

ANDERS KLEVMARKEN m fl

**TID**

OCH

**RÅD**

**Om HUSHållens ekonomi**



Industriens Utredningsinstitut

Byggtforskningsrådet

TID OCH RÅD  
Om HUSHållens ekonomi

Industriens Utredningsinstitut

Byggforskningsrådet

**TID OCH RÅD**  
**om HUSHållens ekonomi**

Anders Klevmarken m fl

Distribution: Almqvist & Wiksell International, Stockholm

## FÖRORD

Forskningen om hushållens beteende på arbetsmarknaden, bostadsmarknaden, varumarknaden och kapitalmarknaden samt under fritiden har hämmats av brist på goda data. Det s k HUS-projektets syfte har därför varit att skapa en databas lämpad just för forskning samt att använda den för att studera hushållens ekonomiska beteende. Ytterligare ett delmål var att bidra till utvecklingen av goda statistiska och ekonometriska metoder. HUS-projektet startade 1980 som ett samarbete mellan Industriens Utredningsinstitut (IUI) och forskare vid Göteborgs Universitet med professor Anders Klevmarken som projektledare. Den forskningsplan som finns publicerad i IUIs forskningsrapport nr 12, *Household Market and Non-Market Activities. Research Program and Proposal* (Gunnar Eliasson och Anders Klevmarken, 1981), har i stora drag fullföljts. Projektgruppen har under årens lopp utvidgats med forskare från andra institut och universitet inom och utom Sverige.

Denna forskning kan för IUIs del ses som en naturlig fortsättning på institutets tidigare forskning om lönebildningen och arbetsmarknaden, bostadsmarknaden, efterfrågan på privat konsumtion och om skatter och offentliga transfereringar. Den har också en ambition att bredda institutets forskning om sambanden mellan mikro och makro inom företagssektorn till att omfatta även hushållen. För Byggforskningsrådet har forskningen om hushållens efterfrågan på bostäder, hushållens förmögenhetsbildning, som till stor del just sker i de egna hemmen och om hushållens tidsanvändning samt den framtida forskningspotential, som det insamlade datamaterialet utgör, varit väsentliga skäl att stödja projektet.

Som regel publiceras de forskningsresultat som baserats på HUS-data i internationella tidskrifter eller andra forskningspublikationer. Med denna skrift har vi velat sprida några resultat från pågående forskning till en bredare publik och samtidigt försöka visa att en investering i goda data kan avkasta intressanta och aktuella resultat.

Det har inte varit lätt att få finansiering för ett så stort projekt som HUS-projektet. Vi önskar tacka de anslagsgivare som gjort det möjligt att genomföra projektet. Riksbankens Jubileumsfond och Forskningsrådsnämnden finansierade en omfattande provundersökning 1982. Ett större anslag från Byggforskningsrådet gjorde den första huvudundersökningen 1984 möjlig. Byggforskningsrådet har tillsammans med Humanistisk-samhällsvetenskapliga

forskningsrådet (HSFR) och Riksbankens Jubileumsfond även bidragit till datainsamlingen 1986 och 1988. Vi har också mottagit forskningsanslag från Knut och Alice Wallenbergs Stiftelse, Marianne och Marcus Wallenbergs Stiftelse och från Handelshögskolefonderna vid Göteborgs Universitet. Vi önskar även tacka de företag som med sina produkter sponsrat intervjuundersökningarna och inte minst alla de respondenter som ställt sig till förfogande för intervjuer. Utan deras medverkan hade det inte blivit något projekt.

Göteborg och Stockholm i september 1990

Gunnar Eliasson  
Industriens Utredningsinstitut

Anders Klevmarken  
Projektledare  
HSFR och Göteborgs Universitet

## FÖRFATTARPRESANTATION

**Lars Bager-Sjögren**, fil kand, forskarstuderande i ekonometri vid Handelshögskolan, Göteborgs Universitet.

**Peter Brose**, Högskoleekonom, forskarstuderande i ekonometri vid Handelshögskolan, Göteborgs Universitet.

**Per-Anders Edin**, fil dr Uppsala Universitet, forskarassistent i arbetslivsforskning vid Nationalekonomiska institutionen, Uppsala Universitet.

**Peter Englund**, ekon dr Handelshögskolan i Stockholm, professor i nationalekonomi med särskild inriktning på kapitalmarknadsanalys vid Uppsala Universitet.

**Lennart Flood**, ekon dr Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet, docent i ekonometri Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet.

**Siv Gustafsson**, ekon dr Handelshögskolan i Stockholm, professor i nationalekonomi med speciell inriktning mot jämställdhet på arbetsmarknaden, Amsterdams Universitet.

**Bertil Holmlund**, fil dr Umeå Universitet, professor i nationalekonomi vid Uppsala Universitet.

**Anders Klevmarken**, fil dr Stockholms Universitet, professor i ekonometri vid Humanistiskt-samhällsvetenskapliga forskningsrådet och verksam vid Handelshögskolan, Göteborgs Universitet.

**Åsa Löfström**, fil dr Umeå Universitet, högskoleadjunkt vid nationalekonomiska institutionen, Umeå Universitet.

**Ali Tasiran**, Högskoleekonom, forskarstuderande i ekonometri vid Handelshögskolan, Göteborgs Universitet.

**Lois R Wise**, Ph D, Associate professor, School of Public and Environmental Affairs and West European Studies, Indiana University.

**Johnny Zetterberg**, fil kand, forskarstuderande i nationalekonomi, Uppsala Universitet.

## INNEHÅLL

	sida
<b>1 Hushållens ekonomiska levnadsförhållanden. Introduktion och sammanfattning</b> <i>Anders Klevmarken</i>	
1 Inledning	1
2 Datainsamling	3
3 Perspektiv på hushållens ekonomi	5
Befolkningsförändringar, arbetsutbud och jämställdhet	5
Löneskillnader	10
Efterfrågan på bostäder	11
Förmögenhetsfördelningen	12
4 Villkor för framtida forskning	13
Referenser	14
<b>2 Vem svarade på frågorna?</b> <i>Peter Brose och Anders Klevmarken</i>	
1 Betydelsen av en hög svarsfrekvens	15
2 Bortfallet i 1984 års undersökning	17
3 Bortfallet i 1986 års tilläggsurval	18
4 Bortfallet i 1986 års panelundersökning	19
5 Bortfallet i 1988 års undersökning	22
6 Sammanfattning	23
Appendix Probit analys av sannolikheten att medverka 1986	26
<b>Tabell</b>	
1 Svartsfrekvenser och bortfall	27
<b>Figurer</b>	
1 Fördelning av antalet barn för bortfall och svar 1984, baserad på information från SPAR	27
2 Åldersfördelning för bortfall och svar 1984, baserad på information från SPAR	28

3	Civilstånd för bortfall och svar 1984, baserad på information från SPAR	28
4	Åldersfördelning för bortfall och svar från tilläggsurvalet 1986	29
5	Civilstånd för bortfall och svar från tilläggsurvalet 1986, baserad på information från SPAR	29
6	Fördelning för 1984 års taxerade inkomst för bortfall och svar från tilläggsurvalet 1986	30
7	Kommunindelning för bortfall och svar från tilläggsurvalet 1986, baserad på information från SPAR	30
8	Åldersfördelning 1984 för bortfall och svar 1986 – män	31
9	Åldersfördelning 1984 för bortfall och svar 1986 – kvinnor	31
10	Tätortsfördelning 1984 för bortfall och svar 1986 – män	32
11	Tätortsfördelning 1984 för bortfall och svar 1986 – kvinnor	32
12	Utbildningsfördelning 1984 för bortfall och svar 1986 – män	33
13	Utbildningsfördelning 1984 för bortfall och svar 1986 – kvinnor	33
14	Sysselsättning 1984 för bortfall och svar 1986 – män	34
15	Sysselsättning 1984 för bortfall och svar 1986 – kvinnor	34
16	Bostadsyta 1984 för bortfall och svar 1986 – män	35
17	Bostadsyta 1984 för bortfall och svar 1986 – kvinnor	35
18	Marginell effekt av ålderskillnader på sannolikheten att delta i 1986 års panel	36
19	Marginell effekt av utbildningsskillnader på sannolikheten att delta i 1986 års panel	36
20	Marginell effekt av antalet barn i hushållet på sannolikheten att delta i 1986 års panel	37
21	Åldersfördelning 1986 för bortfall och svar 1988	37
22	Bostadsyta 1986 för bortfall och svar 1988	38
23	Sysselsättning 1986 för bortfall och svar 1988	38

### **3 Hur många barn? En studie av fertiliteten i Sverige**

*Ali Tasiran och Anders Klevmarken*

1	Inledning	39
2	Fertiliteten varierar med födelsekohort och ålder	40
3	En modell för kvinnans benägenhet att föda barn	40
4	Resultat	44



5	Sammanfattning	47
	Referenser	49
	Appendix	50

#### Tabeller

A-1	Estimat av en Box-Cox väntetidsmodell med kvadratisk varaktighetsberoende	51
1	Fruktksamhet efter kvinnans födelseår	54
2	Antalet förstabarnsfödslar efter kvinnans födelsekohort	54

#### Figurer

1	Exempel på en livshistoria för en kvinna född 1944 och intervjuad 1984	55
2	Andelen förstföderskor efter ålder och födelsekohort	56
3	Andelen förstföderskor efter ålder och födelsekohort	56
4	Andel kvinnor som fött ett andra barn, efter kvinnans ålder och födelsekohort	57
5	Andel kvinnor som fött ett andra barn, efter kvinnans ålder och födelsekohort	57
6	Väntetidsfrekvenser för det första barnet	58
7	Väntetidsfrekvenser för det andra barnet	58
8	Observerade centralkvoter för det första barnet	59
9	Observerade centralkvoter för det andra barnet	59
10	Beräknade sannolikheter för det första barnets födelse, efter kvinnans födelsekohort och ålder	60
11	Beräknade sannolikheter för det första barnets födelse, efter kvinnans födelsekohort och ålder	60

## 4 Daghemsavgifter och kvinnors yrkesarbete

*Siv Gustafsson*

	Inledning	61
1	Daghem påverkar familjebudgeten	61
2	Avgifter, köer och efterfrågan på daghem	63
3	Stor spridning på daghemsavgifter och tillgång på platser	65
4	Variationer i daghemsutbyggnaden mellan kommunerna	68
5	Daghemsefterfrågan är priskänslig	70

6	En politisk tolkning	72
	Referenser	74
<b>Tabeller</b>		
1	Daghemsexpansionen i svenska kommuner 1975–1987	65
2	Kommunala variationer i antal daghemsplatser per 100 barn, 1984	69
3	Sannolikheten att kvinnor yrkesarbetar och har plats för små barn i den kommunala barnomsorgen (logitanalys)	71
<b>Figurer</b>		
1	Budgetkurvor med och utan subventionerade daghem	62
2	"Marknaden" för daghemsplatser	64
3	Antal platser per 100 barn, 1984	67
4	Föräldraavgifter 1984	67
<b>5 Att mäta och estimerar utbudet av arbetskraft</b>		
<i>Lennart Flood</i>		
1	Introduktion	75
2	Data	76
3	En modell för arbetsutbudet	78
4	Resultat	83
	Referenser	87
	Appendix Modellbeskrivning	89
<b>Tabeller</b>		
1	Deskriptiv statistik	91
2a	Skattade marginaleffekter på arbetsutbudet. Intervjudata för normal arbetstid	92
2b	Skattade marginaleffekter på arbetsutbudet. Tidsanvändningsdata för faktisk arbetstid	92
3a	Parameterskattningar för intervjudata	93
3b	Parameterskattningar för tidsanvändningsdata	94
<b>Figurer</b>		
1a	Mannens marknadsarbete – tidsanvändningsdata	95

1b	Mannens marknadsarbete – intervjudata	95
2a	Kvinnans marknadsarbete – tidsanvändningsdata	96
2b	Kvinnans marknadsarbete – intervjudata	96
3	Betydelsen av barn för männens benägenhet att arbeta. En jämförelse av intervju- och tidsanvändningsdata	97
4	Betydelsen av barn för kvinnornas benägenhet att arbeta. En jämförelse av intervju- och tidsanvändningsdata	97

## 6 Pensions- och sysselsättningsmönster bland äldre

*Lois R Wise*

1	Introduktion	99
	Delreträtt	100
	Hel reträtt	101
2	Individuella karakteristika som påverkar arbetstiden	101
	Ålder	102
	Möjligheter till pensionsersättning	103
	Personlig hälsa	103
	Utbildningsbakgrund	104
	Inkomstförhållanden	104
3	Resultat från HUS-undersökningen	105
	Faktorer som sammanhänger med arbetsinsatsen	105
	Sammanlagda effekter av faktorer som påverkar arbetstiden	106
	Arbetstidsmönster. Delreträtt från arbetsmarknaden	107
	Arbetstidsmönster. Arbetstagare som helt lämnat arbetskraften	108
4	Implikationer för politiken och för forskningen	109
	Referenser	111
	Appendix	113

### Tabeller

1	Genomsnittlig normal arbetstid för män, efter åldersgrupp	105
2	Personer som delvis lämnat arbetskraften, efter pensionsstatus och ålder	108
3	Män som lämnat arbetskraften, fördelade efter ålder	109

## 7 Lönestruktur och rörlighet på den svenska arbetsmarknaden

*Per-Anders Edin, Bertil Holmlund och Johnny Zetterberg*

1	Inledning och sammanfattning	115
2	Branschlönestrukturen i teori och empiri	117
	Branschlönepremier i Sverige	120
	En jämförelse mellan Sverige och USA	122
3	Rörlighet och löneutveckling i Sverige	124
	Databeskrivning	125
	Rörlighetens konsekvenser	126
	Referenser	130

### Tabeller

1	Estimerade löneskillnader för industrier på tvåsiffrig nivå (SNI). HUS 1984	131
2	Effekten av branschlöneskillnader på logaritmen av anställningstiden	133
3	Arbetsbyten, 1984–86	133
4	Frivilliga avgångar fördelade efter anställningsförhållande och efter upplevd risk för att förlora arbetet	134
5	Frivilliga avgångar efter anledning till avgång	134
6	Arbetsbyten och geografisk rörlighet	135
7	Konsekvenser av frivilliga och ofrivilliga arbetsbyten	135
8	Medelvärden för utvalda variabler	136
9	Estimerade löneekvationer. Beroende variabel: Log timlön 1986	137
10	Estimerade löneförändringsekvationer, 1984–86. Beroende variabel: Förändring i log timlön	138
11	Effekterna av arbetsbyten och geografisk rörlighet	139
12	Lönevinster för arbetsbytare efter ålder	139

## 8 Löneskillnader mellan kvinnor och män – En fråga om diskriminering?

*Åsa Löfström*

1	Kvinnors lön – historik och nuläge	141
2	Lönediskriminering. En empirisk tvärsnittsanalys	147

3	Resultat	149
4	Sammanfattning	154
	Referenser	156
	Appendix	157

#### Tabeller

1	Kvinnors genomsnittslön i förhållande till mäns i olika yrkesgrupper, 1973–1985	146
2	Linjär regression med timlön (kronor) som beroende variabel och kön m fl variabler som oberoende	150
3	Löneekvationer för kvinnor och män	152
4	Estimerad löneskillnad mellan könen och dess orsaker samt beräkning av diskrimineringskoefficientens storlek	153

#### Figur

1	Relativ löneutveckling för kvinnor i industrin 1916–1950	142
---	--	-----

## 9 Inkomstskatter och jämställdhet. En jämförelse mellan Sverige och Västtyskland

*Siv Gustafsson*

	Inledning	159
1	Särbeskattning gynnar yrkesarbetande kvinnor	160
2	Kvinnors arbetskraftsdeltagande har ökat snabbare i Sverige	162
3	Skattesystemet i Tyskland minskar värdet av kvinnors arbetsinkomster	165
4	Inkomsten och makten i familjen	169
	Den pågående svenska skattereformen	174
	Referenser	176

#### Tabeller

1	Arbetskraftsdeltagande i Sverige och Västtyskland	163
2	Simulerad årsinkomst efter skatt om endast mannen yrkesarbetar och genomsnittslön efter skatt för gifta och samboende kvinnor. Kvinnan är 20–59 år	167
3	Logit analys av sannolikheten att yrkesarbeta för svenska och tyska gifta eller samboende kvinnor	168

4	Kvinnans förvärvsinkomst som andel av familjens inkomst. Kvinnan är 20–59 år	170
5a	Andel par efter kvinnans och mannens arbetstid	173
5b	Andel par efter kvinnans och mannens utbildning	173

#### Figurer

1	Budgetkurvor när kvinnan varierar sin arbetstid enligt tyska och svenska skatteregler. Mannens inkomst före skatt och kvinnans lön före skatt konstanta	161
2	Budgetlinjer för familjeinkomsten efter kvinnans arbetstid med svensk respektive tysk skatt	166
3	Marginalskatt och genomsnittsskatt enligt det tyska och det svenska skattesystemet	171

## 10 Arbete och fritid: Svenska hushålls tidsanvändning 1984

*Lennart Flood och Anders Klevmarken*

1	Inledning	177
2	Hushållens tidsanvändning, en överblick	180
3	Internationella jämförelser	184
4	Arbetsdelning och komplementaritet i hushållens tidsanvändning	185
5	En analys av tidsanvändningen i Sverige 1984	190
6	Sammanfattning	198
	Referenser	201
	Appendix Modellbeskrivning	202

#### Tabeller

1	Preferenser för vissa aktiviteter i USA och i Sverige	205
2a	Tidsanvändningen 1984 efter ålder – samtliga respondenter	206
2b	Tidsanvändningen 1984 efter ålder – samboende	207
3	Tidsanvändningen 1984 efter antal barn	208
4	Tidsanvändningen 1984 efter yngsta barnets födelseår	209
5	Mäns tidsanvändning efter bruttolön i underhåll och reparation samt i trädgårdsarbete	210
6	En jämförelse av tidsanvändningen mellan några länder	211

## Figurer

1	Preferenser för valda aktiviteter	212
2	Genomsnittlig tidsanvändning	213
3	Marknadsarbete i sex olika länder	214
4	Hushållsarbete i sex olika länder	215
5	Hushållsarbete efter arbetsstatus	216
6	Barnomsorg efter arbetsstatus	217
7	Underhåll och reparation efter arbetsstatus	218
8	Utbildning efter arbetsstatus	219
9	Vila, hygien, måltid efter arbetsstatus	220
10	Nöjen, rekreation efter arbetsstatus	221
11	Mannens och kvinnans arbetstid	222
12	Mannens och kvinnans hushållsarbete	223
13	Mannens och kvinnans barnomsorg	224
14	Mannens och kvinnans fritid	225
15	Marginaleffekter av marknadsarbete	226
16	Marginaleffekter av marknadsarbete på hushållsarbete och barnomsorg	227
17	Marginaleffekter av marknadsarbete på nöjen och rekreation	228
18	Marginaleffekter av nettolönen	229
19	Ålderns effekt på tidsanvändningen	230
20	Utbildningens effekt på tidsanvändningen	231
21	Marginella effekter av antal barn i olika åldrar	232
22	Regionala skillnader i tidsanvändning	233

## 11 Aspekter på bostadsefterfrågan. Förmögenhetsplacering och flyttkostnader

*Peter Englund*

1	Introduktion	235
2	Bostaden som förmögenhetsplacering	237
3	Bostadsval och flyttkostnader	239
4	Sammanfattning	242
	Referenser	244

### Tabeller

1	Förmögenhetens sammansättning, genomsnitt för 1983/84	245
2	Probitestimater av sannolikheten att inneha en viss tillgång	246
3	Efterfrågeekvationer	247
4	Pris- och inkomsteffekter för sannolikheten att välja en viss upplåtelseform framför en annan	248
5	Pris- och inkomsteffekter för efterfrågan på småhus respektive bostadsrätter	248
6	Efterfrågeekvation för småhus och hyresrätter	249

### Figurer

1	Strukturen på hushållens tillgångar	250
2	Typiskt mönster på bostadskonsumtion med transaktionskostnader	251

## 12 Förmögenhetsfördelningen i Sverige 1984-1986

*Lars Bager-Sjögren och Anders Klevmarken*

1	Inledning	253
2	Hur rika är svenska hushåll och hur ojämn är förmögenhetsfördelningen?	255
	Hushållens tillgångar och skulder, totalt och genomsnittligt	256
	Förmögenhetsfördelningens ojämnheter	258
3	Vad förklarar skillnaderna i förmögenhet?	261
4	Sammanfattning	264
	Referenser	265
	Appendix Parameterestimater	266

### Tabeller

1	Jämförelse av data från HUS-undersökningen med data från HINK. Tabellen gäller årsskiftet 1983/84	268
2	Ojämnheten i förmögenhetsfördelningen. Ej jämförelse mellan tre svenska undersökningar	269
3	Internationell jämförelse av förmögenhetsfördelningen	269
4	Bruttoförmögenhetens fördelning på tillgångsslag efter storleken på nettoförmögenheten	270
5	Värdet av olika förmögenhetskomponenter 1983/84 efter åldersgrupp	271
6	Värdet av olika förmögenhetskomponenter 1983/84 efter hushållstyp	272



**Figurer**

1	Jämförelse av ojämnheten i förmögenhetsfördelningen och i fördelningen för disponibel inkomst	273
2	Tillgångarnas relativa andel av bruttoförmögenheterna 1983/84 per decil av nettoförmögenheten	274
3	Brutto- respektive nettoförmögenhet efter åldersklass 1983/84	274
4	Skattade effekter på hushållets förmögenhet av skillnader i hushållsföreståndarens ålder	275
5	Hushållstypens betydelse för förmögenhetens storlek	275
6	Utbildningens betydelse för hushållsförmögenhetens storlek	276
7	Relativa förmögenhetsskillnader till följd av skillnader i arbetsmarknadserfarenhet	276
8	Effekten av faderns yrke på hushållets förmögenhet	277

## KAPITEL 1

### Hushållens ekonomiska levnadsförhållanden. Introduktion och sammanfattning

Anders Klevmarken

Det yttersta syftet med ekonomisk politik och socialpolitik är att åstadkomma en snabb tillväxt i vår välfärd och en rimlig fördelning av välfärden. För att politiken ska ha de avsedda effekterna måste vi veta hur de politiska åtgärderna påverkar folks beteende och vad resultatet blir. Att inte genomföra några åtgärder är också en politik vars konsekvenser vi behöver studera, ty samhälle och ekonomi har en inneboende dynamik, som inte nödvändigtvis låter allt förbli vid det gamla.

Välfärd är inte ett entydigt begrepp utan det har många olika betydelser. Människor tillmäter också olika aspekter på välfärden olika vikt. Det råder dock relativt stor enighet om att våra samlade ekonomiska resurser har en väsentlig betydelse för välfärdens utveckling. Även om man kan säga att en stor del av vår välfärd skapas i näringslivet och i den offentliga sektorn, är det ytterst hushållen som gör det genom att förvärvsarbete och ställa riskvilligt kapital till näringslivets förfogande. En stor del av vår välfärd "produceras" dessutom direkt i hushållen genom det icke betalda hushålls- och vårdarbete som utförs där. Vi har således två huvudskäl att studera hushållens ekonomiska beteende. Det ena är att vi behöver förstå drivkrafterna bakom hushållens utbud av arbetskraft och deras efterfrågan på varor, tjänster och fritid samt hushållens sparande, för att kunna bedöma hur hushållen samverkar med näringsliv och offentlig verksamhet i ansträngningen att skapa välfärd. Det andra skälet är att hushållet är den enhet inom vilken vi konsumerar de välfärdsskapande varorna och tjänsterna och inom vilken vi tillbringa större

delen av vår fritid. Det är därför av stort intresse att undersöka hur stora välfärdsskapande resurser olika hushåll har och hur de används.

Möjligheterna att studera de svenska hushållens ekonomiska beteende har begränsats av bristen på lämpliga data. Vi har saknat *paneldata* med vars hjälp man kan följa dynamiken i hushållens beteende. Om syftet är att studera hur ekonomiska och socialpolitiska åtgärder påverkar hushållens beteende är det just *paneldata* som behövs. De källor vi forskare har varit hänvisade till har emellertid i regel varit undersökningar från en enstaka tidpunkt, ett så kallat tvärsnittsmaterial. Det är i allmänhet svårt att göra bedömningar om förändringar på grundval av observerade skillnader mellan individer (hushåll). Det förutsätter en stationaritet hos ekonomin som inte är realistisk.

De datamaterial som funnits, har förutom sin tvärsnittskaraktär även haft den bristen att varje undersökning endast mätt en liten aspekt på hushållens ekonomiska beteende. Arbetskraftsundersökningarna, exempelvis, innehåller uppgifter om arbetskraftsdeltagandet, men ingenting om familjesammansättning, barntillsyn, bostadsförhållanden och övriga ekonomiska förhållanden som kan vara av stor betydelse för att studera arbetskraftsutbudet och arbetskraftens rörlighet. Ett annat exempel är hushållsbudgetundersökningarna, som innehåller uppgifter om hushållens utgifter, men förhållandevis litet om de faktorer som förväntas bestämma utgifternas storlek. Vad vi behöver är data som gör det möjligt att studera *samspelet mellan de olika aspekterna på hushållens ekonomiska beteende*, exempelvis samspelet mellan arbetskraftsutbud, fertilitet, barntillsyn och inkomst- och förmögenhetsförhållanden. Vi har hittills alltför ofta varit tvungna att göra så kallade "ceteris paribus"-antaganden.

En tredje mycket väsentlig brist i en stor del av det dataunderlag som varit tillgängligt är att man enbart fått uppgifter om individer utan möjlighet att koppla samman dem till hushåll. *Hushållsdata* som innehåller uppgifter om hela hushållet och om de individer som tillhör hushållet och med vars hjälp man kan följa hur hushållets sammansättning förändras, är alldeles nödvändiga om man ska kunna studera hushållens ekonomiska beteende. Till de förändringar som har stor betydelse för människors välfärd hör just förändringar i hushållets sammansättning förorsakade av födelser, dödsfall, giftermål och skilsmässor.

Dessa förhållanden motiverade det projekt som kom att kallas "*Hushållens ekonomiska levnadsförhållanden*" eller kortare "*HUS-projektet*". Det påbörjades 1980 med ett omfattande förberedelsearbete, dels genom att vi

tillgodogjorde oss de erfarenheter man hade vid Institute for Social Research, University of Michigan, av liknande undersökningar, och dels genom att vi själva 1982 gjorde en större provundersökning i Västsverige för att bland annat prova olika sätt att samla in data och ställa frågor.<sup>1</sup> 1984 genomfördes den första rikstäckande huvudundersökningen, som följts av mindre undersökningar 1986 och 1988. De ekonomiska frågeställningar som motiverade projektet kan sammanfattas med följande nyckelord: Utbud av arbetskraft, arbetskraftens rörlighet, efterfrågan på bostäder samt fördelningsfrågor. Undersökningarnas mångfald ser dock ut att växa nu när datamaterialet är tillgängligt för ekonomisk analys.

I denna skrift redovisar vi resultat som hittills kommit fram i forskningen med HUS-projektets data och försöker i någon mån att placera in dem i sitt sammanhang. Den empiriska forskningen om hushållens beteende är tekniskt besvärlig men förhoppningsvis har vi ändå lyckats presentera våra resultat på ett förståeligt sätt. Som ett underlag till bidragen i denna skrift behöver man ha viss kännedom om hur data insamlats. Därför följer en kortfattad beskrivning av detta innan de enskilda bidragen introduceras.<sup>2</sup>

## 2 Datainsamling

1984 års undersökning baserades på ett slumpmässigt urval av drygt 2 300 hushåll från populationen av svensktalande hushåll boende i Sverige. Hushåll boende på institutioner såsom ålderdomshem, fängelser m fl ingick inte i undersökningen. Hushållen identifierades med hjälp av ett urval individer i åldern 18–74 år. De hushåll till vilka dessa individer hörde utgjorde vårt urval av hushåll. I varje hushåll med gifta/samboende intervjuades båda makarna och i vissa fall ytterligare en vuxen hushållsmedlem. I en personlig intervju inhämtades uppgifter om uppväxtförhållanden, utbildning, arbetsmarknads- erfarenhet, aktuella sysselsättningsförhållanden, löner, familjesammansättning, civilståndsuppgifter, barnomsorg, bostadsförhållanden, fritidshus, innehav av bilar, båtar och andra kapitalvaror samt förmögenhetsuppgifter. Intervjuuppgifterna har kompletterats med vissa registeruppgifter från taxeringsstati-

---

<sup>1</sup>Resultaten från provundersökningen har sammanfattats i Klevmarken (1986).

<sup>2</sup>För en mer detaljerad beskrivning av datainsamlingen, frågeformuleringen m m se Klevmarken & Olovsson (1989).

stiken. Detta har dock endast skett för de ca 2/3 av de intervjuade, som gav sitt tillstånd till detta. Den återstående tredjedelen fick i stället lämna motsvarande uppgifter vid intervjun.

Utöver den personliga intervjun gjordes två telefonintervjuer med varje respondent. Dessa intervjuer var slumpmässigt utlagda under kalenderåret 1984 och användes huvudsakligen för att samla in uppgifter om hushållens tidsanvändning och konsumtionsutgifter. Inom HUS-projektet har vi således genomfört en fullständig tidsanvändningsundersökning med nationell täckning.

1986 intervjuades 1984 års urval ännu en gång. Denna gång användes en telefonintervju för att få uppgifter om förändringar i familjesammansättningen, boendet, sysselsättningen, löneförhållandena och barntillsynen. Vi registrerade inte bara om en förändring inträffat och av vad slag utan även när den inträffade. Därigenom blir HUS-projektet en av de första undersökningarna i Sverige med så kallad "event history data". I undersökningen ingick även på nytt frågor om förmögenhetstillgångar. Som komplement till denna panelundersökning intervjuade vi även ett nytt tilläggsurval av hushåll. Tilläggsurvalet bestod dels av de medlemmar i 1984 års hushåll som överskridit 18-årsgränsen eller som flyttat samman med någon som ingick i 1984 års urval, dels av ett nytt slumpmässigt urval på drygt 800 hushåll. De individer som ingick i tilläggsurvalet fick ungefär samma frågor som vid 1984 års besöksintervju. Såväl panelurvalets som tilläggsurvalets intervjuuppgifter kompletterades med taxeringsuppgifter på samma sätt som 1984.

1988 års undersökning var betydligt mindre än de föregående. Den riktade sig enbart till dem som deltagit i 1986 års undersökning och bestod av en enkät med efterföljande bortfallsuppföljning per telefon. Frågorna behandlade förändringar i bostadsförhållandena, sysselsättningen och i hushållsammansättningen. Enkäten innehöll även några få frågor om hushållets inkomster.

Svarsfrekvenserna var ca 75% i 1984 års undersökning, ca 80% i 1986 års panelundersökning, ca 60% i tilläggsurvalet och i det närmaste 80% i 1988 års undersökning. Bortfallets natur behandlas närmare i kapitel 2.

### 3 Perspektiv på hushållens ekonomi

#### Befolkningsförändringar, arbetsutbud och jämställdhet

Välfärdens storlek och fördelning är i hög grad beroende av befolkningens åldersfördelning och befolkningsförändringarna. I en befolkning med många unga eller gamla är det många som ska dela på de varor och tjänster som en relativt liten del av befolkningen producerar. Produktionen styrs också i hög grad till de varor och tjänster som dessa icke producerande grupper efterfrågar. Befolkningsförändringar, dvs dödsfall, födelser, giftermål, skilsmässor och även migration leder ibland till stora omedelbara förändringar i välfärden för enskilda individer, samtidigt som de påverkar de framtida produktionsförutsättningarna i landet. Dessa befolkningsförändringar styrs delvis av ekonomiska förhållanden, och de påverkas av ekonomisk politik och socialpolitik.

Sedan "baby boomen" efter andra världskriget har födelsetalen gått ner,<sup>3</sup> dödligheten har minskat och livslängden har ökat, särskilt för kvinnor. Vi har nu en befolkning med relativt stor andel åldringar och få barn. Något decennium in på 2000-talet beräknas andelen människor i arbetsför ålder minska ännu mer, då fyrtiotalets stora kohorter kommer att gå i pension. En åldrande befolkning medför att den ekonomiska tillväxtpotentialen minskar, främst därför att arbetskraften minskar, men kanske även därför att ekonomin via det politiska systemet och via marknaderna kan drabbas av en konservatism, som verkar i stagnerande riktning. Det är därför av stort intresse att studera vad som bestämmer fertilitet, dödlighet, hushållsbildning och migration och att kunna bedöma hur dessa förhållanden förändras.

Den utveckling vi observerat under efterkrigstiden kan knappast förstås om den inte sätts i samband med vad som ibland brukar kallas "kvinnans frigörelse". Kvinnans tillträde till utbildning och den resulterande höjda kvinnliga utbildningsnivån skapade såväl ekonomiska som andra incitament för kvinnorna att söka sig ut på arbetsmarknaden. Preventivmedelstekniken och den liberalare abortlagstiftningen gjorde de möjligt för kvinnan (och mannen) att välja mellan barn och förvärvsarbete och när barn skulle födas. Den successiva utbyggnaden av barnomsorgen har så småningom gjort det möjligt för allt fler kvinnor att välja både barn och förvärvsarbete. Beskattningen har dessutom skärpts så att barnfamiljernas valfrihet i realiteten

---

<sup>3</sup>Under de senaste åren har födelsetalen åter ökat något.

begränsats från så att säga andra hållet. Om man inte väljer att leva på en mycket låg levnadsstandard är det inte längre möjligt att försörja en familj på en lön.

Då både kvinnor och män använder allt längre tid för studier, och då kvinnorna i allt högre grad sökt sig ut på arbetsmarknaden efter studierna, har stadigvarande äktenskap eller motsvarande samlevnadsförhållanden uppskjutits till allt högre åldrar. I stället har vi kunnat observera att mindre fasta samboförhållanden blivit vanliga och att separationer och skilsmässor ökat. Detta har naturligtvis påverkat fertiliteten. *Tasirans och Klevmarkens* studie visar att ju senare ett samboförhållande påbörjats, desto mindre är kvinnans benägenhet att föda barn. Utbildning och fast anknytning till arbetsmarknaden minskar också fertiliteten. Erfarenhet av förvärvsarbete uppvisar en intressant samvariation med fertiliteten. Det är nämligen de som har något eller några få års erfarenhet från arbetsmarknaden, som har den minsta benägenheten att föda barn. En tolkning är att man anpassar sig till socialförsäkringarnas regler för föräldrapenning. Det lönar sig att få en fast anställning och en hygglig lön innan man föder ett barn så att man har ett arbete att komma tillbaka till och får en god föräldrapenning. Utöver dessa effekter finns det skillnader i fertilitet mellan födelsekohorterna, som vi inte kan förklara närmare. Analysen visar att de yngre kohorterna har en betydligt lägre fertilitet än de äldre.

Om den höga kvinnliga förvärvsverksamheten är ett nytt stabilt jämviktsläge, innebär då det att fertiliteten fortsättningsvis också kommer att vara låg? Finns det några förhållanden som skulle kunna påverka fertiliteten i positiv riktning? En fortsatt utbyggnad av barnomsorgen och ett lågt pris på dessa tjänster skulle kunna göra det möjligt för unga familjer att kombinera barn och förvärvsarbete. En annan tänkbar möjlighet är att realinkomsterna efter skatt stiger så att kvinnan (eller mannen) har råd att avstå från att förvärvsarbete och i stället stannar hemma hos sina barn. Vilken effekten blir av en inkomstökning beror på preferenserna för barn, förvärvsarbete och för de varor och tjänster som kan köpas för arbetsinkomsten samt på vad det kostar att ha barn, hur stora makarnas löner är samt på priserna för konsumtionsvaror. Effekterna av hushållets disponibla inkomst på fertiliteten i *Tasirans* och *Klevmarkens* studie var visserligen positiv men förhållandevis liten. Ju mer det kostar att ha barn desto mindre bör fertiliteten bli. Högre löner (efter skatt) gör alternativkostnaden för den tidskrävande aktiviteten att ha barn högre. Om inkomsteffekten är så liten som vi funnit bör substitutionseffekten

dominera, dvs en reallöneökning bör leda till att fertiliteten minskar. En prisökning på konsumtionsvaror som används i med barnomsorg konkurrerande aktiviteter, bör leda till en ökning i fertiliteten om det över huvud taget har någon effekt. Då våra kunskaper om orsakerna till fertilitetsförändringarna ännu är ofullständiga bör man kanske gardera sig för att fertiliteten av skäl, som vi inte förstår, åter börjar öka. Orsakerna till fertilitetsförändringar och i synnerhet betydelsen av ekonomiska incitament för valet att föda barn är aktuella forskningsområden.

Under efterkrigstiden har kvinnorna således valt förvärvsarbete framför barn. *Floods och Klevmarkens* studie av hushållens tidsanvändning visar att kvinnor, som förvärvsarbetar, frigör den tid de behöver för detta genom att minska på hushållsarbetet och barnomsorgen. Däremot visar denna tvärsnittsstudie inte att männen skulle öka sin insats i hemmet för att avlasta kvinnorna. Å andra sidan visar de jämförelser över tid som kan göras för andra länder med flera tidsanvändningsundersökningar, att männens insats på arbetsmarknaden minskat samtidigt som den ökat i hushållsarbetet, och *Floods* egna resultat (kapitel 5) att män i familjer med små barn förvärvsarbetar betydligt mindre än andra män. Den internationella jämförelsen i kapitel 10 visar att svenska män använder ovanligt mycket tid i hushållsarbete och barnomsorg. Slutsatsen tycks således vara att svenska män gör en relativt stor insats i hushållet, men dess storlek påverkas inte av hur mycket kvinnan förvärvsarbetar!

Oavsett hur arbetsbördan fördelas mellan makarna, figurerna 11–13 i *Floods och Klevmarkens* uppsats visar att det finns många varianter, är det uppenbart att dubbelarbetande barnföräldrar har en mycket tung arbetsbörda med förhållandevis liten fritid och tid för aktiv samvaro med barnen. Detta måste vara en viktig förklaring till den höga frekvensen av separationer och skilsmässor. Att finna en bättre lösning än den vi för närvarande har på konflikten mellan att göra karriär i arbetslivet och att ha barn och kunna ge dem en god och innehållsrik uppväxt framstår som en av våra viktigaste framtidsfrågor.

