

Löneskillnaderna mellan män och kvinnor — en ekonometrisk analys

av ekon. dr Siv Gustafsson¹

1. Löneskillnadernas bestämningsfaktorer — en ekonometrisk analys

Det är ett välbekant faktum att de genomsnittliga lönerna för kvinnor ligger på en lägre nivå än de genomsnittliga lönerna för män. Det är också välbekant att yrkes- och befattningsfördelningen mellan könen skiljer sig på ett sådant sätt att kvinnorna är koncentrerade till de lägre befattningarna medan männen innehar toptjänsterna. Det gäller både statstjänstemän och privatanställda tjänstemän. (Se Jonung [1975] Kvinnor i statlig tjänst SOU 1975: 43.) Diskussioner om huruvida situationen är orättvis eller rättvis och om den kräver åtgärder eller inte förs vid lunchborden på varje arbetsplats.

Löneskillnaden mellan män och kvinnor utgör ett av de problem som behandlas i min avhandling (Gustafsson [1976], anmäld i *Statistisk tidskrift*, 1977: 1). De viktigaste resultaten är att enbart genom att standardisera för olikheter i utbildning och ålder kan mellan en tredjedel och hälften av löneskillnaden mellan heltidsarbetande kvinnliga och manliga tjänstemän förklaras. Undersökningen avser år 1971. De löneskillnader som återstår när man jämför män och kvinnor som är lika gamla och har samma utbildning är större inom den privata sektorn, 26 %, än inom den statliga sektorn, 11 %². Inom enskilda statliga myndigheter är löneskillnaden dessutom större än vad som gäller

¹ Industrins utredningsinstitut.

statssektorn i dess helhet, t.ex. SCB, 14 %². Några av dessa resultat har presenterats tidigare i denna tidskrift (1975: 4).

I en kommentar till undersökningsresultaten skrev Thure Lind (1975: 6): "Siv Gustafssons beräkningar av löneskillnader mellan manliga och kvinnliga statstjänstemän kunde väsentligt ha ökat i värde om hon tagit hänsyn till antalet tjänsteår. Som beräkningarna nu gjorts säger de knappast något om de reella löneskillnaderna". Den tanke som ligger bakom detta uttalande stämmer väl med en syn på lönebildningen som går ut på att lönen utgör avkastning på individens investeringar i kunskapskapital. Ett sätt att öka sitt kunskapskapital är att utbilda sig vid skolor och universitet men ett annat och mycket viktigt sätt att göra det är att förkovra sina yrkeskunskaper ute i arbetslivet. Man måste arbeta för att kunna meritera sig för högre tjänster. En trolig förklaring till att kvinnor har lägre befattningar än män även om de är lika gamla och har samma utbildning är därför att de inte har yrkesarbetat lika många år.

Det har varit en stark utmaning för mig att finna data som gör det möjligt att skatta betydelsen av skillnader i antalet yrkesverksamma år. Om man kan kontrollera den

² Dessa tal utgör löneskillnader standardiserade enligt samma förfarande som redovisas nedan med den skillnaden att endast åldersgrupper och utbildningsgrupper utgjort förklaringsvariabler i modellen.

variabeln har man ett mått på "de reella löneskillnaderna" eller uttryckt på ett annat sätt ett empiriskt test på en av de hypoteser som teorin för investeringar i kunskapskapital genererar.

2. Data över antalet yrkesverksamma år för individer

De flesta statistiska undersökningar av löneskillnaderna mellan könen har gjorts i USA. En viktig orsak till detta är troligen att data är betydligt mer lättillgängliga för forskare i USA än här i Sverige. I USA finns färdigställda urval som forskare kan utnyttja, till en kostnad som uppgår i stort sett endast till kopieringskostnaden. Ett sådant s.k. "sample for public use" är t.ex. ett tusendelsurval från folkräkningarna som forskare kan beställa kopior av och bearbeta enligt egna önskemål. Data är givetvis avidentifierade.

För att erhålla individdata som ger upplysning om lön, utbildning, ålder, kön och antalet yrkesverksamma år har jag använt den för SAF och motparterna gemensamma tjänstemannastatistiken för år 1974 och matchat den med riks försäkringsverkets statistik över ATP-poäng. För ATP-poängen finns en tidsserie från 1960 och framåt. På detta sätt har jag ett urval som omfattar var tionde tjänsteman som år 1974 var anställd vid ett till SAF anslutet företag. Urvalet omfattar 32 000 individer.

ATP-poängen står i ett bestämt förhållande till förvärvsinkomsten ett visst år.¹ År då individen inte har förvärvsarbetat eller har arbetat så litet att han eller hon inte har uppnått en förvärvsinkomst som motsvarar ett basbelopp utgör ATP-poängen noll.

¹ ATP-poängen beräknas enligt följande formel: $ATP = (y - b)/b$, där b = basbeloppet och y = årlig inkomst av förvärvsarbete. ATP-poängen är maximerad till 6,5.

Sådana år har jag i analysen betraktat som år då förvärvsarbete inte förekommit. Dessa data gör det möjligt för mig att undersöka om lönen år 1974 för en individ kan beskrivas som en funktion av individens utbildning och antal yrkesverksamma år.

3. Effekter av yrkesavbrott. Fem slutsatser illustrerade med hjälp av en figur

Datamaterialet ger upplysning om vilka år individen yrkesarbetat under vart och ett av åren 1960—74. En fördelning av individerna över antalet år i yrkesarbete visar att medan 61 % av männen har yrkesarbetat alla 15 åren gäller detta endast 25 % av kvinnorna. Ett flertal ekonometriska analyser av detta material har genomförts i syfte att utvärdera effekter på lönebildning och yrkesframgång av förvärvsavbrotten.

De viktigaste resultaten av dessa beräkningar kan illustreras med hjälp av fig. 1. Figuren visar sambandet mellan ålder och lön för individer, s.k. ålderslönekurvor. Den genomsnittliga ålderslönekurvan för männen betecknas Y_m . För kvinnor har tre olika ålderslönekurvor ritats ut. Den genomsnittliga kurvan för de kvinnor som inte gjort något förvärvsavbrott betecknas Y_{k0} . För dem som gjort två års förvärvsavbrott och för dem som gjort 10 års förvärvsavbrott betecknas kurvorna Y_{k2} resp. Y_{k10} .

