlighet att dela upp frånvaron i dess olika komponenter – tid för föräldraledighet, hemarbete, arbetslöshet osv. – vilket de amerikanska studierna inte kunnat göra. När vi gör det visar det sig att de olika typerna av icke-arbetad tid har skilda effekter på lönerna, något som ger upphov till tvivel på att depreciering av kunskapskapital är den enda möjliga tolkningen av sambandet mellan frånvaro och löner. Om individens kunskapskapital ”rostar” (deprecieras) när hon/han är frånvarande så borde effekten vara densamma oavsett frånvaroslag. Möjligen skulle man kunna hävda att tid i arbetslöshet kan väntas ha en mer negativ effekt än föräldraledighet, eftersom man efter den senare typen av frånvaro, men inte efter den förra typen, i allmänhet går tillbaka till samma arbete. Detta kan dock inte förklara varför föräldraledighet har en mer negativ effekt på mäns löner än på kvinnors.

Vi finner slutligen att skillnaderna mellan könen i frånvaro och yrkeserfarenhet har stor betydelse för löneskillnaderna mellan

⁸ $17 \times [1 - \exp(0,0013)]$.

⁹ $37,3 \times [1 - \exp(0,0013)]$.

kvinnor och män: omkring hälften av den totala löneskillnaden mellan kvinnor och män kan tillskrivas skillnader i yrkeserfarenhet och frånvaro.

Detta kapitel bygger på Albrecht, J.W., Edin P.-A., Sundström M. & S. Vroman (1996), "Career interruptions and subsequent earnings: A reexamination using Swedish data", *Stockholm Research Reports in Demography* 111, Stockholms universitet.

Vi vill tacka Rådet för arbetslivsforskning för finansiering av Susan B. Vromans vistelse vid demografiska avdelningen hösten 1996 samt Socialvetenskapliga forskningsrådet och Humanistisk-samhällsvetenskapliga forskningsrådet för stöd till projektet.

Litteraturförteckning

- Belzil, C., Sims, W. & P. Hergel (1995) "Endogeneity, self-selectivity and the sensitivity of female earnings to non-participation", Working paper 95-09, Centre for Labour Market and Social Research, Aarhus universitet.
- Corcoran, M., Duncan, G.J. & M. Ponza (1983) "A longitudinal analysis of white women's wages", *Journal of Human Resources*, Vol. 18, s. 497-520.
- Edin, P.-A. & J. Nynabb (1992) "Gender wage differentials and interrupted work careers: Swedish evidence", Working paper 1992:17, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Gronau, R. (1988) "Sex-related wage differentials and women's interrupted labor careers – the chicken or the egg", *Journal of Labor Economics*, Vol. 6, s. 277-301.
- Gustafsson, S. (1981) "Male-female lifetime earnings differentials", i *Studies in labor market behavior: Sweden and the United States*, G. Eliasson m. fl. (red.), Industriens utredningsinstitut, Stockholm.
- Gustafsson, S. & F. P. Stafford (1994) "Three regimes of child care: The United States, the Netherlands, and Sweden", i *Social protection versus economic flexibility*, R. M. Blank (red.), University of Chicago Press, Chicago.
- Kim, M. K. & S.W. Polachek (1994) "Panel estimates of male-female earnings functions", *Journal of Human Resources*, Vol. 29, s. 406-428.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, experience, and earnings*, Columbia University Press, New York.
- Mincer, J. Y. & S.W. Polachek (1974) "Family investments in human capital: Earnings of women", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, s. 576-608.
- Riksförsäkringsverket (1992) *Socialförsäkringsstatistik. Fakta 1992*, Stockholm.
- Stafford, F.P. & M. Sundström (1996) "Time out for childcare: Signalling and earnings rebound effects for men and women", *Labour*, Vol. 10, s. 609-629.
- SCB (1995) *Familj och arbete, Sysselsättnings- och utbildningshistoria*, Avsnitt 7, Stockholm.
- Sundström, M. & F. P. Stafford, (1992) "Female labour force participation, fertility and public policy in Sweden", *European Journal of Population*, Vol. 8, s. 199-215.

11 Arbetsinkomster för kvinnor med högre utbildning

ESKIL WADENSJÖ

11.1 Högre utbildning som medel mot låga kvinnoinkomster

Ökad utbildning har föreslagits som ett sätt att lösa flera olika samhällsproblem. Sedan 1960-talet har utökad utbildning förordats som ett medel för att öka produktiviteten och produktionen i ekonomin. Under de senaste decennierna med ökade löne- och arbetslöshetsklyftor mellan hög- och lågutbildade har ökade utbildningsinsatser setts som en möjlighet att få en större överensstämmelse mellan efterfrågan och utbud på arbetsmarknaden och därmed som en möjlighet att förbättra situationen för dem med kort utbildning. Utbildning har också använts i syfte att minska konjunkturarbetslösheten.

Även inom jämställdhetspolitiken har utbildning setts som ett medel. En del av löneskillnaderna beror på att kvinnor och män har olika arbetsrelaterade egenskaper som t.ex. olika lång utbildning. Om kvinnor och män hade utbildats lika länge så hade den totala löneskillnaden alltså varit mindre. Kvinnor och män i yngre generationer har fått allt mer lika utbildning om jämförelsen avser utbildningens längd. Det borde leda till gradvist minskande löneskillnader. Samtidigt visar flera undersökningar att kvinnor får lägre avkastning än männen för en utbildning av viss längd. En förklaring till denna skillnad i avkastning kan vara att kvinnor och män visserligen utbildar sig lika länge men att utbildningsinriktningen starkt skiljer sig åt¹ och att männen väljer utbildningar som ger högre ekonomiskt utbyte.

Ett sätt att undersöka vilken betydelse skillnader i utbildningsval har är att undersöka löner eller arbetsinkomster för kvinnor och män som genomgått samma utbildning. Kvarstår det ej oväsentliga

¹ Se Jonsson (1997).

skillnader mellan kvinnors och mäns arbetsinkomster för dem som genomgått samma utbildning så visar det att inte ens en lika fördelning på utbildning är tillräcklig för utjämnade arbetsinkomsterna.

Detta kapitel redovisar resultat från en undersökning av högre utbildade kvinnors och mäns årsarbetsinkomster. I det följande avsnittet presenteras den databas som undersökningen bygger på. I avsnitt 11.3 ger en första grov bild av arbetsinkomsterna för kvinnor och män inom ett antal examensgrupper och i avsnitt 11.4 behandlas frågan om kvinnor och män med samma utbildning hamnar inom olika sektorer av ekonomin. I avsnitt 11.4 och 11.5 behandlas mer noggrant skillnaderna i kvinnors och mäns arbetsinkomster, medan det sista avsnittet sammanfattar resultaten.

11.2 Datamaterialet

För att kunna undersöka högre utbildade kvinnors och mäns arbetsinkomster har uppgifter från en databas, som bildats genom sambearbetning av register vid statistiska centralbyrån (ÅRSYS (Årliga regionala sysselsättningsstatistiken) för åren 1986 och 1989 samt högskoleregistret), använts. Framtagningen av databasen gjordes ursprungligen för en undersökning för Produktivitsdelegationen och har sedan också använts för att studera invandrade akademikers inkomster.²

ÅRSYS är en registerbaserad statistik där de viktigaste uppgifterna hämtas från de kontrolluppgifter som arbetsgivarna lämnar till skattemyndigheterna (även uppgifter om rörelseinkomster ingår).³ Från ÅRSYS har hämtats uppgifter om sysselsättning, årsarbetsinkomst åren 1986 och 1989 och sektor som personen är sysselsatt i samt också uppgifter om nationalitet och födelseland.

Från högskoleregistret har hämtats uppgifter om akademiska examina erhållna från svensk högskola från 1962 och framåt. Ett problem är att många har fler än en examen.⁴ I bearbetningarna har bara redovisats en examen per person. Endast personens högsta examen inkluderas och om personen har två eller flera examina på samma nivå så inkluderas den senaste av dessa examina. Tanken är att det i sådant fall i regel är den senaste examen som avgör vilket arbete personen har. Endast traditionell universitets- och högskoleutbildning har medtagits. Sjuksköterske- och förskolelärarutbildning

² Se Wadensjö (1991) och (1992).

³ För en presentation av ÅRSYS och en genomgång av kvaliteten hos de olika variablerna se SCB(1991).

⁴ 11769 hade tre akademiska examina, 1464 personer hade fyra examina, 187 hade fem examina, 16 hade sex examina och två hade sju examina.

m.fl. utbildningslinjer, som inkluderades i högskolesystemet år 1977, ingår alltså inte i denna undersökning. Vissa traditionella högskoleutbildningar som utbildning vid Lantbruksuniversitetet och vid farmaceutisk fakultet är heller inte inkluderade.

En styrka i de utnyttjade registren är den höga täckningsgraden. Alla i Sverige bosatta som var sysselsatta år 1989 och som erhållit någon av de inkluderade examina 1962 eller senare (1970 eller senare för doktorsexamen) ingår.

Det saknas uppgift om arbetstid, vilket innebär att det inte är möjligt att undersöka hur mycket av variationerna i årsarbetsinkomsterna som förklaras av skillnader i arbetstider och hur mycket som förklaras av skillnader i timlöner. Ett annat problem är att det saknas uppgifter om resultat av studier på tidigare nivåer och föräldrarnas utbildning och yrken, faktorer som har betydelse för studieframgång och troligen även för inkomstutveckling efter avslutade högskolestudier.

Det är fråga om en tvärsnittsundersökning och jämförelsen avser personer i olika ålder som tagit sin examen vid olika tillfällen. Från detta försöker vi bl.a. dra slutsatser om hur inkomsterna utvecklas för personer över tiden, t.ex. att inkomsten stiger med antalet år efter examen. Det kan dock finnas andra förklaringar till de mönster vi ser. En förklaring kan vara att olika kohorter möter olika arbetsmarknads-situationer vid inträdet på arbetsmarknaden, t.ex. genom att antalet som avlägger viss utbildning varierar och därmed utbudet av arbetskraft relativt efterfrågan.

11.3 Kvinnor och mäns arbetsinkomster efter utbildning

Tabell 11.1 ger en översikt av de totala arbetsinkomstskillnaderna mellan kvinnor och män inom olika examensgrupper. Den visar att skillnaderna är stora oavsett vilken examen som jämförelsen avser men att de är störst för personer med samhällsvetenskaplig eller ekonomexamen. Kvinnor har där knappt 2/3 av männens årsarbetsinkomster eller för uttrycka det annorlunda: männens arbetsinkomster är mer än 50 procent högre än kvinnornas i genomsnitt. Skillnaderna är minst bland humanister och psykologer men också dessa grupper uppvisar inte oväsentliga skillnader i årsarbetsinkomster mellan könen.

Av tabell 11.1 framgår också att könsfördelningen är ojämn mellan examina. Kvinnor är få bland civilingenjörerna, i minoritet inom de flesta examensgrupper, men i utgjorde en klar majoritet bland psykologer, socionomer och bland dem med grundexamen från

humanistisk fakultet. Utvecklingen efter 1969 har gått i riktning mot en högre andel kvinnor i samtliga examensgrupper med i huvudsak samma ordning mellan de olika examina vad gäller andelen kvinnor.

Tabell 11.1 Årsarbetsinkomst 1989 för män och kvinnor 64 år och yngre med akademiska grundexamina erhållna i Sverige 1962–1989 (medelvärden) och andel kvinnor inom respektive examensgrupp.

	Årsinkomst kvinnor	Årsinkomst män	Relativ årsinkomst för kvinnor (%)	Andel kvinnor (%)
Mat.naturvetenskaplig	152015	203233	74,8	33,0
Samhällsvetenskaplig	154009	238920	64,5	40,2
Ekonomer	170328	257924	66,0	30,0
Psykologer	142856	172696	82,7	68,7
Socionomer	134548	185058	72,7	69,8
Humanister	148439	185153	80,2	65,5
Religionsvetare	131221	165632	79,2	29,4
Jurister	165241	242383	68,1	30,4
Läkare	241387	312333	77,3	38,2
Tandläkare	160286	202084	79,3	44,2
Civilingenjörer	174133	245148	71,0	10,9

Forskarutbildningen reformerades efter mönster från USA år 1969. Doktorsexamen ersatte såväl den gamla doktorsgraden som licentiatexamen. Under några år i början av 1970-talet gavs alla tre examina parallellt. Licentiatexamen försvann med reformen men återinfördes senare, dock inte som tidigare som ett villkor för att kunna ta den högre examen. Endast en del av de som avlägger doktorsexamen har tidigare avlagt licentiatexamen. I denna undersökning behandlas endast doktorsexamen (de som avlagts under perioden från 1970 till och med 1989).

Tabell 11.2. Årsarbetsinkomst 1989 för män och kvinnor 64 år och yngre med doktorsexamen erhållna i Sverige 1970–1989 (medelvärden) och andel kvinnor inom respektive examen-grupp.

	Årsinkomst kvinnor	Årsinkomst män	Relativ årsinkomst för kvinnor (%)	Andel kvinnor (%)
Fil.dr				
Mat.nat. fakultet	193974	236703	81,9	17,7
Samh.vet. fak (ej bet.vet.)	205080	284336	72,1	14,4
Beteendevetenskap	212693	238307	89,3	32,5
Humanistisk fakultet	187839	223038	84,2	32,4
Teol. dr	169154	209958	80,6	9,1
Jur. dr	265459	323628	82,0	17,7
Med. dr	291046	385109	75,6	17,2
Odont. dr	233176	299953	77,7	22,5
Tekn. dr	210616	275877	76,3	7,3

Inkomsterna är som framgår av en jämförelse av tabell 11.2 med tabell 11.1 klart högre för dem med doktorsexamen än för dem som endast har grundexamen när jämförelsen görs fakultet för fakultet. Det framgår också av en jämförelse av de båda tabellerna att andelen kvinnor är betydligt lägre bland dem med doktorsexamen än bland dem med grundexamen. Skillnaderna är tydliga inom varje fakultetsområde.