Om barn och fritid tillsammans med barn är en "inkomstelastisk vara" skulle en förbättring av barnfamiljernas ekonomi medföra att de minskade sin arbetsbörda genom att reducera sitt förvärvsarbete. Våra skattningar av effekten av en löneökning efter skatt på arbetsutbudet är negativa både för män och kvinnor, se *Floods* uppsats. Detta skulle kunna tolkas så att inkomsteffekten dominerar över substitutionseffekten, dvs om lönerna ökar så skulle



både män och kvinnor åtminstone delvis föredra att öka sin tid i hemmet och fritiden i stället för att öka sina inkomster. Detta är emellertid ett mycket kontroversiellt resultat. I samband med utredningsarbetet för 1991 års inkomstskattereform har effekterna av en marginalsattesänkning, vilket innebär att lönen efter marginalsatt ökar, varit föremål för utförlig diskussion. Den ekonomiska forskningen kan tyvärr ännu inte ge något klart besked om hur hushållen reagerar på en löneförändring respektive en marginalsattesänkning. En del av argumenten för och emot finns redovisade i *Ekonomisk Debatt nr 1 1990*. Däremot förefaller man relativt överens om att inkomstskattens utformning i ett annat avseende, nämligen särbeskattning i stället för sambeskattning av makar, har bidragit till den höga förvärvsfrekvensen bland svenska kvinnor. *Siv Gustafsson* diskuterar i kapitel 9 betydelsen av valet mellan de två formerna av beskattning i en jämförelse med förhållandena i Västtyskland. Hon visar att sambeskattningen i Västtyskland minskar avkastningen på kvinnans förvärvsarbete, vilket bidrar till att förklara den lägre förvärvsfrekvensen i Tyskland.

*Siv Gustafssons* uppsats om daghemsavgifter och kvinnors yrkesarbete visar att daghemsutbyggnaden har påverkat kvinnornas benägenhet att förvärvsarbete. Jämförelsen med de tyska kvinnornas förvärvsbenägenhet är också intressant i detta sammanhang, då utbudet av barnomsorgstjänster är betydligt mindre i Tyskland än i Sverige. Gustafssons resultat visar att de tyska kvinnornas benägenhet att arbeta minskar betydligt mer än de svenska kvinnornas om det finns barn i hushållet. De svenska kvinnornas förvärvsfrekvens påverkas egentligen endast om det finns små barn i hushållet, medan tyska kvinnor minskar sitt arbetsutbud även om barnen är så gamla som 12–13 år. Gustafssons resultat antyder dessutom att småbarnsföräldrar är avgiftskänsliga. En höjning av de kommunala daghemsavgifterna skulle för många kvinnor medföra att det inte längre lönar sig att förvärvsarbete, i varje fall inte deltid. En framtida höjning av barnomsorgsavgifterna skulle därför kunna leda till att en del av de nu deltidsarbetande kvinnorna lämnar arbetsmarknaden, medan andra övergår till heltidsarbete. Den kvinnliga förvärvsverksamheten skulle därmed mera komma att likna den man finner i andra länder.

Om barnfamiljerna kommer att efterfråga mera fritid eller i varje fall inte öka sitt arbetsutbud, finns det i så fall någon annan grupp som skulle kunna göra det? Den internationella tidsanvändningsjämförelsen i kapitel 10 visar att svenska män förvärvsarbetar förhållandevis litet. Det låga arbets-

utbudet kan till stor del hänföras till män i övre medelåldern. Sjukskrivningar, förtidspensioner och beviljade arbetsskador har blivit allt vanligare, men som *Wise* framhåller förekommer det också att äldre män minskar sin arbetsinsats utan att ha någon pension. Även kvinnornas förvärvsverksamhet är relativt låg i denna ålder. Det är dock till stor del en generationseffekt. De äldre kohorterna av kvinnor har aldrig haft en stark anknytning till arbetsmarknaden. Under de senaste åren har man dock märkt en oroande tendens till ökande arbetsskador och förtidspensionering även bland äldre kvinnor. 1988 var det så kallade sjuktalet för alla män 22, för män i 50–59 årsåldern 31 och för män i 60–64 års åldern 46. Motsvarande sjuktal för kvinnor var 29, 31 respektive 45. Antalet inkomna anmälningar om arbetsskada för både män och kvinnor var 190 000 år 1979 och 260 000 år 1988, och antalet personer med förtidspension eller sjukbidrag steg från 281 000 år 1979 till 347 000 år 1988. 73 procent av dessa var 1988 i åldern 50–64 år. Under de senaste åren har drygt hälften av antalet förtidspensionärer varit kvinnor. Mer än 30 procent av alla försäkringstagare i åldrarna 50–64 år har någon form av ersättning från socialförsäkringarna, sjukförsäkringen oräknad!

Incitamenten från socialförsäkringssystemen är nu sådana att man stimulerar folk att söka tidig pension och avhåller dem från att uppskjuta pensionen. En del avtal är dessutom utformade så att man förhindrar arbetstagare att gå kvar efter normal pensionsålder. På den offentliga sidan sker en samordning mellan lön och pension för den pensionär som vill fortsätta att arbeta, vilket gör det privatekonomiskt helt meningslöst. Med tanke på åldersfördelningens utseende och den förväntade framtida ogynnsamma relationen mellan förvärvsarbetande och icke förvärvsarbetande är frågan om de äldres arbetskraftsutbud och pensionssystemens utformning en viktig fråga, som *Lois Wise* diskuterar i sin uppsats. Det förbättrade hälsotillståndet hos de äldre och den höjda livslängden motiverar en höjning av den genomsnittliga pensionsåldern. Då det alltid kommer att finnas grupper som behöver eller föredrar att lämna arbetsmarknaden på ett tidigt stadium behöver vi pensionsystem med rörlig pensionsålder och med sådana ekonomiska incitament att den genomsnittliga pensionsåldern ökar. För att uppnå detta behöver pensionsavtalen på arbetsmarknaden ändras och kompensationen efter skatt för uppskjutet pensionsuttag ökas.<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup>Helt nyligen föreslog regeringen att kompensationen för uppskjuten pension i ATP-systemet skulle öka från 0,6% till 0,7% för varje uppskjuten månad.

### Löneskillnader

Två av kapitlen i denna volym behandlar lönebildningen, men från delvis olika utgångspunkter. I uppsatsen av *Edin, Holmlund och Zetterberg* diskuteras löneskillnadernas betydelse för en effektiv arbetsmarknad, i *Löfströms* uppsats studeras lönestrukturen utifrån ett jämställdhetsperspektiv.

Löneskillnader som beror på skillnader i lönepåverkande egenskaper hos arbetskraften och i arbetet är förenliga med ett långsiktigt jämviktsläge på arbetsmarknaden och med den solidariska lönepolitikens princip om "lika lön för lika arbete". Finner man löneskillnader som har andra förklaringar, kan det uppfattas som tecken på obalanser och en imperfekt marknad med bristande anpassning. Edin, Holmlund och Zetterberg finner att i jämförelse med USA är de "oförklarade" löneskillnaderna mellan branscherna små. De skillnader som man observerar, skulle eventuellt blivit ännu mindre, om man bättre kunnat mäta skillnaderna i arbetskraftens karaktäristika och framför allt i arbetsmiljön. De visar också att de som frivilligt byter arbete i allmänhet får en högre lön till följd av bytet. Slutsatsen är således att löneskillnader har en betydelse för arbetskraftens rörlighet och att den svenska arbetsmarknaden avviker mindre från fri konkurrens än vad den amerikanska gör!

Löfström studerar löneskillnaderna mellan män och kvinnor. Hon finner bland annat att löneskillnaderna är större bland män än bland kvinnor till följd av skillnader i utbildning och erfarenhet. Investering i humankapital lönar sig således bättre för män än för kvinnor. Skillnader i civilstånd och antal barn samvarierar också med lönenivån. Giftna eller samboende män har i allmänhet högre lön än ensamstående, medan motsvarande skillnad inte finns för kvinnorna. I stället finner Löfström att kvinnor med barn, som ju vanligen är giftna eller samboende, i genomsnitt har en något lägre lön än andra jämförbara kvinnor. En förklaring till detta kan vara att vi inte förmått mäta erfarenhet på ett fullt korrekt sätt och att antalet barn därför blir en indikator på bristande arbetserfarenhet. Löfström undersöker även hur stor del av den genomsnittliga löneskillnaden mellan män och kvinnor, som kan hänföras till skillnader i lönestruktur respektive skillnader i utbildning, erfarenhet etc. Hon finner att det är skillnaderna i lönestruktur som förklarar nästan hela skillnaden i genomsnittlig lönenivå. Att tolka detta som ett uttryck för lönediskriminering är emellertid en övertolkning. När man på ett mer detaljerat sätt än som varit möjligt i denna studie standardiserat för skillnader i yrke och befattning, blir löneskillnaderna mellan könen mindre. Vad vi uppfattar som

skillnader i lönestruktur och eventuellt som diskriminering beror således i hög grad på hur väl vi kan ta hänsyn till skillnader i yrke och befattning. Man kan däremot med fog påstå att det fortfarande råder en yrkesmässig och befattningsmässig segregering på svensk arbetsmarknad i den bemärkelsen att kvinnor huvudsakligen återfinnes i vårddyken, omsorgsverksamhet och i undervisningssystemet samt att det finns relativt få kvinnor i högre befattningar. De relativt små löneskillnader mellan män och kvinnor som återstår, när man jämför män och kvinnor med samma utbildning, erfarenhet etc i en och samma befattning, kan uppfattas som en lönediskriminering om det inte finns några återstående skillnader i produktivitet mellan könen. I så fall är det också ett tecken på en effektivitetsbrist i arbetsmarknadens funktion.

#### **Efterfrågan på bostäder**

*Peter Englund* sammanfattar i kapitel 11 några studier av efterfrågan på bostäder, bland annat mot bakgrund av den förestående skattereformen. Valet mellan de olika bostadstyperna enfamiljshus, bostadsrätt och hyrd bostad samt vad som bestämmer bostadens storlek är ett ganska svåranalyserat problem, då bostaden både är en varaktig konsumtionsvara och ett förmögenhetsobjekt. Omkring hälften av hushållens tillgångar utgörs av egna hem. Englund finner bland annat att förutom demografiska variabler är det framför allt hushållets nettoförmögenhet som bestämmer valet mellan de olika upplåtelseformerna, medan inkomst och marginalskatt har relativt liten betydelse. För den som väljer att bo i ett eget hem har dock marginalskatten stor betydelse för bostadens storlek och för hur stora lån man har. Sammanfattningsvis finner Englund att den prishöjning på bostadstjänster, som en marginalskattesänkning i kombination med begränsad avdragsrätt för räntor på lån leder till, bör medföra en icke obetydlig dämpning av efterfrågan på småhus och bostadsrätter.

#### **Förmögenhetsfördelningen**

I det sista kapitlet undersöker *Lars Bager-Sjögen och Anders Klevmarken* hur stora förmögenhetsskillnaderna är mellan hushållen i Sverige. 1984 var den genomsnittliga nettoförmögenheten per hushåll närmare 400 000 kronor. I

detta belopp ingår fastigheter, finansiella tillgångar, varaktiga konsumtionsvaror och privata pensionsförsäkringar, men inte pensionsrättigheter i de allmänna och mellan arbetsmarknadens parter avtalade pensionssystemen. De senare uppgår till betydande belopp. Beroende på vilken diskonteringsränta som används, skulle de kanske kunna uppskattas till 30–40 procent av hushållens totala förmögenhet. Med undantag för tillgångarna i AP-fonderna är dessa pensionsrättigheter immateriella tillgångar i form av fordringar på framtida generationer, och de ingår inte i Bager-Sjögrens och Klevmarkens studie.

Förmögenhetsfördelningen är ojämn, dvs det finns ett fåtal hushåll med relativt stora förmögenheter. Ojämnheten beror dock väldigt mycket på vilka tillgångar man tar med i förmögenhetsbegreppet och hur man värderar dem. Bager-Sjögren och Klevmarken visar, att använder man sig enbart av taxerad förmögenhet blir fördelningen mycket ojämn, men värderar man fastigheter till marknadspris och räknar med varaktiga konsumtionsvaror får man en betydligt jämnare fördelning. Skulle man dessutom ta med alla pensionsrättigheter skulle fördelningen bli ännu jämnare. Förmodligen skulle i så fall förmögenhetsfördelningen endast vara obetydligt mer ojämn än inkomstfördelningen. Skälet till att förmögenhetsfördelningens utseende påverkas så av vilka tillgångar som tas med är att fastigheter, varaktiga konsumtionsvaror och pensionsrättigheter är de största förmögenhetskomponenterna och betydligt jämnare fördelade än finansiella tillgångar framför allt aktier. Relativt få hushåll var aktieägare 1984.

En stor del av förmögenhetsskillnaderna beror på att hushållen har olika livscykelposition. En ganska typisk livscykelutveckling är att unga hushåll skuldsätter sig i samband med studier och familjebildning. Skulderna amorteras ner och en nettoförmögenhet byggs upp inför pensionsåldern allteftersom inkomsterna ökar och försörjningsbördan för barnen minskar. Under pensionsåldern konsumeras slutligen tillgångarna helt eller delvis. De förmögenhetsskillnader som skapas till följd av detta livscykelförlopp skulle förmodligen de flesta kunna tänka sig att acceptera. Förmögenhetsskillnader som uppstår av andra skäl, t ex till följd av arv, social bakgrund, utbildning, yrke m m, kan ur fördelningssynvinkel vara mer diskutabla. I Bager-Sjögrens och Klevmarkens analys är det åldersskillnaderna som är den mest betydelsefulla variabeln. En stor del av förmögenhetsskillnaderna kan således förklaras med skillnader i livscykelposition. Skillnader i utbildning har emellertid också en relativt stor effekt på förmögenheten. De som har högre utbildning har i allmänhet även

större förmögenhet. Även yrke har en viss betydelse i bemärkelsen att egna företagare i genomsnitt har större förmögenhet än andra. Social bakgrund, mätt med faderns yrke, har en effekt men den är inte särskilt stor.

#### 4 Villkor för framtida forskning

För att kunna utveckla våra kunskaper om ekonomiskt beteende måste vi ställa betydligt högre krav på goda data än vad som hittills varit vanligt. Ekonomiska modeller för individers beteende bygger ofta på antaganden om att individen maximerar sin nytta under givna budgetrestriktioner. Vi behöver därför detaljerade uppgifter om de restriktioner som begränsar handlandet och data som tillåter att vi på ett adekvat sätt tar hänsyn till att människor har olika preferenser. Mångfalden av motstridiga resultat i empirisk ekonomisk forskning beror bland annat på att man av brist på data "försöker klara sig" med orealistiska modeller, att man arbetar med "partiella modeller" och därvid bortser från väsentliga förhållanden som bidragit till de data som observerats och att man inte övertygar sig om att det finns en god korrespondens mellan teoretiska variabler och de mått man förfogar över. Mätfel kommer vi alltid att ha i empiriska undersökningar. Det gäller att med god undersökningsplanering göra dem så små som möjligt och att beakta dem i den ekonometriska analysen. Ekonomisk forskning kan inte som nu är så vanligt fortsätta att återanvända datamaterial insamlade för andra ändamål. I stället måste vi såsom i andra vetenskaper med stora resursinsatser planera för en långsiktig datainsamling för väldefinierade forskningsändamål, som ger oss så goda data att vi verkligen har en chans att med någon säkerhet uttala oss om ekonomiskt beteende och om konsekvenserna av ekonomisk politik. Vi måste vinna förståelse både inom forskarvärlden och bland allmänheten för nödvändigheten att samla in dessa data. Den hysteri beträffande förmenta faror med insamlande av data om enskilda individer som utvecklats under de senaste tio åren är utomordentligt kostsam för forskningen och därmed en hämsko på möjligheterna att utveckla vårt samhälle. Inför de stora kostnader och praktiska och vetenskapliga svårigheter som följer med empirisk forskning om ekonomiskt beteende är det inte en lösning att fly in i teoretiska spekulationer om hur ekonomin fungerar. Det leder endast till vetenskaplig alienation. Det finns inget alternativ till god empirisk forskning!

**Referenser**

- Klevmarken, N A, 1986, Collecting data for micro analysis: Experiences from the HUS-pilot study, in G H Orcutt, J Merz and H Quinke (eds.), *Microanalytic Simulation Models to Support Social and Financial Policy*, Elsevier Science Publishers B V (North-Holland).
- Klevmarken, N A & Olovsson, P, 1989, *Hushållens ekonomiska levnadsförhållanden (HUS). Teknisk beskrivning och kodbok*, Nationalekonomiska institutionen, Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet.

## KAPITEL 2

### Vem svarade på frågorna?

Peter Brose och Anders Klevmarken

#### 1 Betydelsen av en hög svarsfrekvens

Om man i en undersökning som HUS-projektet får ett stort bortfall och i synnerhet om det är selektivt, kan resultaten från undersökningen ifrågasättas och hela den stora investering som gjorts i datainsamlingen gå förlorad. Från undersökningsledningens sida har vi försökt att öppet redovisa syftena med undersökningarna för att försöka intressera de utvalda respondenterna och övertyga dem om att forskning om hushållens ekonomiska levnadsförhållanden är en samhällsnyttig verksamhet. Även de som inte haft några principiella invändningar mot undersökningen kan ha känt tveksamhet mot att släppa in en okänd intervjuare i sitt hem för att ställa relativt närgångna frågor om hushållets ekonomi. De kan också ha tvekat att avsätta den tid det tog att medverka. För att i någon liten mån kompensera för detta har vi givit dem som deltagit en mindre gåva. Trots detta har vi naturligtvis inte alltid varit framgångsrika i våra försök att övertyga människor om att vara med i undersökningarna. Deltagandet i HUS-projektets intervjuer har varit helt frivilligt och en del respondenter har också förklarat att de inte (längre) vill delta. Skälen har varierat, men det är vårt intryck att en allmän rädsla för att lämna ut uppgifter om sig själv, vilka ska lagras och bearbetas i datamaskin, har vuxit sig allt starkare. Särskilt gäller det fr o m 1986 års undersökning.

I tabell 1 redovisas svarsfrekvenserna och bortfallet i de olika undersökningar som hittills gjorts. För 1984 års undersökning och för det tilläggsurval som drogs 1986 redovisas svarsfrekvensen per hushåll, då vi inte vet hur



många individer som skulle ha intervjuats i de hushåll som aldrig deltog. 1986 års panelundersökning och 1988 års undersökning riktade sig till de individer som deltagit 1984 respektive 1986, varför det i dessa fall är möjligt att ge svarsfrekvenser beräknade på individer.

I tabellen finns två uppgifter om urvalsstorleken, bruttourvalet och nettourvalet. Bruttourvalet anger antalet individer som lottades fram ur det så kallade SPAR-registret, som var vår urvalsram. Bland dessa fann vi ett antal personer som avlidit, rest utomlands, blivit intagna på institution och personer som inte kunde svenska så väl att det gick att intervjua dem eller som var alltför sjuka. Antalet individer i denna grupp redovisas på raden "ur populationen". De som sedan återstår är vårt nettourval, bestående av individer som vi verkligen försökt intervjua.

Bortfallets storlek påverkas av en mängd förhållanden, bland annat undersökningens art, omfattning och uppläggning. HUS-undersökningarna har gällt relativt detaljerade ekonomiska förhållanden och har med undantag för den sista undersökningen varit mycket omfattande. Det är därför rimligt att vi skulle kunna få ett bortfall som är relativt stort i förhållande till många andra undersökningar. Det skulle vara intressant att kunna jämföra med andra liknande undersökningar. Någon exakt likadan undersökning finns ej, men våra undersökningar har flera gemensamma drag med den så kallade Panel Study of Income Dynamics (PSID), en panelundersökning utförd varje år sedan 1968 vid University of Michigan. Första året hade PSID en svarsfrekvens på 75%, andra året 84% och tredje året 90%. Därefter har svarsfrekvenserna legat omkring 95%. När vi jämför med våra egna svarsfrekvenser finner vi att det framför allt är frekvenserna för tilläggsurvalet 1986 och även för 1988 års undersökning som är låga. Den främsta orsaken till 1986 års låga frekvens är att vårt intervjuarbete skulle påbörjas samtidigt som den så kallade "Metropolitdebatten" blossade upp. Resultatet blev dels att folk blev betydligt mindre benägna att medverka än tidigare och dels att vi fick senarelägga vårt fältarbete, vilket medförde extra svårigheter att genomföra det. För jämförelsen med PSID kan nämnas att när den undersökningen påbörjades i slutet av 1960-talet hade debatten om den personliga integriteten och användandet av datorer knappast startat i USA. Metropolitdebatten får anses ha förorsakat ett förhöjt bortfall i tilläggsurvalet på 10–15%. Den har förmodligen även påverkat bortfallet i panelundersökningen men inte lika mycket. Från undersökningar gjorda inom SCB vet vi att svarsbenägenheten åter har ökat sedan 1986, men den har inte nått upp till samma nivå som före Metropolit. I jämförelsen med

PSID är det en förklaring även till vår relativt låga svarsfrekvens 1988. En annan förklaring är att 1988 års undersökning var en enkätundersökning, vilka normalt ger lägre svarsfrekvenser än intervjuundersökningar.

Om bortfallet vore helt slumpmässigt skulle det inte få andra menliga konsekvenser än att de skattningar som görs från det resterande urvalet blir något osäkrare, då urvalet på grund av bortfallet blivit mindre. Allvarligare är det om bortfallet är selektivt, ty då finns det risk att man drar systematiskt felaktiga slutsatser från datamaterialet. Det är därför angeläget att undersöka om vi kan upptäcka någon form av selektivitet. Den information om bortfallets natur, som vi kan få, kan sedan eventuellt användas för att med olika metoder kompensera för eventuell selektion så att skeva slutsatser undviks. Detta förutsätter dock som regel att urvalsramen innehåller relevant information för att "förklara" bortfallet. Från SPAR-registret, som har varit vår urvalsram, har vi kunnat få vissa uppgifter om deltagare såväl som bortfall. För 1984 års undersökning och för 1986 års tilläggsundersökning kan vi således använda dessa uppgifter för en bortfallsanalys. Från SPAR-registret får vi dock endast uppgifter för de individer som valdes direkt ur registret, och som identifierade hushållet, däremot har vi inga registeruppgifter för övriga hushållsmedlemmar. Bortfallsanalysen gäller således i dessa två fall endast de så kallade urvalspersonerna.

Bortfallet i 1986 års panelundersökning och i 1988 års undersökning är delvis av ett annat slag, då det i dessa fall gäller individer som redan medverkat i en eller två tidigare undersökningar. Från den utvalda gruppen har så att säga de värsta vägrarna redan selekterats bort och bortfallet kan i stor utsträckning bero på att man tröttnat på att vara med upprepade gånger i panelen. Möjligheterna att undersöka panelbortfallet är betydligt större än möjligheterna att undersöka det ursprungliga bortfallet, då vi har tillgång till alla de uppgifter som lämnades i den (de) första intervjun (intervjuerna).

I denna uppsats kommer vi först att redovisa resultaten från en analys av det initiala bortfallet i HUS-84 och i tilläggsurvalet 1986. Därefter följer en analys av panelbortfallet 1986 och 1988.

## **2 Bortfallet i 1984 års undersökning**

Den begränsade information som finns i urvalsramen ger oss ingen valfrihet att skikta data efter lämpliga variabler, utan vi får använda de som finns. I figur 1

kan vi se att bortfallet (svarta staplar) innehåller relativt många barnlösa. Hushåll med barn är mindre rörliga än barnlösa hushåll och sannolikheten att någon ska vara hemma är större. Urvalet får därför en viss överrepresentation av barnhushåll.

Figur 2 visar gruppernas fördelning efter ålder. Där finner vi en viss överrepresentation av äldre i bortfallsgruppen och någon överrepresentation av personer i 25–35 års ålder i urvalet. Skillnaderna är dock inte signifikanta.

Det är en vanlig föreställning att höginkomsttagare är svårare att intervjua än övriga. Förmodligen beror det på att de inte anses vara villiga att ta sig tid för en intervju och att höga inkomster är något man helst inte vill skylta med. En undersökning om fördelningarna för 1981 års taxerade inkomst för bortfallsgruppen och svarsgruppen skilde sig åt kunde emellertid inte påvisa några signifikanta skillnader. Om inkomströrligheten varit så stor att de taxerade inkomsterna för 1981 skilde sig mycket från de intervjuades inkomster 1984 är det möjligt att vi fått ett annat resultat om vi kunnat använda 1984 års inkomster.

En jämförelse för olika civilståndsgrepp redovisas i figur 3. De stora skillnader som framträder här är att ogifta och frånskilda är underrepresenterade i den medverkande delen av urvalet, medan gifta är överrepresenterade. Detta stämmer relativt väl med vad vi redan funnit, nämligen att personer i yngre medelåldern och barnfamiljer har en viss överrepresentation. Det stämmer också med att villaägare är något överrepresenterade och de som bor i hyreslägenheter något underrepresenterade. Däremot finns inga tydliga skillnader beträffande andelen män/kvinnor, inkomstfördelningen eller andelen ägare av fritidshus.

### 3 Bortfallet i 1986 års tilläggsurval

Figur 4 visar att det främst är yngre och äldre personer som inte deltagit i 1986 års undersökning. En undersökning för män och kvinnor var för sig visar att skillnaderna i åldersfördelningarna huvudsakligen gäller kvinnor. Det finns inte någon signifikant skillnad mellan åldersfördelningarna för män, men däremot för kvinnor. Förhållandevis många yngre och äldre kvinnor har således valt att inte delta i undersökningen.

En uppdelning efter civilstånd, figur 5, visar ungefär samma resultat som

för 1984 års undersökning. Nettourvalet har någon överrepresentation av gifta och underrepresentation av ogifta. Skillnaderna är dock ej signifikanta.

Figur 6 visar att nettourvalet innehåller en viss överrepresentation av medelinkomsttagare och underrepresentation av låginkomsttagare. Fördelningarna gäller 1984 års taxerade inkomster avseende inkomståret 1983. Skillnaden mellan de två grupperna är signifikant för kvinnor men inte för män.

Upprepade erfarenheter från fältarbetet har visat att det är betydligt svårare att intervjua i storstäderna än på landsbygden. Figur 7 visar tätortsfördelningen för bortfallet och nettourvalet. Indelningen har gjorts så att en grupp omfattar Stockholms, Göteborgs och Malmös kommuner, en annan grupp de sju kommuner med mer än 100 000 invånare som ingår i urvalet, dvs Uppsala, Norrköping, Västerås, Örebro, Linköping, Jönköping och Helsingborg. Den tredje gruppen omfattar alla övriga kommuner. Vi finner att de som var bosatta i de tre största kommunerna i relativt hög utsträckning föredrog att inte medverka eller inte kunde nås för en intervju. Skillnaden mellan grupperna är signifikant och en uppdelning på män och kvinnor visar att skillnaden i deltagande mellan tätorterna är särskilt markant för kvinnorna. Man kan spekulera över vad detta beror på. Hemliga telefonnummer och låsta portar med porttelefoner blir allt vanligare i storstäderna, vilket försvårar intervjuarbetet och dessutom visar det att man i storstäderna blir allt försiktigare med att släppa okända personer in på sig. Det är också möjligt att högre förvärvsfrekvens för kvinnor, tidsödande arbetsresor och kvällsaktiviteter utanför hemmet gör att storstadsbon har svårare att sätta av tid för intervjuer än personer som lever på mindre orter.

Sammanfattningsvis har vi funnit att tilläggsurvalet har en överrepresentation av medelålders, gifta och medelinkomsttagare boende utanför storstäderna.

#### **4 Bortfallet i 1986 års panelundersökning**

Undersökningen av bortfallet i 1986 års panel har gått till så att vi jämfört åldersfördelning, bostadsort, arbetsutbud etc 1984 mellan dem som deltog både 1984 och 1986 och dem som endast deltog 1984. En svaghet med detta förfarande är att en person t ex kan ha bytt bostadsort mellan 1984 och 1986. Om det är den nya bostadsorten som påverkar om han medverkar i 1986 års undersökning eller ej, kommer de skillnader i svarsbenägenhet mellan olika

bostadsorter, som vi observerar, att suddas ut. Denna invändning gäller dock ej i förhållande till individkaraktäristika som inte ändras så mycket på två år.

Åldersfördelningarna för män respektive kvinnor redovisas i figurerna 8 respektive 9. Panelen har en viss överrepresentation av medelålders män och underrepresentation av äldre män. Skillnaden mellan panelen och bortfallet är dock inte signifikant. Det är däremot underrepresentationen av yngre och äldre kvinnor.

Till skillnad från analysen av det initiala bortfallet finner vi nu inga skillnader i civilstånd mellan panelen och panelbortfallet. De ensamstående, frångilda och änkor/änklingar som inte ville medverka selekterades bort redan 1984.

Skillnaderna i svarsbenägenhet mellan tätorterna kvarstår dock, dvs såväl män som kvinnor i storstäderna har en mindre benägenhet att medverka än de som bor utanför storstäderna, figurena 10 och 11. Skillnaderna är signifikanta. En länsindelning ger samma resultat, dvs personer som bor i de tätbefolkade länen har en mindre deltagandefrekvens.

Figurerna 12 och 13 visar att för både män och kvinnor finns det en liten underrepresentation i panelen av dem som har den kortaste utbildningen. Skillnaden mellan panelen och panelbortfallet är dock inte signifikant. Eventuellt kan dessa skillnader förklaras med att de äldsta, som ju också hade en tendens att tillhöra bortfallet, bör vara överrepresenterade bland dem som har kortare utbildning än grundskola.

Jämförelser av fördelningarna för månadslönen 1984, den taxerade inkomsten 1983 och förvärvsinkomsten 1983 ger inga signifikanta skillnader mellan panelen och panelbortfallet. För män finner vi en svag underrepresentation av låginkomsttagare i panelen och för kvinnor en svag underrepresentation av kvinnor med låg taxerad inkomst. Även i detta fall kan det vara skillnaderna i åldersfördelningarna som slår igenom, då de yngsta och de äldsta sannolikt har relativt låga inkomster. Vi har inte heller funnit någon signifikant skillnad i förmögenhetsfördelningen.

Om man tillhör arbetskraften eller ej har betydelse för benägenheten att delta i panelundersökningen. Både män och kvinnor som står utanför arbetskraften är underrepresenterade i panelen (figurerna 14 och 15). Till denna grupp hör bland annat arbetsoförmögna, hemarbetande, studerande och pensionärer. Skillnaden är visserligen signifikant, men det kan återigen vara ett resultat av att yngre och äldre, dvs studerande och pensionärer, är över-

representerade i bortfallet. En test av skillnader i yrkessammansättning (ensiffrig SNI) visade inte några signifikanta skillnader.

Till slut kan vi i figurerna 16 och 17 se att personer som bor i små bostäder är underrepresenterade i panelen. Även detta kan bero på att yngre och äldre, som har mindre bostäder, är underrepresenterade i panelen.

Vi kan således konstatera att det är svårt att fastslå vilken betydelse var och en av de studerade variablerna har för benägenhet att delta i panelundersökningen, därför att flera av de undersökta variablerna samvarierar med varandra. För att kunna uppskatta var och ens partiella effekt måste vi genomföra en multivariat analys. Med hjälp av en så kallad probit analys har vi undersökt hur sannolikheten att delta i panelen beror på ett antal variabler. Modellens skattade parametrar redovisas i appendix. I det följande redovisas och kommenteras resultaten av probitanalysen i form av så kallade marginella effekter, vilka anger hur mycket sannolikheten att delta förändras om en förklarande variabel, t ex inkomsten, förändras med en enhet (en krona).

Probitskattningarna tyder på att det inte finns några skillnader mellan män och kvinnor i sannolikheten att svara sedan man standardiserat för skillnader i utbildning, ålder, civilstånd, antal barn, yrke m m. Svarsbenägenheten påverkas inte heller av 1984 års timlön, den taxerade inkomsten för 1983 eller av hushållets förmögenhet vid årsskiftet 1983/84.

Respondentens ålder har relativt stor betydelse för svarssannolikhetens storlek. Det framgår av figur 18 att svarssannolikheten är omkring 0,1 enheter större bland medelålders och äldre än bland de allra yngsta (18–25 år). Diagrammet visar också att svarssannolikheten är störst bland dem som är 25–35 år gamla, därefter avtar den något med stigande ålder.

Med reservation för att skattningarna är relativt osäkra, drar vi dock slutsatsen att utbildningen också tycks ha en viss betydelse för om man svarar eller ej. Figur 19 visar att den lägsta benägenheten att medverka har de som har en kortare utbildning än 9-årig grundskola och de som har en högskoleutbildning. Utbildningens inriktning visar visserligen inga signifikanta skillnader i svarssannolikhet, men vi har fått en förhållandevis stor, negativ punktskattning för personer med humanistisk utbildning. Det intryck vi fått från den så kallade Metropolitdebatten är att humanistiskt inriktade personer varit starkt engagerade i denna, varför det kanske inte är orimligt att denna grupp har en lägre benägenhet att medverka än andra. De skillnader i svarsbenägenhet som vi skattat till följd av att man arbetar i olika näringsgrenar är

så osäkra att det inte går att fastställa om dessa skillnader är verkliga eller orsakade av slumpen. Något tillspetsat skulle man således kunna säga att vi funnit att den lägsta svarsbenägenheten har de som har den kortaste utbildningen (rädsla för det okända?) och de som har en lång utbildning och samtidigt är starkt engagerade i frågan om människors personliga integritet.

I de jämförelser vi redan gjort fann vi att de som inte tillhörde arbetskraften var överrepresenterade i bortfallet. Nu finner vi emellertid inte någon sådan effekt. De som är frånvarande, ej tillhörande arbetskraften eller arbetslösa, har ej signifikant lägre svarssannolikhet än övriga. De som deltidsarbetar skiljer sig inte heller signifikant från de som heltidsarbetar. De skattade skillnaderna i svarsbenägenhet till följd av att folk arbetar i olika näringsgrenar är också så osäkra att vi inte kan påstå att sådana skillnader föreligger.

Civilståndet har inte någon signifikant effekt på svarssannolikheten. Visserligen får vi en ganska stor negativ punktskattning för frånskilda, men inte heller den är signifikant skild från noll. Däremot har antalet barn i hushållet en ganska stor betydelse. Familjer med tre eller flera barn har en svarssannolikhet som är 0,11–0,12 enheter större än övriga familjer (figur 20). En tänkbar förklaring till detta är att i familjer med så många barn är det i regel någon hemma och det är därför lättare att få till stånd en intervju.

Resultatet att svarssannolikheterna är lägre i storstäderna står sig även i denna analys. Skillnaden i svarssannolikhet mellan storstäderna och övriga landet har skattats till 0,12. Bostadens yta har också en signifikant effekt, men den är så liten att skillnader i bostadens storlek inte har någon större betydelse för den skattade sannolikheten.

Denna multivariata analys har således givit till resultat att medelålders respondenter med medellång utbildning och många barn boende utanför storstäderna har de största svarssannolikheterna, medan ungdomar och pensionärer i storstäderna har en låg benägenhet att medverka.

## 5 Bortfallet i 1988 års undersökning

Jämförelserna mellan bortfalls- och svarsgrupperna i 1988 års undersökning gäller 1986 års panel- och tilläggsundersökningar tillsammans. Den individinformation som användes i jämförelserna kommer från 1986 års undersökningar. De individer som ingår i jämförelserna har således deltagit i minst en undersökning före 1988. Bortfallet i dessa kan ha gjort att den

kvarvarande gruppen blivit relativt homogen och att det blir svårare att upptäcka några skillnader mellan bortfalls- och svarandegrupperna. Den bortfallsanalys som gjorts är en enkel analys, variabel för variabel, och inte en multivariat analys.

Den lägre svarsbenägenheten bland yngre och äldre kvarstår även i 1988 års undersökning, vilket framgår av figur 21. Skillnaden mellan bortfalls- och svarsgrupperna är signifikant för män och kvinnor tillsammans, men inte för män/kvinnor separat.

Utbildning har i denna analys mätts med antalet fullbordade skolår i allmän skola och i yrkesskola. Testerna visar att bortfallsgruppen innehåller en signifikant överrepresentation av individer med mindre än 10 års sammanlagd skol- och yrkesutbildning. Denna skillnad gäller såväl män som kvinnor.

Bortfallsgruppen och svarsgruppen har ungefär samma inkomstfördelning (taxerad inkomst 1985) och de bor i ungefär samma proportioner i storstäder, andra större städer och övriga riket. I dessa avseende finns det således inga skillnader. Bostadens storlek slår ut på samma sätt som förut (figur 22), dvs bortfallet innehåller en relativt stor andel respondenter som bor i små lägenheter och svarsgruppen en stor andel av respondenter i stora bostäder.

Sysselsättningen hade även 1988 en betydelse för svarsbenägenheten (figur 23). De som inte tillhörde arbetskraften medverkade i mindre utsträckning än övriga, medan framför allt de som heltidsarbetade hade en större benägenhet att medverka. Dessa skillnader i beteendet är särskilt tydliga för män.

## **6 Sammanfattning**

Den främsta orsaken till det bortfall vi fått är vägran. Endast till en mindre del beror det på att vi aldrig lyckats få kontakt med respondenterna. De som vägrar deltaga har olika skäl till detta. Samtidigt som somliga ser ett besök av en intervjuare eller ett telefonsamtal som ett välkommet avbrott, en chans att få prata med någon, är andra rädda för att släppa en främmande intervjuare in på sig. Det senare beteendet är förmodligen särskilt vanligt bland äldre som bor i storstäderna. Inom denna grupp är det förmodligen inte de principiella frågorna om lagring och bearbetning av personuppgifter i datorer som är det viktigaste för deras ställningstagande, utan snarare rädslan för att bli utsatta för ett mer direkt övergrepp i kombination med att de finner det besvärligt



och arbetsamt att vara tvungna att komma ihåg vad som hänt under det gångna året och att åter sätta sig in i sin deklaration och andra ekonomiska förhållanden.

Det förhållandevis stora bortfallet bland de allra yngsta är förmodligen en kombination av brist på förståelse för den nytta en undersökning av detta slag gör, en ovilja att sätta av tid och att i ett relativt oregelbundet liv i förväg komma överens om en intervjutid, samt delvis även en stor medvetenhet om debatten om den personliga integriteten.

Vi har upprepade gånger funnit att de som inte tillhör arbetskraften har en mindre benägenhet att delta än andra. Detta resultat stod sig dock inte i den multivariata analysen. Det ligger därför nära till hands att dra slutsatsen att det inte är arbetsmarknadsstatus som är det primära för svarsbenägenheten utan snarare om respondenten är mycket ung (studerande) eller pensionär. Hur stor svarssannolikheten är för hemarbetande kvinnor, en annan stor grupp som står utanför arbetsmarknaden, vet vi inte. Resultatet att respondenter från hushåll med många barn har en relativt hög svarsbenägenhet skulle möjligen kunna antyda att denna grupp av kvinnor i varje fall inte har en lägre svarsbenägenhet än genomsnittligt.