I korthet kan den teori som ligger till grund för beräkningarna sägas gå ut på att lönen ett visst år bestäms av hur individen har fördelat sin tid mellan utbildning, yrkesarbete och år då varken utbildning eller yrkesarbete förekommit. (Se Mincer [1974], Gustafsson [1976].) Lönen antas öka med utbildningens längd och med antalet år i förvärvsarbete men minska på grund av förvärvsavbrott. Regressionsberäkningar enligt några alternativa modeller och för olika

grupper av industritjänstemän har genomförts. De viktigaste slutsatserna kan sammanfattas i fem punkter. Syftet med denna artikel är att visa hur slutsatserna 4 och 5 har erhållits, medan argumenten och beräkningarna bakom de första tre slutsatserna redovisas på annat håll.

1. Yrkesavbrotten visar sig ha en signifikant effekt på den framtida lönen för såväl män som kvinnor. En industritjänsteman som gjort ett förvärvsavbrott kan statistiskt sett vänta sig en lägre lön än en person som arbetat utan avbrott. Den lägre lönen får

man sedan enligt den modell som använts behålla resten av livet. Detta åskådliggörs i figuren av att kurvorna Y_{k2} och Y_{k10} ligger under och är parallella med kurvan Y_{k0} . För gymnasieutbildade kvinnor har effekten av förvärvsavbrotten skattats till 2,4 % lägre lön per år som yrkesavbrottet varat. (Se Gustafsson [1977b].) Kurvan Y_{k10} för gymnasieutbildade kvinnor ligger således 24 % under kurvan Y_{k0} och motsvarar $e-g$ i fig. 1.

2. Sambandet mellan antal år av förvärvsfrånvaro och lönen vid återinträdet är positivt. Punkten h i fig. 1 ligger över punkten i .

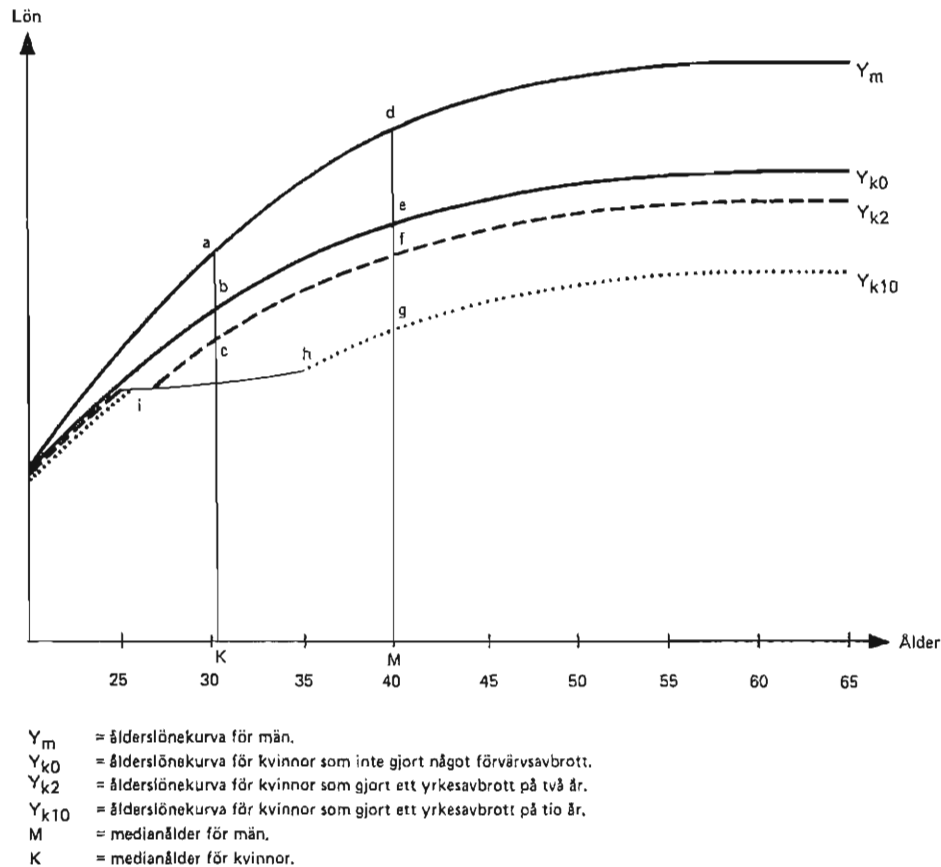


Fig. 1. Ålderslönekurvor för män och kvinnor med olika långa yrkesavbrott

Anm.: Denna figur visar det principiella sambandet mellan ålder och lön enligt modell (7) sid. 213. För de exakta estimaten [se Gustafsson 1977 a].

Innebörden av detta är att man kan räkna med att få en något högre lön vid återinträdet på arbetsmarknaden än vad man skulle fått nästa år om man i stället hade valt att fortsätta sitt yrkesarbete. Tolkat i termer av teorin för investeringar i kunskapskapital innebär detta att individens produktionsförmåga inte hade försämrats eller att hans eller hennes kunskapskapital inte hade blivit utsatt för nettodepreciering på grund av förvärvsavbrottet. (Se Gustafsson [1977a].)

3. Den genomsnittliga löneskillnaden mellan män och kvinnor beror naturligtvis på hur många år i genomsnitt som män resp. kvinnor gjort yrkesavbrott. Den genomsnittliga ålderslönekurvan för kvinnor, oavsett antal år av yrkesavbrott, skulle ligga på en lägre nivå om de flesta kvinnor gjort långa avbrott än vad fallet skulle vara om de flesta kvinnor yrkesarbetat kontinuerligt utan avbrott. Om ingen kvinna överhuvudtaget gjort något yrkesavbrott skulle kurvan Y_{k_0} sammanfalla med den genomsnittliga ålderslönekurvan för kvinnor, oavsett yrkesavbrott. Data visar att den genomsnittliga förvärvsfrånvaron för kvinnor ligger på 2 år av 15. Den genomsnittliga kurvan för kvinnor, oavsett förvärvsavbrott skulle därför sammanfalla med Y_{k_2} . Den genomsnittliga förvärvsfrånvaron för män ligger vid 4–5 månader av 15 år och en hypotetisk kurva Y_{m_0} för män som inte gjort något förvärvsavbrott sammanfaller därför nästan med den utritade kurvan Y_m , som är genomsnittet oavsett förvärvsfrånvaro.