Av tabell 11.2 kan utläsas ungefär samma mönster som för dem med grundexamen: Män har betydligt högre årsarbetsinkomster än kvinnor. Skillnaderna är dock relativt sett mindre än bland dem som har grundexamen, något som eventuellt kan förklaras med att färre (kvinnor) bland dem som har doktorsexamen än bland dem som har grundexamen arbetar deltid. Lägst årsarbetsinkomst relativt männens har de kvinnor som har disputerat inom samhällsvetenskaplig fakultet exklusive beteendevetenskapliga ämnen. En förklaring till att skillnaderna är störst där är att skillnaderna i inkomst är stora mellan olika ämnesinriktningar; inkomsterna är högst för dem med doktorsexamen i företagsekonomi och nationalekonomi och bland dessa är andelen män hög.

11.4 Privat eller offentlig sektor

Som framgått av många kapitel i denna volym är kvinnor och män segregerade på arbetsmarknaden. Frågan är om detta också gäller för relativt homogena examensgrupper. Vi skall belysa detta genom att se

hur kvinnor och män med en viss examen fördelar sig på privat och offentlig sektor.

Om vi ser till samtliga högskoleutbildade, såväl de med traditionell som de med icke-traditionell högskoleutbildning, går den övervägande delen av de högskoleutbildade till den offentliga sektorn. Andelen är högre i Sverige än i andra länder. Definitionen av vad som är högskoleutbildning skiljer sig dock markant åt mellan olika länder. I denna undersökning ingår endast de med traditionell högskoleutbildning. Andelen i privat sektor blir med en sådan avgränsning betydligt högre, närmre 50 procent för dem med grundexamen. Orsaken till skillnaden är att de icke-traditionella högskoleutbildningar till mycket stor del är riktade till vård och utbildning, som framför allt bedrivs i offentlig regi.

Av tabell 11.3 framgår fördelningen för olika examensgrupper. Skillnaderna är stora. Vissa delar av grundutbildningen är inriktad på den offentliga sektorn och andra på den privata sektorn. Den helt övervägande delen av läkare, psykologer, religionsvetare, humanister och socionomer arbetar inom offentlig sektor. Några grupper – tandläkare, jurister, matematiker-naturvetare och samhällsvetare – har en relativt jämn fördelning mellan offentlig och privat sektor. Slutligen finns det två grupper som huvudsakligen går till den privata sektorn: ekonomer och civilingenjörer.

Tabell 11.3 Andel av kvinnor och män med olika typer av akademisk examen som år 1989 arbetar i privat sektor.

Examen	Kvinnor	Män	Samtliga
Grundexamen (1962–1989)			
Mat.naturvetenskaplig	36,2	46,2	42,9
Samhällsvetenskaplig	29,2	54,2	44,1
Ekonomer	78,1	83,4	81,9
Psykologer	17,7	23,0	19,4
Socionomer	11,1	20,1	13,3
Humanister	24,2	24,3	24,2
Religionsvetare	4,5	5,2	5,0
Jurister	35,9	52,8	47,7
Läkare	5,7	10,1	8,4
Tandläkare	24,6	49,6	38,6
Civilingenjörer	69,9	80,1	79,0
Doktorsexamen (1970–1989)			
Fil. dr			
Mat.nat. fakultet	22,6	25,3	24,9
Humanistisk fakultet	8,0	8,7	8,4
Beteendevetenskapliga ämnen	8,3	13,1	11,5
Samhällsvet. fak. (ej bet.vet.)	13,3	24,2	23,1
Jur. dr	21,1	26,9	25,9
Med. dr	9,8	11,3	11,0
Odont. dr	11,3	12,3	12,1
Tekn. dr	41,0	45,1	44,9

Ett gemensamt drag för alla examensgrupper är att en större andel av kvinnorna än av männen arbetar inom den offentliga sektorn. För vissa examensgrupper är skillnaderna mellan kvinnors och mäns sektorsfördelning stor som för t.ex. samhällsvetare, jurister och tandläkare. För andra grupper är skillnaderna små, för humanister och religionsvetare i det närmaste negligerbara.

Dessa skillnader skulle kunna bero på att kvinnor och män med en viss examen har olika ålderssammansättning, olika antal år på arbetsmarknaden etc. För att undersöka om skillnaderna förklaras av skillnader i sådana egenskaper har probitanalyser genomförts. I dessa undersöks hur sannolikheten att vara i privat sektor inom en viss examensgrupp påverkas av kön, ålder, år på arbetsmarknaden, födelseland m.fl. variabler. Dessa beräkningar visar att kvinnor har större sannolikhet att vara i offentlig sektor givet ålder, tid sedan examen etc. inom samtliga examensgrupper på grundexamensnivå, dvs. även bland dem med humanistisk utbildning. Inflytandet av den

variabel som representerar kön är störst för gruppen med samhällsvetenskaplig examen och lägst för dem med humanistisk examen. Vid motsvarande beräkningar för dem med doktorexamen så går resultaten i samma riktning, men endast för dem med doktorexamen från samhällsvetenskaplig fakultet (icke-beteendevetenskapliga ämnen) blir effekten statistiskt signifikant. En förklaring till den bristande signifikansen kan vara att antalet personer med doktorexamen är få och beräkningarna därför är baserade på få observationer.

Att kvinnor är underrepresenterade inom privat sektor har en ekonomisk innebörd. För de flesta examensgrupperna är arbetsinkomsterna betydligt högre inom privat sektor. Det gäller bl.a. för civilingenjörer, ekonomer, matematiker-naturvetare, samhällsvetare och jurister (även när konstanthållning görs för ett antal variabler). För några grupper – psykologer, humanister och tandläkare – är inkomstdifferenserna små mellan dem som arbetar inom privat och dem som arbetar inom offentlig sektor. Däremot har läkare (landstingen) och religionsvetare (statskyrkan) högre inkomster i de fall de arbetar inom offentlig än inom privat sektor.

Det går att finna ett mycket tydligt mönster. Bland de examensgrupper där majoriteten eller en betydande andel arbetar inom privat sektor så är inkomsterna i den privata sektorn klart högre. De båda examensgrupper som erhåller högre arbetsinkomster i den offentliga sektorn har också de klart högsta andelarna sysselsatta inom offentlig sektor.

11.5 Inkomster och inkomsternas bestämningsfaktorer

Jämförelsen av arbetsinkomsterna visar på mycket stora skillnader mellan kvinnor och män. En del av dessa skillnader kan bero på skillnader i ålder och i tid ute på arbetsmarknaden efter examen. Ett enkelt sätt att undersöka betydelsen av detta är att skatta inkomstevariationer av Mincer-typ. Arbetsinkomsten (logaritmerad) förklaras i en sådan ekvation av utbildningslängd, som i detta fall är konstant och därför inte ingår, och av arbetslivserfarenhet där presumptionen är att såväl arbetslivserfarenhet före som efter examen har betydelse – därför ingår såväl åldersår (normerat till antal år minus 25) som antal år efter examen. Dessutom ingår variabler representerande födelse-land och den högskola/universitet vid vilken examen avlagts.

Tabell 11.4 Inkomstekvationer. Koefficientestimat för variabel representerande kvinna.

Examen	Inkl. term representerande privat sektor	Exkl. term representerande privat sektor
Grundexamen (1962–1989)		
Mat.naturvetenskaplig	-0,195**	-0,229**
Samhällsvetenskaplig	-0,308**	-0,359**
Ekonomer	-0,195**	-0,217**
Psykologer	-0,216**	-0,218**
Socionomer	-0,280**	-0,289**
Humanister	-0,198**	-0,199**
Religionsvetare	-0,167**	-0,165**
Jurister	-0,191**	-0,209**
Läkare	-0,209**	-0,203**
Tandläkare	-0,233**	-0,232**
Civilingenjörer	-0,166**	-0,190**
Doktorsexamen (1970–1989)		
Fil. dr		
Mat.nat. fakultet	-0,168**	-0,173**
Humanistisk fakultet	-0,169**	-0,169**
Beteendevetenskapliga ämnen	-0,081**	-0,078**
Samhällsvet. fak (ej bet.vet)	-0,199**	-0,216**
Teol. dr	-0,282**	-0,266**
Jur. dr	-0,109	-0,114
Med. dr	-0,200**	-0,199**
Odont. dr	-0,210**	-0,210**
Tekn. dr	-0,088**	-0,091**

** = signifikant på 1-procentsnivån

Anm. Övriga variabler inkluderade i estimationerna är (ålder–25), (ålder–25)², år sedan examen, (år sedan examen)², född utomlands och variabler representerande universitet/högskola vid vilken examen tagits.

I den enklaste varianten av beräkningar inkluderas en dummyvariabel representerande kön (0 om man och 1 om kvinna) tillsammans med övriga variabler. Som framgår av tabell 11.4 får dummyvariabeln representerande kvinna genomgående klart negativa värden. Kvinnor får givet övriga variabler betydligt lägre årsarbetsinkomster. Det går lätt (genom att antilogaritmera koefficientvärdet) att få fram den procentuella skillnaden i årsarbetsinkomster. Det visar sig då vad gäller de som har grundexamen att i flertalet fall så minskar arbetsinkomstskillnaden jämfört med arbetsinkomstskillnaden utan denna typ av konstanthållning.

Ta som exempel de som kommer från matematisk-naturvetenskaplig fakultet. Kvinnornas arbetsinkomst är i genomsnitt 75 procent av männens arbetsinkomst om man räknar genomsnitt över hela grupperna utan konstanthållning för andra variabler (tabell 11.1). Konstanthålles ålder, år sedan examen, födelseland och vilket universitet som examen tagits vid så stiger talet till 80 procent och inkluderas också en variabel representerande arbete i privat sektor stiger talet till 82 procent (beräkningar baserade på värden i tabell 11.3). Kvinnornas arbetsinkomst är alltså 82 procent av männens när konstanthållning görs för de nämnda variablerna. För flera andra examensgrupper är mönstret likartat. Det gäller för samhällsvetare (64, 70 och 74 procent), ekonomer (66, 80 och 82 procent), jurister (68, 82 och 83 procent) och civilingenjörer (71, 84 och 85 procent). För andra grupper förklaras arbetsinkomstskillnaden i mindre grad av sådana korrigeringar och för en grupp, psykologer, verkar det till och med vara så att skillnaden mellan kvinnors och mäns arbetsinkomster blir än större om hänsyn tas till skillnader i ålder, år sedan examen m.m.

Resultaten från inkomstekvationerna pekar på att kvinnor givet övriga variabler har ca 20–30 procent lägre inkomster än männen inom respektive examensgrupp. Lägst är skillnaden för civilingenjörer (16–17 procent lägre årsarbetsinkomst för kvinnorna) och högst är skillnaden för samhällsvetare (27–30 procent lägre årsarbetsinkomst för kvinnorna).

Det kan finnas flera varandra kompletterande förklaringar till dessa stora kvarstående skillnader: 1) kvinnor har kortare arbetstid, 2) kvinnor har färre yrkesverksamma år givet antal år efter examen (längre förvärvsavbrott), 3) kvinnor är på delmarknader (givet examen) med lägre löneläge (och där uppdelningen i privat och offentlig sektor bara förklarar en del av skillnaden) och 4) diskriminering i olika former.

Som tidigare nämnts har det inte gått att få fram uppgifter om arbetstider och det går därmed inte att se hur stor del av inkomstskillnaderna mellan män och kvinnor som beror på att kvinnorna arbetar deltid. För att i någon mån undersöka det har variabler representerande kvinnor som har barn i åldern 0–6 och 7–16 lagts in. Resultaten blir en i samtliga fall signifikant negativ effekt vad gäller den första variabeln (barn 0–6 år). Kvinnor med barn i förskoleåldern har lägre årsarbetsinkomster. Värdet på koefficienten pekar på att kvinnor med barn i förskoleåldern har mellan 15 och strax över 20 procent lägre inkomster än andra kvinnor. Den viktigaste förklaringen är troligen att kvinnor med små barn arbetar deltid. Motsvarande koefficient för barn mellan 7 och 17 år blir för nästan alla grupper signifikant

negativ men effekten på inkomsten blir betydligt lägre – mellan 2 och 5 procent lägre inkomster. När dessa variabler introduceras minskar den skillnad mellan mäns och kvinnors inkomster som inte förklaras av andra variabler. För t.ex ekonomer minskar skillnaden från 21 till 14 procent och för civilingenjörer från 17 till 11 procent, dvs merparten av skillnaderna mellan mäns och kvinnors inkomster måste förklaras på annat sätt än via att kvinnor med barn i förskoleåldern har lägre inkomster.

Skillnaderna i årsarbetsinkomster mellan kvinnor och män är vid konstanthållning för olika andra variabler störst bland samhällsvetare och socionomer. Kvinnor har 30 respektive 25 procent lägre årsarbetsinkomster. Förklaringen är för den senare gruppen delvis att söka i att kvinnliga socionomer oftare har gått den sociala linjen som leder till lägre betalda arbeten och män oftare förvaltningslinjen som leder till högre betalda arbeten. Separata bearbetningar för dem som gått ut förvaltningslinjen respektive sociala linjen visar att skillnaden mellan mäns och kvinnors årsarbetsinkomster reduceras till ca 20 procent för båda grupperna, något högre för dem som gått ut förvaltningslinjen än för dem som gått ut sociala linjen. Beräkningarna har endast gått att göra för dem som tagit examen enligt 1977 års studieordning, dvs. i praktiken för dem som fick sin examen under 1980-talet.