Vi har till slut även funnit att respondentens utbildning har en viss betydelse för svarsbeteendet. De som har den kortaste och de som har den längsta utbildningen har mindre benägenhet att medverka än genomsnittligt. I det första fallet kan man tänka sig att det delvis rör sig om ungdomar och delvis om äldre personer, men även i den multivariata analysen med alla variablerna med fick vi ett visst utslag för utbildning. Det skulle möjligen kunna tolkas så att de som har en kort utbildning har svårare att sätta sig in i syftet med undersökningen och kanske även lättare för att bli påverkade av den propaganda som riktats mot undersökningar av detta slag. Orsakerna till att högskoleutbildade har en relativt låg svarsbenägenhet kan dels vara att deras tid är förhållandevis dyrbar och att de av detta skäl inte vill engagera sig i undersökningen, och dels att det i denna grupp finns personer som är mycket engagerade i kampanjen mot individundersökningar, personregister och datoranvändning.

Som vi framhöll inledningsvis är bortfall alltid ett besvärligt problem, som det lönar sig att försöka motverka genom en god undersökningsplanering. När undersökningen väl är genomförd kan det finnas möjligheter att kompensera för bortfall. I en panelundersökning har man fördelen att ha tillgång till ovanligt mycket information om panelbortfallet (men ej nödvändigtvis om det

initiala bortfallet) som kan användas för detta ändamål. Det bör också framhållas att betydelsen av ett visst bortfall helt beror på vad data används till. Om syftet är att studera regelbundenheter i ekonomiskt beteende och inte att skatta genomsnitt och totaler för den ändliga populationen av svenska hushåll, då behöver inte bortfallet vara ett så stort problem. Till slut kan vi även observera att för en studie av hushållens ekonomiska levnadsförhållanden är det en fördel att vi inte kunnat finna någon selektion på grund av lön, inkomst eller förmögenhet.

Appendix

Probit analys av sannolikheten att medverka 1986

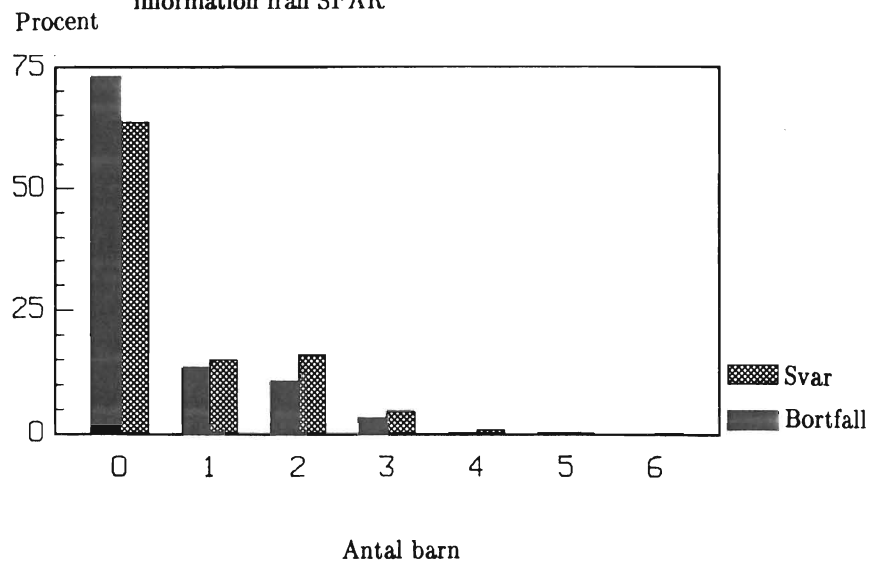
	Estimat	Marginell effekt	t-värde av estimat
Intercept	-0.0882		-0.4244
Kön	0.0777	0.0236	0.2948
Bostadsyta m <sup>2</sup>	0.0022	0.0007	2.7362
Taxerad inkomst 1984	0.0012	0.0004	0.2482
Förmögenhet 1983/84	-0.000004	-0.00001	-0.8931
Lön/timma 1984	0.00002	0.00006	0.1195
Stockholms län	-0.0350	-0.0107	-0.3284
Malmöhus län	-0.0229	-0.0070	-0.1996
Göteborgs & Bohus län	0.1561	0.0475	1.1500
Ett barn	0.0311	0.0095	0.3428
TVå barn	-0.0853	-0.0260	-0.7903
Tre eller fler barn	0.3788	0.1152	2.0041
Storstadskommuner	-0.3916	-0.1192	-3.4490
Mellanstora städer	0.0316	0.0096	0.3322
Gift/Sambo	-0.1549	-0.0471	-1.3926
Änka/Änkling	0.1533	0.0467	0.6681
Frånskild	-0.2809	0.0855	-1.4926
Deltidsarb	0.0960	0.0292	0.9263
Ej i arb kraften, från- varande, arbetslös	-0.0419	-0.0127	-0.3745
25–35 år	0.4464	0.1358	3.6472
35–45 år	0.4040	0.1229	3.2511
45–55 år	0.3645	0.1109	2.7132
55–65 år	0.3825	0.1164	2.6632
65–	0.2665	0.0811	1.6660
Grundskola 9 år	0.0880	0.0268	0.7679
Gymnasieutb	0.1539	0.0468	1.8071
2 års utb efter gymnasium	0.0735	0.0224	0.5321
Universitetsutb	0.0178	0.0054	0.1276
SNI 2–4 utom 38	0.0542	0.0165	0.3737
SNI 38	0.2688	0.0818	1.5517
SNI 5	0.0395	0.0120	0.2006
SNI 6	0.0932	0.0283	0.6091
SNI 7	0.2502	0.0761	1.4504
SNI 8	0.1146	0.0349	0.6451
SNI 9	0.1605	0.0488	1.2169
Humanistisk utb	-0.2832	-0.0862	-1.4305
Pedagogisk utb	0.1442	0.0439	0.8652
Samhällsv utb	0.0186	0.0057	0.1881
Teknisk utb	-0.0321	-0.0098	-0.3552

Anm: Analysen gäller panelen 1984–86

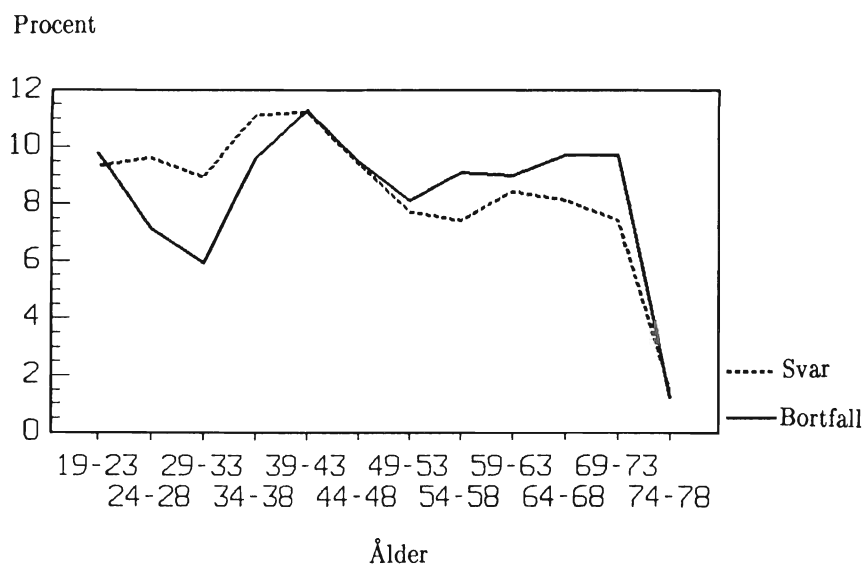
**Tabell 1 Svarsfrekvenser och bortfall**

Urvalsstorlek/bortfall	HUS-84 (hushåll)	HUS-86 panelen (individ)	HUS-86 tillägget (hushåll)	HUS-88 (individ)
Bruttourval	2 132	2 540	881	2 961
Ur populationen	139	169	48	53
Nettourval	1 993	2 371	833	2 908
Bortfall				
– vägran	433	414	296	483
– ej anträffad m m	57	63	51	128
Antal intervjuer	1 503	1 904	486	2 297
Svarsfrekvens i procent av nettourvalet	75,4	80,3	58,3	78,9

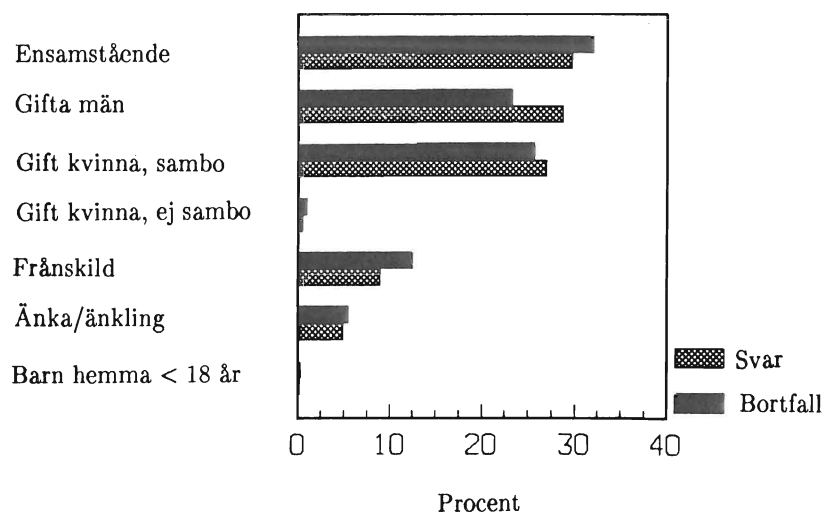
**Figur 1 Fördelning av antalet barn för bortfall och svar 1984, baserad på information från SPAR**



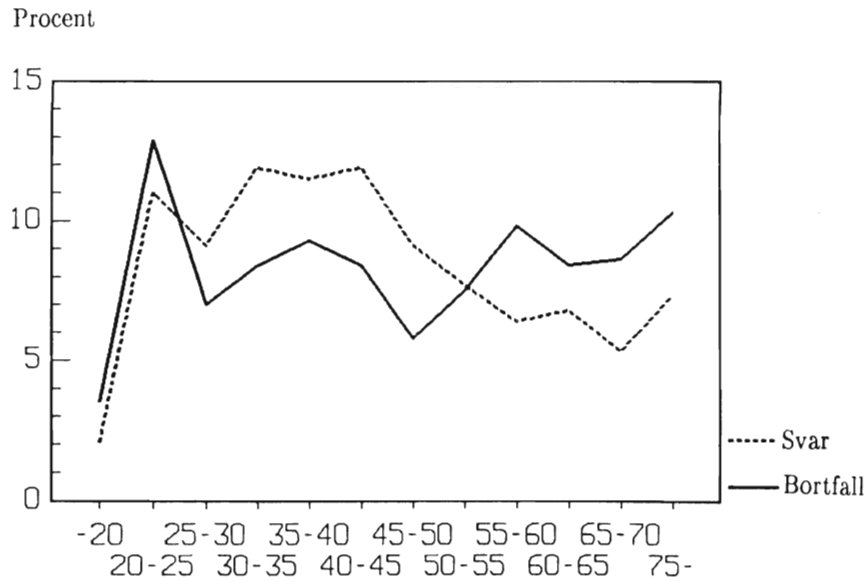
Figur 2 Åldersfördelning för bortfall och svar 1984, baserad på information från SPAR



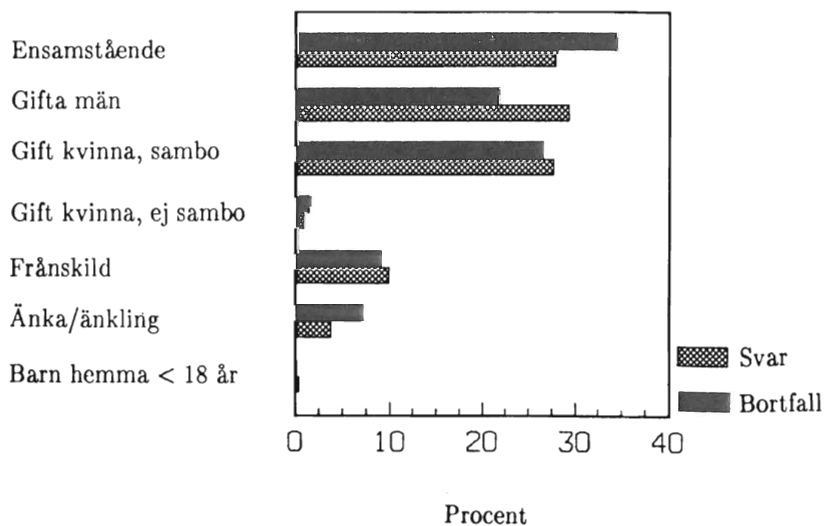
Figur 3 Civilstånd för bortfall och svar 1984, baserad på information från SPAR



Figur 4 Åldersfördelning för bortfall och svar från tilläggsurvalet 1986

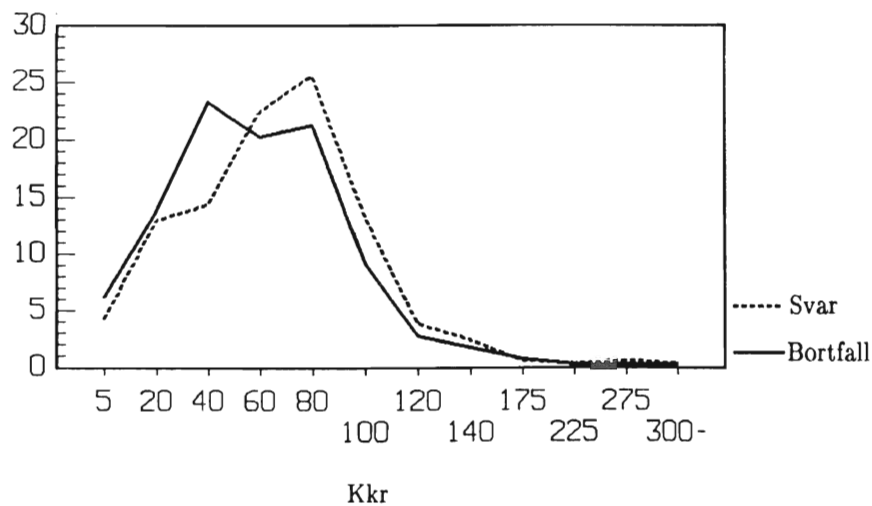


Figur 5 Civilstånd för bortfall och svar från tilläggsurvalet 1986, baserad på information från SPAR



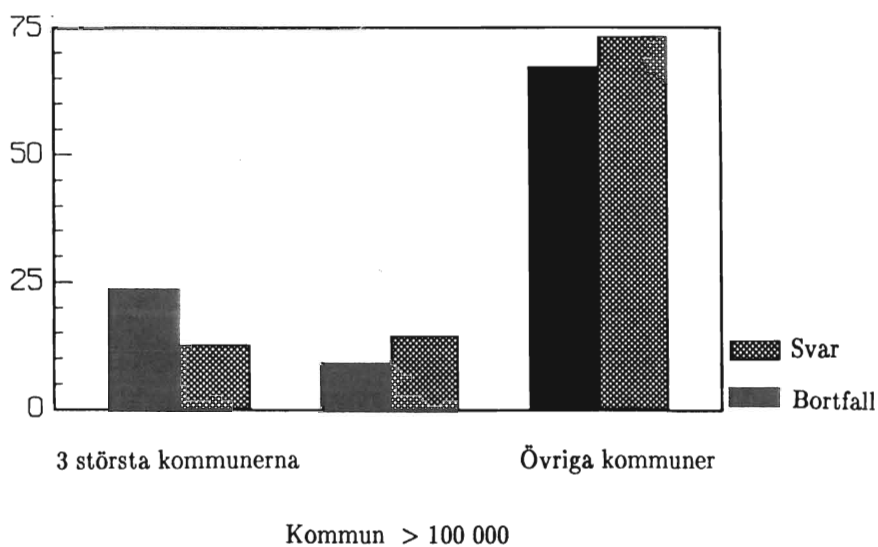
Figur 6 Fördelning för 1984 års taxerade inkomst för bortfall och svar från tilläggsurvalet 1986

Procent



Figur 7 Kommunindelning för bortfall och svar från tilläggsurvalet 1986, baserad på information från SPAR

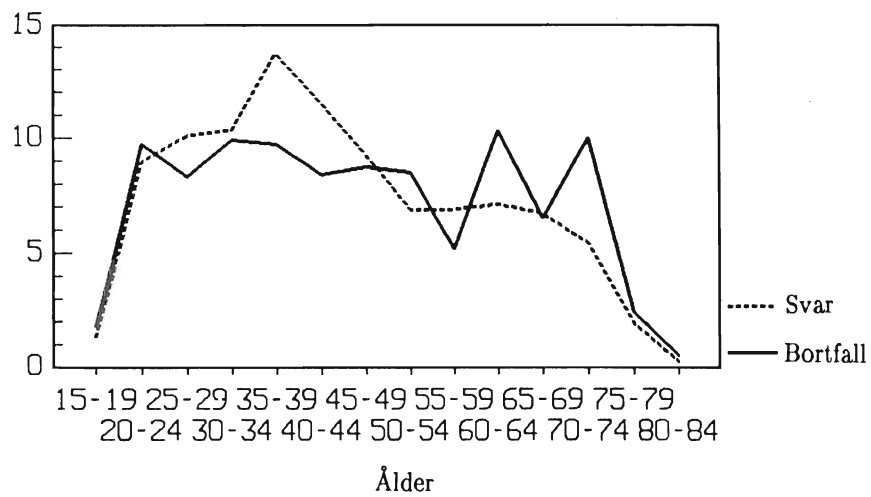
Procent



Figur 8 Åldersfördelning 1984 för bortfall och svar 1986

MÄN

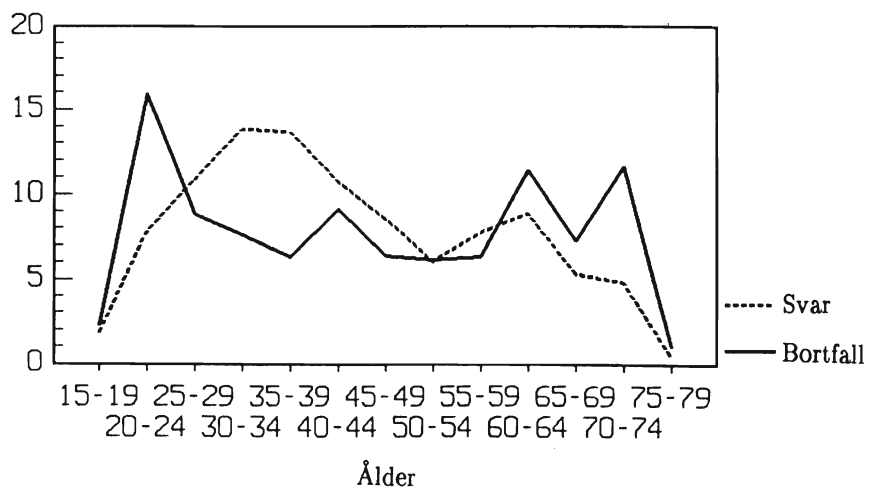
Procent



Figur 9 Åldersfördelning 1984 för bortfall och svar 1986

KVINNOR

Procent

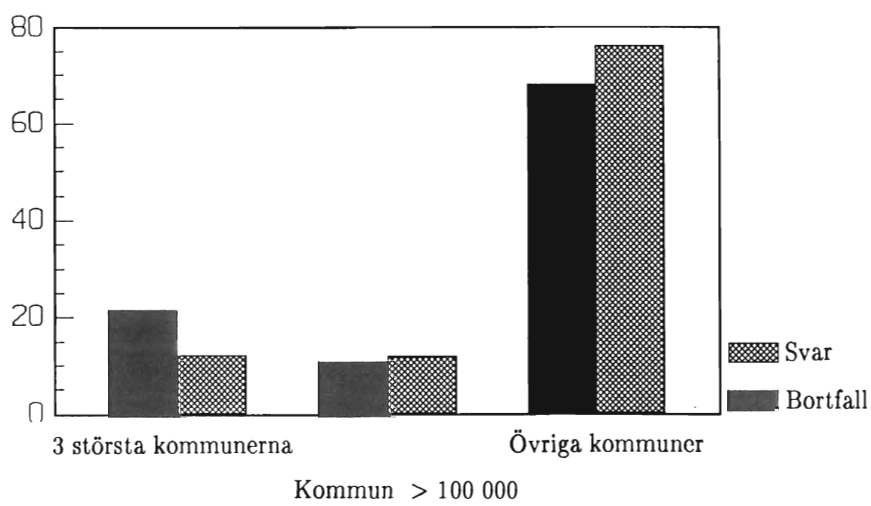




Figur 10 Tätortsfördelning 1984 för bortfall och svar 1986

MÄN

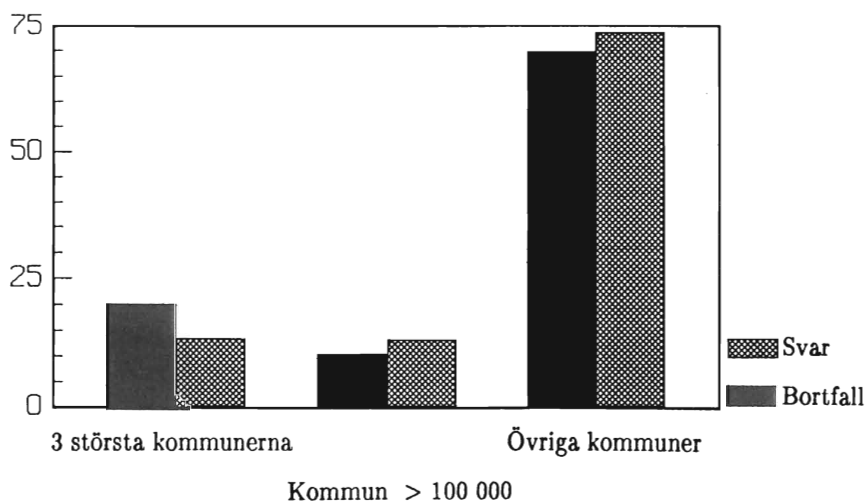
Procent



Figur 11 Tätortsfördelning 1984 för bortfall och svar 1986

KVINNOR

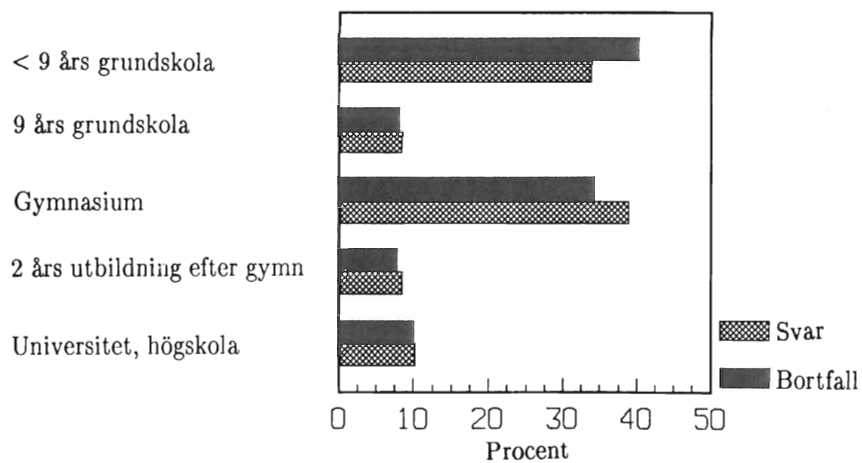
Procent



Figur 12 Utbildningsfördelning 1984 för bortfall och svar 1986

MÄN

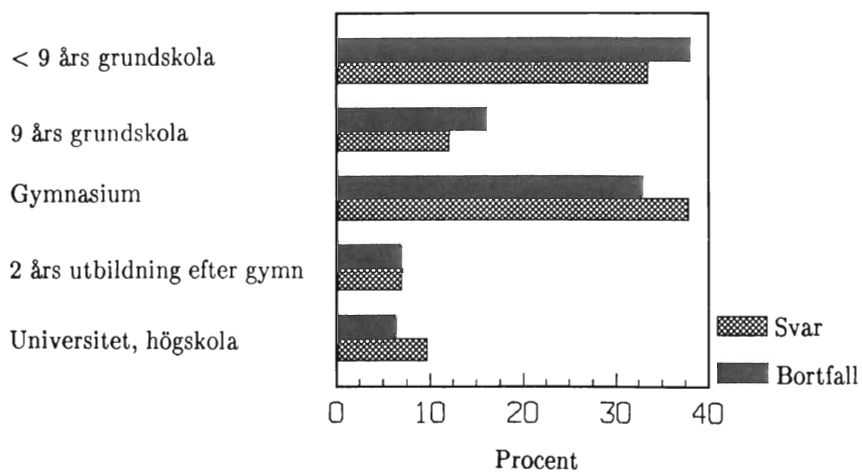
Utbildningsnivå



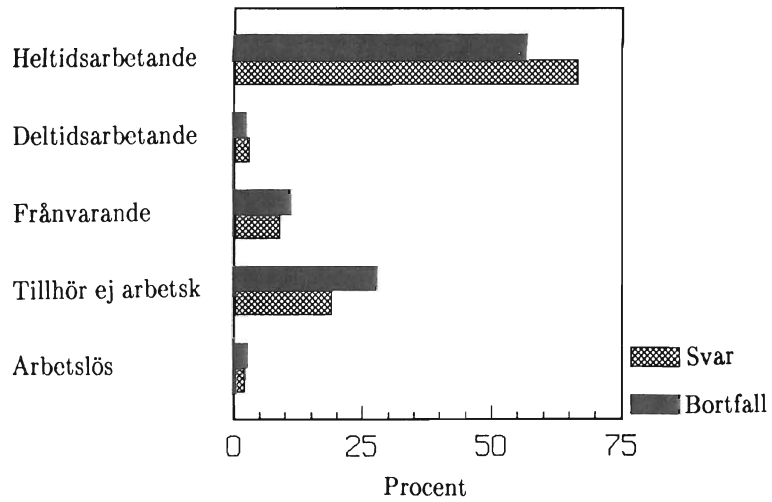
Figur 13 Utbildningsfördelning 1984 för bortfall och svar 1986

KVINNOR

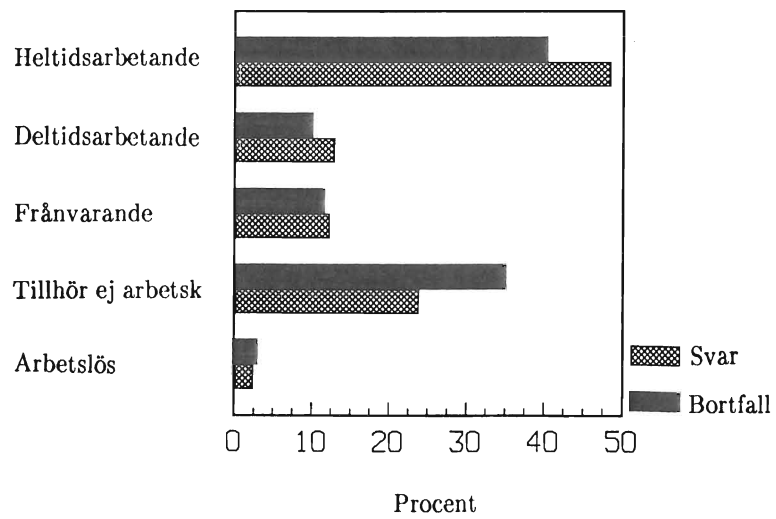
Utbildningsnivå



Figur 14 Sysselsättning 1984 för bortfall och svar 1986  
MÄN

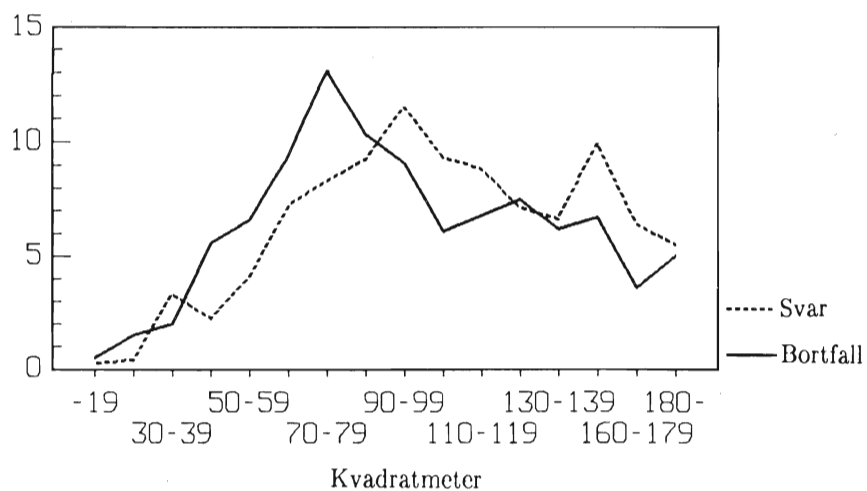


Figur 15 Sysselsättning 1984 för bortfall och svar 1986  
KVINNOR



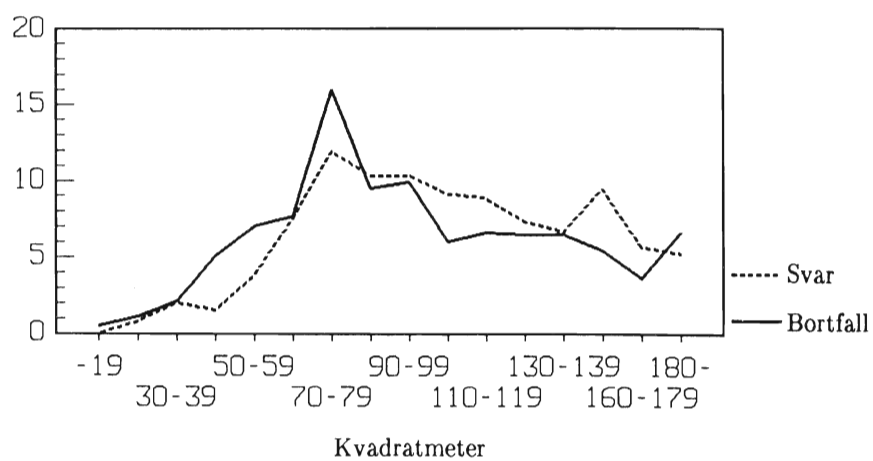
Figur 16 Bostadsyta 1984 för bortfall och svar 1986

MÄN  
Procent

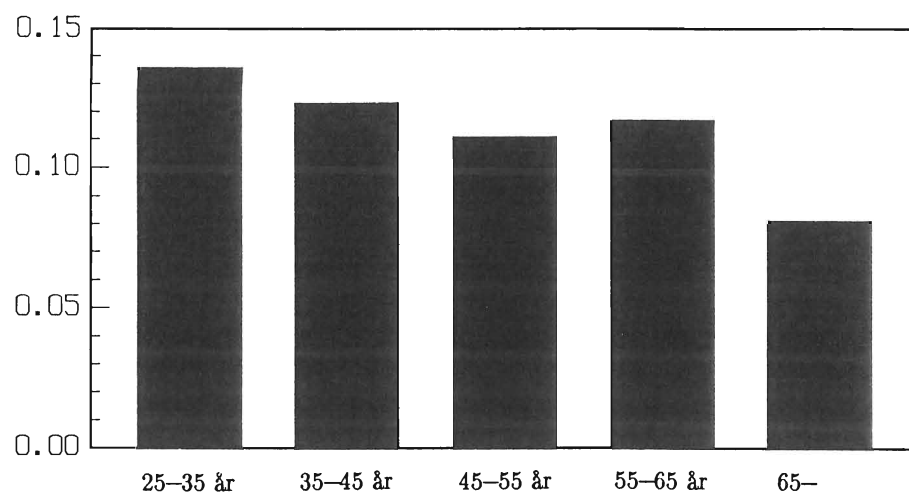


Figur 17 Bostadsyta 1984 för bortfall och svar 1986

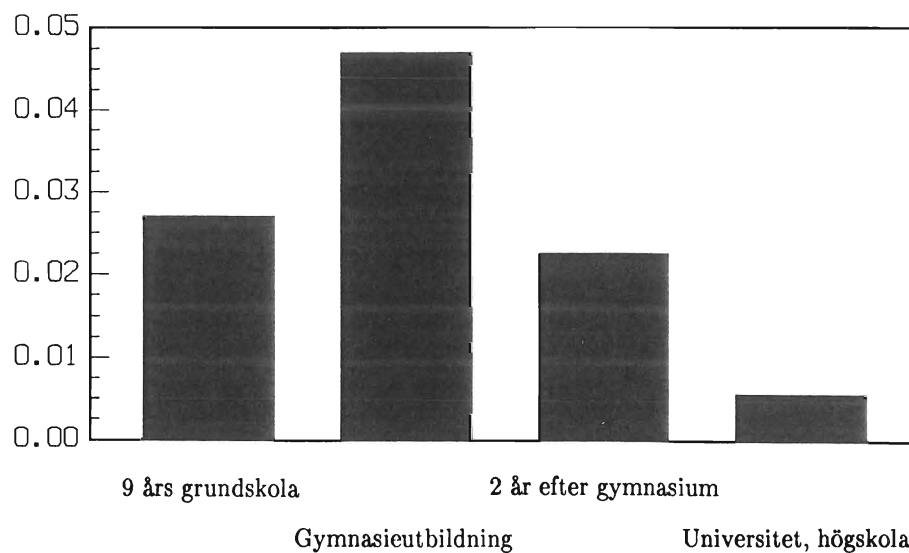
KVINNOR  
Procent



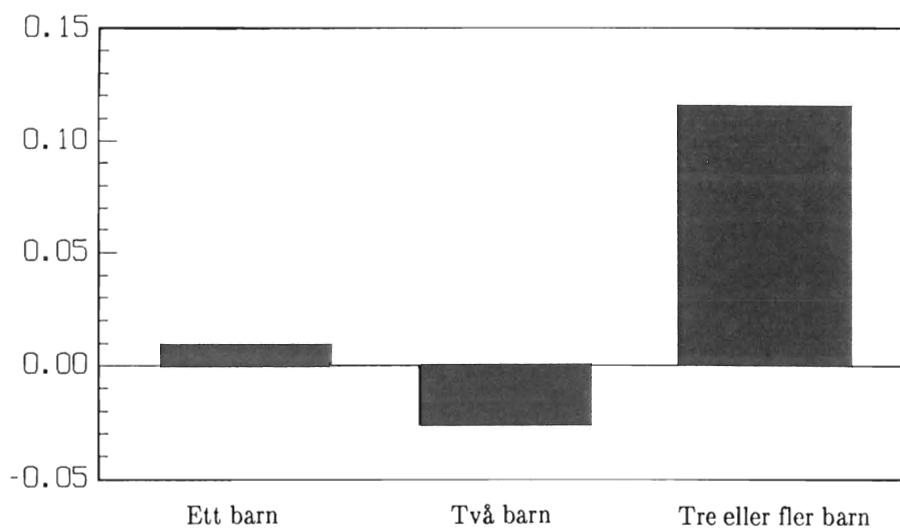
**Figur 18** Marginell effekt av ålderskillnader på sannolikheten att deltaga i 1986 års panel



**Figur 19** Marginell effekt av utbildningskillnader på sannolikheten att deltaga i 1986 års panel

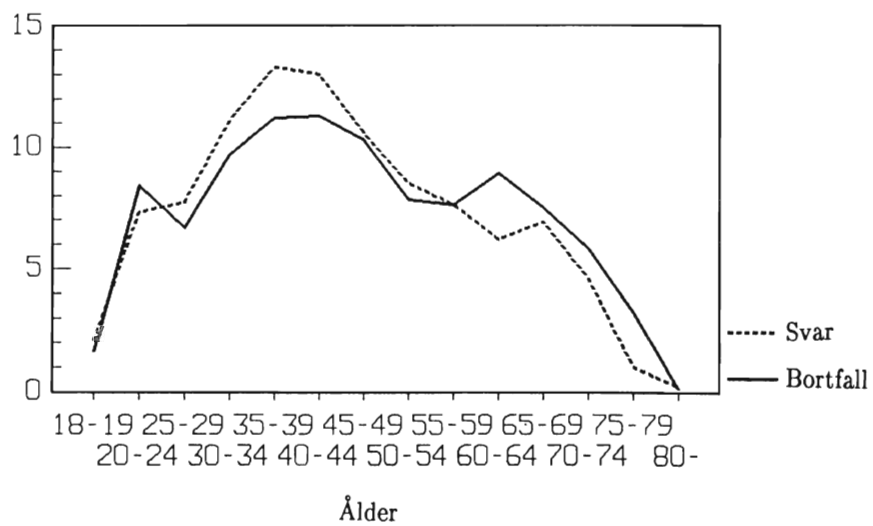


Figur 20 Marginell effekt av antalet barn i hushållet på sannolikheten att delta i 1986 års panel

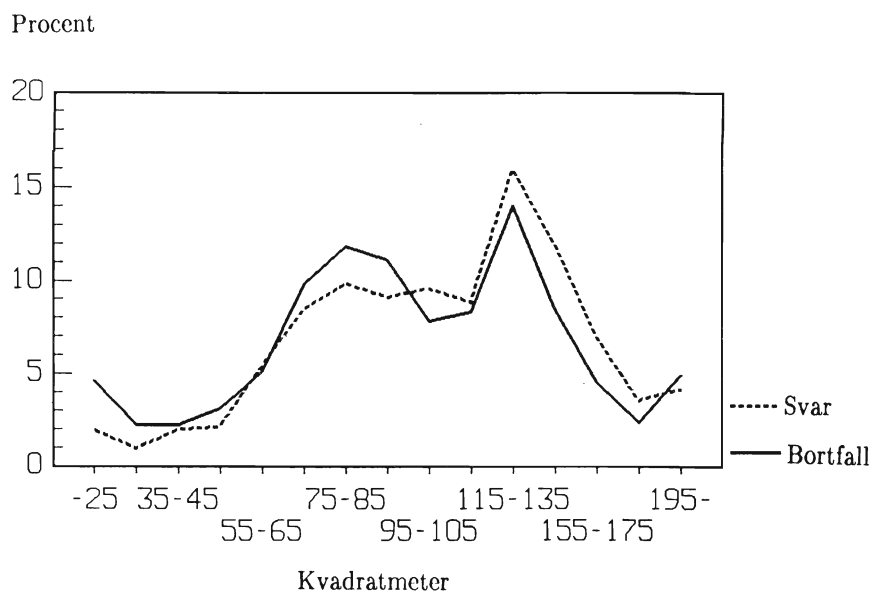


Figur 21 Åldersfördelning 1986 för bortfall och svar 1988

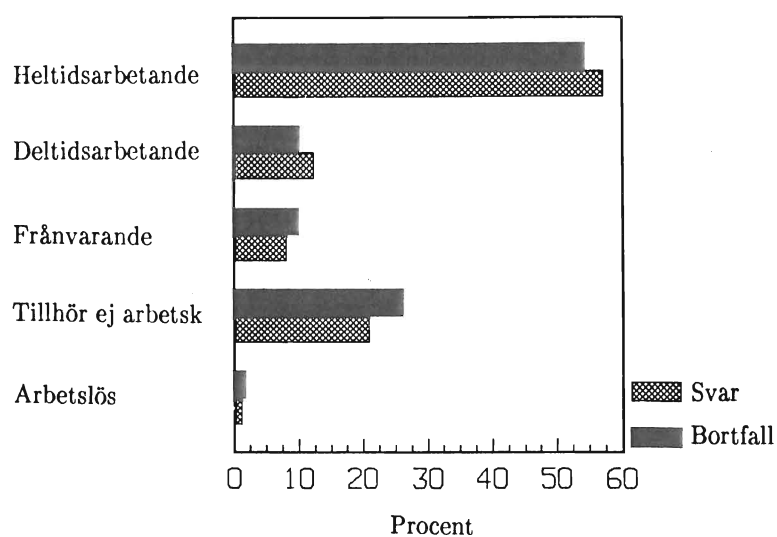
Procent



Figur 22 Bostadsyta 1986 för bortfall och svar 1988



Figur 23 Sysselsättning 1986 för bortfall och svar 1988



## KAPITEL 3

### Hur många barn? En studie av fertiliteten i Sverige

Ali Tasiran och Anders Klevmarken

#### 1 Inledning

Varje dag föds mellan 250 och 300 barn i Sverige. I början på 1980-talet hade Sverige de lägsta födelsetalen på mycket länge, t o m lägre än på 1930-talet. Det allmänna födelsetalet, dvs antalet födslar under ett år per 1 000 invånare var 14 på 1930-talet men endast 11 i början av 1980-talet. Under de allra senaste åren har vi dock observerat en viss ökning i födelsetalen.