4. Den genomsnittliga ålderslönekurvan för männen ligger på en betydligt högre nivå än kurvan för de kvinnor som inte gjort något förvärvsavbrott. Detta innebär att kvinnor som arbetat utan yrkesavbrott tjänar 22,6 % mindre än män som är lika

gamla och har samma utbildning $(d-e)/d = 22,6\%$. Nedan skall visas hur denna slutsats erhållits.

5. Åldersskillnader förklarar en stor del av löneskillnaderna mellan män och kvinnor, medan förvärvsavbrotten endast förklarar en liten del. Medianåldern för kvinnliga industritjänstemän uppgick 1974 till 31 år, medan den för männen uppgick till 40 år. Genomsnittslönen för samtliga heltidsanställda kvinnliga tjänstemän låg 35 % under genomsnittslönen för samtliga heltidsanställda manliga tjänstemän år 1974. I fig. 1 utgörs dessa 35 % av det vertikala avståndet motsvarande $(d-c)/d$, eftersom genomsnittslönen för kvinnorna ligger i närheten av lönen vid kvinnornas medianålder enligt kurvan Y_{k_2} och männens medellön ligger i närheten av lönen vid männens medianålder enligt kurvan Y_m . Det vertikala avståndet motsvarande $(f-c)/d$ förklaras av att kvinnorna i genomsnitt är yngre än männen medan den ytterligare lilla biten $(e-f)/e$ förklaras av skillnader i antalet förvärvsfrånvaroår. Löneskillnaden $(d-e)/d$ är den oförklarade skillnaden sedan standardisering skett för såväl ålder som antalet yrkesverksamma år. Hur storleken på dessa effekter har räknats fram skall visas nedan.

4. Modell för analys av löneskillnader

För att med ett litet antal parametrar beskriva ålderslönekurvorna i fig. 1 har en modell använts där logaritmen av lönen för en individ bestäms av individens tillhörighet i grupper bestämda av ålder, utbildning och antal år i yrkesarbete. De oberoende variablerna utgörs av dummyvariabler. Den beroende variabeln utgörs av logaritmen för lönen. Skälen till detta är att löneförändringar antas ske som procentuella föränd-

ringar i förhållande till ålder, utbildning och yrkesverksamhet. (Se Klevmarken [1972] för en motivering till den valda funktionsformen.)

Logaritmen för lönen för den n :te individen kan skrivas¹:

$$\ln y_n = \mu + \sum_{i=1}^3 \alpha_i ED_i + \delta PART + \sum_{j=1}^{10} \beta_j AGE_j + \sum_{l=1}^7 \gamma_l EXP_l + \varepsilon_n \quad (1)$$

där ED_i , $PART$, AGE_j , EXP_l är dummyvariabler

ED_i = de tre utbildningsgrupperna: 1. grundskola eller folkskola, 2. gymnasium, 3. universitet,

$PART$ = deltid arbetande

AGE_j = 10 åldersgrupper: 1. 16—19 år, 2. 20—24 år, 3. 25—29 år, 4. 30—34 år, 5. 35—39 år, 6. 40—44 år, 7. 45—49 år, 8. 50—54 år, 9. 55—60 år, 10. 60—64 år.

EXP_l = antal år i yrkesarbete: 1 år, 2 år, 3 år, 4 år, 5 år, 6—10 år och 11—14 år.

Modellen (1) har därefter skattats separat för män och kvinnor.

Innebörden av att modellen har skattats separat för män och kvinnor är att man antar en fullständig interaktion mellan kön och de andra förklaringsfaktorerna, medan som modellen specificerats det inte finns någon interaktion mellan t. ex. ålder och utbildning. En alternativ modell för att skatta löneskillnaderna mellan könen skulle ha kunnat vara att låta kön ingå som en

ytterligare dummyvariabel i (1). En sådan modell skulle dock ha förutsatt att ålderslönekurvornas lutning för män och kvinnor vore identiska. Resultaten av skattningarna enligt (1) återges i tab. 5 (appendix). En nackdel med denna modell är att den beskriver trappstegsformade ålderslönekurvor i stället för de mjuka kurvor som ritats i fig. 1. En fördel med denna specifikation är att man låter data bestämma löneskillnaderna på grund av ålder vid tio olika punkter. En andragsgradsfunktion av den typ som används nedan lägger en hårdare restriktion a priori på lönen beroende av åldern. Syftet med denna uppsats är att uppskatta storleken på löneskillnaderna mellan män och kvinnor och i detta sammanhang finns en ytterligare fördel med denna modell. Vid en standardvägning baserad på denna modell kan man ta hänsyn till löneskillnaderna vid tio olika punkter på ålderslönekurvan i stället för att som i fig. 1 endast ta hänsyn till löneskillnaderna vid en enda punkt, dvs. vid medelåldern för män eller vid medelåldern för kvinnor.

5. Standardiseringsförfarande

Medellönen kan skrivas som summan av produkterna av de erhållna skattningarna på parametrarna i (1) och de genomsnittliga värdena på de oberoende variablerna. Den skattade geometriska medellönen eller medianen för männen kan således skrivas²

$$\ln \bar{y}_m = m_m + \sum_i \bar{a}_{im} \overline{ED}_i + \bar{d}_m \overline{PART}_m + \sum_j \bar{b}_{jm} \overline{AGE}_{jm} + \sum_l \bar{g}_{lm} \overline{EXP}_l \quad (2)$$

¹ Modellen kan inte skattas utan en restriktion, eftersom variablerna i så fall vore linjärt beroende. En diskussion av olika typer av restriktioner finns i Klevmarken [1972]. Den typ av restriktion som valts här är att sätta en av koefficienterna i varje faktor lika med noll. Se tab. 5 i appendix.