Kvinnliga samhällsvetare har ofta en beteendevetenskaplig inriktning och män oftare en ekonomisk inriktning i sin examen med åtföljande skillnader i löner och inkomster. Vi har dock inte för samhällsvetarna kunnat göra en indelning efter examensinriktning på samma sätt som är möjligt för socionomerna. Obesvarade frågor vad gäller såväl socionomer som samhällsvetare är varför det finns dessa löne- och inkomstskillnader mellan olika delmarknaderna och varför kvinnorna är överrepresenterade på de delmarknader där löner och inkomster är lägst.

Resultaten för forskarutbildningen påminner i sina huvuddrag om resultaten för grundexamen. Kvinnor som har doktorsexamen har lägre inkomster än män med samma examen givet värdena för övriga variabler. Det finns en tendens till lägre skillnader än för motsvarande grundexamen (samma tendens finns som nämnts vid en jämförelse av de genomsnittliga värdena utan korrigering). Skillnaden kan bero på att färre med doktorsexamen än med grundexamen arbetar deltid. Kvinnornas arbetsinkomster understiger dock för flertalet typer av examina männens med mellan 15 och 20 procent oavsett om konstanthållning görs för sektorstillhörighet eller inte. Skillnaden är högst för teologer (resultatet är dock baserat på få observationer) och

lägst för dem som disputerat i beteendevetenskapliga ämnen eller vid teknisk fakultet.

Nästa steg är att skatta separata inkomstekvationer för män och kvinnor. Det visar sig att såväl den allmänna nivån (interceptet), ålder och tid sedan examen har betydelse, dock olika för olika examensgrupper. Genomgående är det så att den samlade effekten för ålder och tid sedan examen är större för män än för kvinnor. Det kan tolkas som att män har en mer positiv arbetsinkomstutveckling än kvinnor. För kvinnornas årsarbetsinkomster har åldersvariabeln för en del examensgrupper en större betydelse relativt variabeln för tid sedan examen jämfört med vad som är fallet för män. En förklaring kan vara att år sedan examen för kvinnor är en sämre mätare av tid i arbetslivet än vad den är för män.

Vi skall inte här gå igenom samtliga examensgrupper utan välja tre: ekonomer, jurister och personer med grundexamen från matematisk-naturvetenskaplig fakultet.

Tabell 11.5 Arbetsinkomstekvationer. Ekonomer.

Variabler	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män
intercept	11,696**	11,810**	11,520**	11,560**
ålder-25	0,021**	0,033**	0,024**	0,037**
(ålder-25) ²	-0,0005**	-0,0011**	-0,0005**	-0,0011**
år sedan examen	0,046**	0,049**	0,045**	0,046**
(år sedan examen) ²	-0,0016**	-0,0009**	-0,0016**	-0,0008**
privat sektor			0,196**	0,268**
R ² (adj)	0,143	0,212	0,167	0,241
antal observationer	7227	17006	7227	17006

** = signifikant på 1-procentsnivån

Anm. Övriga variabler inkluderade i estimationerna är född utomlands och variabler representerande universitet/högskola vid vilken examen tagits.

För de med ekonomexamen finns det vissa markanta skillnader mellan styrkan i de faktorer som påverkar kvinnornas respektive männens årsarbetsinkomster, se tabell 11.5. För männen stiger arbetsinkomsterna mer med ålder än vad de gör för kvinnorna. Det skulle kunna tolkas som att männen i större utsträckning gör en karriär på sina arbetsplatser. Männen vinner också mer än kvinnorna på att ha ett arbete i den privata sektorn istället för i den offentliga sektorn. Beräkningarna för de som tagit grundexamen från juridisk fakultet visar att män får högre tillskott med varje år efter examen. Se tabell 11.6. Det kan tolkas som att män gör en snabbare karriär än kvinnor. Även för denna examensgrupp är det så att männen har mer

att vinna än kvinnorna på att arbeta i privat i stället för i offentlig sektor.

Tabell 11.6 Arbetsinkomstekvationer. Jurister.

Variabler	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män
intercept	11,531**	11,620**	11,513**	11,572**
ålder-25	0,016**	0,018**	0,016**	0,017**
(ålder-25) ²	-0,0005**	-0,0006**	-0,0004**	-0,0006**
år sedan examen	0,047**	0,064**	0,046**	0,061**
(år sedan examen) ²	-0,0009**	-0,0012**	-0,0008**	-0,0010**
privat sektor			0,061**	0,116**
R ² (adj)	0,190	0,192	0,193	0,202
antal observationer	4217	9638	4217	9638

** = signifikant på 1-procentsnivån

Anm. Övriga variabler inkluderade i estimationerna är född utomlands och variabler representerande universitet/högskola vid vilken examen tagits.

För dem som tagit examen från naturvetenskaplig fakultet visar beräkningarna att männen vinner mer på varje åldersår och på varje år som verksam efter examen än vad kvinnorna gör. Se tabell 11.7. Även detta resultat ger alltså stöd till hypotesen att män gör en snabbare karriär än kvinnor givet att de har samma examen. Här finns också en tendens till att män får ett högre inkomstillskott än kvinnor vid arbete i privat sektor istället för i offentlig sektor. Skillnaden är dock liten.

Tabell 11.7 Arbetsinkomstekvationer. Matematiker-naturvetare.

Variabler	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män
intercept	11,374**	11,253**	11,275**	11,165**
ålder-25	0,027**	0,052**	0,031**	0,050**
(ålder-25) ²	-0,0006**	-0,0014**	-0,0006**	-0,0011**
år sedan examen	0,021**	0,053**	0,010	0,039**
(år sedan examen) ²	-0,0002	-0,0012**	0,0002	-0,0007**
privat sektor			0,255**	0,287**
R ² (adj)	0,172	0,269	0,218	0,323
antal observationer	4119	8361	4119	8361

** = signifikant på 1-procentsnivån

Anm. Övriga variabler inkluderade i estimationerna är född utomlands och variabler representerande universitet/högskola vid vilken examen tagits.

11.6. Några slutsatser

I detta kapitel har årsarbetsinkomsterna för kvinnor och män med olika typer av examina undersökts. Resultaten pekar på att kvinnorna i varje examensgrupp har betydligt lägre årsarbetsinkomster än männen. Denna skillnad kan endast till en mindre del förklaras med att kvinnor och män har olika arbetsrelaterade karakteristika – olika antal år efter examen, åldersskillnader m.m. Undersökningen visar också att män genomgående är överrepresenterade inom privat sektor – och arbete i denna sektor är för många (men inte för alla) examensgrupper kombinerat med högre årsarbetsinkomster än arbete inom offentlig sektor. Även denna faktor förklarar emellertid endast en mindre del av årsarbetsinkomstskillnaderna mellan kvinnor och män.

De huvudsakliga skillnaderna måste sökas i andra faktorer. Till en del kan det förklaras med skillnader i arbetsfördelning inom familjen. Skillnaderna blir än större för kvinnor med barn i förskoleåldern, men merparten av skillnaden mellan kvinnors och mäns årsarbetsinkomster finns kvar även om jämförelsen avser kvinnor som har större barn eller inga barn.

En granskning av de olika examensgrupperna, av vilka tre närmre presenterats i detta kapitel, pekar på att kvinnorna har en långsammare utveckling av årsarbetsinkomsterna efter ålder och tid efter examen. Det tyder på att karriärvägarna inte är lika snabba för kvinnor som för män. Vad som förklarar denna skillnad är dock inte möjligt att belysa med detta datamaterial. Det går dock att dra slutsatsen att lika fördelning av kvinnor och män på olika examina inte är tillräckligt för att ge lika årsarbetsinkomster för kvinnor och män.

Litteratur

- Jonsson, Jan O. (1997) "Hur skall vi förklara skillnader i utbildningsval?" i *Glastak och glasväggar? Den könssegregerade arbetsmarknaden*. Persson, Inga & Wadensjö, Eskil (red.), SOU 1997:137. Stockholm: Fritzes.
- SCB (1991) "Kvalitetsdeklaration av den årliga regionala sysselsättningsstatistiken (ÅRSYS)", *Bakgrundsfakta till arbetsmarknadsstatistiken* 1991:1.
- Wadensjö, Eskil (1991) "Högre utbildning och inkomster" i *Arbetskraft, arbetsmarknad och produktivitet*. Expertrapport 4 till Produktivitetsdelegationen. Stockholm: Allmänna förlaget.
- Wadensjö, Eskil (1992) "Earnings of Immigrants with Higher Education in Sweden", Paper presented at the fourth EALE Conference in Warwick, September 3–6, 1992.

12.1 Inledning

Såväl sociologisk som ekonomisk forskning har under senare år entydigt visat att kvinnor i genomsnitt har lägre löner än män, vilket i sin tur innebär att kvinnor löper större risk att återfinnas bland de lägst avlönade på arbetsmarknaden. Kvinnor har visat sig vara kraftigt överrepresenterade bland de lågavlönade på arbetsmarknaden oavsett vilken definition av låg lön som använts (se Sloane, 1980). Trots omfattande forskning om löneskillnader mellan kvinnor och män finns tämligen få svenska studier som ur ett könsperspektiv sökt kartlägga situationen för de lägst avlönade. Den kanske mest omfattande svenska studien av lågavlönade arbetstagare är den som utfördes av Lars Sundbom år 1970 inom ramarna för Låginkomstutredningen. I den studien framkom att ungefär två tredjedelar av de lägst avlönade 1968 var kvinnor.

Syftet med detta kapitel är att studera lågavlönade män och kvinnor på den svenska arbetsmarknaden under perioden 1968 till 1991. Under denna period har kvinnors anknytning till arbetsmarknaden förändrats dramatiskt. Särskilt under 1970-talet har andelen kvinnor i arbetslivet stigit markant. Med analyserna i detta kapitel kan vi således studera och jämföra lågavlönade kvinnor och män under en mycket händelserik period på den svenska arbetsmarknaden.

I kapitlet kommer fyra övergripande frågeställningar att analyseras. För det första jämförs kvinnors och mäns risker att vara lågavlönade under den studerade perioden. Den andra centrala frågan är i vilken utsträckning skillnaderna mellan könen går att hänföra till individernas kvalifikationer, till deras familjesituation och till deras position på arbetsmarknaden. För det tredje studeras huruvida riskfaktorerna bakom låg lön är desamma för män och kvinnor, det vill säga om det finns könsspecifika förklaringar till att vissa män respektive kvinnor återfinns bland de lågavlönade. En fjärde viktig

aspekt rörande lågavlönades förhållanden på arbetsmarknaden är hur rörligheten in i och ut ur låglönekategorin kan beskrivas för män och kvinnor.

Det datamaterial som används för de empiriska analyserna i detta kapitel är intervjuuppgifter från Levnadsnivåundersökningarna (LNU) från 1968, 1974, 1981 och 1991 (för en utförligare beskrivning av Levnadsnivåmaterialet, se Fritzell och Lundberg, 1994).¹

12.2 Lågavlönade män och kvinnor 1968–1991: två definitioner

Det finns två huvudsakliga sätt att urskilja vilka arbetstagare som bör klassificeras som lågavlönade. Utifrån ett *relativt* synsätt definieras de lågavlönade som de individer som ingår i en viss andel längst ned i lönefördelningen. Detta relativa perspektiv utgår ifrån att individen jämför sin situation med den sociala omgivningen och att individens relativa position i en fördelning är av stor betydelse för såväl faktisk som upplevd levnadsnivå. Det andra synsättet utgår ifrån ett *absolut* kriterium för låg lön genom att ett visst belopp anges som gräns för låg lön. Utgångspunkten för ett sådant perspektiv är att ekonomiska resurser har betydelse oavsett hur fördelningen av resurserna är beskaffad (se exempelvis Fritzell, 1991 och Tåhlin, 1987 för diskussioner av de olika synsätten).

Det finns en mycket viktig skillnad mellan en låglönekategori definierad utifrån ett relativt synsätt och en låglönekategori definierad utifrån ett absolut synsätt. I det första fallet ingår en given andel av alla anställda i låglönekategorin, medan andelen lågavlönade i det andra fallet är avhängig lönespridningen. När lönespridningen är stor kommer enligt den absoluta definitionen förhållandevis många individer att befinna sig i låglönegruppen. På motsvarande sätt blir antalet lågavlönade i absolut mening mindre när lönespridningen minskar. Att fastställa vilken av dessa definitioner som är ”korrekt” är en omöjlig uppgift och båda definitionerna kommer att användas i denna studie. I merparten av de presenterade analyserna definieras de lågavlönade som den femtedel – eller kvintilgrupp – av samtliga anställda (såväl kvinnor som män) som har de lägsta bruttotimlöerna. Dock kommer vi även att pröva om resultaten återskapas om en absolut låglönedefinition används istället för en relativ. I de fall

¹ Analyserna i detta kapitel utförs för de individer som vid tidpunkten för respektive intervju var anställda på hel- eller deltid. För en beskrivning av variablerna, se Bilaga.

skillnader föreligger i analysresultaten beroende på vilken definition som används diskuteras detta i texten.

I tabell 12.1 redovisas hur stora andelar av de anställda männen respektive av de anställda kvinnorna som är lågavlönade enligt den relativa definitionen vid de olika mättillfällena, det vill säga år 1968, 1974, 1981 samt 1991. Därefter presenteras i tabell 12.2 hur stora andelar av männen respektive kvinnorna som är lågavlönade utifrån en ofta använd absolut definition (se OECD 1996). Med utgångspunkt från denna definition klassificeras de lågavlönade som de individer vilka tjänar mindre än två tredjedelar av mediantimlönen för samtliga anställda respektive år.²

Tabell 12.1 Procentandelar av totala antalet anställda kvinnor respektive av totala antalet anställda män som ingår i den femtedel av de anställda (män och kvinnor) som har de lägsta timlönerna 1968, 1974, 1981 och 1991.