Efterkrigstidens kohorter av kvinnor har kommit ned i samma låga fruktsamhetstal som de kvinnor som föddes i början av seklet. Tabell 1 visar hur fruktsamheten, dvs det genomsnittliga antalet födda barn under en kvinnas fruktsamma period, har varierat sedan 1800-talet. Man brukar anse att varje kvinna i genomsnitt behöver ha 2,1 barn för att varje ny generation ska bli lika stor som den föregående. De nu fertila kohorterna har en lägre fruktsamhet.

Undersökningar utförda av Johansson och Arvidsson (1981) och Johansson och Finnäs (1983) har visat att födelsetalens nedgång under 1970-talet främst berodde på att de yngre kvinnorna försköt tidpunkten för det första barnets födelse fram till 25–30 års ålder och att benägenheten att föda fler än två barn minskade. Man har även funnit att allt fler barn föds utanför äktenskapet, då samboende utan äktenskap blivit allt vanligare.

Orsakerna till fruktsamhetsnedgången har bland annat studerats med hjälp av de data som SCB samlade in inom ramen för den så kallade fertilitetsundersökningen 1981, se Lyberg (1984). Resultaten har bland annat presen-



terats i en serie rapporter från den Demografiska avdelningen vid Stockholms Universitet. Underlaget till denna uppsats är retrospektiva data om kvinnans fertilitet från 1984 års HUS-undersökning. Vi använder dem för att skatta hur kvinnans benägenhet att föda sitt första, andra respektive tredje barn varierar med kohort, samlevnadshistoria, utbildning, arbetsmarknadserfarenhet och lön samt social bakgrund och inkomst. Trots de olikheter som finns mellan de två undersökningarna får vi ungefär samma resultat.

## 2 Fertiliteten varierar med födelsekohort och ålder

I 1984 års HUS-intervjuer frågades alla kvinnor om hur många barn de fött och när de föddes. De fick också besvara frågor om sin utbildning och erfarenhet av förvärvsarbete, liksom även några frågor om sin sociala bakgrund. Med hjälp av dessa uppgifter har vi för varje kvinna försökt konstruera en levnadshistorik. Ett exempel på en sådan visas i figur 1 för en kvinna som föddes 1944 och således var 40 år när hon intervjuades. Vid 15 års ålder antas hon ha inträtt i fertil ålder. När hon var 19 år gammal började hon sambo med någon och vid 20 års ålder avslutade hon gymnasiestudierna. Hon födde sitt första barn vid 22 års ålder, avslutade högskolestudier några år senare och började förvärvsarbete, gifte sig vid 27 års ålder och fick sitt andra barn vid 30 och stannade hemma tills hon var 36 år, då hon åter började förvärvsarbete. I vårt datamaterial har vi dylika levnadshistoriker för 1 321 kvinnor varav 1 062 hade fått barn före intervjun 1984. Tabell 2 visar hur många kvinnor som tillhör respektive födelsekohort och hur många av dem som fött minst ett barn.

Då fertiliteten varierar starkt med kvinnans ålder överdriver födelsefrekvenserna i tabell 2 skillnaderna mellan kohorterna. Figurerna 2 och 3 visar antalet förstföderskor efter både ålder och födelsekohort i förhållande till det totala antalet kvinnor i respektive kohort. Antalet observationer är inte tillräckligt stort för att kurvorna ska bli jämna, men av figur 2 framgår ändå relativt tydligt att födelsefrekvenserna successivt minskat i de yngre kohorterna. Figurerna 4 och 5 visar motsvarande kurvor för det andra barnet.

## 3 En modell för kvinnans benägenhet att föda barn

I ett försök att "filtrera bort" de slumpmässiga variationerna och därigenom få

en tydligare bild av vad kohort, ålder och andra variabler betyder för kvinnans benägenhet att föda barn har vi skattat en så kallad väntetidsmodell.<sup>1</sup> För varje kvinna har vi observerat hur många år det gått efter 15 års ålder innan hon fått sitt första barn, hur många år det förflutit mellan det första och det andra barnet osv. För de kvinnor som vid intervjutillfället 1984 ännu befann sig i fertil ålder finner vi att några ännu inte fått något barn, andra har endast fått ett barn men ännu ej två osv. Den sist observerade "väntetidsperioden" sägs i dessa fall vara öppen. Även denna typ av information, dvs att en kvinna under loppet av ett antal år inte fått några barn, kan vi utnyttja i den modell vi använder. Figur 6 innehåller en kurva som visar de relativa frekvenserna för de observerade väntetiderna för det första barnet. Kurvan visar t ex att av de kvinnor som fått minst ett barn fick ca 3 procent endast vänta 3 år på det första barnet, dvs de fick det vid 18 års ålder. De flesta kvinnor fick sitt första barn efter 6–9 års väntan. Fördelningen är positivt sned, dvs det finns ett fåtal kvinnor som får vänta mycket länge. Figur 7 visar motsvarande kurva för väntetiderna för det andra barnet. Vi finner att denna fördelning är betydligt mer koncentrerad. Den typiska väntetiden mellan det första och det andra barnet är 3 år, men även i detta fall finns det ett fåtal kvinnor som får vänta mycket länge.

Kvinnor som har en mycket hög benägenhet att föda sitt första barn kommer i allmänhet inte att behöva vänta länge på barnet, och de kvinnor som redan har ett barn och har en hög benägenhet att föda ännu ett kommer i allmänhet att ha en kort andra väntetidsperiod. Det finns således ett direkt samband mellan benägenheten (sannolikheten) att föda ett barn och väntetidsperiodens längd. Ett sätt att mäta födelsebenägenheten är att använda så kallade centralkvoter, dvs antalet kvinnor som fött t ex sitt första barn i en viss ålder dividerat med medeltalet barnlösa kvinnor i denna ålder. Denna kvot, en för varje åldersår t, kan tolkas som en sannolikhet, dvs sannolikheten att en kvinna som är t år gammal och inte fått något barn tidigare, ska föda sitt första barn just när hon är t år. På motsvarande sätt kan man bilda och tolka centralkvoter för det andra, och tredje barnet osv.<sup>2</sup> Dessa centralkvoter

---

<sup>1</sup>Duration model, se t ex Miller (1981) eller Amemiya (1985) kap 11.

<sup>2</sup>De mot de empiriska centralkvoterna svarande teoretiska sannolikheterna brukar benämnas hasardkvoter (hazard rates). Ett alternativt namn på väntetidsmodeller är därför hasardkvotmodeller (hazard rate models). Termen hasard kommer från det arabiska ordet "al zhar", vilket betyder tärning.

bör bero på väntetidens längd. Ju längre väntetiden är desto mindre bör centralkvoterna bli. Skälet till detta är att riskgruppen av kvinnor som ännu ej fått barn blir mer och mer selekterad och till slut återstår endast de som inte kan eller vill få barn. Det är däremot inte säkert att centralkvoterna avtar kontinuerligt. Sannolikheten att skaffa barn kan t ex vara låg alldeles i början av en period för att sedan växa innan den åter avtar. Om den gäller det första barnet kan orsaken t ex vara att kvinnan vill avsluta en utbildning och påbörja ett förvärvsarbete innan det första barnet föds. Gäller sannolikheten det andra eller något av de följande barnen har kvinnan en icke fruktsam period efter föregående barns födelse, dessutom kan hon vilja uppskjuta nästa födsel så att hon inte får två blöjbarn samtidigt. Figurerna 8 och 9 visar observerade centralkvoter för det första respektive andra barnet. Kurvorna är utjämnade med treåriga glidande medeltal. De två diagrammen visar att tidsberoendet är ganska olika för det första och det andra barnet. För det första barnet ligger centralkvoten på 20% under 11–12 år, därefter ökar den och når en topp efter 13–14 år på drygt 40% för att sedan klinga av. Centralkvoten för det andra barnet är mycket liten under de allra första åren efter det första barnets födelse, därefter ökar den snabbt och når efter ca fem år 20% som gäller i ytterligare omkring fem år innan kvoten långsamt klingar av.

Något förenklat kan man säga att den modell vi skattat förklarar dessa observerade centralkvoter som en funktion av vänteperiodens längd och andra förklarande variabler. Effekten av vänteperiodens längd har vi representerat med en andragsgradsfunktion.

Erfarenheter från tidigare demografiska analyser visar att fertiliteten varierar mellan olika kohorter. Vi har även kunnat konstatera att detta är fallet i vårt material. Det finns således goda skäl att låta modellen differentiera sannolikheten att få barn efter kohort. Vi har grupperat födelsekohorterna i femårsklasser. Kohortindelningen förklarar emellertid inte skillnaderna i fertilitet på annat sätt än som en trendmässig förskjutning. Vad beror denna förskjutning på? En rimlig förklaring är det förändrade bruket av preventivmedel, vilket åtminstone delvis skulle kunna förklara minskningen i fertilitet.

Kvinnans ålder vid barnets födelse är linjärt beroende av vänteperiodernas längd. Då den första fertila perioden antages börja vid 15 års ålder för alla kvinnor är exempelvis den första periodens längd lika med åldern minskad med 15. I modellen har vi därför inte explicit tagit med åldersvariabeln. Förutom via vänteperiodernas längd kommer åldern dock att bestämma övergångssannolikheterna även via en variabel som anger vid vilken ålder

kvinnan påbörjade ett samboförhållande. Tanken är att det råder en negativ samvariation mellan denna variabel och sannolikheten att föda barn. Ju yngre kvinnan är när hon börjar sambo med någon, desto mer benägen antas hon vara att få barn.<sup>3</sup>

Kvinnor som aldrig sambott ingår inte i undersökningen. Tidigare analyser som vi gjort visar dock att de som inte lever tillsammans med en partner har ungefär samma sannolikheter att föda barn som de som ingår i en parförbindelse. Enligt Hoem (1984) och Hoem m fl (1986) är detta något som är unikt för Sverige. Jämfört t ex med danska kvinnor är svenska kvinnor mer benägna att föda barn utanför äktenskapet.

I valet om en kvinna ska ha några barn eller ej, och i så fall hur många, spelar hennes yrkeskarriär en stor roll. Alla barnfamiljer känner till svårigheterna att kombinera ett yrkesliv i karriären med framför allt små barn. Även om männen övertagit en del av arbetet med de egna barnen (se Lennart Floods uppsats i denna volym) är det fortfarande kvinnorna som i de flesta fall får avstå från förvärvsarbete och inkomster. Att ha barn leder således både till ett omedelbart inkomstbortfall och till en minskning av framtida inkomster, då den kvinna som är hemma för att föda barn och för att därefter ta hand om dem inte hinner bygga upp en lika stor yrkeserfarenhet som män i motsvarande åldrar. Alternativkostnaden för att ha barn är således större ju högre lön kvinnan har när hon bestämmer sig för att föda ett barn och ju högre hennes framtida förväntade löner är. De variabler som ska fånga dessa förhållanden är kvinnans utbildning, hennes arbetsmarknadserfarenhet och hennes lön vid intervjutillfället. Hypotesen är att sannolikheten att föda (ännu) ett barn är mindre ju högre utbildning, längre erfarenhet och högre lön som kvinnan har.

Tyvärr har vårt datamaterial brister. För att skatta modellen borde vi känna till vilken lön, utbildning och erfarenhet som kvinnan hade nio månader innan respektive barn föddes. Den enda löneuppgift vi har avser lönen vid intervjutillfället 1984. När det gäller utbildning och erfarenhet förhåller det sig på samma sätt. För att åsätta en utbildningsnivå vid slutet av respektive vänteperiod har vi antagit att kvinnan studerat kontinuerligt i det uppgivna antalet åren sedan 7 års ålder. Antalet år som kvinnan uppgivit att hon förvärvsarbetat har vi fördelat på vänteperioder på liknande sätt, med början efter utbildningsperiodens slut och med avbrott för barnafödslar. I den mån

---

<sup>3</sup>Man kan också tänka sig att en graviditet kommer först och att parterna därför börjar sambo.

dessa antaganden är felaktiga kan de i princip snedvrída skattningarna av respektive variabls effekt på övergångssannolikheten.

Kvinnans benägenhet att föda barn bör vara större ju mindre beroende hushållet är av kvinnans arbetsinkomster, dvs ju större mannens inkomster är och ju större inkomster hushållet har från andra källor än förvärvsarbete.<sup>4</sup> För att försöka fånga denna effekt har vi tagit med hushållets disponibla inkomst 1984. Detta är ingen idealisk variabel. Helst skulle vi ha haft uppgift om hur stora inkomster hushållet hade utöver kvinnans arbetsinkomster omkring ett år före nedkomsten samt ett mått på förväntade framtida inkomster. Möjligen kan man uppfatta moderns utbildning och faderns yrke som kompletterande indikatorer på ett finansiellt oberoende. Det huvudsakliga motivet för dessa variabler liksom även det för kvinnans uppväxtort är dock att de avses fånga preferensskillnader grundlagda redan under uppväxtåren.

Tidigare studier har visat att sannolikheten att föda det första barnet skiljer sig från sannolikheten att föda det andra och tredje barnet. I vår modell har vi därför tillåtit de förklarande variablerna att ha olika effekt på sannolikheten att föda det första barnet och det andra barnet. När det gäller övergången från det andra barnet till det tredje och från det tredje till det fjärde osv har vi antagit att övergångssannolikheterna för dessa övergångar är desamma. Detta är ett antagande som vi tvingas göra då det är så få kvinnor som har tre eller flera barn. Vårt urval blir därför mycket litet.

För att förklara sannolikheterna att få två eller flera barn har vi utöver redan nämnda variabler även använt de föregående vänteperiodernas längd. Skälet är att vi på detta sätt kan fånga skillnader i beteende, som vi inte kan mäta på annat sätt. Om det finns förhållanden, som är unika för respektive kvinna, och som vi inte kunnat mäta, och som gör att det dröjer förhållandevis länge innan det första barnet kommer, antar vi att dessa förhållanden också fördröjer det andra och tredje barnet osv.

#### 4 Resultat

Antalet kvinnor med tre eller flera barn är så få i vårt urval att modellen inte kan skattas med tillräckligt god precision för sannolikheten att få tre eller flera

---

<sup>4</sup>Med undantag för de allra högst avlönade kvinnorna kompenseras numera nästan hela inkomstbortfallet under graviditetsledigheten och de efterföljande ledigheterna från socialförsäkringarna. Vi har inte haft möjlighet att ta hänsyn till att ersättningsvillkoren successivt förbättrats.

barn. I det följande begränsas tolkningarna därför till skattningarna av sannolikheten att få ett barn respektive sannolikheten att få ett andra barn.<sup>5</sup>

Figurerna 10 och 11 visar de av modellen predikterade sannolikheterna för att föda det första barnet efter födelsekohort och ålder. "Hackigheten" i kurvorna beror på att de värden övriga förklarande variabler antar varierar mellan kvinnorna. De kurvor vi ser i dessa figurer är således inte standardiserade för effekterna av övriga förklarande variabler, utan de är jämförbara med kurvorna i figurerna 2 och 3. Vi ser återigen att de yngre kohorterna och framför allt kohorterna 1961–1965 har låga födelsesannolikheter. En granskning av de estimerade kohortparametrarna i appendix, dvs kohorteffekterna standardiserade för skillnader i övriga variabler, visar att sannolikheten att föda det första barnet har minskat från kohorterna födda år 1936–40. Parameterestimaten för sannolikheterna att föda ett andra barn uppvisar inget entydigt mönster och skattningarna har så låg precision att vi inte kan konstatera några skillnader mellan kohorterna.

Både sannolikheten att föda det första barnet och sannolikheten att föda det andra visar en relation med vänteperiodens längd som ett omvänt U. Först ökar sannolikheten och därefter avtar den. Sambandet är mera utdraget och mindre toppigt för det första barnet än för det andra. Enligt Etzler (1987) är ca 80% av de yngsta kvinnorna barnlösa efter att ha varit sambo eller gifta i två år. Sannolikheten att föda ett andra barn blir dessutom mindre ju längre kvinnan väntade med att föda det första barnet. Ett uppskjutande av den första graviditeten minskar således sannolikheten för att kvinnan ska få något mer barn.

De som börjar sambo redan i 15–19 års ålder har högre sannolikhet att föda sitt första barn än övriga kvinnor. Den ålder vid vilken samboendet börjar har relativt stor betydelse. De som börjar sambo i 20–24 års ålder har en sannolikhet som i genomsnitt är ca 40% lägre än de som börjar i 15–19 års ålder och de som är ännu äldre har en sannolikhet som är 65% lägre. Motsvarande skattningar för sannolikheten att få barn nummer två är inte så välbestämda, men de antyder att riktningen på sambandet är densamma som för första barnet. Skillnader i samboålder har dock inte lika stor betydelse.

Ju högre utbildning kvinnan har desto mindre är hennes benägenhet att föda sitt första barn. Den största skillnaden föreligger mellan de kvinnor som

---

<sup>5</sup>De skattade modellparametrarna redovisas i appendix.

enbart har folkskola eller oavslutad grundskola och övriga kvinnor. Den förra gruppen har omkring dubbelt så stor sannolikhet. Den närmast största skillnaden finner vi mellan högskoleutbildade kvinnor och grundskole- eller gymnasieutbildade. De högskoleutbildade kvinnorna har omkring 20% lägre sannolikhet att föda sitt första barn. Utbildningen har inte riktigt samma effekt på sannolikheten att föda ett andra barn. Det är visserligen fortfarande så att kvinnor med den kortaste utbildningen har den största sannolikheten, men de högskoleutbildade har nästan lika stor sannolikhet. Med reservation för att våra skattningar är osäkra finner vi således att det är kvinnor med en mellanutbildning som har den minsta benägenheten att skaffa sig mer än ett barn.

Kvinnans arbetsmarknadserfarenhet har också stor betydelse för hennes benägenhet att skaffa barn. De kvinnor som saknar erfarenhet av förvärvsarbete har den största sannolikheten både att skaffa det första och det andra barnet. De som endast har några få års erfarenhet har den minsta sannolikheten att skaffa barn. Därefter ökar sannolikheten igen. Dessa resultat återspeglar den betydelse kvinnorna fäster vid att få en fast fot på arbetsmarknaden innan de får barn. Inte minst ersättningsreglerna från föräldraförsäkringen ger starka incitament att förvärvsarbete ett tag före en nedkomst så att föräldrapenningen lyfts upp. En jämförelse mellan resultaten för det första barnet och det andra barnet visar att arbetsmarknadserfarenhet har en större negativ effekt på sannolikheten att skaffa ett andra barn än vad det har på sannolikheten att skaffa det första barnet.

Effekterna av skillnader i timlön 1984 är små. Punktskattningarna är negativa men osäkra. Med reservation för denna osäkerhet antyder de att lönen har något större negativ effekt på sannolikheten att få flera barn än på sannolikheten att få barn.

Hushållets disponibla inkomst har en signifikant positiv effekt på sannolikheten att skaffa barn men effekten på sannolikheten att skaffa fler barn är skattad med så stor osäkerhet att variabeln inte blir signifikant i detta fall.

De skattade effekterna av moderns utbildning, faderns yrke och kvinnans uppväxtort är alla osäkra. Punktskattningarna antyder att benägenheten att skaffa barn är något större om modern endast hade en kort utbildning (och då förmodligen själv hade flera barn), och om fadern var jordbrukare eller fiskare. Punktskattningarna antyder också att de kvinnor som växt upp i utlandet har en något större sannolikhet att få flera barn än de som växt upp i Sverige.

Däremot kan vi inte se några sådana skillnader beträffande sannolikheten att få det första barnet.

## 5 Sammanfattning

En del av den observerade minskningen i fertilitet kan vi förklara med att den genomsnittliga utbildningsnivån ökat och med den ökade kvinnliga förvärvsverksamheten. Men även sedan vi tagit hänsyn till detta återstår en trendmässig nedgång i fertiliteten från och med födelsekohorterna från mitten av trettio-talet till och med de senast observerade kohorterna trettio år senare. Orsakerna till denna nedgång har inte klarlagts. En bidragande orsak kan vara det ökade bruket av allt säkrare preventivmedel. Det är emellertid också tänkbart att vi inte fullt ut lyckats fånga effekterna av kvinnans ökade deltagande i förvärvslivet. Vi har i vår analys t ex inte beaktat hur tillgången på daghemsplatser påverkar kvinnans beslut att förvärvsarbeta och föda barn. I många kommuner har det varit brist på barnomsorgstjänster och kö till daghemmen. Det är möjligt att detta medfört att yngre kvinnor i allt större utsträckning valt förvärvsarbete och konsumtionsstandard framför barn. Den successiva utbyggnaden av barnomsorgen skulle å andra sidan kunnat bidra till att kvinnan kan välja både förvärvsarbete och barn (dock ej så många). Även om det ännu är en obekräftad hypotes, skulle det ökade utbudet av barnomsorgstjänster möjligen kunna vara en del av förklaringen till att födelsetalen åter ökat något under de allra senaste åren. Sambanden mellan fertilitet, kvinnans utbud av arbetskraft, tillgången på barnomsorgstjänster och den ersättning som barnfamiljer kan få från socialförsäkringarna förtjänar ett fördjupat studium.

Resultaten av vår studie kan tolkas så att det finns tydliga ekonomiska incitament som bestämmer hur många barn kvinnorna får. I denna undersökning representeras de främst av variablerna arbetsmarknadserfarenhet och utbildning. Det är dock möjligt att vi underskattat de ekonomiska incitamentens betydelse, då vi saknat historiska löne- och inkomstsuppgifter. Vi har också funnit att hushållsbildningen har stor betydelse för fertiliteten. Ju senare ungdomar bestämmer sig för att flytta samman, desto färre barn kommer att födas. Det är många förhållanden, inte minst ekonomiska, som påverkar när ungdomar väljer att börja sambo. Att genomgå en högre utbildning bör i allmänhet medföra att samboende och äktenskap uppskjuts. Ju fler som söker



sig till högre utbildning, desto högre bör genomsnittsåldern bli för dem som börjar sambo. Ett väl tilltaget studiestöd kan dock modifiera denna trend. Ett annat förhållande av betydelse för hushållsbildningen är situationen på bostadsmarknaden. Om det är svårt att få tag i en bostad till rimlig kostnad bör det i princip leda till att beslut om samboende uppskjuts. Även sambanden mellan hushållsbildningen och fertiliteten bör fortsättningsvis tillhöra forskningens agenda.

## Referenser

- Amemiya, T, 1985, *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Etzler C, 1987, Education, cohabitation and the first child: Some empirical findings from Sweden, *SRRD - 34*, Demografiska Institutionen vid Stockholms Universitet.
- Hoem J M, 1984, Marriages connected with first births among cohabiting women in the Danish Fertility Survey of 1975, *SRRD - 19*, Demografiska Institutionen vid Stockholms Universitet.
- Hoem J M, Rennermalm B och Selmer R, 1986, Restriction biases in the analysis of births and marriages to cohabiting women from data on the most recent conjugal union only, *SRRD - 18*, Demografiska Institutionen vid Stockholms Universitet.
- Johansson L och Arvidsson A, 1981, *Få barn, födelsetalens utveckling 1960-78*, Information i prognosfrågor, 1981:2, SCB.
- Johansson L och Finnäs F, 1983, *Fertility of Swedish women born 1927-60*, Statistiska centralbyrån, Urval nr 14.
- Lyberg I, 1984:4, *Att fråga om barn. Teknisk beskrivning av undersökningen Kvinnor i Sverige*, Örebro.
- Miller, R G, 1981, *Survival Analysis*, John Wiley & Son, New York.

## Appendix

Den väntetidsmodell som använts kan skrivas på följande form:

$$h_{ikm}(t) = \exp \left[ x'_{ikm} \beta_{km} + \gamma_{1km} \frac{t^{(\lambda_{1km})-1}}{\lambda_{1km}} + \gamma_{2km} \frac{t^{(\lambda_{2km})-1}}{\lambda_{2km}} \right]$$

där  $h_{ikm}$  är sannolikheten att den  $i$ :te individen efter väntetiden  $t$  får  $m$  barn efter att förut ha haft  $k$  barn,

$x'_{ikm}$  en vektor av binära eller kontinuerliga variabler,  
 $\beta_{km}$  en vektor av parametrar.

Parametern  $\lambda_{1km}$  sätts a priori lika med 1 och  $\lambda_{2km}$  lika med 2. På detta sätt får vi en andragsgradsfunktion i väntetiden  $t$ .  $\gamma_{1km}$  och  $\gamma_{2km}$  är okända parametrar som estimeras.

Tabell A-1

Estimat av en Box-Cox väntetidsmodell med kvadratisk varaktighetsberoende  
(Asymptotiska standardavvikelser inom parentes)

Variabler	Övergångar			
	0→1	1→2	2→3	2→3 o/e mer
Konstant	-1.103 (0.31)	-0.656 (0.34)	0.494 (0.45)	-0.181 (0.44)
Ålder i början av samlevnad:				
15–19	0	0	0	0
20–24:	-0.649 (0.08)	-0.173 (0.10)	-0.111 (0.16)	-0.073 (0.16)
25+ :	-1.060 (0.09)	-0.234 (0.12)	0.035 (0.19)	-0.010 (0.19)
Kvinnans födelsekohort:				
–35	0	0	0	0
1936–40	0.158 (0.09)	-0.063 (0.11)	-0.357 (0.18)	-0.246 (0.18)
1941–45	0.075 (0.08)	-0.079 (0.01)	-0.241 (0.15)	-0.078 (0.15)
1946–50	0.095 (0.09)	-0.095 (0.11)	-0.218 (0.19)	-0.021 (0.19)
1951–55	-0.166 (0.10)	-0.069 (0.14)	-0.273 (0.23)	-0.001 (0.24)
1956–60	-0.235 (0.14)	0.215 (0.19)	-0.009 (0.36)	0.411 (0.36)
1961–65	-1.175 (0.26)	-0.167 (0.59)	–	–
Kvinnans utbildning:				
Folkskola	0	0	0	0
Grundskola	-0.596 (0.29)	-0.298 (0.32)	-0.645 (0.39)	-0.668 (0.38)
Gymnasium	-0.631 (0.29)	-0.269 (0.32)	-0.640 (0.39)	-0.642 (0.39)
Högskola	-0.787 (0.30)	-0.089 (0.34)	-0.337 (0.43)	-0.337 (0.43)

Kvinnans arbetsmarknadserfarenhet:

-1 år	0	0	0	0
2-5 år	-1.494 (0.23)	-2.698 (0.50)	-3.770 (1.00)	-4.202 (1.00)
6-10 år	-0.322 (0.10)	-1.121 (0.14)	-2.497 (0.30)	-2.732 (0.30)
11-20 år	-0.261 (0.07)	-0.751 (0.08)	-1.459 (0.14)	-1.673 (0.14)
21-30 år	-0.284 (0.08)	-0.593 (0.09)	-1.129 (0.14)	-1.271 (0.14)
31+ år	-0.449 (0.09)	-0.676 (0.11)	-1.116 (0.17)	-1.213 (0.17)

Moderns utbildning:

< 6 år	0	0	0	0
Grundskola	-0.076 (0.06)	0.006 (0.08)	0.002 (0.13)	0.034 (0.13)
Gymnasium	-0.163 (0.18)	-0.031 (0.25)	-0.120 (0.45)	-0.039 (0.45)
Högskola	-0.117 (0.25)	0.234 (0.32)	0.313 (0.54)	0.240 (0.53)

Faderns yrke:

Jordbrukare, fiskare	0	0	0	0
Arbetare	-0.049 (0.06)	-0.084 (0.08)	-0.215 (0.13)	-0.162 (0.13)
Tjänsteman	-0.092 (0.08)	0.079 (0.10)	0.128 (0.16)	0.101 (0.16)
Småföretagare	-0.074 (0.08)	-0.121 (0.11)	-0.208 (0.18)	-0.246 (0.18)
Företagsledare	-0.167 (0.22)	-0.378 (0.31)	-0.210 (0.61)	-0.263 (0.61)

Kvinnans uppväxtort

Utlandet	0	0	0	0
Glesbygd	0.033 (0.09)	-0.079 (0.11)	0.001 (0.18)	-0.076 (0.18)
Mindre tätorter	-0.050 (0.11)	-0.226 (0.15)	-0.107 (0.24)	-0.159 (0.24)
Större tätorter	0.035 (0.12)	-0.111 (0.15)	-0.110 (0.24)	-0.120 (0.24)

Kvinnans timlön under 1984

	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.006 (0.004)	-0.005 (0.004)
--	-------------------	-------------------	-------------------	-------------------

Hushållens disponibla inkomst under 1984

	0.13D-05 (0.5D-06)	0.58D-06 (0.6D-06)	0.50D-07 (0.9D-06)	0.39D-06 (0.9D-06)
Varaktighetsberoende				
Gamma 1	0.191 (0.015)	0.233 (0.037)	0.148 (0.051)	0.134 (0.502)
Gamma 2	-0.018	-0.058	-0.039	-0.358
Väntetiden 1:a barn	–	-0.041 (0.009)	-0.099 (0.017)	–
Väntetiden 2:a barn	–	–	-0.127 (0.029)	-0.078 (0.0169)
Log av likelihood	-5361.59	-3183.67	-1413.88	-1466.52
Antalet variabler	31	32	32	31
Antalet övergångar	936	726	308	401
Antalet öppna vänteperioder	139	210	418	325
Totala antalet vänteperioder	2011	1662	1034	1127
Antalet observationer	1075	936	726	726

Tabell 1 Fruktsamheten efter kvinnans födelseår

Kvinnor födda år	Genomsnittliga antalet födda barn
1800	4.7
1850	4.3
1890	2.5
1905	1.8
1934	2.2
1940	2.1
1950	2.0
1955	1.9
1960	1.9
1965	1.9

} skattade  
siffror

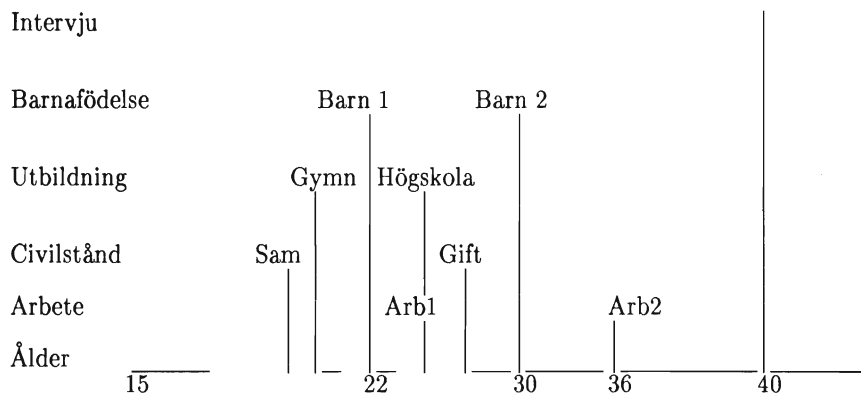
Källa: "Bakgrundsmaterial från Prognosinstitutet", SCB 1982:1, samt ej publicerade uppgifter från SCB.

Tabell 2 Antalet förstabarnsfödslar efter kvinnans födelskohort

Födelskohort	Antalet kvinnor 1984		Andel med 1:a barn
	Totalt	Med 1:a barn	
1961–65 (19–23-åringar)	92	17	0.18
1956–60 (24–28-åringar)	122	70	0.57
1951–55 (29–33-åringar)	152	122	0.80
1946–50 (34–38-åringar)	155	142	0.92
1941–45 (39–43-åringar)	184	168	0.91
1936–40 (44–48-åringar)	120	108	0.90
≤1935 (49 + -åringar)	496	435	0.88
Alla kohorter	1 321	1 062	0.80

Anm: Antalet kvinnor med 1:a barn avser samtliga kvinnor som i urvalet erhållit ett eller flera barn vid intervjun 1984.