² Den medellön som erhålls utgör den geometriska medellönen till skillnad från den aritmetiska. Den geometriska medellönen sammanfaller med medianen i det fall fördelningen är lognormal, se Aitchinson & Brown [1971].

Tab. 1. Löneskillnader år 1974 mellan män och kvinnor som arbetat alla 15 åren

	Standardisering enligt textens			
	Ekv. 5	%	Ekv. 6	%
Ej standardiserad	-0,3778	100,0	-0,3778	100,0
deltid	0,0762	20,2	0,0573	15,2
utbildning	0,0382	10,1	0,0637	16,9
ålder	0,0068	1,8	0,0043	1,1
Återstående löneskillnad	-0,2566	67,9	-0,2525	66,8

Anm: Den naturliga logaritmen $\times 100$ är ungefär lika med motsvarande procenttal. Således motsvarar tabellens 0,057 en ökning av kvinnornas lönerelation gentemot männen med 5,9 %. För större tal är det större skillnad mellan logaritmen $\times 100$ och motsvarande procenttal. Således betyder en skillnad $-0,3778$ att kvinnorna hade 31,5 % lägre lön än männen. Talet $-0,2566$ betyder att kvinnorna hade 22,6 % lägre lön.

där subskript m står för män och m , a , d och b samt g utgör skattningar av parametrarna μ , α , δ , β och γ . Men eftersom medelvärdet för en dummyvariabel när man har individobservationer utgörs av frekvensen, dvs. genomsnittet för variabeln ED_1 utgörs av andelen män med grundskoleutbildning kan vi skriva om relation (2):

$$\ln \bar{y}_m = m_m + \sum_i a_{im} f_{im} + d_m f_m + \sum_j b_{jm} f_{jm} + \sum_l g_{lm} f_{lm} \quad (3)$$

där f_m står för frekvens eller relativ fördelning av män. Enligt definitionen är

$$\sum_i f_{im} = 1 = \sum_j f_{jm} = 1 = \sum_l f_{lm} = 1$$

Vi kan undersöka hur stor lön männen skulle ha haft om de hade haft samma utbildningsfördelning som kvinnorna. Denna skattning av männens lön erhålls genom att

$$\sum_i a_{im} f_{im} \text{ i (3) ersätts med } \sum_i a_{im} f_{ik}, \text{ vilket}$$

utgör effekten på löneskillnaden av standardisering med hänsyn till olikheter i utbildning. En skattning av hur stor männens medellön skulle ha varit om såväl deltidsarbetsfrekvens, utbildningsfördelning, åldersfördelning som fördelning på antal yrkesverksamma år hade överensstämmt med

kvinnornas frekvenser blir relationen:

$$\ln \hat{y}_m = m_m + \sum_i a_{im} f_{ik} + d_m f_k + \sum_j b_{jm} f_{jk} + \sum_l g_{lm} f_{lk} \quad (4)$$

Den *ej* standardiserade löneskillnaden utgör $\ln \bar{y}_k - \ln \bar{y}_m$, dvs. genomsnittslönen för kvinnor i förhållande till genomsnittslönen för män.

För att erhålla den standardiserade löneskillnaden när man utgår från männens lönefunktion beräknas:

$$\ln \bar{y}_k - \ln \bar{y}_m + (\ln \hat{y}_m - \ln \bar{y}_k) = \ln \hat{y}_m - \ln \bar{y}_m \quad (5)$$

För att erhålla den standardiserade löneskillnaden när man utgår från kvinnornas lönefunktion beräknas:

$$\ln \bar{y}_k - \ln \bar{y}_m + (\ln \bar{y}_m - \ln \hat{y}_k) = \ln \bar{y}_k - \ln \hat{y}_k \quad (6)$$

Den andra termen i (5) $\ln \hat{y}_m - \ln \bar{y}_k$ utgör den del av löneskillnaden som kan förklaras av olikheten i fördelningarna. Varje förklaringsfaktors bidrag till förklaring av löneskillnaden utgörs av den andra termen i (5) men där $\ln \hat{y}_m$ beräknats med vägning för endast den faktorn. Bidraget från skill-

nader i utbildning kan således skrivas:

$$\ln \bar{y}_m - \ln \bar{y}_k = \sum_l a_{lm} f_{lk} - \sum_l a_{lk} f_{lk}$$

Bidragen från de övriga förklaringsfaktorerna skrivs analogt.

Löneskillnaderna beror således antingen på att koefficienterna skiljer sig åt eller på att fördelningarna skiljer sig åt. De standardiserade löneskillnaderna beror emellertid endast på att koefficienterna skiljer sig åt eftersom fördelningarna hålls konstanta.

Något förenklat kan den standardiserade löneskillnaden enligt (5) sägas motsvara avståndet $(d-e)/d$ i fig. 1. Som tidigare påpekats tas i formel (5) hänsyn inte bara till löneskillnaden vid genomsnittsåldern för män utan hänsyn tas till löneskillnaden vid tio olika punkter på ålderslönekurvan. Dessa tio punkter utgörs av medelvärdena för logaritmen för lönen i mittpunkterna på var och en av de tio åldersgrupperna. Dessutom tas enligt (5) också hänsyn till de andra faktorerna utbildning, deltidsarbete och antal år i yrkesarbete. Avståndet $(a-b)/a$ i figuren motsvarar med samma reservationer en standardisering enligt (6).

6. Olika faktorerers bidrag till förklaring av löneskillnaden

För att beräkna den standardiserade löneskillnaden har först en beräkning gjorts på ett subsampel, bestående av alla individer som har arbetat alla de 15 åren 1960—74. För detta subsampel bortfaller faktorn antal yrkesverksamma år, eftersom värdet på den variabeln är detsamma för alla de i samplet ingående individerna. Enligt den terminologi som introducerades i fig. 1 så beräknas de genomsnittliga löneskillnaderna mellan Y_{m_0} och Y_{k_0} där nollan betyder att antalet år med förvärvsavbrott är noll. Skattningarna av relation (1) återges i tab. 5 på sid. 217.