Andel lågavlönade av:	1968	1974	1981	1991
Kvinnor	34,7	34,2	27,8	28,1
Män	10,6	8,9	11,5	11,2

Not: Antalet individer i urvalen är 1968: 3094, 1974: 3201, 1981: 3490 och 1991: 3353. När timlönerna räknats om enligt 1991 års prisnivå är gränsen för låg lön enligt den relativa definitionen 44 kronor 1968, 57 kronor 1974, 58 kronor 1981 och 62 kronor 1991.

Av tabell 12.1 framgår att andelen lågavlönade bland kvinnliga anställda har minskat under de studerade åren. År 1968 och 1974 var nästan 35 procent av alla anställda kvinnor lågavlönade, vilket bör jämföras med att bara runt var tionde anställd man var lågavlönad dessa år. Andelen kvinnor som är lågavlönade är dock lägre 1981 än vid de två första mättillfällena. Mellan 1981 och 1991 kan ingen märkbar skillnad noteras med avseende på kvinnors risker att ingå i låglönegruppen. Då man jämför mäns och kvinnors risker att vara lågavlönade kan man konstatera att könsskillnaden är störst vid de två första undersökningstillfällena (1968 och 1974) och sedan minskar avsevärt till år 1981. År 1991 är skillnaden mellan mäns och kvinnors låglönerisker ungefär av samma omfattning som år 1981. Detta ligger i linje med tidigare forskning som visat att könsskillnaderna i lön har minskat under 1970-talet, men inte under 1980-talet (se exempelvis le Grand 1994).³

² Det bör emellertid noteras att även denna definition av låg lön inbegriper en relativ komponent eftersom medianen är avhängig lönefördelningens utseende.

³ Det bör påpekas att könsskillnaderna i timlön är mindre än könsskillnaderna i årlig arbetsinkomst eftersom kvinnor oftare arbetar deltid och/eller endast delar av året.

Tabell 12.2 Procentandelar av totala antalet anställda kvinnor respektive av totala antalet anställda män som ingår bland de anställda (män och kvinnor) som tjänar mindre än två tredjedelar av mediantimlönen 1968, 1974, 1981 och 1991.

Andel lågavlönade av:	1968	1974	1981	1991
Kvinnor	20,2	11,4	5,8	4,4
Män	6,4	3,2	2,8	2,1

Not: När timlönerna räknats om enligt 1991 års prisnivå är gränsen för låg lön enligt den absoluta definitionen 39 kronor 1968, 48 kronor 1974, 47 kronor 1981 och 49 kronor 1991.

Av tabell 12.2 framgår att andelarna personer som tjänar mindre än två tredjedelar av medianlönen sjunkit kraftigt över tid bland såväl män som kvinnor. Detta återspeglar en generell minskning av lönespridningen över perioderna. Andelarna anställda som betraktas som lågavlönade enligt denna definition är sålunda betydligt mindre jämfört med motsvarande andelar som i tabell 12.1 definierades som lågavlönade enligt ett relativt förfaringssätt. Däremot ger de olika definitionerna en samstämmig bild av *könsskillnaderna* i risken för att vara lågavlönad vid de olika tidpunkterna. Kvinnornas situation är relativt sett mest ofördelaktig 1968 och 1974, varefter könsskillnaderna minskar något och sedan är i stort sett lika stora 1981 som 1991.

I kommande prövningar av huruvida analysresultaten gäller såväl vid en relativ som en absolut definition av de lågavlönade kommer den absoluta gränsen för låg lön att fastställas till 75 procent istället för två tredjedelar av mediantimlönen för respektive år. Detta sker med anledning av att den konventionella absoluta definitionen 1991 genererar en låglönekategori som på grund av sin ringa storlek inte är särskilt meningsfull att analysera.

12.3 Individuella kvalifikationer, kvinnoyrken och låg lön 1991

I de närmast följande analyserna utgår vi ifrån två centrala traditioner inom den forskning som försöker förklara skillnaderna i lön mellan män och kvinnor. En av dessa traditioner betonar individegenskapernas betydelse för könslöneskillnaderna. Den andra ansatsen framhål-

ler istället vikten av könssegregeringen på arbetsmarknaden. Grundfrågan i nedanstående analyser är vad som utmärker lågavlönade män och kvinnor 1991 vad gäller individuella kvalifikationer, ålder och placering på arbetsmarknaden. Som mått på individuella kvalifikationer används genomgående i detta kapitel antal förvärvsarbetsår, anställningstid hos nuvarande arbetsgivare samt det totala antalet år i formell utbildning. Arbetslivserfarenhet och anställningstid förväntas återspegla den typ av kvalifikationer individen förvärvar genom deltagande i arbetslivet medan utbildning indikerar formell kompetens. Vad gäller könssegregeringen på arbetsmarknaden studeras huruvida andelen kvinnor i yrket är relaterad till riskerna för låg lön.

Tabell 12.3 *Genomsnittligt antal förvärvsarbetsår, anställningstid hos nuvarande arbetsgivare, antal utbildningsår samt genomsnittsålder. Medelvärden för samtliga anställda respektive för de kvinnor och män som är lågavlönade 1991 enligt den relativa definitionen*

	Samtliga anställda		Lågavlönade	
	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män
År i förvärvsarbete	16,0	18,2	12,3	10,6
År hos nuvarande arbetsgivare	9,3	10,0	5,8	3,9
Antal utbildningsår	11,5	11,7	10,5	11,0
Ålder	39,6	39,7	35,0	31,5
Antal individer	1707	1704	479	190

Tabell 12.3 visar att skillnaderna i individuella kvalifikationer är relativt små mellan anställda män och kvinnor generellt sett. Kvinnor har jämfört med män något kortare total arbetslivserfarenhet, men vad gäller såväl anställningstid hos nuvarande arbetsgivare som antal utbildningsår är männens försprång numera i det närmaste försumbart. Vid en jämförelse mellan män och kvinnor som är lågavlönade framkommer dock vissa skillnader vad gäller de kvalifikationer som förvärvats i arbetslivet. Lågavlönade män har såväl kortare arbetslivserfarenhet som kortare anställningstid än kvinnor som är lågavlönade, vilket tyder på att de lågavlönade männen befinner sig i en relativt tidig fas i yrkeskarriären. Detta bekräftas även av att lågavlönade män i genomsnitt är några år yngre än lågavlönade kvinnor.

Tabell 12.4 Genomsnittliga procentandelar kvinnor i yrket för samtliga anställda respektive för kvinnor och män som 1991 är lågavlönade enligt den relativa definitionen

	Samtliga anställda		Lågavlönade	
	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män
Andel kvinnor i yrket	75,9	26,5	79,1	35,9
Antal individer	1454	1504	404	158

Not: Antalet individer i denna tabell är lägre än i föregående tabell eftersom uppgifter om andel kvinnor i yrket endast finns för ett mindre urval av de anställda.

I tabell 12.4 redovisas den genomsnittliga andelen kvinnor i yrket dels för anställda män och kvinnor generellt, dels för män och kvinnor som är lågavlönade. Av tabellen framgår som väntat att den svenska arbetsmarknaden är starkt könssegregerad. Kvinnliga anställda arbetar i yrken där det i genomsnitt finns cirka tre fjärdedelar kvinnor medan män arbetar i yrken där det i genomsnitt finns tre fjärdedelar män. För både kvinnor och män som är lågavlönade gäller att andelen kvinnor i deras yrken är högre än för anställda totalt sett. Denna skillnad mellan lågavlönade och samtliga anställda är mer markant för männen än för kvinnorna, vilket tyder på att lågavlönade män i förhållande till samtliga anställda män är något överrepresenterade i yrken där många kvinnor arbetar. Lågavlönade kvinnor skiljer sig däremot inte nämnvärt åt från anställda kvinnor i gemen vad gäller yrkenas könsammansättning.

12.4 Låglöneyrken 1968 och 1991

För att söka beskriva vilka *kvinnor* på arbetsmarknaden som har låg lön kan man även belysa vilka *yrken* som är lägst avlönade. Vi har valt att nedan studera huruvida det är samma yrken som har de lägsta genomsnittslönerna såväl i slutet av 1960-talet som i början av 1990-talet. Den yrkesklassificering som används har konstruerats av Tåhlin (1989) på basis av de två yrkeskategoriseringar som vanligen tillämpas i Sverige, nämligen Nordisk Yrkesklassificering (NYK) och Socioekonomisk Indelning (SEI).⁴ Yrkessegregeringen på den

⁴ NYK bygger i huvudsak på idén att yrken sammanförs till en kategori om de enskilda utövarna kan sägas åstadkomma ett liknande resultat med sin verksamhet. Således är arten på de anställdas verksamhet avgörande i denna klassificering. För SEI gäller istället att kvalifikationsgraden, definierad som de normala utbildningskraven för utövande av yrket, är avgörande för inplacering av individer i olika yrkeskategorier eller klasser. Poängen med den indelning som tillämpas här är att yrkesutövare inom liknande verksamhetsområden och med liknande kvalifikationsni-

svenska arbetsmarknaden medför att två separata indelningar har konstruerats för män och kvinnor. Med denna metod har 31 yrkeskategorier urskiljts för anställda kvinnor och 43 för anställda män.⁵ För kvinnor gäller att individerna i dessa 31 yrkesgrupper såväl 1968 som 1991 omfattar cirka 90 procent av alla anställda kvinnor.

I tabell 12.5 redovisas de lägst avlönade yrkena för kvinnor 1968 respektive 1991. Det tycks råda en relativt hög grad av stabilitet mellan 1968 och 1991 vad gäller vilka yrken som är lägst avlönade. Av de fem yrken som hade de lägsta lönerna 1968 återfinns tre bland de fem lägst avlönade yrkena år 1991. Okvalificerade barnskötare, köksbiträden samt städare tillhör de lägst avlönade vid båda mätstillfällena. Frisörer och okvalificerade arbetare inom övrig tillverkningsindustri har förbättrat sin position något från 1968 till 1991, medan det omvända gäller för servitriser och sömmerskor. Det bör dock noteras att dessa yrkeskategorier vid båda undersökningstillfällena återfinns i den lägre delen av lönefördelningen.

Tabell 12.5 De fem lägst avlönade kvinnliga yrkena 1968 och 1991.

Yrkeskategori	Rangordning 1968	Rangordning 1991
Frisör	1	8
Barnskötare, okvalificerad	2	1
Köksbiträde	3	5
Övr. tillverkningsarbetare, okval.	4	7
Städare	5	4
Servitris	10	2
Sömmerska	11	3

Not: 1=lägst, 2=näst lägst och så vidare.

12.5 Lönerörlighet 1968–1974, 1974–1981 samt 1981–1991

I de analyser som närmast följer studeras löneutvecklingen för kvinnor och män genom att varje individs löneposition vid två olika tidpunkter jämförs. Utgångspunkten för dessa analyser är att tillståndet att vara lågavlönad delvis har olika innebörd beroende på om det är kortvarigt eller långvarigt. Om de lågavlönade framför allt är individer som befinner sig i början av sin yrkeskarriär kan låg lön ses som ett tämligen naturligt utslag av arbetsmarknadens sätt att fördela belöningar efter exempelvis graden av yrkeserfarenhet. Om det

våer förs ihop i samma yrkeskategorier.

⁵ De kategorier i vilka antalet individer i någon av de analyserade LNU-årgångarna är mindre än 10 (vilket motsvarar 10 000 i befolkningen) utesluts ur analysen.

däremot visar sig att de arbetstagare som är lågavlönade har relativt små chanser att få uppleva en positiv löneutveckling borde detta ses som ett tecken på allvarliga inlåsningar på arbetsmarknaden, det vill säga att det finns så kallade "dead-end jobs".

Flera utländska studier pekar i riktning mot att män har betydligt större chanser än kvinnor att röra sig bort ifrån ett låglönetillstånd (Gregory och Elias, 1994; Pomer, 1985). En studie av finska industritjänstemän (Asplund, 1998) visar också att kvinnor har avsevärt större risker än män att kvarstå bland de lägst avlönade under en period av fyra år. Tillika indikerar denna finska undersökning att kvinnliga tjänstemän med relativt höga löner löper större risker än jämförbara män att falla ned till en lägre löneposition under de fyra studerade åren. Det finns således skäl att tro att låg lön är mer av ett genomgångstillstånd för män än för kvinnor.