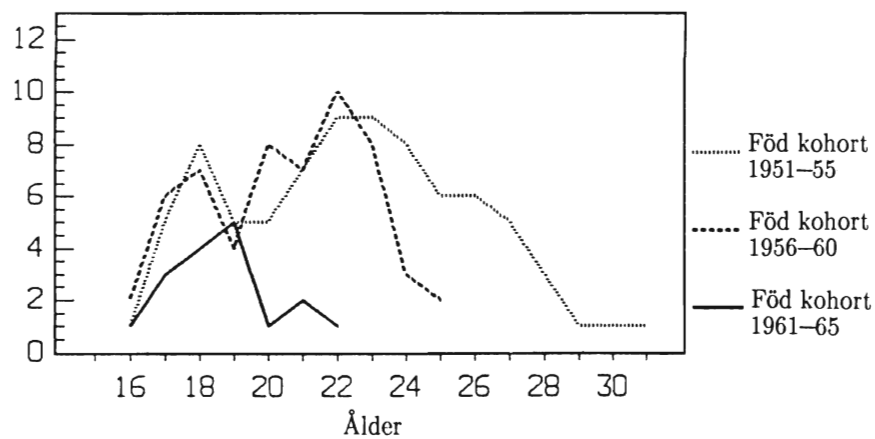
Figur 1 Exempel på en livshistoria för en kvinna född 1944 och intervjuad 1984





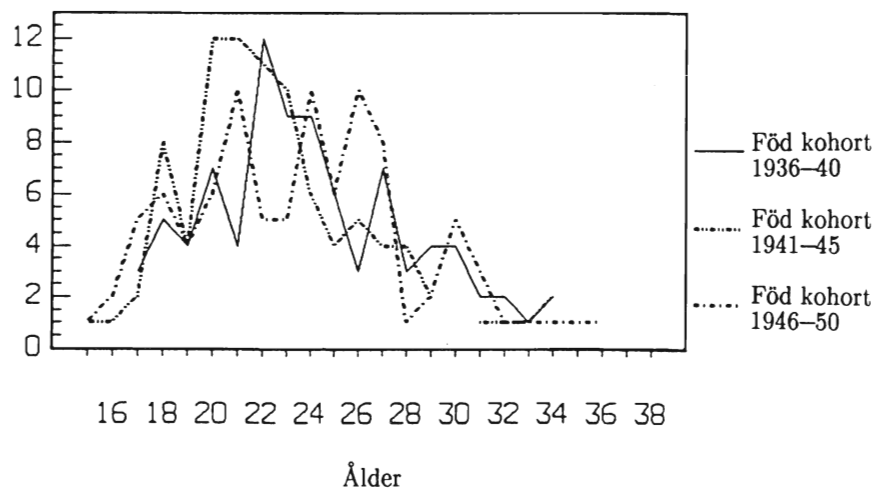
Figur 2 Andelen förstföderskor efter ålder och födelsekohort

Procent av kohortstorleken



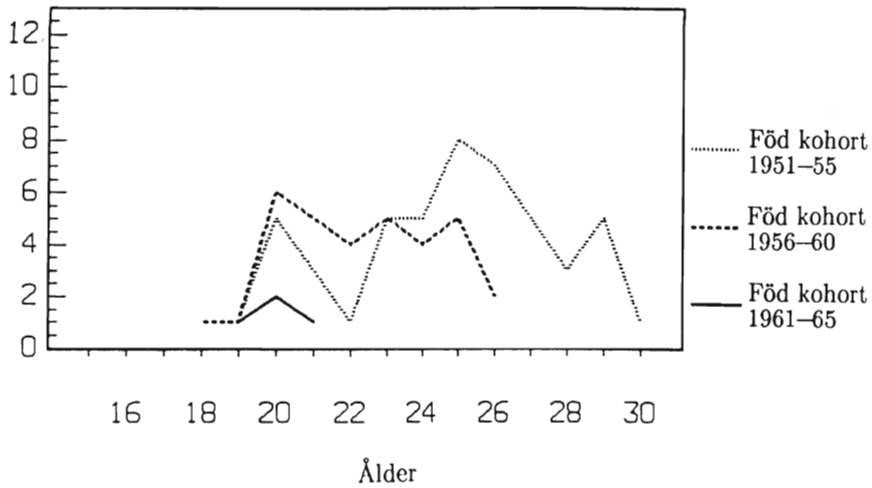
Figur 3 Andelen förstföderskor efter ålder och födelsekohort

Procent av kohortstorleken



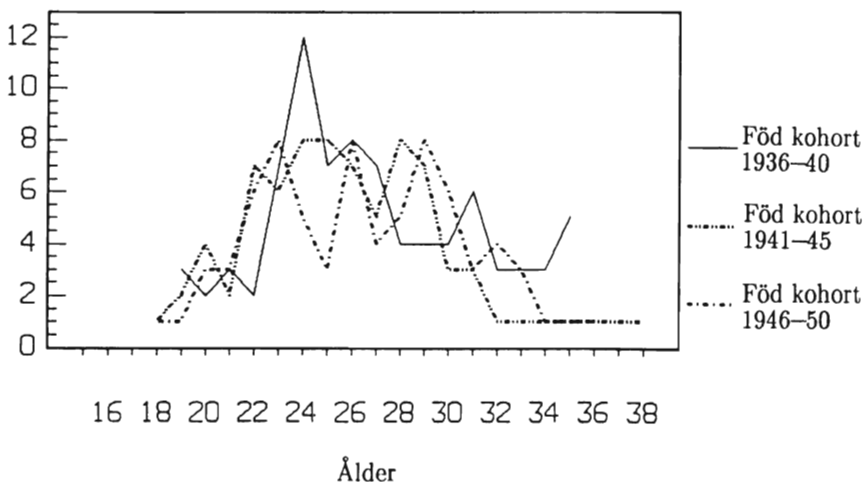
Figur 4 Andel kvinnor som fött ett andra barn, efter kvinnans ålder och födelsekohort

Procent av kohortstorleken



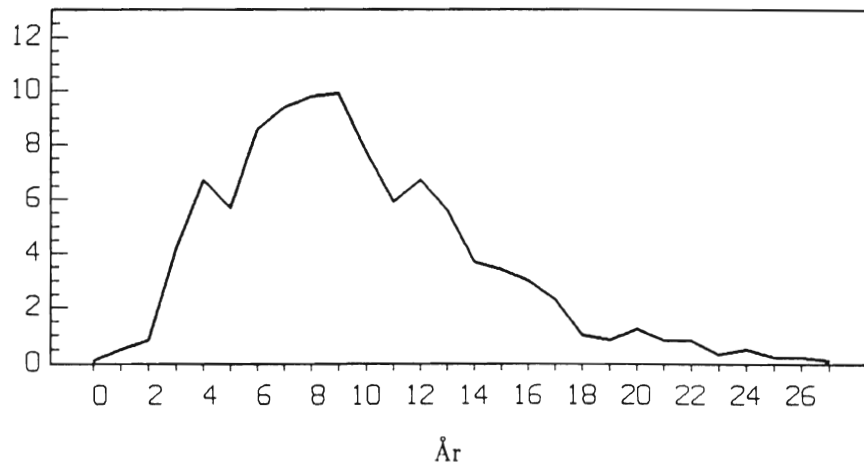
Figur 5 Andel kvinnor som fött ett andra barn, efter kvinnans ålder och födelsekohort

Procent av kohortstorleken



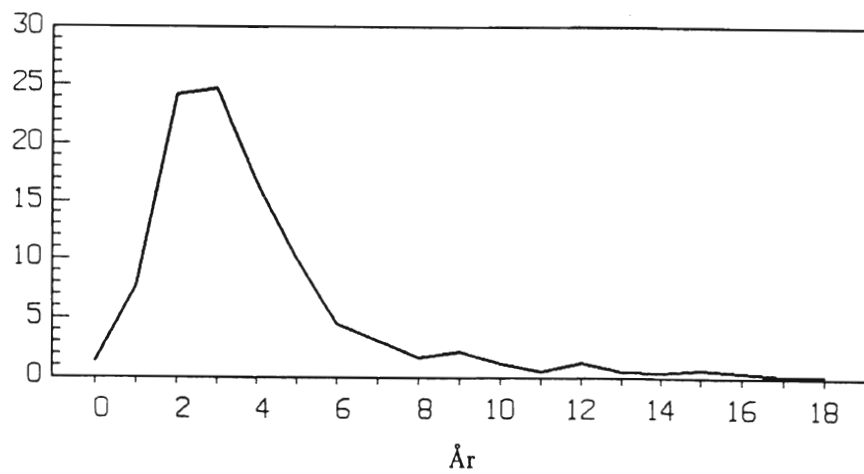
Figur 6 Väntetidsfrekvenser för det första barnet

Procent



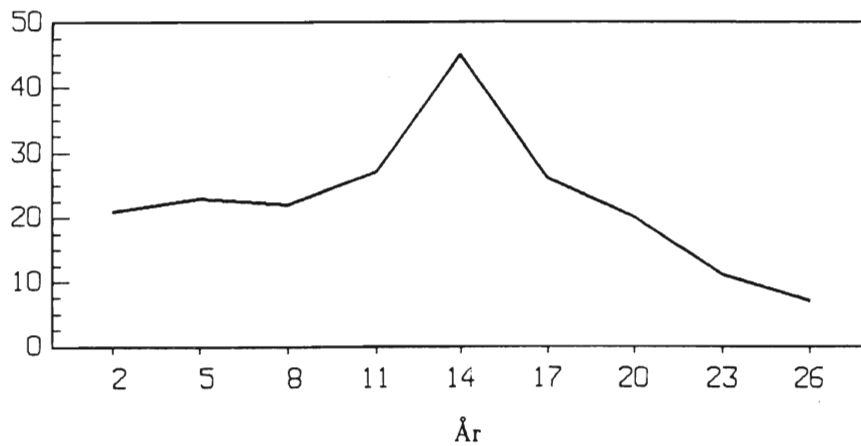
Figur 7 Väntetidsfrekvenser för det andra barnet

Procent



Figur 8 Observerade centralkvoter för det första barnet

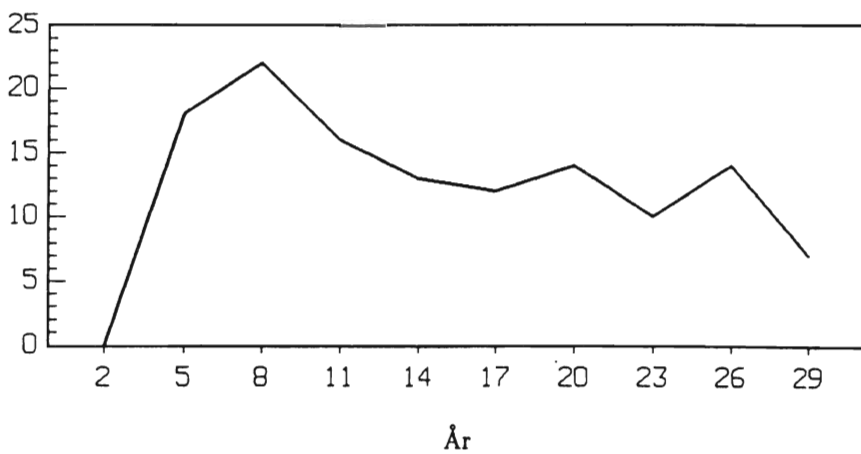
Procent



Anm: Tre års glidande medeltal.

Figur 9 Observerade centralkvoter för det andra barnet

Procent



Anm: Tre års glidande medeltal.

Figur 10 Beräknade sannolikheter för det första barnets födelse, efter kvinnans födelsekohort och ålder



Figur 11 Beräknade sannolikheter för det första barnets födelse, efter kvinnans födelsekohort och ålder



## KAPITEL 4

### Daghemsavgifter och kvinnors yrkesarbete

Siv Gustafsson

I Sverige yrkesarbetar 85% av alla mödrar med förskolebarn. Vi ligger därmed i topp i den västliga industrivärlden. Till detta har den svenska jämställdhetspolitiken bidragit. De mest betydelsefulla inslagen är den kommunala barnomsorgen, föräldraledigheten och särbeskattningen (Gustafsson och Lantz, 1985; Sundström, 1987). Sverige betraktas utomlands som ett föregångsland på jämställdhetsområdet. Både vi svenskar och många utländska betraktare vill överföra svensk jämställdhetspolitik till andra länder. I ett sådant perspektiv behövs mer exakta kunskaper om vilka delar av politiken som haft stora effekter. Det finns ett behov av utvärderingsforskning. Daghemspolitiken har flera aspekter, t ex kvalitet, tillgång på platser och nivån på avgifterna. I denna uppsats presenteras resultaten av ett forskningsarbete, som behandlar sambanden mellan tillgången på platser, föräldravgifternas nivå och kvinnors yrkesarbete (Gustafsson och Stafford, 1990).

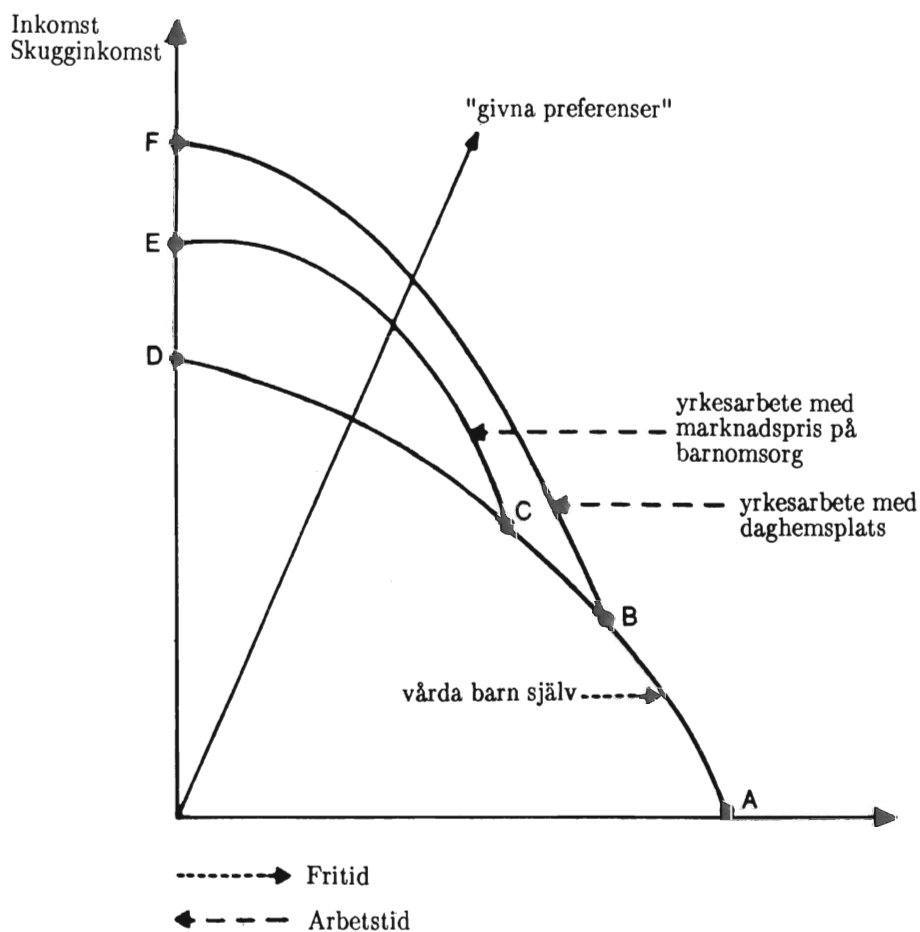
#### 1 Daghem påverkar familjbudgeten

För att jämföra hur småbarnsfamiljens ekonomiska situation ser ut i det fall det finns tillgång till subventionerade daghem med det fall där sådana saknas använder vi samma modell som den i kapitel 9 "Inkomstskatter och jämställdhet" (se även Gronau, 1977, eller Gustafsson & Lantz, 1985, kap 3). Resonemanget illustreras i figur 1. På den horisontella axeln avsätts fritid respektive arbetstid och på den lodräta axeln avsätts inkomst respektive värdet av

hemarbete, här kallat skugginkomst. Vi antar, för att förenkla resonemanget, att bara en förälder gör ett val mellan att själv vårda barnet eller att efterfråga daghem och yrkesarbete, och det är denna förälders valmöjligheter som visas.

I figur 1 visas tre produktionsmöjlighetskurvor. Kurvan ABCD är den kurva som blir tillämplig om kvinnan inte har något erbjudande om yrkesarbete som medför större ekonomiskt utbyte än den "skugginkomst", lika med bortfall av utgifter, som hon åstadkommer genom hushållsarbete och vård av eget barn i hemmet. Kurvan ABCE blir tillämplig om hon har ett erbjudande om yrkesarbete vars ekonomiska utbyte överstiger heltidshushållsarbete från och med punkten C. Vid denna punkt ger en timme extra hushållsarbete ett

Figur 1 Budgetkurvor med och utan subventionerade daghem



mindre ekonomiskt utbyte än marknadslönen efter skatt. Den tredje kurvan ABF blir tillämplig om det finns subventionerade daghem.

Skälet till att punkten B ligger till höger om punkten C är att familjen får mer kvar efter skatt och daghemsavgifter räknat per timme av mammans yrkesarbete om daghemmen är subventionerade än om de skulle betala marknadspris för barnomsorgen. Detta är också skälet till att hela produktionsmöjlighetskurvan ABF ligger utanför ABCE. Varje timme som mamman yrkesarbetar blir ju mer värd efter skatt och barnomsorgsavgifter än om hon måste betala marknadspris. Figur 1 illustrerar således att daghemssubventioner kan förmodas ha en positiv effekt på småbarnsmödrars yrkesarbete. Det är denna hypotes som vi nu skall undersöka empiriskt.

"Givna preferenser" kan i figur 1 ritas som en pil från origo. Vid givna preferenser, dvs utefter en given pil från origo väljer individen det handlingsätt som ger största möjliga inkomst. Daghemssubventioner ökar därför kvinnors yrkesarbete för alla, som har en preferensstruktur (pil från origo), som ligger till vänster om B. Med hjälp av data över ett antal småbarnshushålls budgetkurvor skall vi i denna uppsats försöka utröna i vilken mån daghemspolitiken stimulerar till kvinnligt förvärvsarbete.

## 2 Avgifter, köer och efterfrågan på daghem

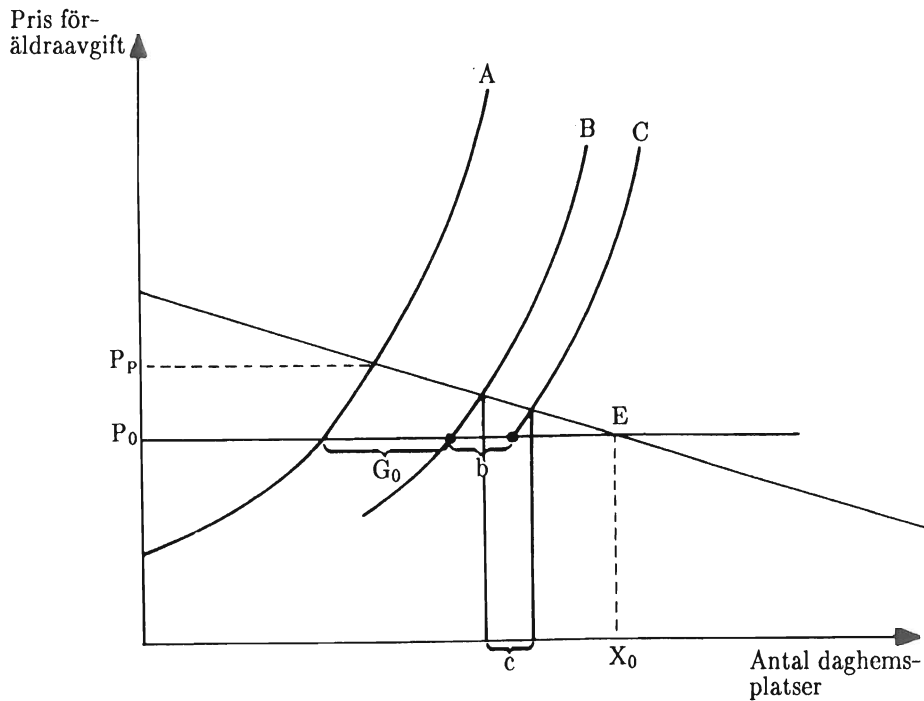
I Sverige är det våra 284 kommuner som sköter daghemsverksamheten. De beslutar om hur många platser som skall inrättas och hur stora daghemsavgifter som en familj med en viss inkomst skall betala. I regel betalar ensamstående föräldrar en mindre avgift än samboende föräldrar och avgiften är i regel mindre för det andra barnet än för det första.

För att förstå hur prisbildningen på en vara eller tjänst fungerar brukar nationalekonomer jämföra den faktiska situationen med prisbildningen på en fri marknad. När vi resonerar om prisbildningen på daghemstjänster i termer av avsteg från den fria marknadens prisbildning innebär det inte nödvändigtvis att vi förordar en fri marknad, utan resonemanget är ett instrument att förstå hur daghemsköer uppstår och hur förändringar i föräldraavgifternas nivå kan påverka dessa.

I figur 2 illustreras "marknaden" för daghemplatser inom en kommun. Om vi inte hade någon subventionerad kommunal verksamhet skulle föräldrar behöva betala ett pris som var kostnadstäckande. Priset på den privata



Figur 2 "Marknaden" för daghemsplatser



A = Marknadsutbud  
B = Utbud inkl kommunala daghem före utbyggnad  
C = Utbud inkl kommunala daghem efter utbyggnad

daghemsmarknaden skulle bli  $P_p$ . När kommunen subventionerar daghemmen med statsbidrag och kommunalt driftsbidrag, betalar föräldrarna  $P_0$ . I figur 2 ovan förskjuts budgetkurvan längre ut, ju större daghemssubventionen är. Utbudet ökar med  $b$  när kommunen bygger subventionerade daghemsplatser, men en brist på daghemsplatser uppstår eftersom fler kvinnor har råd att yrkesarbeta och betala daghemsplats till priset  $P_0$ . I själva verket vill de ha  $X_0$  daghemsplatser till priset  $P_0$ . Utbudet ökar, men en del av det ökade utbudet går till barn vars mödrar också tidigare yrkesarbetade men betalade privat barnomsorg. Nya användare som följd av utbyggnaden blir  $c$  i figur 2 och det behöver inte överensstämma med antalet platser i utbyggnaden  $b$ .

Om vi vill utröna i vilken mån förändringar av föräldraavgifterna påverkar kvinnors arbetskraftsutbud, måste vi studera sådana kommuner där det inte är köer. Dessa kommuner kan antingen ha en hög avgift och få platser eller många platser och en låg avgift. Även en kommun med låg avgift och ett

litet antal platser kan befinna sig på den del av efterfrågekurvan som ligger till höger om E, nämligen om det rör sig om en kommun som totalt sett har liten efterfrågan på daghemsplatser t ex en glesbygdskommun där det är ont om jobb för kvinnor. Kommuner med en utbyggnadsgrad till höger om E är sådana där daghemstillgången inte är ransonerad. För sådana är det möjligt att analysera hur efterfrågan varierar med priset. Nedan rapporteras om en sådan analys på basis av HUS-datamaterialet.

### 3 Stor spridning på daghemsavgifter och tillgång på platser

År 1987 fanns det platser i kommunal barnomsorg för 47% av alla förskolebarn. Därav var 17 procentenheter i familjedaghem. I tabell 1 beskrivs daghemsutbyggnaden för hela riket. En avsevärd ökning av antalet daghemsplatser har ägt rum. Sedan 1975 har mer än en tredubbling av antalet platser per 100 barn åstadkommit. Detta har kunnat ske till en total kostnad som åtminstone sedan 1979 inte ökat mer än i takt med inflationen. Kostnadsfördelningen mellan stat, kommun och föräldrar har varierat något. I genomsnitt har föräldrarna inte betalat mer än 10 procent av den totala kostnaden.

Tabell 1 Daghemsexpansionen i svenska kommuner 1975–1987

År	Antal platser per 100 barn	Total kostnad	1986 års priser	Kostnadsfördelning (%)		
				familj	kommun	stat
1975	15	20 675	54 566	12	50	38
1976	18	23 540	56 289	10	56	34
1977	20	26 960	57 902	10	38	52
1978	23	31 460	61 373	10	40	50
1979	27	34 505	62 812	10	38	52
1980	31	39 590	63 436	9	40	51
1981	34	42 700	61 026	8	42	50
1982	37	44 200	58 196	9	41	50
1983	40	47 800	57 770	10	40	50
1984	42	54 100	60 539	10	38	52
1985	45	58 100	60 557	10	41	49
1986	45	62 050	62 050	10	44	46
1987	47	62 400		10	43	47

Källa: Arbete och löner, Siv Gustafsson och Petra Lantz, Industriens Utredningsinstitut och Arbetslivscentrum, Stockholm (1985) (uppdaterad).

Figur 3 visar spridningen i kommunernas utbud av daghemsplatser år 1984. De flesta kommuner, omkring 30%, tillhandahöll omkring 30 platser per 100 barn år 1984. I Stockholm fanns det 65 platser på 100 barn, men i en hel del kommuner var det mindre än 20 platser per 100 barn.

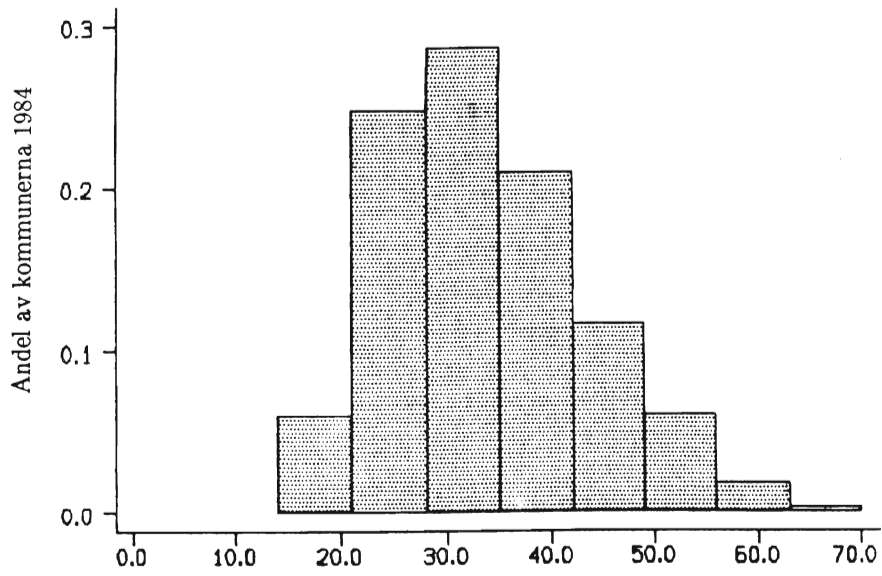
Kommunförbundet har för år 1984 samlat in detaljerad information om taxestrukturen i samtliga svenska kommuner för tvåföräldrar-familjer med endast ett förskolebarn (Kommunförbundet 1984). Vanligtvis har kommunerna en inkomstrelaterad taxa med en minimiavgift och en maximiavgift. För varje kommun har vi information om minimipriset, den familjeinkomst vid vilken minimiavgiften tillämpas, maximipriset och den familjeinkomst för vilken maximiavgiften gäller.

Figur 4 visar strukturen på daghemstaxorna i Sveriges kommuner, så som de framgår av kommunförbundets material. För varje kommun har minimiavgiften och maximiavgiften plottats mot familjeinkomsten per månad före skatt. Vi har sedan antagit att sambandet mellan minimi- och maximiavgiften är linjärt. Detta är en approximation, eftersom vi inte vet hur det faktiska sambandet ser ut. Vi kan på detta sätt beräkna den föräldraavgift, som en familj med en viss inkomst skulle få betala per månad, i den kommun där de bor, om de får en daghemsplats. Vår prisinformation gäller alltså även prospektiva daghemsutnyttjare.

I figur 4 har vi också ritat ut sambandet mellan avgift och familjeinkomst så som vi använder det i denna uppsats för Stockholm, Göteborg, Uppsala och Danderyd. Stockholm har den lägsta minimiavgiften av de fyra kommunerna. Göteborg har en låg minimiavgift, men avgiften ökar relativt kraftigt med stigande familjeinkomst. Uppsala har en högre minimiavgift än Göteborg, men maximiavgiften hamnar på samma nivå som för Göteborg. Det finns dock många kommuner som har högre maximiavgift än Uppsala och Göteborg, vilket visas av punktsvärmen med symbolen "+" som ligger på en högre nivå. Danderyd har en enhetstaxa, så att priset överensstämmer med maximipriset, och maximipriset hamnar därför på den lägsta nivån av de fyra kommuner som vi ritat ut i figur 4.

I statistiska centralbyråns barnomsorgsundersökning 1982/83 finns data per kommun över antalet förskolebarn per 100 barn, vars båda eller enda förälder arbetar eller studerar minst 20 timmar per vecka. Vi har låtit skillnaden mellan antalet barn med studerande eller förvärvsarbetande föräldrar och antalet platser utgöra ett mått på graden av ransonering av daghemsplatser i kommunen.

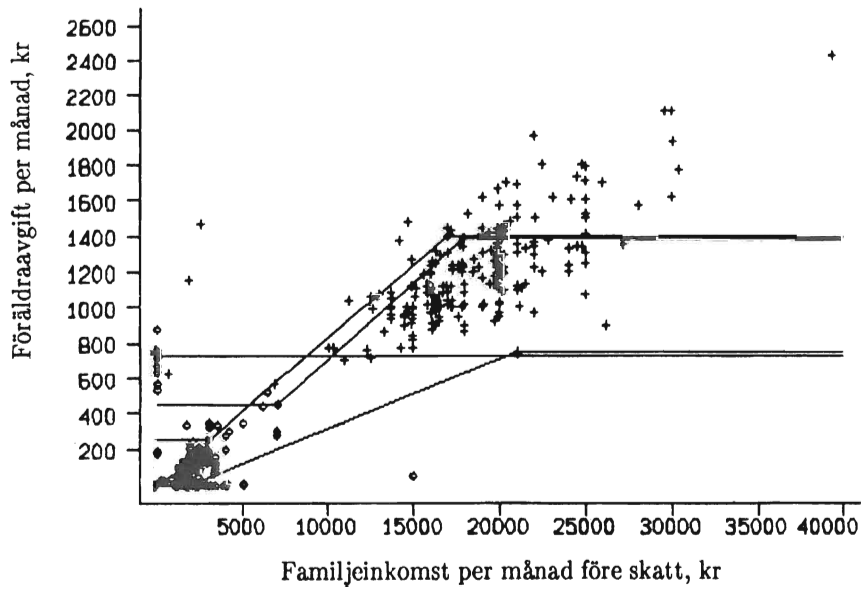
Figur 3 Antal platser per 100 barn, 1984



Figur 4 Föräldraavgifter 1984

Från vänster nedifrån: Stockholm, Göteborg, Uppsala, Danderyd.

Min = 0 max = +



Den empiriska analysen i denna uppsats bygger på HUS-datamaterialet. För varje familj finns uppgift om i vilken kommun familjen bor. Därför har vi kunnat matcha den här beskrivna informationen om avgifter och ransonering på kommunnivå med hushållsdatamaterialet. Eftersom vi endast vet föräldraavgiften för tvåföräldrar-familjer med ett förskolebarn har vi endast använt hushållsinformationen för sådana hushåll i vår analys.

#### 4 Variationer i daghemsutbyggnaden mellan kommunerna

Det finns flera orsaker till att antalet daghemsplatser varierar mellan Sveriges kommuner. I tabell 2 presenteras en analys av variationerna. Den beroende variabeln i denna är antalet platser per 100 barn och observationerna utgörs av kommunerna. Alla variabler finns inte för år 1984. På grund av ett antal kommunsammanslagningar och delningar går det inte att få sådana variabler för alla kommunerna. Den beroende variabeln, antalet platser per 100 barn år 1984, finns för 283 kommuner. Indelningen i regioner är gjord efter en Clusteranalys i Fredlund och Holm (1984), vilket medför att vi tappar två kommuner. De första två kolumnerna i tabell 2 baserar sig därför på 281 kommuner. Ytterligare en kommun faller bort, när variabeln kvinnligt förvärvsdeltagande från 1980 års Folk- och Bostadsräkning introduceras i analysen.

Regionindelningen grupperar kommunerna enligt befolkningstäthet och näringsstruktur i ett antal grupper som framgår i tabell 2. (Se Fredlund och Holm (1984) för en redovisning av grunderna för indelningen och en klassificering av varje kommun.) Regionvariablerna är definierade som ett antal dummyvariabler och Storstockholsregionen har använts som bas. Den största daghemsutbyggnaden finns i Stockholms- och Malmöregionerna, vilket framgår av att alla övriga regionvariabler har negativa koefficienter. I stort sett är daghemsutbyggnaden mindre, ju mer glesbefolkad en region är, men de regionala variationerna krymper kraftigt, när man kontrollerar för skattekraften, dvs skatteinkomster per invånare. Skattekraften är oftast större i kommuner med ett mer diversifierat näringsliv på grund av skatteinkomster från en mer omfattande produktion. En tolkning av variabeln skattekraft är, att rikare kommuner har råd med fler daghem.

När variabeln kvinnlig förvärvsverksamhet, definierad som minst 20 timmars arbetsvecka enligt Folk- och Bostadsräkningen 1980, läggs till i den tredje kolumnen, försvinner det mesta av den regionala variationen.

Tabell 2 Kommunala variationer i antal daghemsplatser per 100 barn, 1984

Variabel Region	Regressionskattningar			Medelvärde
Jordbruksbygd	-18,6 (2,1)	-7,0 (2,6)	-2,7 (2,5)	0,146
Skogsbygd	-20,4 (2,2)	-10,7 (2,5)	-3,1 (2,5)	0,089
Industribygd utan centralort	-15,2 (1,9)	-6,9 (2,1)	-1,4 (2,0)	0,207
Industribygd med centralort	-15,7 (2,3)	-6,3 (2,5)	-2,2 (2,4)	0,100
Medelstor stad	-12,3 (2,5)	-5,5 (2,5)	-4,4 (2,3)	0,050
Stor stad	-8,5 (2,2)	-3,1 (2,2)	-0,7 (2,0)	0,068
Malmö b)	-1,3 (3,0)	3,4 (2,9)	2,8 (2,6)	0,029
Göteborg b)	-16,8 (2,8)	-10,5 (2,7)	-5,5 (2,5)	0,036
Stockholm (basgr) b)	-	-	-	
Andra orter	-15,4 (2,0)	-6,5 (2,3)	-2,5 (2,2)	0,192
Socialdemokratisk majoritet (0, 1) valet 1982 c)	2,2 (0,98)	1,9 (0,91)	2,3 (0,83)	0,457
Procent kvinnor i kommunfullmäktige (valet 1985 c)	0,254 (0,073)	0,138 (0,069)	0,057 (0,064)	29,8
Skattekrönor/inv d)	-	0,092 (0,013)	0,063 (0,013)	352,4
Kvinnlig förvärvs- frekvens 1980 e)	-	-	0,729 (0,096)	61,6
Intercept	41,7	4,5 (6,4)	-31,6 (7,5)	
R <sup>2</sup> (korr)	0,478	0,552	0,631	
n	281	281	280	

Standardavvikelse inom parentes.

a) Regional indelning från Fredlund och Holm (1984).

b) Avser Storstockholm (23 kommuner), Storgöteborg (12 kommuner), och Stormalmö (8 kommuner).

c) Från Kommunaktuellt, 7 nov 1985, och motsv 1982.

d) Från SOS kommunerna.

e) Från Folk- och Bostadsräkningen 1980.

Daghemsutbyggnaden är en viktig del i den socialdemokratiska politiken. Man kan därför vänta sig, att kommuner med socialdemokratisk majoritet har en större daghemsutbyggnad än andra kommuner. Det finns enligt resultaten i tabell 2 ungefär två platser mer per 100 barn i socialdemokratiskt styrda

kommuner än i andra kommuner. Socialdemokratiskt styre förblir signifikant även i den tredje kolumnen, vilket betyder att det finns mer kommunal barnomsorg i socialdemokratiskt styrda kommuner än i andra kommuner, även sedan man kontrollerat för skillnader i kvinnlig förvärvsfrekvens.

Feminister har ofta påstått att fler kvinnliga politiker skulle omdana samhället i en mer kvinnovänlig riktning. Daghem är en typisk kvinnofråga. Det visar sig också att fler kvinnor i kommunfullmäktige betyder fler daghemsplatser. Kommunförbundets tidskrift Kommunaktuellt redovisar andelen kvinnor i kommunfullmäktige, efter 1985 års val men inte efter 1982 års val. Jag har analyserat sambandet också med 1986 års antal daghemsplatser per 100 barn, som beroende variabel och funnit en positiv signifikant koefficient för andel kvinnor i kommunfullmäktige.

## 5 Daghemsefterfrågan är priskänslig

I detta avsnitt skall vi försöka besvara frågan om det spelar någon roll hur mycket daghemsplatserna kostar. Är det endast tillgången på daghemsplatser, som avgör om småbarnsmödrarna yrkesarbetar eller spelar avgiftsnivån någon roll? Skulle en höjning av daghemstaxorna minska småbarnsmödrarnas yrkesaktivitet? Vi vill alltså undersöka om punkten B i figur 1 faktiskt ligger till höger om punkten C. Vi vill även undersöka om efterfrågan är elastisk, dvs om den ökar när priset sänks, så som vi har ritat i figur 2.

I 1984 års HUS-datamaterial finns 297 familjer, som har åtminstone ett barn under 7 år. Av dessa är 32 ensamma mödrar. Eftersom vår prisinformation gäller tvåföräldrar-familjer med endast ett förskolebarn har vi begränsat oss till att analysera denna familjetyp. När även de, som hade mer än ett förskolebarn exkluderats har vi 166 fall kvar.

I HUS-datamaterialet finns uppgift om vilken barntillsynstyp, som familjerna använde och hur många timmar modern yrkesarbetade. Av de 166 familjerna hade 59 kommunal barnomsorg. Vi har använt denna information och konstruerat en variabel som har värdet 1, om barnet hade kommunal barnomsorg och modern yrkesarbetade minst 15 timmar per vecka. I tabell 3 återges resultaten av logitanalyser av beslutet att yrkesarbeta och använda kommunal barnomsorg, kolumn 1 och 2, medan beslutet att yrkesarbeta oavsett barnomsorgsform analyseras i kolumn 3.

**Tabell 3** Sannolikheten att kvinnor yrkesarbetar och har plats för små barn i den kommunala barnomsorgen (logitanalys)

	Yrkesarbetar a) och har kommunal barnomsorgsplats		Yrkesarbetar a) oavsett barn- omsorgsform	Medel- värde
	(1)	(2)	(3)	
Föräldraavgift (100 kr/mån)	-0,085 (0,111)	0,0599 (0,137)	0,032 (0,079)	9,08
Antal platser per 100 barn	0,0367 (0,023)	0,021 (0,329)	-0,021 (0,021)	38,8
Kvinnans inkomst efter skatt vid 40 tim/vecka (1 000 kr/år)	0,044 (0,023)	0,044 (0,023)	0,0019 (0,017)	53,8
Mannens inkomst efter skatt (1 000 kr/år)	0,011 (0,012)	0,012 (0,012)	-0,0036 (0,0075)	50,2
Barn under 3	-1,02 (0,623)	-1,01 (0,634)	-0,399 (0,365)	0,30
Kommun utan kö (0, 1) b)	-	3,35 (1,88)	2,84 (1,37)	0,33
NR * PP c)	-	-0,351 (0,201)	-0,334 (0,154)	2,73
Intercept	-5,37 (1,76)	-6,4 (2,01)	0,258 (1,21)	1
Log Likelihood	-60,8	-59,1	-107,0	
n	166	166	166	
Genomsnittlig elasticitet d)	-	-0,783	-0,616	

a) Minst 15 timmar per vecka.

b)  $[\text{behov}/100 - (\text{antal platser})/100] < = 15$  se texten.

c) Interaktionen mellan föräldraavgift (PP) och kommun utan kö (NR).

d) Elasticiteten har beräknats för varje observation. Här anges medelvärdet över observationerna.



Enligt resonemanget i figur 2, skulle det i kommuner där daghemsutbyggnaden är otillräcklig inte finnas någon priseffekt på beslutet att yrkesarbeta och använda daghemsplats, utan tillgången på platser skulle vara helt avgörande. En tredjedel av familjerna i vårt urval bor i kommuner där daghemsutbyggnaden är så pass omfattande att det finns plats åt praktiskt taget alla barn vars föräldrar studerar eller yrkesarbetar. I dessa kommuner kan man säga att daghemsplatserna inte är ransonerade. Vi har definierat icke ransonerad kommun, som en kommun där skillnaden mellan procentandelen barn, vars enda eller båda föräldrar yrkesarbetar (Barnomsorgsundersökningen (1982/83)), och procentandelen barn med daghemsplats (SM S Förskolor, fritidshem och familjedaghem, 31 december 1983) är mindre än 15 procentenheter.

När vi studerar effekten av prisförändringar i de kommuner där det inte är någon ransonerad, dvs där daghemsutbyggnaden nästan täcker behovet, får vi en signifikant negativ priseffekt för sannolikheten att mamman yrkesarbetar. Vi gör detta i kolumn 2 och 3 i tabell 3 genom en variabel, som är definierad som interaktionen mellan att familjen bor i en icke ransonerad kommun och nivån på föräldravgiften. Detta betyder att vi har en negativt lutande efterfrågekurva som i figur 2. Den genomsnittliga priselasticiteten i icke ransonerade kommuner är  $-0,8$  för sannolikheten att arbeta och ha kommunal barnomsorg och  $-0,6$  för sannolikheten att yrkesarbeta oavsett barnomsorgsform.

## 6 En politisk tolkning

Den negativa effekten av höga avgifter har en viss betydelse för bedömningar av de konsekvenser de politiska partiernas olika förslag till barnomsorgspolitik kan komma att få. I valet 1988 föreslog folkpartiet att småbarnsföräldrar skulle få 15 000 kronor i vårdnadsbidrag, som skulle läggas till den beskattningsbara inkomsten. Vårdnadsbidraget skulle finansieras med höjda daghemsavgifter. Enligt folkpartiets argumentation skulle barnfamiljer med daghemsplats hållas skadeslösa eftersom de ju kunde använda vårdnadsbidraget till att betala sin daghemsplats. Resonemanget förutsätter att folk reagerar likadant på en inkomstförändring som på en prisförändring. Motståndarna till folkpartiets förslag hävdade, att vårdnadsbidraget skulle tvinga kvinnor att bli hemarbetande.

Innebörden av vårt resultat är, att daghemsavgiftens storlek har stor betydelse för efterfrågan på daghem och kvinnors yrkesarbete. Det skulle vara lätt att prishöja bort efterfrågan.

### Referenser

- Fredlund, Arne och Holm, Per, 1984, *Olika kommuntypers utveckling och särdrag. En Clusteranalys av de svenska kommunerna*, Byggforskningsrådet R 23, 1984.
- Gronau, Ruben, 1977, Leisure, Home Production and Work. The Theory of the Allocation of Time Revisited, *Journal of Political Economy*, Vol 85, No 6.
- Gustafsson, Siv och Lantz Petra, 1985, *Arbete och löner. Ekonomiska teorier och fakta kring skillnader mellan kvinnor och män*, Industriens Utredningsinstitut och Arbetslivscentrum, Stockholm.
- Gustafsson, Siv och Stafford, Frank, 1990, Daycare Subsidies and Labor Supply in Sweden, Research Memorandum No 9002, Department of Economics, University of Amsterdam.
- Statistiska centralbyrån, *Folk- och Bostadsräkningen 1980*.
- Statistiska centralbyrån, *Barnomsorgsundersökningen 1982/83. Förskolebarn*.
- Statistiska centralbyrån, *Förskolor, fritidshem och familjedaghem 31 december 1983*, SM S.
- Svenska Kommunförbundet, 1984, Daghemsavgifter för en viss familjetyp, cirkulär.
- Sundström, Marianne, 1987, *A Study in the Growth of Part-time Work in Sweden*, Arbetslivscentrum, Stockholm.
- Willis, Robert J, 1973, A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior, *Journal of Political Economy*, 81, part 2, pp S14–S64.