Resultaten av standardiseringsförfarandet återges i tab. 1.

Faktorn deltidsarbete är på sätt och vis trivial i den meningen att det är självklart att man har lägre lön om man inte arbetar full tid. Ur jämställdhetssynpunkt är denna faktor emellertid inte lika trivial. Av de kvinnor som hade arbetat alla 15 åren var det 19,3 % som arbetade deltid. Skulle dessa 19,3 % ha arbetat heltid så skulle detta innebära att löneskillnaden gentemot männen skulle ha minskat med 20,2 %. (Se kol. 2 i tab. 1.)

Männen hade i genomsnitt en längre utbildning än de kvinnor som arbetat alla 15 åren. Om kvinnorna skulle ha haft samma utbildningsfördelning som männen så skulle löneskillnaderna varit 10 % mindre. Åldersskillnaderna mellan män och kvinnor som arbetat alla 15 åren var däremot så små att denna faktor hade en försumbar betydelse. Omkring 2/3 av den ursprungliga löneskillnaden på 30,5 % återstår sedan man standardiserat för deltid, utbildning och ålder.

Som framgått ovan kan beräkningarna göras antingen enligt uttryck (5) eller enligt uttryck (6). Båda slagen av beräkningar återges i tab. 1. Om beräkningarna skulle ge samma resultat står man på en säkrare grund när man uttalar sig om effekterna av standardberäkningarna. Om resultaten blir olika kan de tolkas som gränser för ett intervall. De ovanstående kommentarerna utgår från de beräkningar som redovisas i den första kolumnen i tab. 1.

Slutsatsen av de beräkningar som presenteras i tab. 1 är att även om man undersöker lönen endast för personer som yrkesarbetat utan avbrott under perioden 1960—74 så hade kvinnorna efter standardisering för utbildning, ålder och heltid 22,6 % lägre lön än männen.

Tab. 2. Löneskillnader år 1974 mellan män och kvinnor som arbetat mindre än 15 av åren 1960—74

	Standardisering enligt textens			
	Ekv. 5	%	Ekv. 6	%
Ej standardiserad	-0,4704	100,0	-0,4704	100,0
deltid	0,1279	27,2	0,0458	9,7
utbildning	0,0945	20,0	0,0599	12,7
ålder	0,0282	6,0	0,0506	10,8
antal yrkesår	0,0245	5,2	0,0146	3,1
Återstående	-0,1953	41,6	-0,2995	63,7

En motsvarande beräkning har också utförts för det subsampel av individer som arbetat mindre än 15 år under perioden 1960—74. I lönefunktionen för denna grupp ingår en uppsättning dummyvariabler för antal yrkesverksamma år. (Se uttryck (1) och tab. 5.)

Resultaten återges i tab. 2. Skillnader i fördelningen av antalet yrkesverksamma år förklarar en mycket liten del av löneskillnaden när man studerar individer som är lika gamla och har samma utbildning. Av en total löneskillnad på 37,5 % (-0,4704 enligt tab. 2) mellan män och kvinnor bidrar skillnader i antalet yrkesår endast med en förklaring på mellan 1,5 och 2,5 procentenheter. En standardisering med hänsyn till alla de medtagna förklaringsfaktorerna ger en återstående skillnad på 18—26 %.

För det delurval som omfattar individer som arbetat mindre än 15 år blir effekterna av en beräkning som utgår från kvinnornas lönefunktion väsentligt annorlunda än den som utgår från männens lönefunktion (se tab. 2). Till stor del beror detta på skilda effekter vid standardisering för deltidsarbete.¹

Slutsatsen av dessa beräkningar är således

¹ d_M har estimerats till -0,1846 och d_K till -0,5094. Dessa resultat beror troligen på att deltid innebär kortare arbetstid för kvinnor än vad deltid innebär för män.

att skillnader i antalet yrkesverksamma år inte är någon viktig förklaringsfaktor till löneskillnaden mellan könen. Det faktum att 61 % av männen hade arbetat alla 15 åren medan detta gällde endast 25 % av kvinnorna är trots allt inte någon viktig förklaring till att kvinnor har lägre lön.

7. Löneskillnader mellan unga tjänstemän resp. äldre tjänstemän

Enligt hypotesen att man ökar sina kunskaper genom att yrkesarbeta är det inte åldersskillnaderna mellan män och kvinnor som förklarar löneskillnaderna utan skillnader i antalet år som män och kvinnor har yrkesarbetat. Det finns en brist i den ovan redovisade analysen och det är att vi känner till yrkesverksamhetens omfattning bara under den sist förflutna 15-årsperioden. För äldre tjänstemän kan det vara stora skillnader i den totala yrkesverksamheten under livstiden även om man jämför personer som har arbetat alla 15 åren från 1960 till 1974. En 45-årig gymnasieutbildad kvinna kan ha arbetat 25 år medan en annan kan ha arbetat endast de 15 åren som vi observerar.

En del av orsaken till att vi inte kunde förklara så stor del av löneskillnaderna mellan män och kvinnor genom att standardi-

Tab. 3. Löneskillnader mellan heltidsarbetande män och kvinnor

	Yngre tjänstemän	%	Äldre tjänstemän ¹	%
<i>Grundskoleutbildade</i>				
Ej standardiserad	-0,2685	100,0	-0,2873	100,0
antal yrkesår	0,0875	-32,6	0,0032	-1,1
antal frånvaroår	0,0189	-7,0	0,0327	-11,4
Återstår	-0,1621	60,4	-0,2518	87,5
<i>Gymnasieutbildade</i>				
Ej standardiserad	-0,2886	100,0	-0,3462	100,0
antal utbildningsår	0,0151	-5,2		
antal yrkesår	0,1481	-51,3	0,0000	0,0
antal frånvaroår	0,0083	-2,9	0,0428	-12,4
Återstår	-0,1171	40,6	-0,3034	87,6
<i>Akademiker</i>				
Ej standardiserad	-0,3524	100,0	-0,5014	100,0
antal utbildningsår	0,0262	-7,4		
antal yrkesår	0,0795	-22,6	-0,0929 ²	18,5
antal frånvaroår	0,0002	0,0	0,0140	-2,8
Återstår	-0,2465	69,9	-0,5803	115,7

¹ Antalet yrkesår resp. frånvaroår är endast känt för den senaste 15-årsperioden. Antalet yrkesår för de äldre tjänstemännen utgörs därför av åldern minus åldern vid avslutad skolgång.