Tabell 12.6 Individuell löneutveckling för kvinnor och män. Utflödesmatriser för år 1968 till 1974, 1974 till 1981 samt 1981 till 1991. Procent (radvis)

Panel 1

Lönegrupp 1968	Lönegrupp 1974 Kvinnor			Lönegrupp 1974 Män		
	Låg	Mellan	Hög	Låg	Mellan	Hög
Låg	75	18	7	48	33	18
Mellan	41	45	15	23	55	22
Hög	8	33	59	6	23	71

Panel 2

Lönegrupp 1974	Lönegrupp 1981 Kvinnor			Lönegrupp 1981 Män		
	Låg	Mellan	Hög	Låg	Mellan	Hög
Låg	68	23	9	44	36	20
Mellan	32	50	18	24	48	27
Hög	26	26	47	9	22	69

Panel 3

Lönegrupp 1981	Lönegrupp 1991 Kvinnor			Lönegrupp 1991 Män		
	Låg	Mellan	Hög	Låg	Mellan	Hög
Låg	68	26	6	42	33	25
Mellan	35	45	19	25	47	28
Hög	24	32	44	5	24	71

I analyserna i tabell 12.6 kartläggs om det finns könsskillnader i lönerörligheten samt om dessa skillnader förefaller öka eller minska under den studerade perioden. Både den relativa och absoluta definitionen på låg lön tillämpas, men resultaten presenteras i tabellform enbart med den relativa låglönedefinitionen som utgångspunkt. I tabellen redovisas utflödesmatriser som anger i vilken lönekategori individer med en viss lönenivå vid utgångsläget återfinns vid nästa mättillfälle. För överskådlighetens skull har de anställda delats in i tre lönekategorier. De tre lönekategorier som urskiljs är de lågavlönade, de med genomsnittliga löner samt de högavlönade.⁶ I tabell 12.6 redovisas övergångarna mellan dessa olika lönekategorier för åren 1968–1974, 1974–1981 samt 1981–1991.⁷

Vi börjar rörlighetsanalysen med att studera dem som är lågavlönade och som kvarstår i låglönekategorin vid påföljande mättillfälle, det vill säga de individer som är stabila i låglönekategorin. Det är slående hur mycket mer vanligt förekommande det är bland kvinnor än bland män att förbli lågavlönad över tid. I den första panelen (1968–1974) kvarstår ungefär tre av fyra lågavlönade kvinnor i låglönekategorin, medan bara hälften av männen är lågavlönade vid båda mättillfällena. Könsskillnaderna är kraftiga även i de övriga två analyserade panelerna (1974–1981 samt 1981–1991) i så måtto att betydligt fler av de kvinnor som är lågavlönade vid det första mättillfället är lågavlönade även vid det andra. Andelen kvinnor som kvarstår i låglönekategorin är 68 procent i båda dessa paneler, medan motsvarande andelar för män bara är 44 respektive 42 procent.

Vi kan utifrån tabell 12.6 också konstatera att kvinnornas situation är mindre fördelaktig än männens vad gäller uppåtgående långdistansrörlighet. Andelen kvinnor som förflyttar sig till höglönekategorin från ett utgångsläge i låglönekategorin är betydligt mindre än motsvarande andel för män. Detta gäller för samtliga studerade pane-

⁶ I exempelvis låglönegruppen 1968 ingår den tredjedel individer som befinner sig längst ned i lönefördelningen detta år och som samtidigt tillhör kategorin anställda enligt 1974 års undersökning. På motsvarande sätt utgörs höglönegruppen 1991 av den tredjedel individer som befinner sig högst upp i lönefördelningen detta år och som samtidigt tillhör kategorin anställda enligt 1981 års undersökning.

⁷ Ett problem i analyserna av rörlighetsmönster är att periodlängderna i matriserna är olika för de tre studerade perioderna (sex, sju respektive tio år). Sannolikheten för att en individ höjer eller sänker sin relativa lönenivå ökar rimligen med periodens längd, vilket medför att procenttalen i diagonalen bör vara lägre i analysen av den tredje perioden jämfört med den första och den andra perioden. Dessutom torde sannolikheten för byten under de senare perioderna vara större till följd av en jämnare lönefördelning. Båda dessa problem är emellertid utan betydelse när män och kvinnor jämförs under samma period eller när könsskillnaderna jämförs mellan perioderna. Det är först när andelen rörliga individer jämförs mellan olika perioder som resultaten bör tolkas med hänsyn till periodernas längd.

ler. Könsskillnaderna tycks dessutom vara större under perioden 1981–1991 än under de tidigare perioderna (1968–1974 och 1974–1981), vilket tyder på att kvinnors chanser till lönekarriärer har blivit sämre relativt männens under de studerade åren. Detta resultat ligger i linje med tidigare forskning som indikerar att de generella löneskillnaderna mellan kvinnor och män har ökat något under 1980-talet (le Grand, 1994; Gustafsson, 1989).

Vad beträffar den nedåtgående rörligheten tycks kvinnor och män under den första mätperioden (1968–1974) ha ungefär lika små risker att falla från ett utgångsläge i höglönegruppen till låglönegruppen (åtta procent av kvinnorna respektive sex procent av männen). Situationen tycks dock ha förändrats avsevärt under de studerade åren. I panelen 1974–1981 är den nedåtgående långdistansrörligheten 9 procent för män och 26 procent för kvinnor. Mellan åren 1981 och 1991 är 5 procent av männen nedåtrörliga, medan 24 procent av kvinnorna har lämnat höglönegruppen och kommit att ingå bland de lägst avlönade 1991. Överhuvudtaget byter högavlönade män lönekategori i mycket mindre utsträckning än högavlönade kvinnor. Under respektive mätperiod behåller cirka 70 procent av de högavlönade männen sin position, medan bara 59, 47 respektive 44 procent av kvinnorna kvarstår i höglönegruppen.⁸

Långdistansrörligheten har även analyserats utifrån ett antal logistiska regressioner.⁹ Dessa analyser bekräftar de stora könsskillnader i långdistansrörlighet som framträder i tabell 12.6. I samband med dessa analyser prövades även i vilken utsträckning de observerade könsskillnaderna i rörlighet kan förklaras genom olikheter mellan män och kvinnor vad gäller utbildning, yrkeserfarenhet samt anställningstid hos nuvarande arbetsgivare. De kraftiga skillnaderna mellan mäns och kvinnors rörlighetsmönster kvarstår dock även vid dessa analyser. Således kan inte kvinnors ogynnsamma rörlighetsmönster förklaras med att kvinnor ackumulerar mindre humankapital än vad män gör. Det bör även nämnas att en analys av utflödesmatriser för de tre studerade perioderna utifrån det absoluta kriteriet på låg lön¹⁰

⁸ Det bör påpekas att män i samtliga tre lönekategorier har något högre genomsnittliga timlöner än kvinnor i motsvarande kategorier. Dock kvarstår de stora könsskillnaderna i rörlighetsmönstren även då hänsyn tagits till befintliga könsskillnader i de ursprungliga lönenivåerna.

⁹ Övergången från låglönegruppen till höglönegruppen respektive övergången från höglönegruppen till låglönegruppen har använts som dikotoma beroende variabler och kön har införts som oberoende variabel. I dessa modeller tas hänsyn till det faktum att kvinnor och män fördelar sig annorlunda på de olika lönegrupperna beroende på vilket år som studeras. En beskrivning av logistisk regressionsanalys följer längre fram i detta kapitel.

¹⁰ Det kan vara värt att påminna om att gränsen för låg lön enligt denna definition är 75 procent av mediantimlönen för respektive år.

också ger stöd för slutsatsen att kvinnor har en relativt sett sämre löneutveckling än män. Könsskillnaderna är i det fallet särskilt tydliga vad gäller sannolikheten att kvarstå i låglöne kategorin.

12.6 Teorier om löneskillnader mellan män och kvinnor

I litteraturen där löneskillnader mellan män och kvinnor studeras kan man urskilja ett flertal olika typer av förklaringar till varför kvinnor i genomsnitt har lägre löner än män. Enligt humankapitaltraditionen är det främst egenskaper hos individen och hennes familjesituation som är avgörande för könslöneskillnaderna. I denna teori hänförs kvinnors relativt sett låga löner främst till att kvinnor är mer familjeorienterade, vilket medför att de i jämförelse med män investerar mindre i utbildning och yrkesfärdigheter. Kvinnor antas enligt teorin således vara mindre arbetsorienterade och produktiva i arbetslivet, vilket återspeglas i sämre belöningar på arbetsmarknaden (Becker, 1964; 1985; Mincer och Polachek, 1974). Denna förklaringsmodell har dock i empirisk forskning fått mycket begränsat stöd. Det föreligger en rad studier som visar att skillnaderna mellan män och kvinnor vad gäller humankapital numera är relativt små och att dessa skillnader följaktligen förklarar förhållandevis lite av lönegapet mellan män och kvinnor (se exempelvis le Grand, 1991).

En annan förklaringsansats utgår ifrån att löneskillnaderna mellan män och kvinnor framför allt kan hänföras till att arbetsmarknaden är könssegregerad. Kvinnor når i mindre utsträckning än män välkvalificerade jobb och höga positioner i arbetslivet (Bielby och Baron, 1986; England m.fl., 1988; Sloane, 1980). Detta gäller i hög grad på den svenska arbetsmarknaden som är starkt segregerad vad gäller hur män och kvinnor är fördelade över olika yrken och sektorer (Charles, 1992; Jacobs och Lim, 1992; Nermo, 1996). Det har också visats att könssegregering är en mycket viktig förklaring till löneskillnaderna mellan män och kvinnor på den svenska arbetsmarknaden (le Grand, 1991; le Grands kapitel i denna volym; SOU 1993:7).

Enligt en tredje typ av förklaringar kan kvinnors relativt ogynnsamma situation kopplas till att lönesättningsprocessen verkar diskriminerande mot kvinnlig arbetskraft.¹¹ Diskussionen om diskriminering faller dock utanför ramarna för detta kapitel, varför vi kommer att koncentrera oss på de två första förklaringsansatserna.¹²

¹¹ Här bör nämnas att diskriminering kan vara en av mekanismerna bakom segregering. Om arbetsgivaren väljer att inte anställa kvinnor till kvalificerade positioner blir resultatet en könssegregerad arbetsplats.

¹² Läsaren hänvisas istället till det kapitel i denna volym där vi utför en analys av

Både humankapitalteorin och segregeringsansatsen har testats i otaliga studier av löneskillnader mellan män och kvinnor såväl i Sverige som utomlands. Dock har förklaringsansatsernas betydelse prövats i betydligt mindre utsträckning på det specifika problem som fokuseras i denna studie, nämligen mäns och kvinnors risker för *låg* lön. Analyserna i de följande avsnitten har framför allt två syften. För det första söker vi besvara frågan varför kvinnor löper större risker än män att återfinnas i låglönegruppen. För det andra studerar vi om riskerna för låg lön kan hänföras till samma faktorer för båda könen. I analyserna av dessa frågeställningar utförs dels jämförelser mellan 1968 och 1991, dels separata analyser för 1991 med viss information som enbart finns tillgänglig för detta år.

12.7 Varför löper kvinnor större risker än män att vara lågavlönade?

I analyserna nedan definieras återigen de lågavlönade som de individer som ingår i den femtedel av det totala antalet anställda som tjänar minst. Analyserna av individernas risker för låg lön utförs med hjälp av så kallade logistiska regressioner. Logistisk regression är en statistisk analysteknik som är lämplig att använda när det tillstånd man vill analysera är tудelat, vilket gäller för variabeln ”lågavlönad” i denna studie. Multivariata logistiska regressioner är tillämpliga då man vill ha möjligheter att studera och ta hänsyn till ett flertal bakgrundsfaktorer inverkans på det problem man analyserar.¹³

I analyserna i tabellerna 12.7 och 12.8 presenteras resultaten som oddskvoter, vilka i regel representerar olika gruppers avvikelser från en given referensgrupp vad gäller risken att vara lågavlönad. Referenskategorin har alltid värdet 1, vilket innebär att en kategori som har en oddskvot över 1 har en överrisk jämfört med individerna i referenskategorin. På motsvarande sätt indikerar en oddskvot under 1 att den undersökta kategorin har lägre risk att vara lågavlönad i jämförelse med referensgruppen. I tabellerna utgör män referenskategorin, vilket innebär att de värden som redovisas representerar kvinnors överrisker att återfinnas i kategorin lågavlönade.

Analyserna i tabell 12.7 följer de teoretiska förklaringar till könslöneskillnader som presenterats tidigare i detta kapitel. Modell A utgör en referenspunkt för övriga analysmodeller och inkluderar

könslönediskriminering på den svenska arbetsmarknaden.

¹³ För en detaljerad beskrivning av logistisk regression, se Aldrich och Nelson (1984). För en något enklare och mer pedagogisk beskrivning av metoden, se Fritzell och Lundberg (1994).

endast individens kön som förklaringsfaktor till låg lön. I den andra modellen (modell B) inkluderas förutom kön även individens kvalifikationer eller humankapital. Syftet med denna modell är att analysera i vilken utsträckning kvinnors överrisker för låg lön hänger ihop med könsskillnader i individuella produktivitetsrelaterade egenskaper. Resultatet av de statistiska beräkningarna i denna modell representerar den överrisk som skulle gälla för kvinnor vid en situation där kvinnor och män hade liknande individuella kvalifikationer (mätta som konventionella humankapitalvariabler). I den tredje modellen (modell C) inkluderas även individens familjesituation i analysen. I modellen åskådliggörs relativa låglönerisker för kvinnor i förhållande till män som har en liknande familjesituation. Syftet med den sista modellen (modell D) är att undersöka vilken betydelse sorteringen av män och kvinnor till arbeten som ställer skilda kvalifikationskrav har för kvinnors överrisker för låg lön.¹⁴

Tabell 12.7 *Relativa risker för låg lön 1968 och 1991. Betydelsen för könsskillnaderna av humankapital, familjesituation samt arbetsets utbildningskrav*

	1968	1991
Modell A (se not a)	4,46**	3,11**
Modell B (se not b)	3,75**	3,58**
Modell C (se not c)	4,14**	3,63**
Modell D (se not d)	4,30**	3,72**
Antal individer	3094	3411

Noter:

** Sannolikheten är större än 0,99 för att koefficienten är skild från 1.

- a I modell A redovisas enbart könseffekten. Män utgör referenskategori vilken innebär att deras risk är satt till 1.
- b I modell B redovisas könseffekten med konstanthållning för individens humankapital definierat som arbetslivserfarenhet, arbetslivserfarenhet i kvadrat, anställningstid hos nuvarande arbetsgivare samt antal år i formell utbildning. Kvadrattermen av arbetslivserfarenhet inkluderas för att fånga den avtagande effekten av arbetslivserfarenhet, det vill säga att varje ytterligare år i arbetslivet är värt successivt mindre i termer av lön.
- c I modell C redovisas könseffekten med konstanthållning för humankapital och familjesituation definierad som civilstånd och antal hemmavarande barn.
- d I modell D redovisas könseffekten med konstanthållning för humankapital, familjesituation samt utbildningskrav i arbetet.