## KAPITEL 5

### Att mäta och estimerar utbudet av arbetskraft<sup>1</sup>

Lennart Flood

#### 1 Introduktion

Få områden inom nationalekonomi har studerats så utförligt som utbudet av arbetskraft. Merparten av dessa studier, se t ex Killingsworth (1983), baseras på intervjudata om individernas genomsnittliga arbetsvecka. I denna uppsats argumenterar jag för att detta kan resultera i data som underskattar den sanna variationen i arbetstiden. Många respondenter tenderar att svara på intervjufrågorna med sin avtalsenliga arbetstid i stället för den faktiska arbetstiden.

I HUS-undersökningen har information om arbetstiden samlats in på två helt olika sätt. För det första har vi frågat respondenterna om deras genomsnittliga arbetstid per vecka och för det andra har *samma* individer intervjuats om sin tidsanvändning under två dagar. Dessa två metoder ger, framför allt för mannen, mycket olika resultat. Enligt tidsanvändningsstudien så är det mycket mer variation i arbetstiden jämfört med intervjuresultaten. En detaljerad beskrivning av data ges i avsnitt 2.

Syftet med denna uppsats är att studera huruvida de två mätmetoderna ger olika resultat beträffande effekterna av socioekonomiska variabler på männens och kvinnornas utbud av arbetskraft.

En egenskap hos tidsanvändningsdata är att många av de intervjuade rapporterar att de ej arbetat, även om de tillhör arbetsstyrkan. Av denna

---

<sup>1</sup>Detta kapitel har med endast mindre ändringar även publicerats som en del av 1990 års långtidsutredning.

anledning har jag valt Craggs (1971) Double Hurdle-modell för regressionsanalysen. Denna modell är mindre restriktiv än den välkända Tobit-modellen och den är designad för sådana data som våra tidsanvändningsdata. I avsnitt 3 ges en allmän diskussion av arbetsutbudsmodeller och i appendix ges en mer formell beskrivning av den modell som använts här.

Resultaten, vilka presenteras i avsnitt 4, visar flera intressanta skillnader mellan de två sätten att mäta arbetstiden. Ett av de mest intressanta resultaten från tidsanvändningsdata är att i familjer med små barn förvärvsarbetar inte bara kvinnan utan även mannen betydligt mindre än i andra familjer. När man använder data för den normala eller avtalsenliga arbetstiden finner man däremot inte någon skillnad i mannens beteende beroende på om familjen har barn eller ej. Betydelsen av att ha barn är förmodligen underskattad i de flesta svenska studier av arbetsutbudet.

## 2 Data

De data som använts för analysen kommer från 1984 års HUS-undersökning. Tidsanvändningsdata har erhållits genom att intervjua individerna om hur de tillbringat dagen före intervjudagen från klockan 0.00 till 24.00. Varje individ har utfrågats beträffande två slumpvis utvalda dagar. Ett vägt medelvärde har sedan beräknats av dessa två intervjudagar, där vikten är 2/7 om intervjun avser en helgdag och 5/7 om den avser en vardag. Intervjuerna genomfördes för ungefär 1 200 män och något fler kvinnor.

Det andra sättet att mäta arbetstiden har varit att ställa följande fråga "Hur många timmar per vecka arbetar du för närvarande i genomsnitt på ditt huvudsakliga arbete inklusive både betald och obetald övertid".

Den effektiva urvalsstorleken som använts i denna studie är 881 män och 984 kvinnor. Det finns huvudsakligen två skäl till denna reduktion i urvalet. För det första har alla individer som är äldre än 65 år uteslutits. Varje individ i urvalet skall åtminstone ha en potentiell möjlighet att ingå i arbetskraften. För det andra, om en observation ej är komplett har den strukits. Det vill säga, om det förekommer att ett värde saknas på någon variabel (frånsett löner) så har observationen utelämnats. Dessutom har ett fåtal observationer strukits på grund av att kvaliteten på de erhållna svaren beträffande tidsanvändningen eller inkomstuppgifterna förefaller att vara låg.

Skillnaderna mellan de två metoderna att mäta arbetstiden framgår av en jämförelse mellan figurerna 1a och 1b samt 2a och 2b. Figur 1b visar att drygt 55% av männen rapporterade en arbetstid i intervallet 37,5–42,5 timmar/vecka. Motsvarande resultat från tidsanvändningsstudien i figur 1 är enbart 12%. Dessutom redovisade 43% av männen *exakt* 40 timmar/vecka enligt intervjufrågan jämfört med 1% enligt tidsanvändningsundersökningen. Av tabell 1 framgår att arbetstiden i genomsnitt är 36 timmar/vecka enligt intervjufrågan och enbart 31 timmar/vecka enligt tidsanvändningsundersökningen. Skillnaden i variationen framgår också av spridningsmått i tabell 1. Intervjusvaren uppvisar en standardavvikelse på 15 timmar/vecka jämfört med ungefär 23 i tidsanvändningsdata.

Motsvarande jämförelse för kvinnor (figurerna 2a och 2b) visar ett något annorlunda mönster. Vi finner inte samma koncentration av arbetstiden när intervjudata används. Ca 26% av kvinnorna har uppgett en arbetstid i 40-timmarsintervallet och ca 15% i 20-timmarsintervallet, även 25- och 30-timmarsintervallen har en relativt stor andel nämligen 9 respektive 11%. Tidsanvändningsdata visar en relativt jämn fördelning av kvinnornas arbetstid i hela intervallet från 20 till 40 timmar/vecka. Varje intervall har en andel på 4–8%. Genomsnittstiden från intervjufrågan är ca 24 timmar/vecka och från tidsanvändningsdata ca 20 timmar/vecka.

Orsaken till att det rapporterade medelvärdet är mindre för tidsanvändningsdata är, att en relativt hög andel av både män och kvinnor rapporterat noll timmars arbete. Enligt tidsanvändningsstudien har nästan 30% av männen och 44% av kvinnorna rapporterat att de inte har utfört något marknadsarbete. Om vi jämför detta med intervjufrågan, finner vi att mindre än 13% av männen samt 24% av kvinnorna svarat att de ej arbetat.

Orsaken till de många "nollorna" enligt tidsanvändningsstudien är, att även om en respondent är anställd så kan han ha varit ledig just de två dagar som tidsanvändningsundersökningen avsåg. Detta problem kan emellertid hanteras med lämpliga statistiska metoder, vilket vi kommer att diskutera i nästa avsnitt. Ett allvarigare problem är bristen på variation i data från intervjufrågan.

Det är väsentligt att förstå skillnaderna i de data som fås från tidsanvändningen jämfört med en mer traditionell intervjufråga om genomsnittlig arbetstid. Data från tidsanvändningen innehåller utan tvekan mer slumpmässig variation men också mer information. För att belysa fördelarna med tidsanvändningsdata kan vi som ett exempel studera konsekvenserna av att ha

barn för utbudet av arbetskraft. Om genomsnittlig arbetstid används i analysen så kommer den tid, som föräldrarna måste avstå från förvärvsarbete för att ta hand om barnen förmodligen att bli underskattad. Antag t ex att barnet är sjukt under en arbetsdag, då måste troligen en av föräldrarna stanna hemma den dagen. Om man frågar föräldrarna om deras arbetstid under en normal arbetsvecka, kan vi inte vänta oss att de tar hänsyn till att de stannat hemma vid några tillfällen för vård av sjukt barn. Om de emellertid intervjuares om sin tidsanvändning den speciella dagen så skulle de rapportera mindre tid för marknadsarbete och mer tid för vård av barn.

### 3 En modell för arbetsutbudet

I de flesta studier av arbetsutbudet används modeller som härletts från ett nyttomaximeringsantagande. Givet sin budgetrestriktion antas individen välja den kombination av fritid och konsumtion som ger honom störst nytta, eller välfärd. Budgetrestriktionen anger individens totala inkomst, som kan användas för konsumtion av varor och tjänster.

Som en lösning till maximeringsproblemet, dvs maximering av nyttan givet budgetrestriktionen, erhålls en arbetsutbudsfunktion. I ett flertal studier av arbetsutbudet har en linjär modell använts, denna kan skrivas,

$$h^* = \alpha + \beta w' + \gamma y + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + \epsilon \quad (1)$$

Där  $h^*$  anger individens önskade arbetstid,  $w'$  är marginallönen per timme dvs bruttolönen per timme multiplicerad med ett minus marginalskattesatsen,  $y$  är arbetsfri inkomst dvs all inkomst som erhålls oberoende av arbetstiden,  $x$ -variablerna anger slutligen egenskaper hos individen som exempelvis ålder, utbildning, antal barn osv. Individens arbetsutbud antas således bestämmas av lön, inkomst och individuella egenskaper. Forskarens bristfälliga kunskap om de variabler som är väsentliga, samt vår oförmåga att mäta dem korrekt, representeras i modellen av slumpfelet  $\epsilon$ . Syftet med en arbetsutbudsstudie är att bestämma värdena på de okända koefficienterna  $\alpha, \beta, \gamma, \delta_1, \dots, \delta_k$ . Storleken på dessa estimerade koefficienter anger vilken betydelse de olika variablerna spelar för att bestämma arbetstiden. För att bedömma effekten av skattereformen är det framför allt värdet av  $\beta$ - och  $\gamma$ -koefficienterna som är av in-

tresse. Ett positivt värde på  $\beta$  och ett negativt värde på  $\gamma$  medför att en marginalskattesänkning leder till en ökning av arbetstiden.

En naturlig utgångspunkt skulle kunna vara att estimeras modellen med de två olika måtten på arbetstiden, som beskrivits ovan, och jämföra utfallet. Har marginalskatterna samma betydelse oberoende av hur arbetstiden mäts? Vilken betydelse har övriga socioekonomiska variabler? Det finns emellertid flera problem att ta hänsyn till, framför allt gäller det att marginallönen är en så kallad endogen variabel. Vidare har en stor andel av individerna angett arbetstiden noll. (Arbetstiden är en så kallad censurerad variabel). På grund av detta kan inte traditionella metoder, som minsta kvadratmetoden, användas vid estimeringen av arbetsutbudsmodellen.

Båda dessa problem, endogeniteten och censureringen, har motiverat en mycket omfattande forskning. Flera olika lösningar har föreslagits. Endogenitetsproblemet uppstår eftersom marginallönen ej är oberoende av arbetstiden. En ökning av arbetstiden medför att marginalskatten kommer att stiga, givet vårt progressiva skattesystem, och därmed kommer marginallönen att minska. Vi kan alltså ej hävda att marginallönen bestämmer arbetstiden, utan det är snarare så att individen väljer skattesats och arbetstid simultant. Han väljer ett segment på skatteskalan och samtidigt med detta även arbetstiden. I huvudsak är detta principen för den metod som föreslogs av Hausman (1980) och som under senare tid även varit det dominerande tillvägagångssättet för att estimeras arbetsutbudsmodeller.

I USA har framför allt Jerry Hausman (Hausman 1981) visat att det kan bli förhållandevis stora höjningar av arbetsutbudet på grund av en marginalskattesänkning, och i Sverige har Sören Blomqvist (Blomqvist 1983) kommit fram till liknande resultat. Dessa resultat, vilka båda bygger på Hausmans metod, har haft en icke oväsentlig betydelse för genomförandet av skattereformen i USA och även för diskussionen beträffande den svenska reformen. Enligt dessa resultat kommer således de dynamiska effekterna av en marginalskattereform att vara betydande. I en nyligen genomförd studie av MaCurdy m fl (1988) har emellertid dessa resultat ifrågasatts. MaCurdy kritiserar de metoder som använts av både Hausman och Blomqvist och visar att deras resultat följer av deras antaganden och tillvägagångssätt. MaCurdy har visat, på amerikanska data, att om man använder mindre restriktiva antaganden så erhålls resultat som ger mycket små om ens några positiva dynamiska effekter



av en skattereform! Huruvida detta är sant även för svenska data är för tidigt att svara på<sup>2</sup>.

En ytterligare invändning mot Hausmanmetoden är att den förutsätter att varje individ känner sin budgetrestriktion i dess helhet. Det kan ifrågasättas om individerna verkligen vet vilken marginalskatt de har. Det naturliga tillfället att beräkna sin marginalskattesats är i samband med att man fyller i sin inkomstdeklaration i februari. Detta görs då naturligtvis för inkomsten under det föregående året, och därmed kommer den uträknade marginalskatten att avse det föregående året. Det är därför rimligt att använda lönen för innevarande år tillsammans med marginalskattesatsen för det föregående året, för att beräkna en marginell nettolön på vilken de flesta kan antas basera sina beslut om arbetsutbudet.

Ovanstående resonemang stöds av en nyligen presenterad uppsats, som behandlar frågan om de svenska skattebetalarna uppfattade hur mycket marginalskattesatserna sänktes i Sverige mellan åren 1983 och 1985, Wahlund (1987). Ett resultat av denna studie är att folk blev medvetna om sin egen lägre marginalskatt först ett år efter det att den trätt i kraft.

Den marginallönen som använts här har alltså erhållits genom att multiplicera timlönen före skatt 1984 med ett, minus marginalskatten 1983, dvs  $w_{84}(1-t_{83}^1)$ . Timlön före skatt är känd ifrån HUS-undersökningen. Individer som var anställda har frågats om sin lön per timme eller arbetsinkomst per vecka, månad eller år. Individer som tillhörde arbetskraften, men som inte var anställda, har frågats om sin reservationslön. För de individer som ej tillhörde arbetskraften och för dem som ej svarat på lönefrågorna, har vi imputerat löner med hjälp av regressionsmetoder såväl som andra metoder. Detta har gjorts för ca 23% av männen och för ca 30% av kvinnorna i urvalet.<sup>3</sup>

Marginalskatten har beräknats enligt 1983 års skatteregler med hjälp av uppgifter om taxerad inkomst för inkomståret 1983. Dessa uppgifter har i de flesta fall erhållits från register men även från intervjun. Vid beräkningarna av marginalskatterna har vi ej tagit hänsyn till marginaleffekter av bostadsbidrag

---

<sup>2</sup>En intressant diskussion av arbetsutbudsmodeller som bygger på Hausmans metod ges i Ekonomisk Debatt nr 1, 1990.

<sup>3</sup>Vår definition av marginallönen löser även det så kallade endogenitetsproblemet eftersom marginalskattesatsen 1983 ej är en funktion av arbetad tid 1984. Ett alternativt motiv för att använda vår definition på marginallönen kan även vara att helt enkelt betrakta den som ett instrument för  $w_{84}(1-t_{84}^1)$ .

och barnomsorgskostnader. Av tabell 1 framgår det, att män och kvinnor har ungefär samma marginallön efter skatt, ca 23 respektive 25 kr per timma.

Den ansats som använts här skiljer sig således ifrån den traditionella Hausmanmetoden. I stället för att ta hänsyn till hela budgetrestriktionen vid estimeringen av arbetsutbudet använder vi oss av en så kallad instrumentvariabelmetod.

Det är komplicerat att estimerera en arbetsutbudsmodell. Under senare tid har forskningen koncentrerats på frågor om skatteeffekter. Härmed har Hausmans ansats varit en naturlig utgångspunkt. Priset för att noggrant beakta effekterna av vårt komplicerade skattesystem har emellertid varit att många andra, och kanske lika viktiga effekter har försummats. Det är förmodligen väsentligt att ta hänsyn till samspelet mellan makarna i ett hushåll, eller att ta hänsyn till övriga aktiviteter än marknadsarbete. Restriktioner i arbetslivet har säkerligen stor betydelse för arbetsutbudet, åtminstone på kort sikt, och hur vi mäter arbetstiden spelar roll osv. Det finns alltså en stor mängd faktorer som påverkar valet av arbetstid, utöver skatter. Ingen studie har hittills utförts som samtidigt beaktat alla dessa effekter. Det är nödvändigt att prioritera. Här väljer jag att studera betydelsen av hur arbetstiden mäts. Vissa andra effekter, som exempelvis skatteeffekter, behandlas därför på ett förenklat sätt.

Här koncentrerar jag mig på de specifika problem som uppkommer när tidsanvändningsdata används. En egenskap hos dessa data är den höga andel av män och kvinnor som svarat att de ej arbetar. Den övervägande orsaken till detta är att tidsanvändningsintervjun enbart avser två slumpmässigt utvalda dagar. Även om man angett att man ej arbetar är det fullt möjligt att man har ett arbete med normal arbetstid. Detta är ett problem som måste beaktas vid estimeringen.

Om man har data där en stor andel av observationerna för den endogena variabeln antar samma värde (censurering), så är det ett välbekant faktum att minsta kvadratmetoden ej är lämplig. Den så kallade tobit-modellen, Tobin (1958), är ett enkelt alternativ som normalt är användbart när censurering förekommer. I vårt fall är denna ansats däremot mindre lämplig. Antag att en individ som har ett arbete intervjuas en dag han råkar vara ledig. Tobit-modellen kan ej ta hänsyn till detta utan tolkar i stället det registrerade svaret, inget arbete, som att individen ej har en önskan att arbeta.

Vi behöver en mer generell modell. En modell som tar hänsyn till det specifika hos tidsanvändningsdata, nämligen att antalet "nollor" blir över-

representerade på grund av urvalsdesignen. Cragg (1971) har föreslagit flera intressanta alternativ till tobit-modellen. En av dessa, den så kallade double hurdle-modellen, kommer att användas här. I appendix ges en formell beskrivning av modellen, men här nöjer vi oss med en mer intuitiv framställning. Double hurdle implicerar att två trösklar måste övervinnas för att vi skall notera ett positivt arbetsutbud. För det första måste vissa omständigheter vara uppfyllda (vi måste intervjua individen en arbetsdag), för det andra måste han ha en önskan att arbeta. Omvänt gäller att en observerad nolla kan förklaras på två sätt, antingen beror det på att individen ej önskar arbeta eller också på att arbetstiden, av någon anledning, ej har bokförts.

Double hurdle-modellen består av två ekvationer. En ekvation motsvarar modell (1) och förklarar individens önskade arbetstid. Den andra ekvationen är en så kallad probit-modell och den förklarar sannolikheten att individen arbetar. I probit-ekvationen tar vi hänsyn till urvalsdesignen, i den bemärkelsen att vi där låter sådana variabler som intervjudag och säsong ingå.

De ekonomiska variabler som normalt används i arbetsutbudsmodeller, är utöver marginallön även arbetsfri inkomst. I stället för arbetsfri inkomst väljer vi här att ta med hushållens nettoförmögenhet som en förklaringsvariabel. Anledningen till att vi här föredrar förmögenheten i stället för arbetsfri inkomst är att den senare inte kan betraktas som oberoende av arbetstiden. En stor andel av de bidrag som ingår i arbetsfri inkomst går till individer som ej arbetar, t ex arbetslöshetsbidrag, studielån och delpensioner. Effekten av förmögenheten brukar normalt studeras i så kallade livscykelmodeller, dvs modeller där individens fördelning av arbetsutbudet över tiden studeras. I dessa modeller betraktas förmögenheten som en endogen variabel, den är ju beroende av de beslut som individen tidigare har fattat angående arbetstid, sparande och konsumtion. Här betraktas emellertid förmögenheten såsom en exogen variabel. Eftersom vårt datamaterial enbart består av ett tvärsnitt av individer måste effekten av förmögenheten tolkas på ett annorlunda sätt. De effekter vi kan förvänta oss att finna är huruvida individer med hög förmögenhet arbetar mer eller mindre än sådana med låg. Den förväntade effekten är här att en hög förmögenhet medför lägre arbetstid. Individer med hög förmögenhet har en möjlighet att minska arbetstiden utan att därmed behöva skära ner på sin konsumtion. Nettoförmögenheten mäts i hundratusentals kronor och inkluderar alla typer av kapital och tillgångar. I tabell 1 ser vi att den genomsnittliga nettoförmögenheten är ca 400 000 kronor.

Utöver löner och förmögenhet har vi även inkluderat andra för arbetsutbudet relevanta variabler. Dessa är ålder, utbildning, yrkeserfarenhet, antal medlemmar i hushållet, regional tillhörighet och antal barn i olika åldersgrupper. Utbildning representeras av tre indikatorvariabler, motsvarande tre olika utbildningsnivåer. Av tabell 1 framgår att 50–53% av urvalet har en så kallad låg utbildning, 30–32% en medelutbildning och 15–17% en hög utbildning. En låg utbildning motsvarar ca 9 års skolgång och en hög utbildning motsvarar minst en universitetsexamen. Civilstånd samt en variabel som indikerar om hushållet äger ett hus eller ej har även inkluderats. En etta indikerar, för civilståndsvariabeln, att individen är ensamstående och för husvariabeln att hushållet är husägare.

#### 4 Resultat

Estimationsresultaten, för intervjudata respektive tidsanvändningsdata, har summerats i tabellerna 2a och 2b. Kolumn (1) visar vilka de förklarande variablerna är. Kolumnerna två och fem visar de totala effekterna på arbetsutbudet av en marginell förändring i respektive förklaringsvariabel. För modeller av det slag som använts här är det inte självklart hur de marginella effekterna definieras. En beskrivning av den definition som använts här ges av ekvation (4) i appendix. Standardavvikelsena för de marginella effekterna presenteras i kolumnerna tre och sex. Den totala marginella effekten kan delas upp i två komponenter. För det första effekten på arbetstiden och för det andra effekten på sannolikheten att arbeta. Denna uppdelning av den totala effekten ges av ekvation (5) i appendix. I kolumnerna fyra och sju redovisas den första effekten (effekten på arbetstiden) dividerad med den totala marginella effekten. Detta är således den andel av den totala marginella effekten som kan tillskrivas en förändring i arbetstiden under förutsättning att individen arbetar.<sup>4</sup> De estimerade parametrarna presenteras i appendix, tabellerna 3a och 3b.

Marginallöneeffekten har estimerats med en hög precision. Den är negativ och den skattade elasticiteten för männen är ungefär  $-0,25$  oavsett hur arbets-

---

<sup>4</sup>I ett fåtal fall ser vi att negativa tal förekommer i kolumn (4). Detta inträffar på grund av att de två deffekterna har olika tecken. I de få fall där detta har inträffat är emellertid precisionen på de skattade effekterna låg, vilket innebär att de marginella effekterna över huvud taget har litet intresse.

*tiden har mätts.* Intervjudata indikerar att ca 66% av den totala effekten beror på en minskning i antalet arbetade timmar, motsvarande resultat från tidsanvändningsdata är enbart 22%. För kvinnorna skiljer sig resultatet något åt beroende på hur vi mäter arbetstiden. Den skattade löneelasticiteten är  $-0,42$  för tidsanvändningsdata och  $-0,64$  för intervjudata. Vid en löneökning, respektive en marginalsattesänkning, skulle således både män och kvinnor minska sitt arbetsutbud. Man föredrar mer fritid framför ökad inkomst. (Inkomsteffekten dominerar över substitutionseffekten.)

Vi har tidigare sett att även andra variabler än löner är väsentliga för att förklara utbudet av arbetskraft. Det kan därför vara av intresse att se vilka resultat de ger och om skattningarna påverkas av om tidsanvändningsdata eller intervjudata används. De variabler som uppvisar de största skillnaderna är förmögenhet, civilstånd, utbildning, hushållsstorlek, region och antalet yngre barn.

En förmögenhetsökning tenderar att öka männens arbetstid. Den skattade elasticiteten uppgår till ca  $0,03$  för intervjudata och  $0,08$  för tidsanvändningsdata. Den huvudsakliga effekten är en ökning i sannolikheten att börja arbeta snarare än en ökning i antalet arbetade timmar, givet att man arbetar. Detta mot teorin stridande resultat kan förklaras av att de individer som ej arbetar, som exempelvis studenter och arbetslösa, ej har så stor förmögenhet. En kompletterande förklaring är att värdet av egna hem ingår i nettoförmögenheten och att räntorna på de lån som de flesta har på bostaden i många fall måste betalas med arbetsinkomster. Förmögenhetsvariabeln har ingen signifikant effekt på kvinnornas arbetsutbud, oavsett hur arbetstiden mätts.

När intervjudata använts så erhålls kraftiga effekter av utbildning på arbetsutbudet. Av tabell 2 framgår att män med den lägsta utbildningen arbetar 4 timmar mindre per vecka jämfört med dem som har den högsta utbildningen, motsvarande skattningar för kvinnor är 9 timmar mindre arbetstid. Denna effekt förklaras främst av en skillnad i sannolikheten att arbeta.

Effekten av civilstånd visar ett motsatt mönster jämfört med utbildningsvariabeln. När intervjudata används fås enbart små effekter, när tidsanvändningsdata används så erhålls däremot kraftiga effekter. Ensamstående män eller kvinnor arbetar mellan 5–7 timmar mer per vecka jämfört med gifta/samboende. Även i detta fall beror det huvudsakligen på en minskad sannolikhet att arbeta.

Vi finner att hushållsstorleken har en viss positiv betydelse för männens arbetsutbud då vi använder tidsanvändningsdata, annars finner vi ingen effekt. Ett liknande resultat erhålls även för regionens betydelse. Män som bor i storstadsområde eller i övriga län arbetar betydligt mer, enligt tidsanvändningsdata, än de som bor i glesbygdsområden.

Slutligen finner vi intressanta skillnader i arbetsutbudet mellan familjer med och utan barn. Skillnaderna framträder starkare när tidsanvändningsdata används, och då särskilt för männen. I figurerna 3 och 4 har vi summerat den totala marginella effekten av barn i olika åldersgrupper. Resultaten för kvinnorna visar på en stark negativ effekt på arbetsutbudet av yngre barn, oavsett hur vi mäter arbetstiden. Den största skillnaden erhålls för de yngsta barnen. Kvinnor med små barn arbetar ca 9 timmar mindre per vecka enligt intervjudata jämfört med ca 11 timmar mindre enligt tidsanvändningsdata. Effekterna av barn på männens arbetstid är betydligt mer beroende av mätmetoden. Enligt tidsanvändningsdata arbetar män med barn betydligt mindre än de utan barn. Som väntat avtar denna effekt när barnen blir äldre. Ett barn under 4 år medför att mannen arbetar ca 6 timmar mindre per vecka. Motsvarande resultat för barn över 12 år är något mindre än 1 timme. Den sista skattningen är emellertid ej signifikant. Den största delen av mannens korta förväntade arbetstid kan förklaras av en förhållandevis liten sannolikhet att arbeta. För män med barn i de två yngsta åldersgrupperna så utgörs ca 80% av den totala effekten av en minskad sannolikhet.

När arbetstiden mäts med hjälp av intervjufrågan så fås ett helt annat resultat. Då är det inte möjligt att finna några signifikanta effekter över huvud taget. För de yngsta barnen erhålls till och med en positiv effekt. Slutsatsen är alltså att enligt tidsanvändningsdata så reducerar män med små barn sin arbetstid ganska mycket. Mäts emellertid arbetstiden med intervjufrågan så är effekten obetydlig.

Tidsanvändningsresultaten visar utan tvekan en mycket starkare effekt på mannens utbud av arbetskraft än vad vi vanligen finner i den ekonomiska litteraturen. Detta är ett resultat, som följer av att tidsanvändningsmetoden mäter tiden vi faktiskt arbetar snarare än den avtalsenliga eller normala tiden. Tidsanvändningsdata fångar upp alla de avbrott i förvärvsarbetet som barnföräldrar utsätts för, inklusive den tid som går åt för att vårda barnen vid sjukdom.

Enligt officiell statistik avseende ersättning till svenska hushåll 1984 för tillfällig vård av barn (Riksförsäkringsverket 1986), så svarade männen för en

stor del, 44%, av det totala antalet ersatta dagar. Männen har alltså i stor utsträckning tagit hand om den tillfälliga vården av barnen vid sjukdom. Anledningen till detta kan vara relativt generösa ersättningsregler och kanske även att männen i sina befattningar vanligen har större grad av flexibilitet än kvinnorna.

Ytterligare ett stöd för vårt resultat, att små barn medför en minskning av mannens arbetstid, fås från en nyligen presenterad rapport från Arbetstidskommittén (se Pettersson, 1988). Ett urval av nästan 23 000 svenskar tillfrågades om arbetstider och barnomsorg under en utvald mätvecka vintern 1987/88. Ett resultat från denna studie visar att 16–17% av männen med små barn var hemma från arbetet åtminstone någon gång under mätveckan. Motsvarande uppgift för män med äldre barn var 12%. Uttryckt i timmar per vecka visar resultatet att män med små barn arbetar ungefär 3–4 timmar mindre jämfört med män med äldre barn.

Sammanfattningsvis, tycks små barn ha en avsevärd effekt på mannens arbetstid, men för att upptäcka dessa effekter är det väsentligt att mäta den faktiska variationen i arbetstiden. Ett sätt att göra detta är att använda en tidsanvändningsundersökning i stället för en mer traditionell intervju om genomsnittliga arbetstider. Det är intressant att notera att vi erhåller negativa löneelasticiteter oberoende av hur arbetstiden mäts. Detta är ett resultat som skiljer sig ifrån flera av de studier som nyligen presenterats, Blomqvist & Hansson-Brusewitz (1989), Aaberge, Ström & Wennemo (1989). Som vi har sett tidigare så finns det flera skäl till detta. Å ena sidan förutsätter inte vår modell några restriktioner på de skattade löneelasticiteterna, men å den andra har vi inte beaktat skatteeffekterna på samma noggranna sätt som i de ovan nämnda referenserna. Det är emellertid intressant att konstatera att de erhållna löneeffekterna är känsliga för val av modellansats och att de därför i regel bör tolkas med stor försiktighet. Det finns ett behov av fortsatt forskning avseende specifikationen av arbetsutbudet för att erhålla säkrare uppfattning om lönernas påverkan.

## Referenser

- Aaberge, R, Ström, S & Wennemo, T, 1989, Skatt, Arbetstilbud og Inntektsfodeling i Sverige, Bilaga 2, del IV, *Reformerad inkomstbeskattning*, SOU 1989:33.
- Blomqvist, S, 1983, The Effect of Income on Male Labor Supply in Sweden, *Journal of Public Economics*, 22.
- Blomqvist, S, 1985, Skatter och Arbetsutbud, *Rapport till expertgruppen för studier i offentlig ekonomi*, Ds Fi 1985:10, Finansdepartementet.
- Blomqvist, S & Hansson-Brusewitz, U, 1989, The Effect of Taxes on Male and Female Labor Supply in Sweden, *Research paper in economics 1989:1*, Nationalekonomiska institutionen, Stockholms universitet.
- Blundell, R & Meghir, C, 1987, Unemployment and Female Labour Supply, *The Economic Journal*, 97.
- Cragg, J G, 1971, Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Applications to the Demand for Durable Goods, *Econometrica*, Vol. 39.
- Deaton, A & Irish, M, 1984, Statistical Models for Zero Expenditures in Household Budgets, *Journal of Public Economics*, 23.
- Flood, L, 1988, Measurement and Estimation of Male Labour Supply, Working Paper, Department of Economics, University of Gothenburg.
- Gustafsson, S & Stafford, F, 1989, Daycare Subsidies and Labor Supply in Sweden, Paper presented at the HUS-conference in Billdal, Sweden, August 1989.
- Hausman, J, 1980, The Effects of Wages, Taxes, and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation, *Journal of Public Economics* 14.
- Hausman, J, 1981, Labor Supply, in *How Taxes Affect Economic Behavior*, H Aaron and J Pechman (eds.), Washington, DC: Brookings.
- Hausman, J, 1985, Taxes and Labor Supply, *Handbook of Public Economics*, A J Auerbach and M Feldtstein (eds.), North-Holland.
- Juster, T, 1985, Preferences for Work and Leisure, in Juster & Stafford (1985) op.cit.
- Juster, T & Stafford, F, (eds.), 1985, *Time, Goods, and Well-Being*, SRC, Institute for Social Research, The University of Michigan, ISBN 0-87944-293-X.
- Killingsworth, M R, 1983, Labor Supply, *Cambridge University Press*.
- Klevmarken, N A, 1985, Collecting Data for Micro Analysis: Experiences from the HUS-pilot study, in *Microanalytic Simulation Models to Support Social and Financial Policy*, ed. by G Orcutt, J Merz and H Quinke, North-Holland, ISBN-0-444-87876-9.
- Klevmarken, N A & Olovsson, P, 1989, *Hushållens ekonomiska levnadsförhållanden. Teknisk beskrivning och kodbok*, Nationalekonomiska institutionen, Göteborgs Universitet.
- MaCurdy, T & Green, D & Paarsch, H, 1988, Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply, Working Paper, The Hoover Institution, Stanford University.
- McDonald, J F & Moffit, R A, 1980, The Uses of Tobit Analysis, *Review of Economics and Statistics*.
- Pencavel, J, 1986, Labor Supply of Men, *Handbook of Labor Economics*, O Aschenfelter and R Layard (eds.), North-Holland.
- Pettersson, L, 1988, Hushållens Arbetstider, *Rapport Arbetstidskommittén*.
- Riksförsäkringsverket, 1986, Föräldrapenning för tillfällig vård av barn 1984, *Statistisk Rapport*, Is-R 1986:3.
- SOU 1989:53, *Arbetstid och välfärd*, Betänkande av arbetstidskommittén, Statens Offentliga Utredningar.



- Stafford, F, & Duncan, G, 1985, The Use of Time and Technology by Households in the United States, in Juster & Stafford (1985) op. cit.
- Tobin J, 1958, Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, *Econometrica* Vol. 26.
- Wahlund R, 1987, Does Lowering the Marginal Tax Rates Matter?, in *Understanding Economic Behavior*, 12th Annual Colloquium of IAREP, Volume 1, Aarhus School of Business, Denmark.

### Appendix: Modellbeskrivning

Cragg (1971) generaliserade den välbekanta Tobit-modellen till flera mindre restriktiva alternativ. En av dessa, vanligen kallad "double hurdle-modellen", har använts i denna uppsats. "Double hurdle-modellen" kan skrivas,

$$\begin{aligned} h_i^* &= x_{1i}\beta_1 + u_i & u_i &\sim N(0, \sigma^2) \\ d_i^* &= x_{2i}\beta_2 + v_i & v_i &\sim N(0, 1) \end{aligned} \quad (1)$$

$d_i = 1$  om  $d_i^* > 0$  annars  $d_i = 0$

$$h_i = \begin{cases} h_i^* & \text{om } d_i = 1 \quad \text{och } h_i^* > 0 \\ 0 & \text{om } d_i = 0 \text{ och } h_i^* > 0, \text{ eller } h_i^* \leq 0 \end{cases}$$

$h_i^*$  är en icke observerbar eller latent variabel och  $h_i$  är motsvarande observerade variabel, dvs arbetstid.  $h_i$  är noll om individen ej arbetar eller om arbetstiden, av någon anledning, ej har observerats. Även  $d_i^*$  är en latent variabel. Den bestämmer sannolikheten att arbetstiden observerats för den  $i$ :te individen. Den binära variabeln  $d_i$  tar värdet 1 om  $d_i^* > 0$ , dvs om arbetstiden observerats, och annars 0. Vi antar att denna variabel kan modelleras med hjälp av en Probit-specifikation. De exogena variablerna ges av vektorerna  $x_{1i}$  och  $x_{2i}$  och de okända koefficienterna av vektorerna  $\beta_1$  och  $\beta_2$ .

Loglikelihoodfunktionen har härletts under antagandet att  $u_i$  och  $v_i$  är oberoende. Den ges därför av,

$$\ell = -\frac{R}{2} \ln \sigma^2 + \sum_{+} \ln \phi(h_i - x_{1i}\beta_1 / \sigma) + \sum_{+} \ln \phi(x_{2i}\beta_2) + \sum_0 \ln \left[ 1 - \phi(x_{1i}\beta_1 / \sigma) \phi(x_{2i}\beta_2) \right] \quad (2)$$

Där + under summatecknet betecknar att summeringen görs över de  $R$  observationerna med ett positivt värde på  $h_i$ , och 0 under summatecknet betecknar summering över de återstående observationerna med värdet noll på  $h_i$ .  $\phi$  och  $\Phi$  betecknar normalfördelningarnas fördelnings- respektive frekvensfunktion.

För modeller av det här slaget, har de estimerade koefficienterna ingen naturlig tolkning. För att erhålla tolkningsbara resultat har vi beräknat marginella effekter, dvs  $\partial E(h_i) / \partial x_{1ik}$ . Där  $k$  betecknar den  $k$ :te variabeln i  $x_{1i}$

vektorn. Det förväntade värdet av  $h_i$  är definierat som  $P(h_i > 0)E(h_i | h_i > 0)$ . För "double hurdle-modellen" ges detta av,

$$E(h_i) = \phi(x_{1i}; \beta_1 / \sigma) \phi(x_{2i}; \beta_2) x_{1i} \beta_1 \quad (3)$$

Den marginella effekten är,

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(h_i)}{\partial x_{1ik}} = & \delta \phi(x_{2i}; \beta_2) \beta_{2k} \phi(x_{1i}; \beta_1 / \sigma) x_{1i} \beta_1 + \phi(x_{2i}; \beta_2) \beta_{1k} \left[ \phi(x_{1i}; \beta_1 / \sigma) x_{1i} \beta_1 + \right. \\ & \left. + \phi(x_{1i}; \beta_1 / \sigma) \right] \end{aligned} \quad (4)$$

Där  $\delta=0$  om den  $k$ :te exogena variabeln inte ingår i  $x_{2i}$ , annars är  $\delta=1$ . McDonald & Moffit (1980) visade att för tobit-modellen kan den totala marginella effekten dekomponeras i två delar.

$$\frac{\partial E(h_i)}{\partial x_{1ik}} = \frac{\partial P(h_i > 0)}{\partial x_{1ik}} E(h_i | h_i > 0) + \frac{\partial E(h_i | h_i > 0)}{\partial x_{1ik}} P(h_i > 0) \quad (5)$$

Den första termen på högersidan visar förändringen i sannolikheten att arbetstiden är större än noll, vägt med det förväntade värdet av  $h_i$ , givet att det är positivt. Den andra termen visar förändringen i det förväntade värdet av  $h_i$  betingat av att  $h_i$  är positivt, vägt med sannolikheten av att få en observation som är större noll.