² Akademiskt utbildade äldre tjänstemän uppgår till 657 män och endast 31 kvinnor. Orsaken till att löneskillnaden gentemot männen ökar vid en standardisering är att medelåldern för de akademiskt utbildade äldre kvinnorna är högre än för männen.

Anm: Standardiseringen har skett enligt uttryck (5) så att de återstående skillnaderna utgör $\ln \hat{y}_m - \ln \bar{y}_m$.

sera för antalet år i yrkesarbete kan därför sökas i att vi inte har haft ett korrekt mått på antal år i yrkesarbete. För de tjänstemän som slutat skolan för högst 15 år sedan har vi dock en fullständig information om hur många år yrkesarbetet omfattat av de med hänsyn till ålder och utbildningen möjliga.

För dessa yngre tjänstemän är det möjligt att specificera en modell, där logaritmen för lönen 1974 bestäms av antal utbildningsår, antal år i yrkesarbete och antal år med förvärvsavbrott. Logaritmen för lönen antas öka med en avtagande takt med antalet år i yrkesarbete. Den använda modellen kan skrivas på följande sätt:

$$\ln y_n = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 NX + \beta_3 X +$$

$$+ \beta_4 XSQ + \varepsilon_n \quad (7)$$

där

$\ln y$ = logaritmen för lönen år 1974 för den n :te individen

S = antalet utbildningsår¹

NX = antalet år då varken förvärvsarbete eller utbildning förekommit, förvärvsfrånvaroår

X = antalet yrkesverksamma år

XSQ = kvadraten på antalet yrkesverksamma år.

Enligt den teoretiska modellen (se Gustafsson [1977 a]) förväntas $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_4 < 0$ medan tecknet på β_3 kan vara an-

¹ Denna variabel har bildats från utbildningsklassificering genom antaganden om antalet utbildningsår (se Gustafsson [1977 a]).

Tab. 4. Löneskillnader mellan manliga och kvinnliga industritjänstemän 1974. Procent av männens lön

	Ej standardiserad	Standardiserad	
		utan hänsyn till yrkesavbrott	med hänsyn till yrkesavbrott
Arbetat alla 15 åren	31,5	22,6	22,6
Arbetat mindre än 15 år	37,5	19,7	17,7
Yngre tjänstemän med grundskola	23,6	16,6	15,0
gymnasium	25,1	11,8	11,0
universitet	29,7	21,8	21,9
Äldre tjänstemän med grundskola	25,0	24,8	22,3
gymnasium	29,3	29,3	26,2
universitet	39,4	44,8	44,0

Källor: Tab. 1, 2 och 3 ovan.

tingen positivt eller negativt.¹

Modell (7) har estimerats separat för män och kvinnor och löneskillnaden mellan könen har sedan standardiserats enligt $\ln \hat{y}_m - \ln \bar{y}_m$ och enligt $\ln \bar{y}_k - \ln \hat{y}_k$ i analogi med (5) och (6) men där:

$$\ln \hat{y}_m = b_{0m} + b_{1m} \bar{S}_k + b_{2m} \overline{NX}_k + b_{3m} \bar{X}_k + b_{4m} \overline{XSQ}_k \quad (8)$$

Endast heltidsarbetande tjänstemän har valts ut bland de tjänstemän som slutat skolan för högst 15 år sedan. Dessa tjänstemän har sedan fördelats på de tre utbildningsgrupperna grundskoleutbildade, gymnasieutbildade och universitetsutbildade.

Resultaten av standardiseringsberäkningar enligt (5) och (6) återges i tab. 3.

Det framgår av tab. 3 att de i förklaringsmodellen medtagna variablerna kan förklara en större del av löneskillnaden för

dessa yngre tjänstemän. Skillnader i antal yrkesår förklarar hälften av löneskillnaden mellan män och kvinnor för de gymnasieutbildade tjänstemännen. För de övriga två utbildningsgrupperna bidrar skillnader i antal yrkesår till mindre del av förklaringsvärdet. Även för de yngre tjänstemännen är det skillnader i ålder som förklarar löneskillnaden mellan könen och inte skillnader i yrkesverksamhet vid given ålder. Detta framgår därav att löneskillnaden reduceras obetydligt av att man tar hänsyn till antalet år av yrkesavbrott. Det största förklaringsvärdet har skillnader i antalet förvärvsfrånvaroår för tjänstemän med den kortaste utbildningen och det minsta förklaringsvärdet för tjänstemän med den längsta utbildningen. I samtliga beräkningar gäller att om man tar hänsyn till yrkesavbrotten så är det en mycket liten del av löneskillnaden som förklaras på grund av detta.

Beräkningar har utförts också för de äldre tjänstemännen men enligt modellen:

$$\ln Y_n = \beta_0 + \beta_2 NX + \beta_3 PX + \beta_4 PXSQ + \varepsilon_n \quad (9)$$

¹ Innebörden av ett negativt tecken för β_2 är att kunskapskapitalet blivit utsatt för netto-depreciering under förvärvsavbrottet, medan ett positivt tecken betyder att viss investering i kunskapskapital förekommit och att effekten av detta varit större än deprecieringen under förvärvsfrånvaron.

där PX är potentiell yrkesverksamhet beräknad som nuvarande ålder minus åldern vid avslutad skolgång.

Modellen förklarar en mycket mindre del av löneskillnaden än vad som gäller för de yngre, vilket beror på att åldersskillnaderna mellan de äldre tjänstemännen är mycket små. Däremot är det större skillnader i antalet frånvaroår mellan äldre manliga och kvinnliga tjänstemän. Genomsnittet ligger på 2 års yrkesavbrott av de 15 åren för kvinnorna och 4—5 månader av de 15 åren för männen. Resultaten av en standardisering $\ln \hat{y}_n - \ln \bar{y}_n$ återges i tab. 3.