Som framgår av modell A i tabell 12.7 har kvinnor kraftiga överrisker att vara lågavlönade vid båda mättillfällena. Könsskillnaderna är dock mindre 1991 än 1968. Av modell B framgår att humankapitalvariab-

¹⁴ Kvalifikationskrav mäts som det antal år i utbildning utöver folk- och grundskola som arbetet kräver.

lernas inflytande på kvinnors överrisker skiljer sig åt mellan 1968 och 1991. Vid det första mättillfället sjunker i modell B kvinnors överrisker att ingå i låglönegruppen på det sätt som humankapitalteorin förutsäger. Minskningen är inte särskilt markant, men tyder ändå på att en del av de observerade könsskillnaderna 1968 berodde på att kvinnor hade sämre kvalifikationer än män. För 1991 gäller det omvända förhållandet i så måtto att kvinnors relativa risker att ingå i låglöne kategorin ökar något när individuella kvalifikationer tagits i beaktande. Resultaten från de övriga analyserade modellerna (C och D) tyder på att kvinnors överrisker att ingå i låglönegruppen varken kan förklaras med ett större familjeansvar eller med att kvinnor innehar mindre kvalificerade positioner (i termer av utbildningskrav) på arbetsmarknaden. Sammantaget tyder de resultat som presenteras i tabell 12.7 på att de faktorer som analyserats knappast har något större inflytande på kvinnors överrisker att ingå i låglönegruppen.

I den jämförelse mellan 1968 och 1991 som presenteras i tabell 12.7 har ett relativt litet antal indikatorer fått representera de teoretiska ansatser som skisserats ovan. Data från Levnadsnivåundersökningen 1991 omfattar emellertid ytterligare variabler av relevans för analyser av risker för låg lön. Detta gäller arbetenas kvalifikationskrav samt olika aspekter av könssegregering vad gäller yrken och arbetsplatser. De variabler som ingår i analyserna i tabell 12.8 som inte finns i 1968 års datamaterial är för det första en indikator på hur lång tid det tar för den anställde att lära sig att utföra sina arbetsuppgifter på ett tillfredsställande sätt och för det andra en indikator på andelen kvinnor i den anställdes yrke.

Tabell 12.8 *Relativa risker för låg lön 1991. Betydelsen för könsskillnaderna av humankapital, familjesituation, arbetets kvalifikationskrav samt segregeringen på arbetsmarknaden*

	Modell A	Modell B	Modell C
Kön (kvinna)	3,28**	3,29**	1,97**
Humankapital:			
arbetslivserfarenhet, antal år (se not a)		0,86**	0,86**
antal anställningsår hos nuvarande arbetsgivare		0,94**	0,94**
antal utbildningsår		0,86**	0,86**
Familjesituation:			
ensamstående (referenskategori)		1,00	1,00
gift/sammanboende		0,99	1,03
antal hemmavarande barn		0,93	0,94
Kvalifikationskrav i arbetet:			
upplärningstid ²⁴ veckor (referenskategori)		1,00	1,00
upplärningstid > 4 veckor		0,47**	0,51**
utbildningskrav, antal år		0,72**	0,71**
Segregering på arbetsmarknaden:			
andel kvinnor i yrket			2,87**
Antal individer (se not b)	2958	2944	2944

Noter:

** Sannolikheten är större än 0,99 för att koefficienten är skild från 1.

a I samtliga modeller utom den första konstanthålls även för arbetslivserfarenhet i kvadrat.

b Antalet studerade individer är lägre i denna tabell jämfört med i tabell 12.7 till följd av att uppgifterna om andel kvinnor i yrket enbart finns tillgängliga för ett något mindre urval.

I modell A i tabell 12.8 ingår endast individens kön som förklaringsfaktor till låg lön. Denna modell utgör återigen en referenspunkt för den fortsatta analysen. I modell B inkluderas även individuella kvalifikationer, familjesituation samt arbetets kvalifikationskrav. Som framgår av tabellen reduceras inte kvinnors överrisker mellan modell A och modell B. Detta tyder på att könsskillnaderna i riskerna för låg lön 1991 inte kan förklaras utifrån att män och kvinnor är allokerade till arbeten med olikartade kvalifikationskrav.

I modell C i tabell 12.8 analyseras hur könsfördelningen i de anställdas yrken inverkar på risken för låg lön. Resultaten visar att de anställdas risker för låg lön ökar med ökad andel kvinnor i yrket och att könssegregeringen tycks vara en starkt bidragande orsak till varför kvinnor i betydligt större utsträckning än män är lågavlönade. Analysen ger vid handen att om kvinnor och män med liknande humankapital, familjesituation och kvalifikationskrav i arbetet var anställda i yrken med liknande könsfördelning, skulle kvinnors överrisker för låg

lön sjunka avsevärt (från 3,29 till 1,97). Det är värt att notera att en analys av könssegregeringens effekter då andelen kvinnor på de anställdas arbetsplatser studerats istället för andelen kvinnor i yrket i huvudsak återskapar resultaten i modell C.¹⁵

Analysen av riskerna för att vara lågavlönad 1968 respektive 1991 har även utförts med det absoluta kriteriet på låg lön som utgångspunkt (resultat ej presenterade här). Vad gäller 1968 reproduceras de resultat som presenterades i tabell 12.7 eftersom de kategorier som är lågavlönade enligt den absoluta och den relativa definitionen i stort sett sammanfaller för detta år. 1991 är däremot de lågavlönade som urskiljs enligt det absoluta kriteriet betydligt färre än de som urskiljs enligt det relativa kriteriet. Vid en analys av kvinnors överrisker för att vara lågavlönade i absoluta termer 1991 framträder en bild som delvis avviker från den som redovisas i tabellerna 12.7 och 12.8. För det första är könsskillnaderna i risken för låg lön över lag mindre då en absolut definition på låglönebegreppet tillämpas. För det andra förklarar individens kvalifikationer, familjesituation samt jobbkrav relativt lite av kvinnors överrisker även i denna analys. Slutligen kan vi konstatera att könsskillnaderna reduceras kraftigt och inte längre är statistiskt säkerställda när hänsyn tas till könssegregeringen på arbetsmarknaden i termer av andel kvinnor i yrket. Således verkar skillnaderna mellan män och kvinnor i det allra lägsta skiktet i lönefördelningen år 1991 kunna hänföras till att arbetsmarknaden är könssegregerad.

12.8 Kan riskerna för låg lön hänföras till samma faktorer för män och kvinnor?

Utgångspunkten för de analyser som hittills redovisats har varit att risken för låg lön påverkas av *samma* faktorer för män och kvinnor. I de närmast följande analyserna studeras istället huruvida individuella kvalifikationer, familjesituation, jobbet kvalifikationskrav samt andelen kvinnor i yrket har *olika* innebörd för kvinnors respektive för mäns låglönerisker. I de fall data finns tillgängliga, jämförs resultaten för 1968 och 1991. I övrigt genomförs analyserna endast för 1991.

¹⁵ I tabell 12.8 redovisas även hur de olika studerade faktorerna inverkar var för sig på låglöneriskerna för samtliga anställda 1991. Som framgår ligger effekterna av humankapitalvariablerna helt i linje med vad man kan förvänta sig utifrån humankapitalteori i så måtto att högre individuella kvalifikationer sänker riskerna för låg lön. De anställdas familjesituation tycks dock vara orelaterad till riskerna för låg lön. Vidare tenderar höga kvalifikationskrav i arbetet att leda till lägre risker för att vara lågavlönad.

I tabell 12.9 redovisas effekterna av de olika förklaringsfaktorerna i fyra modellkategorier. I den första kategorin studeras huruvida individuella kvalifikationer inverkar olika på kvinnors och mäns låglönerisker. Ett värde som är större än ett tyder på att kvinnor har sämre belöningar för en viss egenskap än vad män har. Som framgår av tabellen är de riskreducerande effekterna av arbetslivserfarenhet mindre för kvinnor än för män både 1968 och 1991 (modell A1). Detta resultat ligger i linje med resultat från studier av könslöneskillnader som tyder på att kvinnor tenderar att få mindre löneökningar än män för varje ytterligare år i arbetslivet (le Grand, 1994; Gregory och Elias, 1994). Män tenderar vid båda mättillfällena också att få relativt sett större belöningar för en relativt lång anställningstid hos nuvarande arbetsgivare (modell A2). Sålunda tycks de ekonomiska belöningarna för de individuella kvalifikationer som utvecklas genom deltagande i arbetslivet (och som mäts som arbetslivserfarenhet och anställningstid hos nuvarande arbetsgivare) vara större för män än för kvinnor. Däremot förefaller kvinnornas ekonomiska belöningar för formell utbildning såväl 1968 som 1991 vara större än männens (modell A3).

Resultaten vad beträffar anställningstid och utbildningslängd är dock något förvånande. För det första finns det studier i vilka man funnit antingen att kvinnor och män har liknande löneavkastning av anställningstid (le Grand, 1991) eller att kvinnor snarare blir mer belönade än män för lång anställningstid hos en och samma arbetsgivare (Asplund, 1998). För det andra har det i forskning visats att kvinnor tenderar att få sämre löneavkastning än män av utbildning (Asplund, 1998; England m. fl., 1988; le Grand, 1994; Rosenfeld och Kalleberg, 1990; Treiman och Roos, 1983). Dock bör man komma ihåg att analyserna i detta kapitel avser mäns och kvinnors risker för *låg* lön specifikt och inte könslöneskillnader *i stort*. Uppenbarligen är de ekonomiska belöningarna för anställningstid och utbildningslängd relaterade till kön på olika sätt i olika skikt av lönefördelningen.

I modellkategori B i tabell 12.9 analyseras effekterna på låg lön av familjesituation för anställda män respektive kvinnor. I den första modellen (modell B1) utgörs referenskategori av ensamstående män. Giftna eller sammanboende män har som synes både 1968 och 1991 betydligt lägre låglönerisker än ensamstående män. Skillnaden är betydligt större vid det första undersökningstillfället än vid det andra. För kvinnor är civilstånd av mindre vikt än för män både 1968 och 1991.¹⁶ Detta resultat överensstämmer med resultat från både svenska

¹⁶ En kompletterande analys (resultat ej redovisade här) tyder på att skillnaden mellan ensamstående kvinnor och giftna/sammanboende kvinnor inte är statistiskt säkerställd vid det andra undersökningstillfället.

och utländska studier som visat att män, men inte kvinnor, tenderar att ha högre lön om de är gifta eller sammanboende (England m. fl., 1988; le Grand, 1991; 1994; Richardson, 1997; Rosenfeld och Kalleberg, 1990). Analysen i modell B2 tyder på att även förekomsten av barn i hushållet har större betydelse för männens än för kvinnornas låglönerisker. För män innebär ansvaret för barn såväl 1968 som 1991 lägre risker att återfinnas bland de lågavlönade. Effekten är emellertid svagare 1991 än 1968. Kvinnor som har barn har lägre låglönerisker än kvinnor utan barn 1968, men en sådan skillnad kan inte beläggas statistiskt för år 1991.

I modellkategori C i tabell 12.9 studeras effekterna på låg lön av arbetets kvalifikationskrav. Det finns svensk forskning om könslönneskillnader som tyder på att män har mer att vinna i termer av lön på att deras jobb ställer relativt höga krav på utbildning och upplärningstid (le Grand, 1994). Vad gäller hur mäns respektive kvinnors risker för låg lön påverkas av arbetets kvalifikationskrav framkommer i tabell 12.9 att de ekonomiska belöningarna för utbildningskraven i jobbet både 1968 och 1991 är något större för kvinnor än för män (modell C1). Däremot framgår av modell C2 i tabell 12.9 att män belönas mer än kvinnor för relativt lång upplärningstid i arbetet. Män vars arbeten kräver en längre upplärningstid har endast en fjärdedel så stor risk att vara lågavlönade som män vars arbeten kräver en kortare upplärningstid. Kvinnor som har relativt lång upplärningstid i sina arbeten har däremot i stort sett lika höga risker som män i arbeten med kort upplärningstid, vilket tyder på att kvinnor har mindre att vinna på att ha ett arbete som kräver relativt lång upplärningstid. Sålunda tycks män kunna dra större fördelar av de meriter de förvärvar inom ramarna för sina arbeten medan kvinnor blir jämförelsevis mer belönade för formella meriter som de tillägnat sig utanför arbetsmarknaden, det vill säga i utbildningssystemet.

Tabell 12.9 Könsspecifika förklaringar till risker för låg lön 1968 samt 1991 (se not a)

	1968	1991
Modell A1–A3:		
A1 kvinna*erfarenhet	1,04**	1,03**
A2 kvinna*anställningstid	1,09**	1,05**
A3 kvinna*antal utbildningsår	0,86**	0,88**
Modell B1–B2:		
B1 ensamstående män (ref.)	1,00	1,00
gifta eller sammanboende män	0,20**	0,60**
ensamstående kvinnor	2,50**	2,56**
gifta eller sammanboende kvinnor	1,62**	2,76**
B2 män utan barn (ref.)	1,00	1,00
män med barn	0,35**	0,72**
kvinnor utan barn	3,40**	3,26**
kvinnor med barn	2,05**	3,13**
Modell C1–C2:		
C1 kvinna*utbildningskrav i arbetet	0,77**	0,86*
C2 män m. kort upplärningstid (24 veckor) (ref.)		1,00
män m. lång upplärningstid (> 4 veckor)		0,24**
kvinnor m. kort upplärningstid (2 4 veckor)		2,02**
kvinnor m. lång upplärningstid (> 4 veckor)		0,94
Antal individer	3050	3330
Modell D:		
kvinna*andel kvinnor i yrket		0,43*
Antal individer		2950

* Sannolikheten är större än 0,95 för att koefficienten är skild från 1.