Tabell 1 Deskriptiv statistik

Variabel	Män		Kvinnor	
	medel- värde	standard- avvikelse	medel- värde	standard- avvikelse
Normal arbetstid	36.06	15.57	24.17	16.03
Faktisk arbetstid	31.32	23.22	20.22	20.98
Marginallön efter skatt	22.71	9.81	24.55	9.05
Nettoförmögenhet 100 000 kr	4.06	3.33	4.08	3.38
Civilstånd	0.11	0.32	0.13	0.33
Ålder 18–30	0.16	0.37	0.21	0.41
Ålder 31–45	0.43	0.49	0.43	0.49
Utbildning låg	0.50	0.50	0.53	0.50
Utbildning medel	0.30	0.46	0.32	0.47
Barn 0–3 år	0.17	0.41	0.15	0.38
Barn 4–7 år	0.22	0.49	0.22	0.49
Barn 8–12 år	0.30	0.57	0.29	0.56
Barn 13–18 år	0.33	0.62	0.34	0.61
Husägare	0.70	0.46	0.69	0.46
Hushållsstorlek	3.15	1.31	3.12	1.23
Storstadslän	0.29	0.46	0.30	0.46
Övriga län	0.48	0.50	0.47	0.50
Yrkeserfarenhet	23.55	12.47	14.11	9.83

**Tabell 2a Skattade marginaleffekter på arbetsutbudet. Intervjudata för normal arbetstid.**

Variabel	Män			Kvinnor		
	Total marginell effekt (2)	Standard-fel (3)	Effekt på arbetstid/total effekt (4)	Total marginell effekt (5)	Standard-fel (6)	Effekt på arbetstid/total effekt (7)
Intercept	44.2101	5.8451	0.8711	22.5816	4.5650	1.3624
Marginallön	-0.4377	0.0483	0.6649	-0.6345	0.0455	0.5692
Förmögenhet	0.2775	0.1788	0.0337	0.0640	0.1427	1.6617
Civilstånd	-1.1658	1.7819	0.6563	2.2506	1.6346	0.0422
Ålder 18–30	3.6129	3.3135	0.1010	17.0672	1.7038	0.3307
Ålder 31–45	4.1420	1.8951	0.1153	7.7854	1.2809	0.2498
Utbildning låg	-4.0323	1.7245	0.0167	-9.0928	1.3813	0.3592
Utbildning medel	-1.6228	1.7212	0.3533	-5.9210	1.4464	0.3928
Barn 0–3 år	1.6457	1.7757	-0.0577	-8.7103	1.4404	0.1422
Barn 4–7 år	-1.3609	1.4410	0.6607	-5.1069	1.2382	0.0252
Barn 8–12 år	-0.1412	1.3317	-6.6765	-3.8749	1.2049	0.0007
Barn 12–18 år	-0.4148	1.3133	0.6767	-1.7790	1.2952	0.4838
Husägare	4.3005	1.2158	0.4755	0.4920	1.1012	3.2107
Hushållsstorlek	0.2028	0.8781	0.2797	3.0095	0.9260	0.1929
Storstadslän	2.4851	1.4082	0.6166	0.4897	1.2284	2.7947
Övriga län	2.2075	1.2194	0.7870	0.0145	1.0791	3.1521
Yrkeserfarenhet	0.6928	0.2693	0.3059	1.4901	0.1607	0.3373
Erfarenh kvadr	-0.0150	0.0045	0.3396	-0.0243	0.0038	0.2494

**Tabell 2b Skattade marginaleffekter på arbetsutbudet. Tidsanvändningsdata för faktisk arbetstid.**

Variabel	Män			Kvinnor		
	Total marginell effekt	Standard-fel	Effekt på arbetstid/total effekt	Total marginell effekt	Standard-fel	Effekt på arbetstid/total effekt
Intercept	8.5776	0.0570	2.6198	-10.7519	8.2955	1.3320
Marginallön	-0.3266	0.0883	0.2229	-0.3440	0.0713	0.3525
Förmögenhet	0.6351	0.2618	0.3233	-0.1278	0.2159	1.4788
Civilstånd	5.1583	2.9183	0.3185	6.8737	2.3668	0.1457
Ålder 18–30	1.8396	4.7914	2.0473	15.8054	2.6605	0.3462
Ålder 31–45	4.4719	2.8570	0.5302	5.0925	1.9262	0.4442
Utbildning låg	-0.2762	2.4302	10.1764	-3.8538	1.9520	0.4422
Utbildning medel	2.1389	2.3816	0.6934	1.6513	2.0215	0.4706
Barn 0–3 år	-6.1861	2.4357	0.2583	-11.4804	2.1527	0.3579
Barn 4–7 år	-3.6995	2.1814	0.2501	-3.7831	1.7836	0.2990
Barn 8–12 år	-4.2025	2.0552	-0.0740	-3.2421	1.6732	0.5954
Barn 12–18 år	-1.1557	2.1005	-0.4371	-3.8954	1.7250	0.3957
Husägare	4.9281	1.9385	0.1010	2.6966	1.6971	0.7530
Hushållsstorlek	3.4088	1.4698	0.2119	4.0419	1.2342	0.2074
Storstadslän	4.4185	2.1652	0.3659	2.5519	1.8538	0.8036
Övriga län	8.0248	1.8910	0.2884	2.7757	1.6382	0.4478
Yrkeserfarenhet	0.2299	0.3868	-0.0330	1.8854	0.2595	0.3697
Erfarenh kvadr	-0.0091	0.0061	-0.0368	-0.0385	0.0062	0.3780

**Tabell 3a** Parameterskattningar för intervjudata

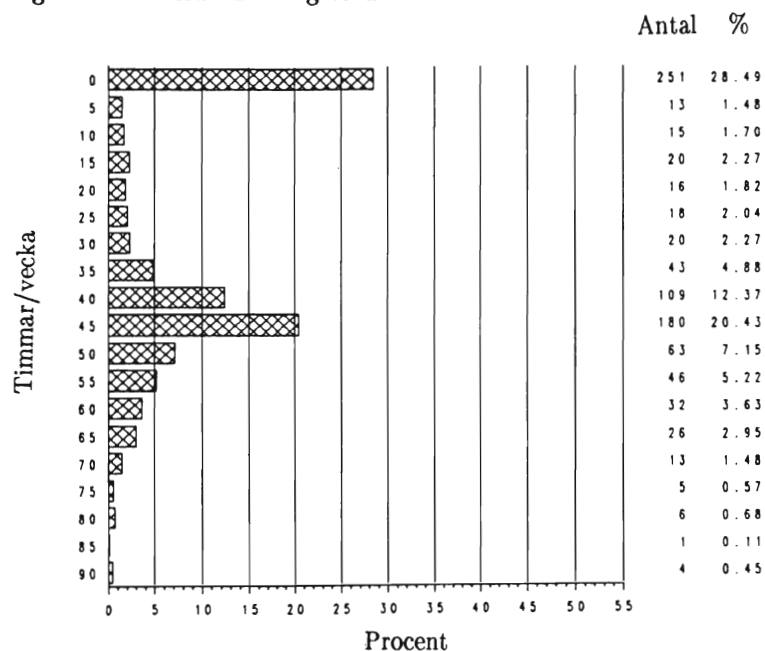
Variabel	Män		Kvinnor	
	estimat	standard-fel	estimat	standard-fel
Intercept	44.0666	3.3018	39.4112	3.2609
Marginallön	-0.3366	0.0379	-0.5028	0.0410
Förmögenhet	0.0201	0.0940	-0.1208	0.1117
Civilstånd	-0.8855	1.1081	0.1302	1.1609
Ålder 18–30	0.5297	1.7552	8.6341	1.4129
Ålder 31–45	0.6730	1.0455	3.1819	0.9887
Utbildning låg	-0.2163	0.8898	-4.9110	0.9407
Utbildning medel	-0.6899	0.8567	-3.4371	0.9540
Barn 0–3 år	-0.0470	0.9057	-2.4342	1.1097
Barn 4–7 år	-1.0405	0.8004	-0.4002	0.8663
Barn 8–12 år	1.0355	0.7615	-0.4240	0.8283
Barn 12–18 år	-0.3244	0.7726	0.8407	0.8210
Husägare	2.4086	0.7502	-1.8443	0.8690
Hushållsstorlek	0.0697	0.5558	-0.3707	0.5948
Storstadslän	1.7789	0.8203	-1.5908	0.9292
Övriga län	1.9954	0.7306	-1.4427	0.8348
Yrkeserfarenhet	0.2583	0.1447	0.7656	0.1375
Erfarenh kvadr	-0.0061	0.0024	-0.0098	0.0032
<b>PROBIT EKVATIONEN:</b>				
Intercept	0.808	0.745	-1.165	0.5543
Marginallön	-0.0209	0.0057	-0.0362	0.0055
Förmögenhet	0.0383	0.0234	0.0232	0.0180
Civilstånd	-0.0571	0.2200	0.3170	0.2033
Ålder 18–30	0.4638	0.4328	1.5315	0.2190
Ålder 31–45	0.5232	0.2446	0.7849	0.1611
Utbildning låg	-0.5662	0.2272	-0.7805	0.1817
Utbildning medel	-0.1498	0.2285	-0.4809	0.1875
Barn 0–3 år	0.2486	0.2341	-1.0066	0.1817
Barn 4–7 år	-0.0658	0.1856	-0.7073	0.1597
Barn 8–12 år	-0.1549	0.1696	-0.5229	0.1554
Barn 12–18 år	-0.0191	0.1656	-0.3582	0.1690
Husägare	0.3218	0.1522	0.2829	0.1313
Hushållsstorlek	0.0208	0.1076	0.4860	0.1224
Storstadslän	0.1358	0.1788	0.2536	0.1486
Övriga län	0.0669	0.1531	0.1667	0.1284
Yrkeserfarenhet	0.0686	0.0352	0.1324	0.0200
Erfarenh kvadr	-0.0014	0.0005	-0.0025	0.0004

Tabell 3b Parameterskattningar för tidsanvändningsdata

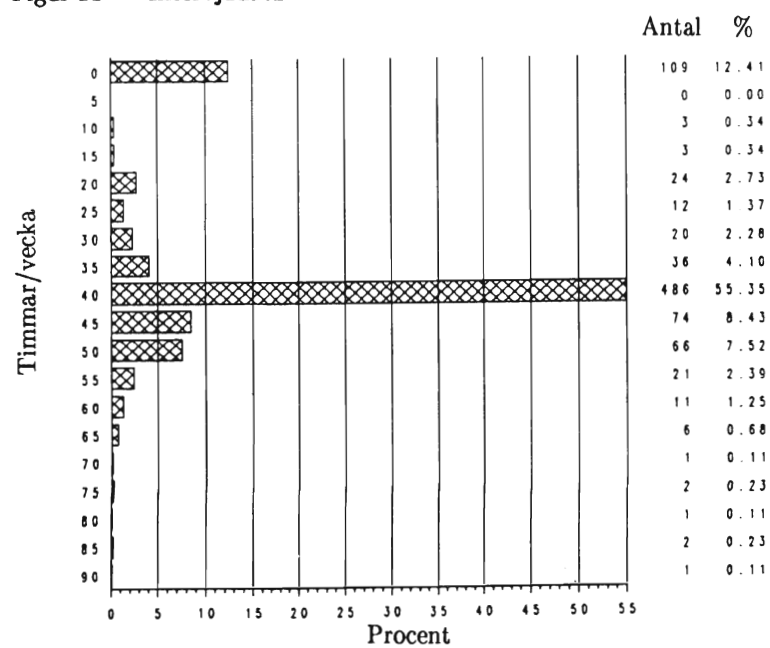
Variabel	Män		Kvinnor	
	estimat	standard-fel	estimat	standard-fel
Intercept	30.9050	6.9556	24.3936	6.8493
Marginallön	-0.1066	0.0790	-0.2295	0.0728
Förmögenhet	0.2944	0.1985	-0.3361	0.2211
Civilstånd	2.3578	2.2777	2.1073	2.3063
Ålder 18–30	5.1881	3.7824	10.3711	2.9011
Ålder 31–45	3.3378	2.1763	4.2109	1.9725
Utbildning låg	3.8362	1.9087	-3.1736	1.9149
Utbildning medel	2.0737	1.8199	1.4414	1.9688
Barn 0–3 år	-2.3185	1.9730	-7.7669	2.2442
Barn 4–7 år	-1.3447	1.6448	-2.1712	1.7286
Barn 8–12 år	0.3344	1.5659	-3.5355	1.5606
Barn 12–18 år	0.6656	1.5440	-2.8917	1.5630
Husägare	0.7871	1.5929	-3.3969	1.7719
Hushållsstorlek	1.0611	1.1176	1.6740	1.1415
Storstadslän	2.3055	1.7803	3.7088	1.8759
Övriga län	3.3374	1.5901	2.3126	1.6590
Yrkeserfarenhet	-0.0054	0.3029	1.3143	0.3012
Erfarenh kvadr	0.0003	0.0052	-0.0274	0.0069
PROBIT EKVATIONEN:				
Intercept	-1.1276	0.7006	-2.0925	0.6267
Marginallön	-0.0200	0.0055	-0.0173	0.0050
Förmögenhet	0.0337	0.0178	0.0059	0.0150
Civilstånd	0.2758	0.1946	0.4669	0.1663
Ålder 18–30	-0.1572	0.3171	0.8017	0.1855
Ålder 31–45	0.1631	0.1923	0.2155	0.1330
Utbildning låg	-0.2477	0.1615	-0.1638	0.1364
Utbildning medel	0.0499	0.1604	0.0662	0.1407
Barn 0–3 år	-0.3607	0.1612	-0.5708	0.1514
Barn 4–7 år	-0.2182	0.1479	-0.2072	0.1259
Barn 8–12 år	-0.3573	0.1396	-0.0952	0.1198
Barn 12–18 år	-0.1320	0.1431	-0.1811	0.1243
Husägare	0.3497	0.1276	0.3909	0.1159
Hushållsstorlek	0.2115	0.0997	0.2531	0.0895
Storstadslän	0.2195	0.1410	0.0294	0.1274
Övriga län	0.4486	0.1245	0.1166	0.1136
Yrkeserfarenhet	0.0188	0.0256	0.0918	0.0181
Erfarenh kvadr	-0.0007	0.0004	-0.0018	0.0004
Intervju Söndag	0.1234	0.2733	0.0295	0.2711
Intervju Måndag	0.9082	0.2973	0.3890	0.2837
Intervju Tisdag	0.9015	0.2955	0.2458	0.2844
Intervju Onsdag	0.9505	0.2969	0.3041	0.2871
Intervju Torsdag	0.8366	0.2951	0.3102	0.2830
Intervju Fredag	0.7865	0.2957	0.1488	0.2855
Intervju Lördag	0.0919	0.2729	0.1363	0.2697
Intervju1 Vinter	0.0749	0.2440	-0.0555	0.2124
Intervju1 Vår	0.0021	0.1266	0.0278	0.1131
Intervju1 Sommar	-0.3243	0.1311	-0.1698	0.1179
Intervju1 Höst	-0.1105	0.2683	-0.1402	0.2405
Intervju2 Vinter	0.0723	0.1735	-0.1476	0.1518
Intervju2 Vår	0.4986	0.2200	0.1700	0.1803
Intervju2 Sommar	-0.1548	0.1901	-0.1750	0.1734
Intervju2 Höst	0.2688	0.1180	0.0059	0.1058

MANNENS MARKNADSARBETE

Figur 1a Tidsanvändningsdata



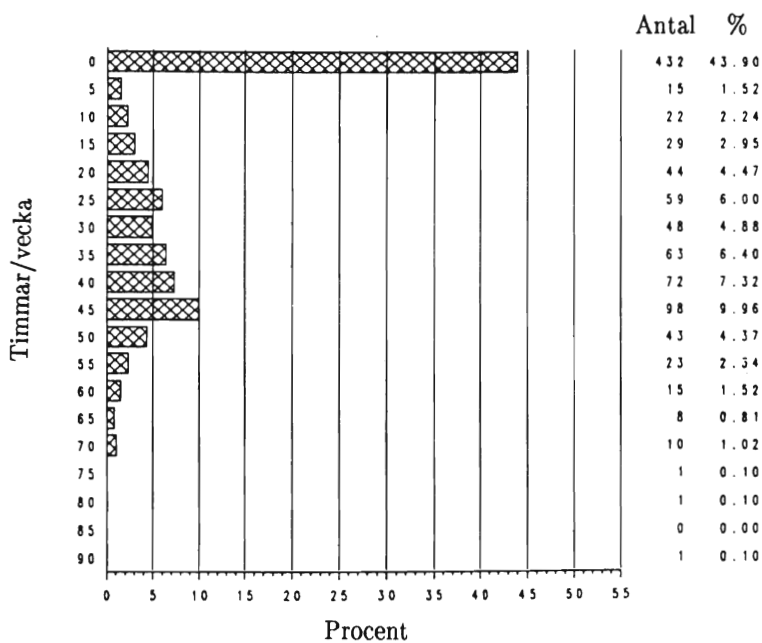
Figur 1b Intervjudata



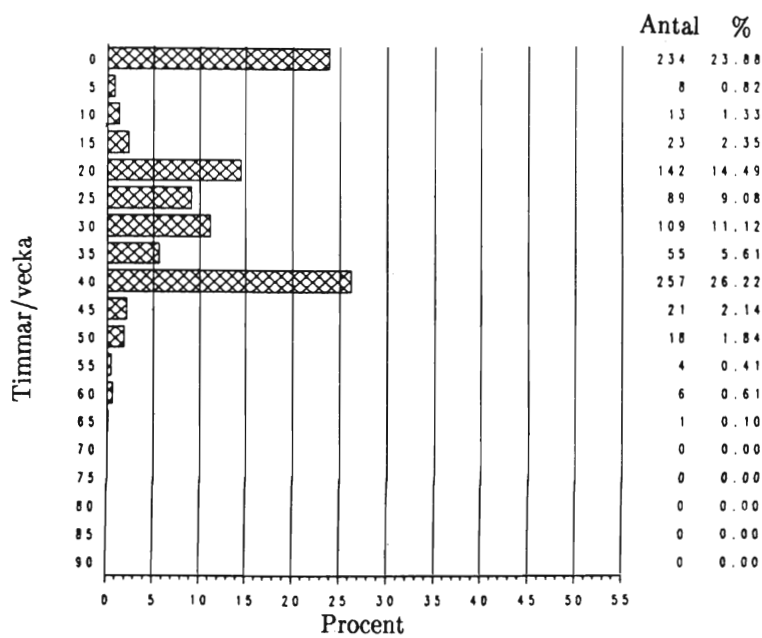


KVINNANS MARKNADSARBETE

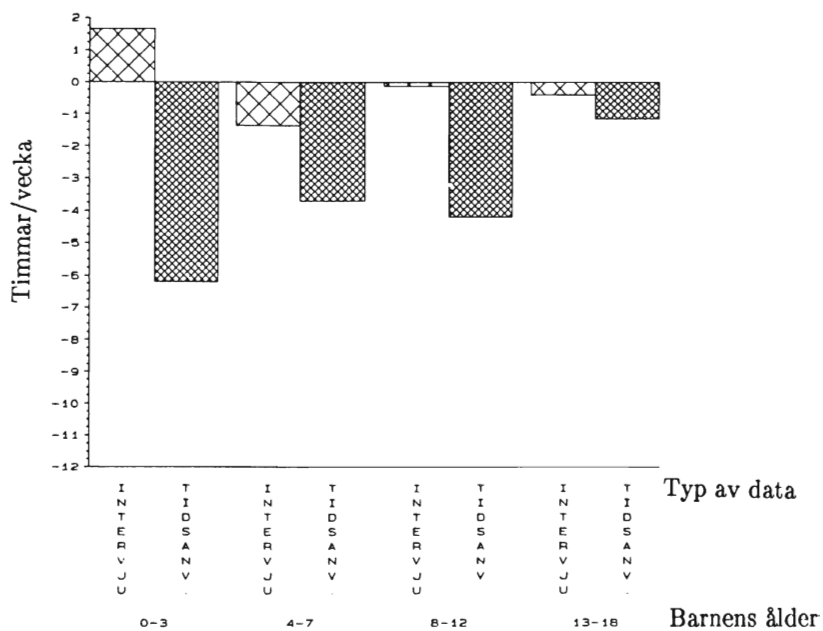
Figur 2a Tidsanvändningsdata



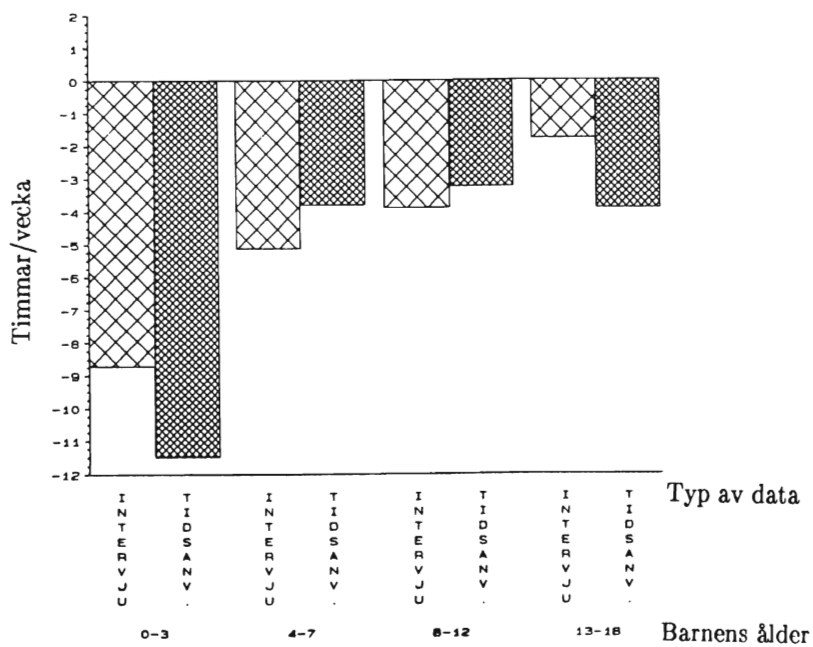
Figur 2b Intervjudata



Figur 3 Betydelsen av barn för männens benägenhet att arbeta.  
En jämförelse av intervju- och tidsanvändningsdata.



Figur 4 Betydelsen av barn för kvinnornas benägenhet att arbeta.  
En jämförelse av intervju- och tidsanvändningsdata.



## KAPITEL 6

### Pensions- och sysselsättningsmönster bland äldre

Lois R Wise

#### 1 Introduktion

Det är en genomgående trend i den industrialiserade världen att arbetskraftsdeltagandet bland äldre sjunker. Även i Sverige, där det relativa arbetskraftstalet för denna grupp är relativt högt, finns det en tydlig tendens mot allt kortare arbetstider och ett allt tidigare uppbrott från arbetsmarknaden (Wadensjö, 1985). Det är en utveckling som inger oro. Å ena sidan föreligger möjligheten att vissa äldre som både kan och vill arbeta saknar incitament eller avstår från att delta i arbetslivet på grund av det sociala trycket eller normsystemet, eller på grund av att de kan råka i konflikt med olika regler för sjuk-, förtids- eller ålderspension. Å andra sidan finns också möjligheten att en växande "smak för ledighet" kommer att reducera arbetsutbudet från äldre arbetstagare och detta i ett läge där den äldre arbetskraften utgör en växande andel av den totala arbetsstyrkan i landet.

Arbetskraftsundersökningarna (AKU) visar tydligt att det föreligger en tendens till sjunkande arbetskraftsdeltagande bland äldre män, men också att det föreligger en direkt motsatt utveckling bland äldre kvinnor. Bland män har det under de senaste två decennierna förelegat en tydlig ökning av andelen som lämnar arbetskraften, även om takten i utvecklingen varit långsammare under senare år (Wise, 1989). När dessa uppgifter från AKU sätts in i ett ekonomiskt sammanhang går det att visa på ett samband mellan exempelvis konjunkturutvecklingen, inkomster, skatte- och pensionssystemet, eller regionala förhållanden å ena sidan och utbudet av äldre arbetstagare å den andra.

Den kunskap som sådana tvärsnittsundersökningar ger med avseende på äldre arbetstagaras benägenhet att arbeta är emellertid begränsad. Tillgängliga forskningsresultat indikerar att individuella karakteristika är betydelsefulla bestämningfaktorer för en äldre persons beslut om hur mycket tid som avsätts för marknadsarbete. I ett läge med snabb ekonomisk tillväxt och stor efterfrågan på arbetskraft, är givetvis de faktorer som inverkar på arbetsutbudet bland de äldre av särskilt intresse.

De valmöjligheter som i Sverige står till buds för den äldre arbetskraften har ökat påtagligt de senast två decennierna. Förändringar i pensionssystemet och införandet av delpension har ökat möjligheterna till tidigarelagd reträtt och delreträtt från arbetsmarknaden.

De operationella definitioner som i denna uppsats används för delreträtt och (full) reträtt från arbetsmarknaden kräver viss förklaring.

### **Delreträtt**

Delreträtt från arbetsmarknaden är ett särskilt arbetstidsmönster för den äldre arbetskraften som jämfört med andra mönster karakteriseras av tydliga skillnader i arbetstid, inkomst eller lokalisering. Begreppet delreträtt behöver inte nödvändigtvis innebära att personen erhåller offentliga eller privata pensionsutbetalningar.

Det svenska delpensionssystemet är tillgängligt för personer som uppfyller villkoren för delpension och som i genomsnitt arbetar mellan 17 och 35 timmar per vecka. När systemet ursprungligen inrättades erhöll förmånstagarna en ersättning på 65% av den inkomst som förlorades genom arbetstidsnedsättningen. Ersättningsnivån sänktes sedan till 50% för personer som ansökte efter år 1980. År 1987 återinfördes 65-procentsnivån för alla förmånstagare. Det är regel att den anställde måste ha arbetat åtminstone 20 år efter fyllda 40 år och dessutom ha nått en överenskommelse om reducerad arbetstid med sin arbetsgivare.

Deltagandet i delpensionssystemet är större bland män än bland kvinnor, och det har tydligt påverkats av variationerna i ersättningen för sänkt arbetstid. Det föreligger emellertid för båda könen en klar tendens till längre arbetstider, således att deltidspensionärerna utnyttjar allt mindre del av möjligheten till att begränsa sin arbetstid (Wise, 1989).

I denna studie definieras delreträtt från arbetsmarknaden som personer som arbetar mindre än 35 timmar per vecka men som tidigare arbetat heltid. De som har arbetat deltid under mer än 15% av sitt aktiva liv har exkluderats. En deltidskvot (deltid/heltid) har beräknats och 0,15 har använts som brytpunkt för att identifiera personer som har erfarit en tydlig förändring i sin arbetstid. De personer för vilka kvoten mellan deltid och heltid överstiger 0,15 har utslutits. Mycket få deltidsarbetande äldre män har fallit bort på grund av detta kriterium.

### **Hel reträtt**

För att i föreliggande studie kunna betecknas som att helt ha lämnat arbetsmarknaden (reträtt) måste en person, som inte arbetar, ha arbetat sammanlagt åtminstone under tjugo år tidigare i sitt liv. De som har arbetat kortare tid anses inte ha dragit sig tillbaka från arbetsmarknaden. Detta kriterium har använts eftersom det utgör ett krav för att kunna erhålla pensionsersättning.

I denna uppsats diskuteras sambandet mellan individuella karakteristika, pensionsstatus och arbetsaktivitet bland män i åldern 50 till 69 år, med utgångspunkt från den första omgången av HUS-datamaterialet, vilket avser år 1984. Av panelens samtliga deltagare befann sig totalt 398 personer i denna åldersgrupp under år 1983. Först görs en kort genomgång av vissa resultat av annan forskning om arbetsutbudet bland äldre, och sedan diskuteras resultatet av analysen av HUS-data med avseende på arbetstid och utnyttjande av möjligheten till delreträtt och hel reträtt från arbetsmarknaden. Avslutningsvis förs en diskussion av olika konsekvenser för politiken inom området.

## **2 Individuella karakteristika som påverkar arbetstiden**

Individuella förhållanden som utgör indikatorer på en persons livsstil och arbetstidsanvändning, kan förklara vissa av skillnaderna i arbetskraftsdeltagandet bland män. I det följande kommer fem sådana indikatorer att behandlas, nämligen ålder, möjligheterna till delpension, hälsa, utbildning och inkomstförhållanden.

## Ålder

Ålder och de faktorer som är förenade med stigande ålder påverkar arbetsutbudet, och den totala arbetstiden tenderar att successivt sjunka högre upp i åldrarna (Honig och Hanoch, 1985). Sandell m fl (1987) hävdar att de faktorer som hänger samman med ålder, exempelvis hälsa och utbildning, i förening med ren diskriminering av äldre, utgör orsakerna till de problem vissa äldre kan möta på arbetsmarknaden. Olika åldersgränser används som de givna tidpunkter när en anställning upphör. Fastställda åldersgränser för när ett arbete skall lämnas utgår från att kostnaden för den äldre arbetskraften, vilkas löner har ökat exempelvis på grund av senioritetsregler vid lönesättning, överstiger värdet av produktionsinsatsen (Klevmarken, 1986).

Åldern har också stor betydelse för valet mellan arbete eller inte arbete, eftersom åldersgränsen är den avgörande tröskeln för att en person skall uppfylla grundvillkoret för pensionsrättighet med ersättning, och därmed avgörs också tidpunkten i livet när det blir socialt acceptabelt att arbeta deltid eller att inte arbeta alls. Både formell lagstiftning och andra formella eller informella regler på arbetsmarknaden kodifierar dessa normer (Estes, 1980).

Även om den gällande pensionspolitiken utgår från antagandet att benägenheten eller intresset för att lämna arbetskraften börjar vid 60 års ålder, visar empiriska undersökningar att denna process börjar tidigare. Det finns tecken på att tendenserna att lämna arbetskraften helt eller delvis, bland svenska män börjar redan vid 50 års ålder (Wadensjö, 1985). Även amerikanska män i femtioårsåldern tenderar att reducera sitt arbetsutbud (Hayward, Hardy & Grady, 1989).

De svårigheter som äldre arbetstagare möter på arbetsmarknaden förstärks under perioder av snabb strukturomvandling, som gör tidigare värdefulla yrkeskunskaper föråldrade. Äldre arbetskraft, således ända ner till femtio års ålder, löper större risk än yngre att stötas bort från arbetsmarknaden och har större benägenhet att upphöra med sitt arbetssökande (Heikensten, 1984; Edin, 1984). Dessa tendenser kan förväntas återspeglas också bland deltagarna i den första HUS-undersökningen, som således genomfördes under år 1984 och avser arbetsmarknadsförhållanden under år 1983. Även om 80-talets ekonomiska uppsving då hade inletts, uppgick arbetslösheten till mer än 3% av arbetskraften under åren 1982–1984 (Johannesson, 1988).

### **Möjligheter till pensionsersättning**

Även om möjligheterna till pensionsförmåner i sig kan förväntas ha en inverkan på en persons benägenhet att delta i arbetslivet, kan det också förväntas att individen blir mer eller mindre benägen att välja pensionsmöjligheten framför arbete, när skillnaderna mellan inkomsten av pensionsförmånen och inkomsten från motsvarande arbetstid förändras (Bowen och Finegan, 1969:314). Svensk forskning har visat att såväl förändringar i tillgängligheten av förtidspension som höjningen av kompensationsgraden svarar för en betydande del av den minskning av arbetskraftsdeltagandet som varit tydlig bland män i åldrarna 60–64 år mellan åren 1963 och 1980 (Wadensjö, 1985).

Dessutom ökade från mitten av 70-talet till mitten av 80-talet incitamenten och möjligheterna för äldre att lämna sina arbeten med pensionsförmåner på grund av förändringar i arbetsgivarrelaterade pensionssystem, vilka var en reaktion på industrinedläggningar och friställningar, företagsammanslagningar och allmänt sjunkande efterfrågan på arbetskraft. Ett liknande mönster återfanns bland amerikanska arbetsgivare mellan åren 1974 och 1983 (Bell och Marclay, 1987).

Trots den stora betydelse som möjligheterna att erhålla någon form av förtidspensionsförmåner har som förklaring till varaktigheten i arbetslivet, drog sig ett påtagligt stort antal anställda bort från arbetslivet innan de uppfyllde åldersvillkoren för någon form av offentlig pension. Undersökningar baserade på amerikanska män fann fall där personer lämnade arbetskraften innan de uppfyllde villkoren för de gällande förmånerna, och slutsatsen där var att "förvånansvärt många" män från femtioårsåldern uppenbarligen själva kan finansiera sin avgång från arbetskraften, åtminstone i ett kortare perspektiv (Hayward, Hardy & Grady, 1989; Wise, 1989).

### **Personlig hälsa**

Hälsans betydelse för arbetskraftsdeltagandet och för att i förtid lämna arbetskraften har varit föremål för omfattande studier, och har också föranlett betydande kontroverser. Vissa forskare ifrågasätter sanningshalten i uppgifter om egen hälsostatus, medan andra argumenterar att dålig hälsa är ett sätt att eftertänksamt besluta att lämna arbetskraften i förtid. Betydelsen av individens hälsa som förklaring till arbetskraftsdeltagandets omfattning har

emellertid demonstrerats i många studier. Hälso tillståndet innan reträtten från arbetsmarknaden är en signifikant bestämningsfaktor för när reträtten äger rum, och hälsan är också avgörande i de fall där tillbakadragandet sker tidigare än ursprungligen planerat (Anderson, Burkhauser & Quinn, 1986; Parnes & Nestel, 1975; Kingson, 1981).

Individens arbetsutbud påverkas också av begränsningar i arbetsutbudet på grund av arbetsrelaterade skador eller andra sjukdomar som ökar sannolikheten av att han eller hon reducerar sin arbetsinsats eller drar sig bort från arbetsmarknaden (Burtless, 1986).

### **Utbildningsbakgrund**

Det kan antas att utbildningsbakgrunden är positivt korrelerad med en persons benägenhet att stanna i arbetskraften (Bowen och Finegan, 1969:359). Enligt humankapitalteorin är utbildning en typ av investering som den enskilde individen kan göra i sig själv för att öka sin välfärd. Den som gör en sådan investering får med större sannolikhet behålla sitt arbete när han eller hon närmar sig pensionsåldern, och har också större benägenhet att stanna i arbete eftersom det förbättrar utbytet av den egna investeringen (Becker and Chiswick, 1966). Utbildning är relaterad till flera faktorer som är viktiga för arbetstidsinsatsen. Personer med högre utbildning löper mindre risk att bli arbetslösa än de med lägre utbildning, och de har oftare arbeten med relativt sett högre värderade yrkeskunskaper. Personer med högre utbildning erhåller ofta högre lön och ersättning för sitt arbete. Utbildning anses dessutom vara relaterat till både yrke och hälsa. Personer med högre utbildning återfinns i mindre utsträckning i yrken som påskyndar den fysiska försvagning som sammanhänger med ålder eller som ökar risken för fysiska yrkesskador. Dessutom anses de högre utbildade vara både större konsumenter av den hälso service som erbjuds och även uppvisa ett mer hälsosamt levnadssätt (Cockerham et al, 1986).

### **Inkomstförhållanden**

Både teoretiskt och empiriskt baserade uppfattningar om inkomstens betydelse för pensionering är tvetydiga (Parnes 1988:123; Bowen och Finegan 1969:358).



Det borde kunna förväntas att med högre arbetsinkomster borde också motivationen för att delta i arbetslivet stiga; med stigande löner förbättras det individuella hälsotillståndet, vilket i sin tur utnyttjas till att "köpa" mer ledighet genom reducerad arbetstid eller till förtida reträtt från arbetsmarknaden. Studier från USA tyder emellertid inte på något samband mellan inkomster och reträttbenägenheten (Mitchell och Fields 1982:146).

Beskattningen av arbetsinkomsten är en viktig faktor för att förstå beteendet på arbetsmarknaden. Höga marginalsatser kan försvaga incitamentet för att arbeta mycket eller för att stanna kvar i arbetskraften när det finns möjlighet till pension. Höjningar av marginalsatserna, vilket skedde under 1970-talet och i början av 1980-talet, skulle därmed ha kunnat påverka benägenheten för pensionering. Individens marginella skattesats används i denna uppsats som indikator på det ekonomiska incitamentet för att arbeta.

### 3 Resultat från HUS-undersökningen

#### Faktorer som sammanhänger med arbetsinsatsen

Ålder är en viktig faktor som förklarar variationer i normal veckoarbetstid bland sysselsatta män i den första panelen av HUS-projektet. Bland äldre män uppvisas för stigande åldersgrupper en minskning av den genomsnittliga arbetstiden och av arbetskraftsdeltagandet, vilket framgår av tabell 1. För män i åldrarna mellan 50 och 59 år är den genomsnittliga arbetstiden mer än 40 timmar per vecka, medan de i åldern 60–64 år arbetar i genomsnitt 36 timmar. För åldersgruppen 65 år och äldre uppgår den genomsnittliga arbetstiden till 33 timmar per vecka. Det bör observeras att i den äldsta åldersgruppen återfanns endast 14 män som tillhörde arbetskraften, och det relativa arbetskraftstalet för gruppen var 16%.

Tabell 1 Genomsnittlig normal arbetstid för män, efter åldersgrupp

Ålder	Timmar	Rel ak tal (%)	Antal pers
50–54	42	96	106
55–59	41	90	85
60–64	36	60	65
65–69	33	16	14

Källa: HUS-projektet, 1984. N = 270.

Det finns givetvis också ett starkt samband mellan ålder och individens pensionsstatus. Omkring 35% av männen mellan 50 och 69 års ålder som deltog i HUS-projektet erhöll någon form av offentlig pension under år 1983. Personer som erhåller offentlig pension skiljer sig från övriga äldre via ett flertal karakteristika. Som väntat är den genomsnittliga åldern mycket högre än bland dem som inte erhåller pension. Ålder förklarar mer än en tredjedel av skillnaden i pensionsstatus för den äldre manliga arbetskraften. Pensionärer tenderar att ha signifikant lägre disponibel inkomst. För den här generationen av arbetstagare anges också lägre utbildningsnivå mätt som antalet skolår. Medianåldern för fastlagd pensionering för dem som arbetade i företag som tillämpade sådan var 65 år; denna ålder representerade mer än två tredjedelar av fallen med fastlagd pensionsålder. Omkring en fjärdedel rapporterade att 63 års ålder utgjorde den fastlagda pensionsåldern och färre än 10% rapporterade åldersgränser lägre än 63 år som fastlagd pensionsåldersgräns.

De flesta av dem som uppbar pension arbetade inte längre, och det fåtal personer som hade arbete arbetade påtagligt färre arbetstimmar än jämförbara icke-pensionärer. Bland män arbetade de som hade pension i genomsnitt 27 timmar i veckan, medan de som inte uppbar pension arbetade 41 timmar i veckan. Pensionärer skiljer sig inte signifikant från icke-pensionärer i samma ålder vad gäller hur många år de har tillhört arbetskraften.