I tab. 4 återges den ursprungliga löneskillnaden före standardisering för de grupper som behandlats separat i beräkningarna i den första kolumnen. I den andra kolumnen återges löneskillnaderna efter standardisering för alla faktorer utom yrkesavbrotten. Effekten av att ta med variabeln yrkesavbrott eller förvärvsfrånvaro erhålls därför som skillnaden mellan kol. 3 och 4.

Om vi återknyter till fig. 1 igen kan resultaten tolkas som att den första biten av ålderslönekurvan estimerats när individer som slutat skolan för högst 15 år sedan behandlats separat. De estimat som erhållits för grundskoleutbildade visar att kvoten $(b-c)/b$ enligt tab. 4 utgör $16,6-15,0 = 1,6\%$ av männens medellön. Denna löneskillnad har då avlästs vid medelåldern för de yngre männen som är 29 år. För de äldre grundskoleutbildade tjänstemännen är löneskillnaden enligt tab. 4 för den kurva som skattats för de äldre $24,8-22,3\% = 2,5\%$ av männens lön avläst vid medelåldern för de äldre männen som är 47 år. Den största effekten har förvärvsavbrotten för äldre gymnasieutbildade, där den uppgår till $3,1\%$ av männens lön.

8. Sammanfattning

I tidigare beräkningar av orsakerna till löneskillnader mellan män och kvinnor (Gustafsson [1976]) har det visats att uppemot hälften av dessa beror på att de kvinnor som är ute på arbetsmarknaden i genomsnitt är mycket yngre än männen och att de i genomsnitt har något kortare utbildning. En hypotes har varit att ytterligare en orsak till löneskillnaderna skulle vara att även om man jämför en man och en kvinna som är lika gamla och som har samma utbildning, är det inte säkert att de har yrkesarbetat lika många år. Antalet år i yrkesarbete skulle därför kunna vara en ytterligare faktor som kan bidra till att förklara löneskillnaderna mellan könen.

I denna artikel har ett antal beräkningar utförts för att undersöka hur mycket av löneskillnaden som kan förklaras av olikheter i antalet yrkesverksamma år. Resultaten tyder på att effekten av att ta med denna variabel är ytterst liten. Löneskillnaderna mellan män och kvinnor som arbetat alla 15 åren 1960—74 uppgår till $22,6\%$ även om de är heltidsarbetande, lika gamla och har samma utbildning. Vid en jämförelse av lönerna för tjänstemän som arbetat mindre än 15 år under perioden bidrar antalet yrkesår endast med 2 procentenheter av en total löneskillnad på $37,5\%$.

Även vid en uppdelning av materialet på utbildningsgrupper och på äldre och yngre tjänstemän finner man ingen stor effekt på den genomsnittliga löneskillnaden mellan män och kvinnor. För de yngre tjänstemännen är skillnader i ålder mellan män och kvinnor en långt viktigare förklaringsfaktor än skillnaden ifråga om förvärvsavbrott.

För de äldre kvinnorna låg det genomsnittliga förvärvsavbrottet under den se-

naste 15-årsperioden på två år av 15 medan det för männen låg på 4—5 månader. Detta kan inte på långa vägar förklara löneskillnaderna gentemot manliga tjänstemän i samma ålder och med samma utbildning. Undersökningen visar att beräkningar av löneskillnader mellan män och kvinnor inte blir väsentligt annorlunda om man tar hänsyn till antalet tjänsteår, i varje fall inte när det gäller industritjänstemän. Det gäller för både män och kvinnor att en kortare yrkeserfarenhet är en signifikant förklaring till lägre lön, men denna undersökning har visat att det i genomsnitt är obetydliga skillnader mellan manliga och kvinnliga industritjänstemän ifråga om förvärvsavgiftens omfattning.

9. Referenser

- Aitchinson, J. & Brown, J. A. C., (1957), *The Lognormal Distribution*, Cambridge.
- Gustafsson, S., (1975), En annorlunda presentation av statstjänstemannastatistiken, *Statistisk tidskrift* nr 4, 1975.
- Gustafsson, S., (1976 a), Lönebildning och lönestruktur inom den statliga sektorn, IUI, Stockholm.
- Gustafsson, S., (1977 a), Rates of depreciation of human capital due to nonuse, IUI, Working paper nr 14.
- Gustafsson, S., (1977 b), Förvärvsfrånvarons kostnader, *Ekonomisk Debatt* nr 8.
- Jonung, C., (1975), Den könssegregerade arbetsmarknaden, *Ekonomisk Debatt* nr 2.
- Klevmarken, A., (1972), *Statistical Methods for the Analysis of Earnings Data*, IUI, Stockholm.
- Kvinnor i statlig tjänst, SOU 1975: 43.
- Lindh, T., (1975), En annorlunda presentation av statstjänstemannastatistiken — genmäle till Siv Gustafsson.
- Mincer, J., (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, NBER, New York.

Appendix. Tab. 5. Ålderslönekurvor för industrijänstemän. Skattade enligt modell (1) (standardavvikelser inom parentes)