** Sannolikheten är större än 0,99 för att koefficienten är skild från 1.

a I samtliga modeller konstanthålls för kön samt humankapital definierat som arbetslivserfarenhet, arbetslivserfarenhet i kvadrat, anställningstid hos nuvarande arbetsgivare och antal år i formell utbildning.

Analysen i modell D i tabell 12.9 tyder slutligen på att kvinnor jämfört med män löper mindre risker att ha låg lön om det finns relativt många kvinnor i yrket. Kompletterande analyser där män och kvinnor studerats separat (resultat ej redovisade här) visar att låglönerisken ökar med ökad andel kvinnor i yrket för såväl kvinnor som män, men att män förlorar *mer* än kvinnor på att arbeta i kvinnodominerade yrken. Det finns även andra svenska studier som pekar i riktning mot att män förlorar relativt sett mer än kvinnor på att arbeta i yrken där andelen kvinnor är hög. Detta kan i sin tur vara en

av orsakerna till varför könssegregeringen kvarstår på den svenska arbetsmarknaden (se Löfström, 1993).

12.9 Anställdas sektorstillhörighet och låg lön

Den markanta förändring av kvinnors arbetslivsdeltagande som inträffat under de senaste decennierna sammanfaller med en kraftig utbyggnad av den offentliga sektorn. En stor andel av de kvinnor som inlett ett yrkesaktivt liv under denna period har funnit en anställning i den offentliga sektorn. Detta har medfört att en betydligt större andel av de kvinnliga arbetstagarna arbetar inom offentlig sektor 1991 än 1968. Som tidigare forskning visat har relationen mellan lönerna i privat och offentlig sektor förändrats mellan 1968 och 1991. Vid det första mätillfället var genomsnittslönerna ungefär desamma i privat och offentlig sektor medan lönerna var klart högre i den privata sektorn vid det andra undersökningstillfället (le Grand 1994). Det tycks i synnerhet vara män i privat sektor som har förbättrat sin relativa löneposition under den studerade perioden.

Tabell 12.10 *Relativa risker för låg lön 1968 och 1991 för män och kvinnor. Separata analyser för offentlig och privat sektor*

	1968		1991		1991	
	Modell A (se not a)		Modell B (se not a)		Modell C (se not b)	
	Offentlig	Privat	Offentlig	Privat	Offentlig	Privat
Män (ref.)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Kvinnor	2,48**	5,06**	1,76**	4,95**	1,38	2,54**
Antal	882	2186	1512	1825	1348	1610

** Sannolikheten är större än 0,99 för att koefficienten är skild från 1.

- a I modell A och modell B redovisas könseffekten med konstanthållning för humankapital definierat som arbetslivserfarenhet, arbetslivserfarenhet i kvadrat, anställningstid hos nuvarande arbetsgivare samt antal år i formell utbildning.
- b I modell C redovisas könseffekten med konstanthållning för humankapital samt andel kvinnor i yrket.

Analyserna i detta avsnitt har två syften. För det första studerar vi könsskillnader i låglönerisker inom den privata respektive den offentliga sektorn. För det andra analyserar vi huruvida sektorsskillnader i lön har samma innebörd för män och kvinnor. I samtliga analyser konstanthålls för individens humankapital. Resultaten redovisas i tabellerna 12.10 och 12.11.

Som framgår av tabell 12.10 (modell A och modell B) är kvinnors överrisker att återfinnas bland de lågavlönade tydliga både i offentlig

och privat sektor 1968 och 1991. Dock är könsskillnaderna större inom den privata sektorn vid båda undersökningstillfällena. Inom den offentliga sektorn tycks könsskillnaderna i låglönerisker minska något under den studerade perioden. I den privata sektorn sker däremot ingen märkbar förändring av kvinnors överrisker. När andelen kvinnor i yrket introduceras i analysen (modell C) framgår att könsskillnaderna inom den offentliga sektorn kan förklaras av den könssegregerade yrkesstrukturen. Könsskillnaderna i den offentliga sektorn tycks således bero på de relativt låga lönenivåerna för kvinnodominerade yrken i denna sektor. I den privata sektorn reduceras kvinnors överrisker mycket kraftigt när andel kvinnor i yrket beaktas. Dock är kvinnors överrisk för låg lön relativt stark även i modell C, vilket tyder på att kvinnors större låglönerisker i den privata sektorn endast till viss del är kopplade till yrkenas könssammansättning.

I en andra jämförelse studeras effekterna av sektorstillhörigheten på låglöneriskerna separat för män och kvinnor. Enligt resultaten i tabell 12.11 (modell A) är sektorseffekten obefintlig för män 1968. När kvinnor i offentlig sektor jämförs med kvinnor i privat sektor 1968 visar det sig däremot att offentlig anställning är behäftad med betydligt lägre risker för låg lön. För 1991 gäller istället att sektorseffekten är stark för män och så gott som obefintlig för kvinnor (modell B). Männen risker att återfinnas bland de lågavlönade är avsevärt mindre om de är anställda i privat sektor medan kvinnors låglönerisker är i stort sett oberoende av sektor. När andelen kvinnor i yrket introduceras i analysen (modell C) reduceras sektorseffekten något för män medan den förstärks för kvinnor. Det sistnämnda resultatet tyder på att kvinnors låglönerisker är något mindre i den offentliga sektorn än i den privata när hänsyn tagits till det faktum att många yrken i den offentliga sektorn är kvinnodominerade.

Tabell 12.11 Relativa risker för låg lön 1968 och 1991 för privat och offentlig anställda. Separata analyser för män och kvinnor

	1968		1991		1991	
	Modell A (se not a)		Modell B (se not a)		Modell C (se not b)	
	Man	Kvinna	Man	Kvinna	Man	Kvinna
Privat (ref.)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Offentlig	0,89	0,42**	2,53**	0,84	2,08**	0,68**
Antal	1878	1190	1669	1668	1504	1454

** Sannolikheten är större än 0,99 för att koefficienten är skild från 1.

- a I modell A och modell B redovisas sektorseffekten med konstanthållning för humankapital definierat som arbetslivserfarenhet, arbetslivserfarenhet i kvadrat, anställningstid hos nuvarande arbetsgivare samt antal år i formell utbildning.
- b I modell C redovisas sektorseffekten med konstanthållning för humankapital samt andel kvinnor i yrket.

Sammantaget tyder analyserna i detta avsnitt på att könsskillnaderna är större i den privata sektorn både 1968 och 1991. Sektorstillhörighetens betydelse för manliga och kvinnliga anställdas belöningar har dock förändrats mellan 1968 och 1991. Kännetecknande för den privata sektorn 1991 är en mycket fördelaktig lönesituation för män samt relativt stora könsskillnader i riskerna för låg lön. Dessa resultat ligger också i linje med svensk forskning som funnit att män i privat sektor tjänar mer än män i offentlig sektor medan kvinnor i offentlig sektor tjänar mer än kvinnor i privat sektor (le Grand 1991).

12.10 Sammanfattning

Under senare år har antalet studier om löneskillnader mellan män och kvinnor vuxit kraftigt. Dessa studier har bidragit till att vi vet relativt mycket om könslöneskillnaderna generellt samt om hur könslönegapet förändrats under de senaste decennierna. Syftet med detta kapitel har varit att studera lågavlönade män och kvinnor på den svenska arbetsmarknaden under perioden 1968 till 1991. Många av våra resultat följer de mönster som gäller för löneskillnaderna generellt mellan män och kvinnor. Könsskillnaderna i riskerna att vara lågavlönad är stora, men minskar under den analyserade perioden. Kvinnors överrisker kan varken hänföras till individernas humankapital eller familjesituation. Könsskillnaderna i individuella kvalifikationer eller i familjeansvar förklarar således inte i någon nämnvärd utsträckning kvinnors överrisker för låg lön. Dessa resultat stämmer väl överens med vad tidigare forskning om mäns och kvinnors löner visat.

Andra resultat framstår som mer specifika för de lågavlönade och därmed mindre väl kända. En viktig slutsats av analyserna av lönerörlighet är att det råder en påfallande lönestabilitet över tid såväl bland lågavlönade som bland högavlönade på arbetsmarknaden. Denna stabilitet har dock diametralt olika innebörd för kvinnor och män. Kvinnorna löper avsevärt större risker än männen att kvarstå i den lägsta lönekategorin. Det omvända mönstret gäller för de högavlönade, såtillvida att nästan tre av fyra män, men bara ungefär hälften av kvinnorna, förblir högavlönade under de studerade perioderna. Vidare är uppåtgående rörlighet vanligare bland männen, medan nedåtgående rörlighet är vanligare bland kvinnorna. Ur ett dynamiskt perspektiv där lönerna jämförs över längre tidsperioder tycks således kvinnornas situation vara entydigt ofördelaktig. Låg lön är för många kvinnor något av ett permanent tillstånd. Att tillhöra de högre skikten i lönefördelningen kan däremot visa sig vara något av ett tillfälligt tillstånd för kvinnor.

I de analyser där vi försökt finna förklaringar till varför kvinnor löper större risker än män att vara lågavlönade har det bland annat framgått att könssegregeringen på arbetsmarknaden är av stor betydelse för kvinnors överrisker. Inom de arbetsmarknadssektorer där den kvinnliga representationen är stor verkar lönerna vara särskilt låga. Detta drabbar såväl kvinnor som män som är anställda inom kvinnodominerade yrken. Däremot tycks allokeringen av män och kvinnor till arbeten med olika kvalifikationskrav sakna större betydelse som förklaring till könsskillnaderna i riskerna för låg lön. Det tycks således inte vara de kvinnodominerade yrkenas kvalifikationskrav som avgör den relativt sett låga lönenivån, utan snarare just deras karaktär av att vara kvinnodominerade.

I analyserna i detta kapitel har skillnaderna mellan män och kvinnor studerats både utifrån ett relativt och ett absolut låglönebegrepp. Omfattningen av könsskillnaderna i riskerna för låg lön tycks delvis vara avhängig vilken låglönedefinition som används. På grund av minskad lönespridning under den studerade perioden är det 1991 färre individer som klassificeras som lågavlönade enligt en absolut definition än enligt en relativ definition. Könsskillnaderna beräknade på basis av den absoluta definitionen är generellt sett mindre och kan dessutom förklaras helt utifrån segregeringsspektivet. Således verkar könsskillnadernas omfattning vara avhängig vilka skikt i lönefördelningen som ingår i låglöne-kategorin. Oavsett hur denna

kategori definieras tycks emellertid det faktum att lönerna är låga i de yrken där kvinnorna är många förklara en ansenlig del av kvinnornas ofördelaktiga lönesituation på arbetsmarknaden.

Vi vill tacka kollegerna vid Institutet för social forskning och Sociologiska institutionen vid Stockholms universitet samt bokens redaktörer för värdefulla kommentarer på tidigare versioner av detta kapitel.

Litteratur

- Aldrich, J. H. & Nelson, F. D. (1984) *Linear probability: logit and probit models*. Beverly Hills: Sage.
- Asplund, R. (1998) "The gender wage gap in Finnish industry 1980–1994", i *Women's work and wages*, Persson, I. & Jonung, C. (red.), (kommande) Routledge.
- Becker, G. S. (1964) *Human capital*. New York: Columbia University Press.
- Becker, G. S. (1985) "Human capital, effort, and the sexual division of labor", *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, s. 33–58.
- Bielby, W. T. & Baron, J. N. (1986) "Men and women at work: Sex segregation and statistical discrimination", *American Journal of Sociology*, Vol. 91, s. 759–799.
- Charles, M. (1992) "Cross-national variation in occupational sex segregation", *American Sociological Review*, Vol. 57, s. 483–502.
- England, P. m.fl. (1988) "Explaining occupational sex segregation and wages: Findings from a model with fixed effects", *American Sociological Review*, Vol. 53, s. 544–558.
- Fritzell, J. & Lundberg, O. (Red.) (1994) *Vardagens villkor: Levnadsförhållanden i Sverige under tre decennier*. Stockholm: Brombergs förlag.
- Fritzell, J. (1991) *Icke av marknaden allena: Inkomstfördelningen i Sverige*. Stockholm: Almqvist & Wiksell International.
- le Grand, C. (1991) "Explaining the male-female wage gap: Job segregation and solidarity wage bargaining in Sweden", *Acta Sociologica*, Vol. 34, s. 261–278.
- le Grand, C. (1994) "Löneskillnaderna i Sverige: Förändring och nuvarande struktur" i *Vardagens villkor: Levnadsförhållanden i Sverige under tre decennier*. Fritzell, J. & Lundberg, O. (red.). Stockholm: Brombergs förlag.
- Gregory, M. & Elias, P. (1994) "Earnings transitions of the low-paid in Britain 1976–91: A longitudinal study", *International Journal of Manpower*, Vol. 15, s. 170–188.
- Gustafsson, S. (1989) "Löneskillnader mellan kvinnor och män: Gapet ökar igen", i *Arbetsmarknadsekonomi*, Björklund, A. & Wadensjö, E. (red.). Stockholm: SNS Förlag.
- Jacobs, J. A. & Lim, S. (1992) "Trends in occupational and industrial sex segregation in 56 countries 1960–1980", *Work and Occupations*, Vol. 19, s. 450–486.
- Löfström, Å. (1993) "Ju fler kvinnor desto lägre lön? En test av crowdinghypotesen", *Umeå Economic Studies*, No. 323. University of Umeå.