	Arbetat alla 15 åren		Arbetat mindre än 15 år	
	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor
	8,276 (0,0330)	8,076 (0,0448)	8,096 (0,0829)	7,779 (0,0597)
<i>Utbildning (ED)</i>				
Grundskola a_1	0,0	0,0	0,0	0,0
Gymnasium a_2	0,2577 (0,0148)	0,0663 (0,0417)	0,0839 (0,0149)	0,1258 (0,0197)
Universitet a_3	0,5594 (0,0305)	0,6762 (0,1316)	0,3278 (0,0210)	0,5272 (0,0431)
Deltidsarbetande d	-0,3097 (0,0775)	-0,4122 (0,0381)	-0,1826 (0,0650)	-0,5094 (0,0194)
<i>Åldersgrupp (AGE)</i>				
-19 år b_1			-0,7150 (0,0689)	-0,3752 (0,0593)
20—24 år b_2			-0,3333 (0,0324)	-0,1759 (0,0311)
25—29 år b_3			-0,1473 (0,0180)	-0,0795 (0,0270)
30—34 år b_4	0,0	0,0	0,0	0,0
35—39 år b_5	0,0423 (0,0370)	0,0506 (0,0588)	0,1348 (0,0239)	0,0009 (0,0335)
40—44 år b_6	0,0714 (0,0365)	0,1499 (0,0588)	0,2007 (0,0396)	0,0181 (0,0332)
45—49 år b_7	0,0943 (0,0364)	0,0874 (0,0560)	0,0430 (0,0489)	0,0114 (0,0405)
50—54 år b_8	0,1374 (0,0362)	0,1039 (0,0540)	-0,1028 (0,0679)	-0,0028 (0,0413)
55—59 år b_9	0,1297 (0,0369)	0,0606 (0,0591)	-0,0859 (0,0718)	-0,0565 (0,0562)
60—64 år b_{10}	0,0622 (0,0389)	0,0754 (0,0816)	-0,1879 (0,0721)	-0,0668 (0,0850)
<i>Antal yrkesverksamma år (EXP)</i>				
1 g_1			0,0	0,0
2 g_2			0,0218 (0,0819)	0,0049 (0,0598)
3 g_3			0,0764 (0,0830)	0,0922 (0,0566)
4 g_4			0,0695 (0,0832)	0,1223 (0,0618)
5 g_5			0,1250 (0,0839)	0,1511 (0,0570)
6—10 g_6			0,1913 (0,0866)	0,2176 (0,0544)
11—14 g_7			0,2032 (0,0823)	0,2815 (0,0569)
Standard error of estimate	0,2552	0,2246	0,2002	0,2019
R ²	0,2981	0,4148	0,5657	0,6224
Antal observationer	1422	228	915	664

Summary in English

Calculations have been carried out according to the following model.

The logarithm for the salary of the n :th individual is written:

$$\ln y_n = \mu + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \text{ED}_i + \delta \text{PART} + \sum_{j=1}^{10} \beta \text{AGE}_j + \sum_{l=1}^7 \gamma_l \text{EXP}_l + \varepsilon_n \quad (1)$$

where ED_i , PART , AGE_j , EXP_l are dummy variables,

ED_i = three educational groups:
1. compulsory, 2. secondary, 3. university.

PART = parttime worker.

AGE_j = 10 age groups: 1. 16—19, 2. 20—24, 3. 25—29, 4. 30—34, 5. 35—39, 6. 40—44, 7. 45—49, 8. 50—54, 9. 55—60, 10. 60—64.

EXP_l = years of experience: 1, 2, 3, 4, 5, 6—10 and 11—14.

The model is estimated separately for men and women. The effect on the salary differential between men and women for each factor included in the model is then estimated by:

$$\ln \hat{y}_m - \ln \bar{y}_m \text{ or } \ln \bar{y}_k - \ln \hat{y}_k$$

where

$$\ln \hat{y}_m = m_m + \sum_i a_{im} f_{ik} + d_m f_k + \sum_j b_{jm} f_{jk} + g_{im} f_{ik} \quad (2)$$

and

m_m , a_{im} , b_{jm} and g_{im} are the estimated coefficients in the regression for men. The frequencies of women in the corresponding groups are f_{ik} , f_k , f_{jk} and f_{ik} . The sample was divided according to whether the individual had worked 15 years or not.

For the group of employees who had worked all 15 years there is no variation in EXP_l so this factor is excluded. For the

Salary differentials between men and women — an econometric analysis

by S. Gustafsson

Salary differentials between men and women have previously been calculated on the basis of earning functions estimated on data containing information on age and education. These estimates show that the gross differentials of 18 % for government employees is reduced to 11 % when comparing salaries standardized for age and education. The corresponding figures for the private sector is 42 % before standardization and 26 % after the standardization for age and education is carried out.

By combining salary data with pension funds data a set of data on 32 000 individuals containing information on years of experience during the past 15 years in addition to education and age has been organized. This makes possible the calculation of the effect of years of experience in the explanation of salary differentials between the sexes.

Table 1. Salary differentials between male and female white collar workers in Swedish industry in 1974

Per cent of male salaries

	Not standardized	Standardized by age and education	
		not by years of experience	also by years of experience
Worked all 15 years	31.5	22.6	22.6
Worked less than 15 years	37.5	19.7	17.7
Young employees according to education			
compulsory	23.6	16.6	15.0
secondary	25.1	11.8	11.0
university	29.7	21.8	21.9
Older employees according to education			
compulsory	25.0	24.8	22.3
secondary	29.3	29.3	26.2
university	39.4	44.8	44.0

Source: Tables 1, 2 and 3 in the main text.

group of people who had worked from 1 year to 14 years the contribution of differences in years of experience was not more than between 1.5 and 2.5 % to the salary differential between the sexes. That is women would earn only between 1.5 and 2.5 % more if they had had the same number of years of experience as men.

The salary differential between men and women who had worked all 15 years was 22.6 % after standardizing for age, education and fulltime work.

The sample was also split into young employees, i. e. persons who had finished school not more than 15 years ago and older employees. The groups of young and older people were also subdivided according to education and only fulltime workers were included. The logarithm of salaries of individuals was regressed on years of experience and years of nonexperience according to the following model

$$\ln y_n = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 NX + \beta_3 X +$$

$$+ \beta_4 XSQ + \varepsilon_n \quad (3)$$

where

$\ln y_n$ = logarithm of salary for the n :th individual,

S = years of schooling,

NX = years of nonexperience,

X = years of experience,

XSQ = square of years of experience.

Separate regressions were run for men and women, for the different schooling groups and for young and older employees. The salary differential was standardized according to corresponding method to that above.

Results of all calculations show that differences in years of experience is not a major factor in explaining salary differentials between the sexes. Table 1 shows that we do almost as good in explaining salary differentials between the sexes when we know only age and education as we do when we also know years of experience.