- Mincer, J. & Polachek, S. (1974) "Family investment in human capital: Earnings of women", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, s. 76–108.
- Nermo, M. (1996) "Occupational segregation in Sweden 1968–1991", *Work and Occupations*, Vol. 23, s. 319–332.
- OECD (1996) *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- Pomer, M. I. (1985) "The immobility of low-paid workers", *Journal of Sociology and Social Welfare*, Vol. 12, s. 287–310.
- Richardson, K. (1997) *Essays on family and labor economics*. Stockholm: Swedish Institute for Social Research.
- Rosenfeld, R. A. & Kalleberg, A. L. (1990) "A cross-national comparison of the gender gap in income", *American Journal of Sociology*, Vol. 96, s. 69–106.
- Sloane, P. J. (1980) *Women and low pay*. London: MacMillan.
- SOU (1993) *Löneskillnader och lönediskriminering*, Statens offentliga utredningar 1993:7. Stockholm: Allmänna Förlaget
- Sundbom, L. (1970) *De extremt lågavlönade*. Stockholm: Allmänna Förlaget.
- Treiman, D. J. & Roos, P. A. (1983) "Sex and earnings in industrial society: A nine-nation comparison". *American Journal of Sociology*, Vol. 89, s. 612–650.
- Tåhlin, M. (1987) *Arbetets värde och kostnader: En studie av lönearbetets konsekvenser för individen*. Stockholm: Almqvist & Wiksell International.
- Tåhlin, M. (1989) "Psykosociala arbetsvillkor och nedsatt hälsa i olika yrkesgrupper i Sverige", *Arbeten utsatta för särskilda hälsorisker* (bilagedel F i rapport inom arbetsmiljökommissionens kartläggning).

Bilaga: Variabelkonstruktioner

Låg lön:

Enligt en *relativ* definition utgörs de lågavlönade av:

- den femtedel anställda som har de lägsta bruttotimlönerna (alternativ a).
- den tredjedel anställda som har de lägsta bruttotimlönerna (alternativ b).

Enligt en *absolut* definition utgörs de lågavlönade av:

- de anställda som har lägre bruttotimlön än två tredjedelar av mediantimlönen (alternativ a).
- de anställda som har lägre bruttotimlön än tre fjärdedelar av mediantimlönen (alternativ b).

De anställdas bruttotimlöner avser timersättning före skatt. Timlönevariabeln är konstruerad så att månads- och veckolöner, bonus, ackord samt ersättning för övertid och obekvämt arbetstid har omvandlats till timlön utifrån uppgifter om de anställdas veckoarbetstid.

Kön:

Män har värde 0, kvinnor värde 1.

Individuella kvalifikationer:

- antal år i förvärvsarbete: den anställdes totala arbetslivserfarenhet. Individer som uppgivit att de har mer än 50 års arbetslivserfarenhet har åsatts värde 50.
- anställningstid hos nuvarande arbetsgivare: antal anställningsår hos nuvarande arbetsgivare. Individer som uppgivit att de har mer än 30 anställningsår hos nuvarande arbetsgivare har åsatts värde 30.
- antal utbildningsår: totalt antal år i formell utbildning.

Familjesituation:

- civilstånd: ensamstående har värde 0, gifta eller sammanboende har värde 1.
- antal hemmavarande barn: antal egna eller make/makas barn i hushållet. Förekommer även som dikotom variabel för vilken värde 0 anger att respondenten saknar hemmavarande barn och värde 1 anger att respondenten har hemmavarande barn.

Arbetets kvalifikationskrav:

- utbildningskrav i arbetet: antal år i utbildning utöver folk- eller grundskola som krävs i den anställdes befattning.
- upplärningstid i arbetet: den tid det tar för den anställde att lära sig arbetet någorlunda väl, vid sidan av den kompetens som krävs för att erhålla jobbet. Värde 0 anger kort upplärningstid (fyra veckor eller mindre), värde 1 anger längre upplärningstid (mer än fyra veckor).

Könssegregering:

- andel kvinnor i yrket enligt 1990 års Folk- och Bostadsräkning. Variabeln kan anta värden mellan 0 och 1.
- sektorstillhörighet: huruvida den anställde arbetar i privat eller offentlig sektor. Värde 0 anger privat sektor, värde 1 anger offentlig sektor.

Om författarna

JAMES W. ALBRECHT

är professor i nationalekonomi vid Georgetown universitetet i Washington. Han bedriver forskning inom områdena arbetsmarknadsekonomi och mikroekonomisk teori och är särskilt intresserad av teoretiska och empiriska modeller för arbetslösheten. Hans mest kända arbeten, vilka behandlar s.k. sökteoretiska jämviktsmodeller, har publicerats i tidskrifter som *Journal of Political Economy*, *Quarterly Journal of Economics*, and *Review of Economic Studies*. Han arbetar för närvarande med modeller för s.k. strukturell arbetslöshet, dvs. arbetslöshet som inträffar när de anställdas kunskaper blir föråldrade.

MAHMOOD ARAI

är t.f. professor i nationalekonomi vid Stockholms universitet. Hans forskning rör i huvudsak interna arbetsmarknader, lönebildning och löneskillnader. Han har publicerat ett flertal artiklar om dessa forskningsområden i vetenskapliga, internationella tidskrifter. Vidare har han nyligen medverkat i boken *The Nordic Labour Markets in the 1990's*, (red. Eskil Wadensjö) samt varit medförfattare till en expertrapport till invandrapolitiska kommittén (1996).

PER-ANDERS EDIN

är professor i arbetsmarknadsrelationer vid Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet. Hans forskning är huvudsakligen inriktad på arbetsmarknadsfrågor, främst frågor kring lönestruktur och arbetslöshet. För närvarande arbetar han bland annat med ett projekt om lönepolitik, strukturomvandling och rörlighet på den svenska arbetsmarknaden sedan 1960. Han har tillsammans med medförfattare utarbetat läroboken *Arbetsmarknaden*.

LENA GRANQVIST

är forskare i nationalekonomi vid Institutet för social forskning vid Stockholms universitet. Hennes huvudsakliga forskningsområden gäller studier av effekter av att utvidga lönemåttet med icke-kontanta anställningsförmåner (fringe benefits), skillnader i ersättningen för arbete mellan män och kvinnor jämte studier av skillnader i karriär-rörlighet mellan män och kvinnor. Hon har bl.a. skrivit artikeln "Fringe benefits and gender gaps: the Finnish case" som ingår i den

Om författarna

kommande volymen *Women's Work and Wages* (red. Inga Persson & Christina Jonung).

I karriärstudierna arbetar hon tillsammans med Helena Persson, också hon forskare vid SOFI.

CARL LE GRAND

är docent i sociologi och verksam vid Sociologiska institutionen vid Stockholms universitet. Hans övergripande forskningsinriktning är social skiktning och ojämlikhet i arbetslivet, speciellt med inriktning på löneskillnader och lönestruktur. Han är bl.a. medredaktör till boken *Sveriges arbetsplatser*. För närvarande sysslar han med jämförande studier av kvinnors arbete i Japan och Sverige.

MIA HULTIN

är doktorand i sociologi vid Stockholms universitet och verksam inom Levnadsnivåprojektet vid Institutet för social forskning. Hennes forskningsområde berör i huvudsak frågor som kvinnors och mäns chanser och belöningar på arbetsmarknaden. Hon har även studerat kvinnors och mäns arbetstillfredsställelse (*Arbetsmarknad & Arbetsliv*, årg. 2, nr 4, 1996).

ÅSA LÖFSTRÖM

är FD och universitetslektor vid Institutionen för nationalekonomi vid Umeå universitet. Hennes forskning är främst fokuserad på temat kvinnors arbetsmarknad, huvudsakligen frågor rörande kvinnors löner och lönevillkor. Bland hennes publikationer kan nämnas *Kvinnelönernas mysterier – myter og fakta om lönsdannelsen* och *Från kvinnolön till likalön – från kunskap till handling* (redaktör för båda böckerna tillsammans med Jorun Wiik), och *Lönepolitik och kvinnors löner* (red.).

EVA M. MEYERSON & TROND PETERSEN

Meyerson är FD och verksam vid Industriens Utredningsinstitut och Företagsekonomiska institutionen vid Stockholms universitet. Petersen är professor och verksam vid Institutet for Sosiologi, Universitet i Oslo och vid W. Haas Business School, University of California, Berkeley. Författarna har tidigare skrivit tillsammans inom området lön, kön och produktivitet. Bland annat har följande uppsatser färdigställts under 1997: "The Within-Job Gender Wage Gap, The case of Sweden", working paper No 470, 1997 och "Are Female Workers Less Productive Than Male Workers? Productivity

and the Gender Wage Gap”, uppsats IUI 1997. Författarna arbetar för närvarande inom forskningsprogrammet Lön, kön, produktivitet och risk.

INGA PERSSON

är professor i nationalekonomi, särskilt kvinnoforskning, vid Lunds universitet. Hon tillhörde ledningsgruppen för den svenska maktutredningen 1985–1990. Hennes forskning har varit inriktad mot arbetslöshet, arbetsmarknadspolitik, den svenska välfärdsstaten samt kvinnors ställning i ekonomin och hon har bl.a. publicerat *Generating Equality in the Welfare State – the Swedish Experience* (1990) och *Svenska kvinnor möter Europa* (1992). Tillsammans med Christina Jonung har hon nyligen redigerat *Economics of the Family and Family Policies* och *Women's Work and Wages*.

KATARINA RICHARDSON

disputerade vid Institutet för social forskning vid Stockholms universitet i juni 1997. Avhandlingen, *Essays on Family and Labor Economics*, rör frågor inom familje- och arbetsmarknadsekonomi och gränslandet däremellan. Hon arbetar nu på Finansdepartementet med arbetsmarknadsfrågor.

MARIANNE SUNDSTRÖM

är docent i nationalekonomi och verksam vid demografiska avdelningen, Stockholms universitet. Hennes forskning är inriktad på kvinnors och mäns arbetsmarknadsdeltagande och löner. Hon är särskilt intresserad av hur familjepolitik och andra faktorer påverkar kvinnors och mäns yrkesarbete, familjebildning och löner. Sundström har bl.a. skrivit *A study in the growth of part-time work in Sweden* (1987) och publicerat artiklar i *Journal of Population Economics* och *Journal of Economic Issues*. Hon planerar en studie av samvariationen i utbildning och andra karaktäristika hos män och kvinnor som gifter sig med varandra och hur denna samvariation förändrats över tiden.

LARS SVENSSON

är FD och universitetslektor i ekonomisk historia vid Lunds universitet. Hans forskning är inriktad på svensk arbetsmarknad i ett långsiktigt perspektiv. Särskilt intresse har han därvid ägnat dels kvinnors arbete och löner, dels förhållandet mellan strukturell förändring, löner och lönepolitik. Dessa båda områden behandlas i

boken *Closing the Gender Gap – Determinants of Change in the Female-to-Male Blue Collar Wage Ratio in Swedish Manufacturing 1913–1990*. För närvarande arbetar han med en bok om kvinnors förhållanden på svensk arbetsmarknad under 1900-talet.

RYSZARD SZULKIN

är docent i sociologi vid Sociologiska institutionen, Stockholms universitet. Hans forskningsområde är i huvudsak organisations- och arbetssociologi och den forskning han bedriver är koncentrerad kring frågor rörande sociala strukturers inverkan på individers arbetsbelöningar och arbetsförhållanden. Han är bland annat medredaktör för boken *Sveriges arbetsplatser*.

ANNA THOURSIE

är doktorand i nationalekonomi vid Institutet för social forskning, Stockholms universitet, och arbetar med en avhandling om persistensproblem (problem med trögrörlighet) i arbetslöshet. Hon har också vissa uppdrag relaterade till arbetsmarknadsforskning från EU-kommissionen (bl.a. var hon medförfattare till rapporten *Labour Market Studies – Sweden* (1996)). Tidigare har hon arbetat på Finansdepartementet och Sveriges Riksbank. För närvarande arbetar Anna Thoursie med sista delen av sin avhandling, där hon utifrån en söketeoretisk infallsvinkel empiriskt analyserar varför arbetslösheten i Sverige är trögrörlig nedåt när den väl stigit till höga nivåer.

ESKIL WADENSJÖ

är nationalekonom, professor i arbetsmarknadspolitik vid Institutet för social forskning vid Stockholms universitet. Han har i sin forskning framför allt behandlat arbetsmarknaden och arbetsmarknadspolitik, bl.a. invandringens effekter och arbetshandikappade, äldres och ungdomarnas ställning på arbetsmarknaden. Under de senaste båda åren har han redigerat och medverkat i *The Nordic Labour Markets in the 1990's* och *Enterprise and the Welfare State* och tillsammans med medförfattare utarbetat två läroböcker: *Arbetsmarknaden* och *Socialförsäkringarna*. För närvarande forskar han om de äldres och invandrarnas ställning på arbetsmarknaden.

SUSAN B. VROMAN

är professor i nationalekonomi vid Georgetown universitetet i Washington. Hennes forskning är inriktad på arbetsmarknadsekonomi och tillämpningar av mikroekonomisk teori. Hennes senaste arbeten

har, förutom föräldraledighetens effekter på svenska kvinnors arbetsmarknadssituation, behandlat teoretiska modeller för arbetslösheten. Hon är också känd för sina empiriska studier om fackföreningar. Hennes artiklar har publicerats i tidskrifter som *American Economic Review*, *Journal of Labor Economics*, and *Review of Economic Studies*. Hon arbetar för närvarande med en modell för s.k. strukturell arbetslöshet, dvs. arbetslöshet som inträffar när de anställdas kunnande blir föråldrat.