Den personliga hälsan är en viktig bestämningsfaktor för den tidsmängd som män och kvinnor avsätter för arbete på arbetsmarknaden. En indikator på hälsa är i vad mån en person stannade hemma från arbetet på grund av hälsoskäl eller inte. Äldre arbetstagare kan kategoriseras efter om de haft sjukledighet eller inte. Det finns ett starkt samband mellan dem som erhöll sjukersättning under år 1983 och den genomsnittliga arbetstiden. De som erhållit sjukersättning arbetade färre antal timmar under en normal vecka än de som inte uppburit ersättning.

Marginalskattesatsen för män i åldern 50–69 år uppgick under år 1983 till 52%. Marginalskattesatsen var tydligt och signifikant sammanhängande med arbetstiden ( $r= 0,52$ ).

### **Sammanlagda effekter av faktorer som påverkar arbetstiden**

Det finns tre faktorer som förklarar en betydande del av skillnaderna mellan olika individer vad gäller antalet timmar som tillbringas i arbete. Ålder

undantas från analysen eftersom denna faktor är så starkt sammanhängande med andra faktorer. När marginalskattesats, utbildningsbakgrund och hälsotillstånd används simultant i en multipel regression, förklarar de 15% av skillnaderna i arbetstid bland äldre män, men utbildningsbakgrunden ger inte ett signifikant bidrag till förklaringsvärdet (se appendix). En del av den återstående oförklarade skillnaden måste hänföras till skillnader mellan äldre arbetstagare vad gäller risken för friställningar eller förtidspension på grund av lågkonjunktur, strukturella förändringar eller företagssammanslagningar samt deras benägenhet eller smak för ledig tid.

När en persons pensionsstatus inkluderas ökar modellens förklaringsvärde avsevärt. Bland män svarar dessa fyra faktorer för 59% av skillnaden i arbetstid. Av detta bör följa att de regler som styr tillgängligheten av pensionsförmånerna samt graden av kompensation påverkar benägenheten att ersätta arbetsinkomst med pensionsersättning och att de har ett signifikant inflytande på arbetsutbudet bland äldre arbetstagare.

#### **Arbetstidsmönster. Delreträtt från arbetsmarknaden**

Delreträtt från arbetsmarknaden, som är ett arbetstidsmönster för äldre personer som har reducerat sin arbetstid från heltid till deltid, är associerat med det delpensionssystem som introducerades år 1976. I samband med införandet av delpensionsordningen skedde en snabb ökning av andelen deltidssysselsatta män i åldersgruppen 60–64 år. I denna undersökning kan 17% av alla män mellan 60 och 64 års ålder anses ha dragit sig tillbaka delvis, medan endast 9% av alla äldre arbetstagare i åldern 50 till 69 år kan anses ha gjort detta.

Det finns emellertid ett antal äldre arbetstagare som uppenbarligen har reducerat sin arbetstid utan ersättning från det offentliga pensionssystemet. Antalet personer som svarade nej på frågan: "Var du pensionerad eller hade du delpensionsledighet 1983?" framgår av tabell 2. Deltagare i HUS-projektet har klassats som om de delvis har dragit sig tillbaka om de i genomsnitt arbetade mindre än 35 timmar per vecka, men som om de under huvuddelen av sitt yrkesverksamma liv hade arbetat heltid.

Av de äldre män som deltog i 1984 års HUS-urval hade 39% av dem som befann sig i delreträttstatus någon form av offentlig pension. Med andra ord,

majoriteten av män med lång arbetskarriär och begränsad erfarenhet av deltidarbete reducerade sin arbetstid utan pensionsersättning.

Det är värt att notera att det finns åtskilliga även under sextio års ålder som gjort delreträtt från arbetsmarknaden. Som framgår av tabell 2 kunde omkring 13% av alla män i åldern 50–54 år och 5% av dem mellan 55–59 år klassificeras som att delvis ha lämnat arbetskraften.

**Tabell 2** Personer som delvis lämnat arbetskraften, efter pensionsstatus och ålder

Ålder	Med pension	Utan pension	Totalt	
	N	N	N	Procent av populationen
50–54	0	4	4	13
55–59	1	4	5	5
60–64	7	12	19	17
65–69	6	2	8	9
Totalt	14	22	36	9

Källa: HUS-projektet, 1984. Kategorin som delvis lämnat arbetskraften utgörs av personer som tidigare i sitt arbetsliv arbetat heltid, men som under år 1983 arbetade färre än 35 timmar per vecka.

#### Arbetstidsmönster. Arbetstagare som helt lämnat arbetskraften

19% av männen mellan 50 och 69 års ålder hade lämnat arbetskraften helt. Personer som inte arbetade och som heller inte hade arbetat under totalt tjugo år under sitt vuxna liv är exkluderade från gruppen som anses ha gjort reträtt från arbetsmarknaden. De flesta av dem som hade slutat arbeta var 65 år eller äldre, men omkring en tredjedel av dem som hade arbetat en stor del av sina liv, men som nu inte längre arbetade, var yngre än 65 år. Förhållandet att åldern då man normalt gör reträtt från arbetsmarknaden sjunker är inte förvånande.

Vad som emellertid verkligen är intressant, är antalet personer i urvalet som lämnat arbetskraften mycket tidigt. Som framgår av tabell 3 var omkring 12% av dem som helt hade upphört att arbeta efter mer än tjugo års arbetslivserfarenhet yngre än 60 år. Personerna i åldersspannet mellan 60 och 64, som kunde klassificeras som tidiga reträttsfall, svarade för ytterligare 23% av

alla reträtter. De personer som lämnat arbetskraften utgör nästan 10% av den manliga befolkningen mellan 50 och 60 år, med 3% mellan 50 och 54 år och 6% mellan 55 och 59 år.

Nästan alla män som inte tillhörde arbetskraften uppgav att de erhöll offentlig pension, men vissa undantag förelåg. Av de 75 män som definierades ha gjort reträtt, uppgav 11 att de inte erhöll någon pension. Sex av dessa var mellan 60 och 64 år och tre var äldre än 65 år. Endast två män som var yngre än 60 år och som inte tillhörde arbetskraften uppgav att de heller inte erhöll någon offentlig pension.

**Tabell 3** Män som lämnat arbetskraften, fördelade efter ålder

Ålder	Procent av reträttfall*	Procent av populationen
50–54	4	3
55–59	8	6
60–64	23	16
65–69	65	58
Totalt	100	19

Källa: HUS-projektet, 1984.

\*Antal reträttfall = 75. De personer som gjort reträtt från arbetskraften är de som har arbetat i åtminstone 20 år men nu upphört.

#### 4 Implikationer för politiken och för forskningen

Utöver allmänna ekonomiska faktorer påverkas sysselsättningsmönstret för äldre arbetstagare starkt av individuella faktorer. Ålder, hälsa och skattepolitik är viktiga bestämningsfaktorer för arbetsaktiviteten, men pensionsstatusen är den mest betydelsefulla faktorn för att förklara det individuella arbetsutbudet. Det betyder att beslut som påverkar reglerna för att kunna erhålla pension, graden av kompensation och varaktigheten av pensionsgottgörelsen är några av de viktigaste faktorerna bakom det sjunkande arbetskraftsdeltagandet.

Trots vikten av hur pensionspolitiken är utformad är det viktigt att uppmärksamma de tecken som kan tolkas som uttryck för preferenser för ledighet. Många arbetstagare kan lämna arbetskraften utan att de uppbär

någon offentlig pensionskompensation. Andra som normalt arbetat heltid går över till deltidarbete. Denna grupp inkluderade såväl många personer utan förtids- eller delpensionskompensation som personer som kunde klassificeras som tidiga och mycket tidiga reträtter.

Eftersom denna panel av HUS-undersökningen hänför sig till en period av relativt hög arbetslöshet, är det en viktig uppgift för framtida forskning, som bygger på successiva paneler av HUS-projektet, att klargöra i vilken utsträckning begränsningar i arbetstiden är frivilliga och inte funktioner av konjunkturen. Man borde också studera de bakomliggande faktorer som leder till att människor lämnar arbetsmarknaden eller till att deltidarbetande återupptar heltidsarbete, för att kunna avgöra hur fast äldre arbetstagare är i de arbetsmönster de praktiserar, och för att också belysa möjligheterna att påverka arbetsutbudet via politiska åtgärder.

## Referenser

- Anderson K, R V Burkhauser, and J F Quinn, 1986, Do Retirement Dreams Come True? The Effects of Unanticipated Events on Retirement Plans, *Industrial and Labor Relations Review*, 39: 518–526.
- Becker, G S and B R Chiswick, 1966, Education and the Distribution of Earnings, *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol 56, nr 2: 358–369.
- Bell, D and W Marclay, 1987, Trends in Retirement Eligibility and Pension Benefits, 1974–83, *Monthly Labor Review*, 1987: 18–25.
- Bowen, W G and T A Finegan, 1969, *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton, Princeton University Press.
- Burtless, G, 1986, Occupational Effects on the Health and Work Capacity of Older Men, in G Burtless (ed) *Work, Health and Income among the Elderly*, pp 103–42, Washington, D C, Brookings Institution.
- Cockerham, W C, G Kunz, G Lueschen and J L Spaeth, 1986, Social Stratification and Self-Management of Health, *Journal of Health and Social Behavior*, 27: 286–307.
- Edin, P, 1984, Individuella sysselsättningskonsekvenser av nedläggningar, Working Paper 119, Svenska Handelshögskolan, Helsingfors.
- Estes, C L, 1980, Constructions of Reality, *Journal of Social Issues*, 36: 117–132.
- Hayward, M D and G W Grady, 1986, The Occupational Retention and Recruitment of Older Men: The Influence of Structural, Characteristics of Work, *Social Forces*, 64: 644–666.
- Hayward, M, M A Hardy and W R Grady, 1989, Labor Force Withdrawal Patterns among Older Men in the United States, *Social Forces*, 70: 425–448.
- Heikensten, L, 1984, *Studies in Structural Change and Labor Market Adjustment*, Stockholm, Handelshögskolan.
- Honig, M and G Hanoch, 1983, Partial Retirement as a Separate Mode of Retirement Behavior, *Journal of Human Resources*, 20: 21–46.
- Johannesson, J, 1988, *Labour Market Policy and Labour Market Dynamics: The Swedish Case*, Stockholm, EFA.
- Kingson, E R, 1981, Retirement Circumstances of Very Early Retirees: A Life Cycle Perspective, *Aging and Work*, 4: 161–173.
- Klevmarcken, N A, 1986, Hög och sänk pensionsåldern, *Socialmedicinsk tidskrift*, nr 9: 392–396.
- Mitchell, O S and G S Fields, 1982, The Effects of Pensions and Earnings on Retirement: A Review Essay, in *Research in Labor Economics*, Vol 5: 115–155, R G Ehrenberg (ed), Greenwich, Connecticut, JAI Press.
- Parnes, H S, 1988, The Retirement Decision, in *The Older Worker*, M Borus, H S Parnes, S S Sandell, and S Seidman (eds), Madison, Wisconsin, IRRA Series.
- Parnes, H S and G Nestel, 1975, Early Retirement, in H S Parnes et al (eds), *The Pre-Retirement Years*, Vol 4, US Department of Labor, R&D Monograph 15, Washington, DC, US Government Printing Office.
- Sandell, S H (ed), 1987, *The Problem Isn't Age*, New York, Praeger Publishers.
- Wadensjö, E, 1985, Disability Pensioning of Older Workers in Sweden. A Comparison of Studies Based on Time-Series and Cross-Section Data. Meddelande 15, Stockholm, Institutet för Social Forskning, Stockholms Universitet.

Wise, L R, 1989, The Swedish Experience with Partial Retirement as a Mode of Work and Its Implications for US Employment Policy, *Readings in Comparative and International Affairs*, #25, Indiana University, Bloomington, Indiana.



## Appendix

Multipel regressionsanalys har utförts med SPSSX med användning av vanlig minsta kvadratmetod (OLS). Beroende variabel är antalet arbetade timmar per vecka. Resultaten är följande:

### *Alternativ 1*

	Regressions- koefficient	Partiell korrelations- koefficient	P-värde
Marginella skattesatsen	0,18	0,24	0,005
Antal skolår	0,04	0,11	0,455
Sjukfrånvaro (Hälsa)	-0,32	-0,34	0,000
Multipel R = 0,40			
Justerat R <sup>2</sup> = 0,15			
Beroende variabelns standardfel = 19,26			

### *Alternativ 2*

Marginella skattesatsen	0,09	0,24	0,04
Antal skolår	0,01	0,11	0,78
Sjukfrånvaro	-0,03	-0,34	0,52
Pensionsstatus	0,74	0,77	0,00
Multipel R = 0,77			
Justerat R <sup>2</sup> = 0,59			
Beroende variabelns standardfel = 13,33			

### *Definitioner:*

- Sjukfrånvaro: Variabeln antar värdet 1 om respondenten någon gång under 1983 haft betald sjukledighet för egen sjukdom, eljest 0.
- Personstatus: Variabeln antar värdet 1 om respondenten var pensionerad eller hade delpension 1983.

## KAPITEL 7

### Lönestruktur och rörlighet på den svenska arbetsmarknaden

Per-Anders Edin, Bertil Holmlund och Johnny Zetterberg

#### 1 Inledning och sammanfattning

Den svenska arbetsmarknadspolitiken har sina grunder i arbeten från början av 50-talet av LO-ekonomerna Gösta Rehn och Rudolf Meidner. Ett grundläggande tema i den så kallade Rehn–Meidner-modellen var att anpassningar av relativlöner var ineffektiva medel för att åstadkomma omflyttning av arbetskraft mellan olika sektorer, eftersom sådana löneanpassningar antogs leda till oacceptabla fördelningseffekter. Strukturomvandlingen skulle i stället stimuleras via så kallade push-effekter. Politiken innebar solidarisk lönepolitik såväl som aktiv arbetsmarknadspolitik. Grunderna för den svenska politiken vilar således på hypotesen att pull-incidenten är svaga och har icke önskvärda fördelningskonsekvenser.

Effektiviteten hos denna svenska modell för arbetsmarknadsanpassning har kontinuerligt diskuterats av ekonomer och beslutsfattare under större delen av efterkrigstiden. (Den diskuteras också i detalj av Flanagan, 1987.) Trots denna debatt är vår empiriska kunskap om Rehn–Meidner modellens effekter relativt begränsad. I denna uppsats redogör vi för två empiriska studier som utnyttjar HUS-data för att belysa sambandet mellan lönestruktur och rörlighet på den svenska arbetsmarknaden.

I avsnitt 2 presenteras en studie av den svenska branschlönestrukturen. Frågan gäller om de löneskillnader som observeras mellan branscher enbart är av kompensande art, dvs beror på skillnader i lönepåverkande egenskaper hos arbetskraften och arbetet. Om så är fallet är detta förenligt med ett

långsiktigt jämviktsläge på en arbetsmarknad som kännetecknas av perfekt konkurrens, men även med den solidariska lönepolitikens princip om "lika lön för lika arbete". Den stiliserade bilden av en perfekt marknad kontrasterar mot resultat från empiriska studier i USA. Dessa studier påvisar existensen av numeriskt stora och statistiskt signifikanta löneskillnader som *inte* tycks bero på kompenserande skillnader mellan olika branscher.

Den centrala slutsatsen i den analys som presenteras nedan är att det finns oförklarade lönedifferenser mellan branscher i Sverige, men att dessa differenser är mycket mindre till sin storlek än de amerikanska. Dessutom förklaras en relativt sett större del av observerade branschlöneskillnader i Sverige av skillnader i arbetskraftens egenskaper och i olika arbetsmiljöfaktorer. Dessa resultat tyder på att den svenska arbetsmarknaden uppvisar en klart mindre avvikelse från frikonkurrensmodellens norm än vad den amerikanska gör. Detta kan även tolkas som att den solidariska lönepolitiken varit framgångsrik i den meningen att lönespridning som ej beror på kompenserande faktorer har reducerats. Det bör emellertid noteras att även om branschlönepremierna på den svenska arbetsmarknaden är små med internationella mått så har de ändå effekter på arbetskraftens rörlighet. Detta resultat talar för att så kallad pull-rörlighet fortfarande har betydelse på den svenska arbetsmarknaden trots den solidariska lönepolitiken.

Att pull-rörligheten inte har eliminerats av den fackliga löneutjämningspolitiken stöds även av den studie som presenteras i avnitt 3. Denna studie ger en närmare analys av sambanden mellan löneutveckling och rörlighet mellan arbetsgivare och regioner. De viktigaste resultaten är som följer: Huvuddelen av arbetsbytena består av arbetsbyten initierade av arbetstagarna, dvs frivilliga avgångar. Pull-incidenten förefaller vara relativt betydelsefulla på den svenska arbetsmarknaden trots den avsevärda löneutjämning som har ägt rum under de senaste två decennierna. Det finns inte mycket belägg för att frivilliga avgångar i allmänhet skulle kunna betraktas som "dold", arbetsgivarinitierad, uppsägning. Huvuddelen av avgångarna har orsaker relaterade till arbetsförhållanden. 40 procent av dem som byter arbete har också bytt bostadsort.

I data framgår det klart att frivilliga avgångar och arbetsgivarinitierade uppsägningar har olika konsekvenser. De som slutar frivilligt hittar nya arbeten snabbare än de som sägs upp av arbetsgivaren. De som slutar frivilligt finner också fasta anställningar oftare än vad fallet är för dem som förlorar sina jobb. En majoritet av dem som slutar frivilligt och en minoritet av dem

som förlorar jobben rapporterar att de har fått högre lön på det nya jobbet. Estimation av löneekvationer visar också på signifikanta skillnader mellan löneutvecklingen för sådana som förlorar sina jobb och sådana som slutar frivilligt. Lönevinsterna för dem som slutar frivilligt ligger på 7–8 procent, medan det inte finns några belägg för att uppsägningsrelaterade arbetsbyten medför positiva löneeffekter.

## 2 Branschlönestrukturen i teori och empiri<sup>1</sup>

En slutsats som följer av den enkla läroboksmodellen för en arbetsmarknad som kännetecknas av perfekt konkurrens är följande: De branschlönescillnader som observeras när arbetsmarknaden befinner sig i ett långsiktigt jämviktsläge avspeglar endast skillnader mellan branscher vad avser arbetskraftens grad av skicklighet och arbetsmiljövillkoren i vid mening. De observerade lönescillnaderna är med andra ord av kompenserande art, vilket innebär att ett högre löneläge i en bransch endast beror på att arbetskraftens genomsnittliga kvalifikationsgrad är högre och/eller att arbetsmiljön är sämre än i andra branscher. På lång sikt är nämligen arbetskraften en fullständigt rörlig produktionsfaktor och följaktligen kommer branschlönen inte att påverkas av branschspecifika villkor som t ex vinst- eller produktivitetutvecklingen i den enskilda branschen. De lönerelationer som etableras på arbetsmarknaden i ett långsiktigt jämviktsläge utmärks alltså av att arbetskraften erhåller "lika lön för lika arbete".

Vilket stöd finns det då för denna hypotes i empiriska studier? Dessa studier, som nästan uteslutande är amerikanska, pekar på att det inte finns empiriskt stöd för hypotesen, eftersom flertalet studier har kunnat påvisa att branschspecifika villkor i stor utsträckning förklarar variationen i branschlönerna. Som exempel kan nämnas en studie av Krueger och Summers (1988) som på basis av individdata för USA finner att betydande branschlönescillnader kvarstår även när de i den statistiska analysen beaktar att sammansättningen av de anställdas kvalifikationer och arbetets art kan vara olika i branscherna. Den slutsats som dras är att det på den amerikanska arbetsmarknaden existerar "branschlönepremier" som inte kan förklaras av branschskillnader vad avser de anställdas grad av skicklighet eller andra kompen-

---

<sup>1</sup>Detta avsnitt bygger huvudsakligen på Edin och Zetterberg (1989).

serande faktorer. Detta implicerar att lika kvalificerad arbetskraft som utför likvärdigt arbete erhåller olika lön i olika branscher på den amerikanska arbetsmarknaden.

Bland amerikanska ekonomer har olika hypoteser förts fram för att förklara förekomsten av branschlönepremier. En hypotes som förfäktas av Murphy och Topel (1987) är att arbetare "sorteras" till olika branscher beroende på sina produktiva egenskaper. Dessa kan vara observerbara och/eller icke-observerbara och "premierna" är en konsekvens av att de icke-observerbara lönepåverkande faktorerna är olika fördelade mellan branscherna. Hypotesens innebörd är således att "premierna" skulle elimineras om man kunde beakta de icke-observerbara faktorerna i den statistiska analysen.

I Katz och Summers (1989) finns emellertid en övertygande argumentation mot att denna hypotes skulle vara den dominerande förklaringen till förekomsten av branschlönepremier. Vad som särskilt framhålls är att även i longitudinella studier som bygger på lönedata för arbetare som har bytt bransch genom "frivilliga" övergångar och/eller genom friställningar, spelar "premierna" en betydande roll för att förklara variationer i branschlönerna. Samma författare diskuterar också om skillnader i facklig organisationsgrad mellan branscher skulle kunna vara en möjlig förklaring till branschlönepremier; fackföreningar skulle genom sin förhandlingsstyrka kunna åstadkomma bättre lönevillkor än den oorganiserade arbetskraften. Inte heller denna hypotes får dock något starkt stöd av amerikanska data enligt Katz och Summers, eftersom det finns starka belegg för att det är just förekomsten av branschlönepremier som har givit upphov till facklig organisering i branscher. I stället argumenterar dessa författare för att branschlönepremierna kan förklaras inom ramen för effektivitetslönemodeller som betonar att företag kan finna det lönsamt att betala en "lönepremie" till sina anställda. Ett sådant lönesättningsbeteende från företagets sida kan vara rationellt för att minska personalomsättningskostnaderna eller för att skapa incitament som höjer de anställdas produktivitet.

Huvuddelen av den empiriska litteratur som på basis av individdata har analyserat bestämningsfaktorer för branschlönescillnader avser studier av den amerikanska arbetsmarknaden. Frågan är då vilka allmängiltiga slutsatser som kan dras utifrån de amerikanska studierna när det gäller branschlönestrukturen internationellt, dvs är förekomsten av branschlönepremier utmärkande för enbart den amerikanska arbetsmarknaden eller kan ett liknande mönster av branschlönepremier även förväntas råda på arbetsmarknader i andra länder?

Ett flertal studier har utifrån aggregerade branschdata påvisat vissa slående likheter i branschlönestrukturen mellan olika länder. För det första, om ett lands branscher rangordnas efter genomsnittlig lön i branschen visar sig denna rangordning vara mycket stabil över tiden i de flesta länder. För det andra, visar sig även rangordningar av branscher vara starkt korrelerade mellan länder, dvs branscher som betalar höga löner i t ex USA är också branscher som betalar höga löner i andra länder. Katz och Summers (1989) drar på grundval av dessa "stiliserade fakta" följande slutsats: "The stability in differentials across time periods and countries strongly suggests that these wage differences result from factors fundamental to the operation of industrial economies and are not the artifact of particular collective bargaining systems or government interventions in the labor market" (s 226).

Hypotesen att branschlönestrukturens bestämningsfaktorer är likartade i olika länder och oberoende av den institutionella ramen för lönebildningen på arbetsmarknaden är dock inte helt oantastbar. Under senare år har det vuxit fram en litteratur som betonar att det finns ett samband mellan utformningen av förhandlingssystemet på arbetsmarknaden och den makroekonomiska utvecklingen i olika länder. Detta skulle även tala för att institutionella faktorer påverkar utvecklingen av branschlönestrukturen. För specifikt svenska förhållanden kan man t ex ställa frågan om de idéer som formulerades i den så kallade Rehn–Meidner-modellen, i vilken den solidariska lönepolitiken utgör en hörnsten, har haft något inflytande på den svenska branschlönestrukturen. Sedan flera årtionden tillbaka har den svenska fackföreningsrörelsen utgått från principen om en solidarisk lönepolitik i avtalsförhandlingarna. Ursprungligen formulerades denna princip som "lika lön för lika arbete" för att åstadkomma en lönestruktur som kan sägas motsvara den fria marknadens långsiktiga jämviktsläge (jämför ovan). Under sextio- och sjuttitalen ändrades dock innebörden av den solidariska lönepolitiken till en allmän utjämning av löneskillnaderna.

I vilken utsträckning institutionella faktorer påverkar branschlönestrukturens utveckling är till syvende och sist en empirisk fråga. I det följande kommer vi att presentera resultat från en studie som på basis av individuella lönedata analyserar den svenska branschlönestrukturen. Studien är till sin uppläggning snarlik den ovan refererade studien av Krueger och Summers (1988), vilket således ger vissa möjligheter till en länderjämförelse av branschlönestrukturens bestämningsfaktorer. En jämförelse av just Sverige och USA kan ge en uppfattning om vilken roll institutionella faktorer spelar för bransch-

lönestrukturens utveckling eftersom dessa länders arbetsmarknader representerar två helt olika system vad avser de institutionella villkoren för lönebildningen. Den svenska arbetsmarknaden utmärks av centraliserade löneförhandlingar mellan starka organisationer både på den fackliga sidan och bland arbetsgivarna. Den amerikanska arbetsmarknaden kännetecknas i stället av låg organisationsgrad både bland arbetstagare och arbetsgivare och av ett starkt decentraliserat löneförhandlingssystem med regionala och lokala förhandlingar.

### **Branschlönepremier i Sverige**

Det statistiska underlaget för den studie som här presenteras bygger på ett tvärsnitt av individdata från 1984 års HUS-undersökning. Det urval som används i den empiriska analysen utgörs av 1298 personer som har rapporterat positiva löner vid intervjutillfället och avser personer i både privat och offentlig sektor. Vi har först estimerat en löneekvation med logaritmerad timlön som beroende variabel och med ett antal indikatorvariabler för individens branschtillhörighet (avseende branscher på två-siffer SNI-nivå) som oberoende variabler<sup>2</sup>. De estimat som erhålls för varje indikatorvariabel (branschlönekoefficienter) används sedan för att beräkna relativa (logaritmerade) löneavvikelser från den med branschsysselsättningen viktade genomsnittslönen för hela ekonomin. Dessa löneskillnader har vi benämnt de "råa löneskillnaderna". För att få ett sammanfattande mått på branschlönepredningen har vi beräknat ett sysselsättningsviktat och "justerat" spridningsmått för löneskillnaderna. "Justeringen" tar hänsyn till att branschlönekoefficienterna är skattade med osäkerhet, vilket i annat fall skulle leda till en överskattning av branschlönepredningen (se Krueger och Summers (1988) s 267). I det andra steget estimeras en löneekvation, där vi förutom branschvisa indikatorvariabler också inkluderar olika individuella och arbetsplatsrelaterade karaktäristika i ekvationen (se noten till tabell 1 för en variabellista). Härigenom kan vi studera hur branschlönekoefficienter och branschlönepred-

---

<sup>2</sup>Med indikatorvariabel avses en variabel som antar värdet 1 om individen har egenskapen, t ex viss branschtillhörighet, eljest värdet 0.

ningen påverkas när hänsyn tas till kompenserande faktorer, som arbetskraftens kvalifikationer och arbetsmiljövillkoren.<sup>3</sup>

I den första kolumnen av tabell 1 redovisas de "råa" branschlöneskillnaderna. Vi finner att 7 av de 26 branschlönerna är statistiskt signifikant skilda från genomsnittslönen i ekonomin. Estimaterna av löneskillnaderna visar på en spännvidd från 23 procent lägre lön i textilindustrin (SNI32) än för genomsnittet i ekonomin till 18 procent högre lön i fastighetsförvaltning m m (SNI83). Branschlönespridningen mätt som den sysselsättningsviktade justerade standardavvikelsen är 7,2 procent.

I den andra kolumnen av tabell 1 redovisas estimerade löneskillnader när vi konstanthåller effekterna av variabler som antas fånga upp arbetskraftens kvalifikationer och arbetsmiljövillkoren. Vi finner här att det fortfarande finns en (enligt ett F-test) statistiskt säkerställd branschlönespridning men att det endast är tre enskilda branschlöneskoefficienter som är signifikant skilda från noll. Vidare har branschlönespridningen mätt som den sysselsättningsviktade justerade standardavvikelsen fallit från 7,2 procent till 1,3 procent. Detta betyder att det är branschskillnader vad avser arbetskraftens kvalifikationer och arbetsmiljövillkoren eller med andra ord de kompenserande faktorerna, som svarar för huvuddelen av de löneskillnader som observeras mellan branscher i Sverige.<sup>4</sup>

Resultaten ovan tyder således på att den svenska branschlönespridningen är mycket liten när vi konstanthåller för branschskillnader i de kompenserande faktorerna. Branschlönespridningen är likväl statistiskt säkerställd vilket kan tolkas som att det även på den svenska arbetsmarknaden förekommer branschlönespremier. Inom ramen för den enkla konkurrensmodellen skulle vi också kunna tolka dessa branschlöneskillnader som ett resultat av kompenserande skillnader mellan branscher vad avser icke observerbara individuella och arbetsplatsrelaterade faktorer. Den senare tolkningen innebär följaktligen att

---

<sup>3</sup>I Ackum och Fornwall (1988) presenteras en empirisk analys av huruvida det utgår kompenserande löneskillnader för arbetslöshetsrisk på den svenska arbetsmarknaden. Denna studie, som baseras på HUS-data, finner dock inget stöd för denna hypotes.

<sup>4</sup>Om vi begränsar vår analys till män finner vi klart mer markerade branschlönespremier. För kvinnor däremot kan vi inte ens förkasta hypotesen att genomsnittslönen är den samma i samtliga branscher. Aggregerade data på branschlöner inom tillverkningsindustrin i tio olika västeuropeiska länder tyder på att detta resultat, med en klart kraftigare branschlönespridning för män, är ett internationellt fenomen.



det inte skulle finnas något samband mellan branschlönepremierna och arbetskraftens rörlighet. För att närmare undersöka effekter av branschlönepremierna på jobbrörligheten har vi estimerat ekvationer med individens anställningstid (på logaritmerad form) som beroende variabel och med de estimerade branschlönekoefficienterna som oberoende variabler.

I tabell 2 presenteras estimat av branschlönepremiernas effekt på jobbrörligheten. I de två första raderna redovisas estimat när vi som oberoende variabler använder de estimerade "råa" löneskillnaderna från den första kolumnen i tabell 1. De två senare raderna visar de estimat som erhålls när vi använder "kontrollerade" löneskillnader som oberoende variabler (jämför andra kolumnen i tabell 1). Den estimerade effekten av löneskillnaderna på anställningstidens längd är signifikant positiv i samtliga ekvationer, dvs branschlönescillnader minskar jobbrörligheten eller ökar anställningstidens längd. Vi finner dessutom att effekten på rörligheten av de "kontrollerade" löneskillnaderna är starkare än effekten av de "råa" löneskillnaderna. Detta är konsistent med att "råa" branschlönescillnader i större utsträckning avspeglar skillnader i olika kompenserande faktorer mellan branscher. Dessa resultat antyder således att det på den svenska arbetsmarknaden existerar branschlönepremier även om de är numeriskt små.

### En jämförelse mellan Sverige och USA

Som vi tidigare konstaterat har ett flertal studier påvisat att branschlönestrukturen visar en betydande stabilitet över tiden i de flesta länder och att branschlönestrukturen är starkt korrelerad mellan länder. Länderjämförelserna av branschlönestrukturen i dessa studier bygger genomgående på aggregerade branschdata. Sådana jämförelser vilar emellertid på antagandet att fördelningen av de kompenserande faktorerna över branscher är likartad i olika länder och att aggregerade data härigenom ger en god approximation av den branschlönestruktur som är standardiserad för branschskillnader i de kompenserande faktorerna. I vilken utsträckning fördelningen av de kompenserande faktorerna över branscher är likartad i Sverige och USA kan vi få en uppfattning om genom att jämföra de svenska resultaten från 1984 års HUS-material, som presenterats ovan, med de resultat som redovisas i Krueger och Summers (1987 och 1988) och som baseras på 1984 års "Current Population Survey" (CPS).

Av en sådan jämförelse framgår att den kanske mest slående skillnaden mellan Sverige och USA är storleken på branschlöneskillnaderna. När det gäller de "råa" branschlöneskillnaderna är lönespridningen, mätt som en viktad standardavvikelse, tre gånger större i USA (24 procent) än i Sverige (8,3 procent). Dessa tal stämmer väl överens med de spridningstal som man finner för aggregerade branschlönesdata. När kontrollvariabler för kompenserande faktorer införs i löneekvationerna faller standardavvikelsen till 14,6 procent för USA och till 4,7 procent för Sverige. Justeras dessa spridningstal för osäkerheten i skattningarna faller den svenska branschlönespridningen till 1,3 procent, medan spridningen för USA endast faller marginellt eller till 14 procent. Vi finner således klara belägg för att branschlönespridningen är betydligt större i USA än i Sverige eller med andra ord att branschlönespremierna numeriskt är långt större på den amerikanska arbetsmarknaden än på den svenska arbetsmarknaden.

Den andra stora skillnaden mellan länderna gäller betydelsen av arbetskraftens kvalifikationsgrad som kompenserande faktor för branschlönespridningen. Medan Krueger och Summers (1988) rapporterar att arbetskraftens kvalifikationsgrad (mätt i termer av antalet år i utbildning, arbetslivserfarenhet och anställningstid) och branschvisa indikatorvariabler har ungefär samma effekt på de estimerade löneekvationernas standardfel, finner vi att indikatorvariablerna relativt humankapitalvariablerna har en mycket mindre effekt på standardfelet i löneekvationerna för Sverige. Om vi exkluderar indikatorvariablerna från den ekvation som estimaten i den andra kolumnen i tabell 1 baseras på, ökar ekvationens standardfel med 0,2 procent medan ett motsvarande experiment med humankapitalvariablerna leder till att standardfelet ökar med 2,2 procent. Kompenserande faktorer i arbetskraftens kvalifikationsgrad har således en avsevärt större relativ betydelse för branschlönespridningen i Sverige än för spridningen i USA.

Ovanstående iakttagelser att kompenserande faktorer har ett förhållandevis litet inflytande på branschlönespridningen i USA och att branschlönespremierna på den amerikanska arbetsmarknaden är betydligt större än på den svenska arbetsmarknaden leder till en något överraskande slutsats: Den svenska branschlönesstrukturen visar jämfört med den amerikanska mycket större likheter med den lönesstruktur som följer av läroboksmodellen för en arbetsmarknad under perfekt konkurrens. Det finns resultat från en annan studie som pekar i samma riktning. Holmlund och Zetterberg (1989) estimerar löneekvationer utifrån aggregerade branschdata för perioden 1965–85 och

finner att branschlönerna i USA är betydligt känsligare för branschspecifika faktorer (branschproduktiviteten) än vad branschlönerna är i Finland, Norge och Sverige. Den svenska branschlönestrukturen, standardiserad för kompenserade faktorer, stämmer således väl överens med delar av målen för den solidariska lönepolitiken, eftersom denna politik ursprungligen formulerades i enlighet med läroboksmodellens "lika lön för lika arbete".

Låt oss slutligen närmare undersöka vilken roll de kompenserande faktorerna har för slutsatserna om lika branschlönestrukturer i olika länder. Detta kan vi belysa genom att räkna om de i Krueger och Summers (1987) redovisade amerikanska branschlönepremierna (som baseras på en något annorlunda branschindelning än den svenska) så att de är jämförbara med de svenska branschlönepremierna och därefter beräkna korrelationen mellan ländernas "råa" branschlöneskillnader och korrelationen mellan ländernas "kontrollerade" branschlöneskillnader. En sådan beräkning av de "råa" löneskillnader som presenteras i tabell 1 med motsvarande amerikanska visar att korrelationen är 0,65.<sup>5</sup> En motsvarande beräkning avseende de "kontrollerade" branschlönepremierna visar att korrelationen faller till 0,45. Detta skulle tyda på att kompenserande faktorer svarar för cirka en tredjedel av korrelationen i genomsnittslöner mellan Sverige och USA. Korrelationer av branschlöner mellan olika länder som baseras på aggregerade branschlönedata kan således vara betydligt överskattade, eftersom en väsentlig del av dessa också avspeglar att branschernas kompenserande faktorer är korrelerade mellan länder.

### 3 Rörlighet och löneutveckling i Sverige<sup>6</sup>

Den svenska modellen för arbetsmarknadspolitik och dess effekter på anpassningsprocessen på arbetsmarknaden har varit föremål för ett stort intresse såväl internationellt som i Sverige. Trots detta intresse finns mycket litet empirisk forskning som belyser pull- respektive push-rörlighet. En anledning till denna brist på forskning är säkert att relevanta databaser inte har funnits

---

<sup>5</sup>Utifrån aggregerade branschlönedata från 1982 för tillverkningsindustrin i USA och Sverige redovisar Krueger och Summers (1987) att korrelationen är 0,82 och denna avvikelse förklaras delvis av vår översättning av den amerikanska industrikoden till den svenska.

<sup>6</sup>Detta avsnitt bygger på Björklund och Holmlund (1989).

tillgängliga. Visserligen har det under 1970-talet tillkommit en del mikrodata, men dessa datamängder har inte varit rika nog att ge information om olika typer av rörlighet. En del studier har ändå kastat ljus på de aktuella frågeställningarna och till dessa studier hör Rundblads IUI-bok från 1964 om arbetskraftens rörlighet och Holmlunds senare studier (1984a, 1984b).

Rundblads sociologiska undersökning baserades på intervjuer av manliga arbetare på en lokal arbetsmarknad i Norrköping i början på 1960-talet. Rundblad fann att omkring 1/3 av flyttarna baserade sin flyttning på ekonomiska motiv medan 20–30 procent var missnöjda med arbetsplatsförhållandena. Holmlunds studier använde paneldata för perioden 1968–74 och han kunde därmed också belysa den roll som inkomstförväntningar spelar för rörligheten. Ett genomgående resultat var att relativlöner spelar en viktig roll för rörligheten och att flyttarna i allmänhet fick lönevinster i samband med flyttningen. Holmlund kunde dock inte tillfredsställande skilja mellan olika typer av rörlighet även om han försökte begränsa studien till frivillig rörlighet genom att utesluta individer med arbetslöshetserfarenheter under undersökningsperioden.

Den studie som i det följande ska redovisas använder HUS-datamaterialet från 1984 och 1986. Detta material innehåller detaljerad information om arbetsplatsrörlighet och migration. En övergripande frågeställning är om det spelar någon roll om det är arbetsgivaren eller den anställde själv som initierar en flyttning. Vi studerar här särskilt löneutvecklingen för arbetare som slutar frivilligt (avgång på egen begäran), respektive sådana som blir uppsagda på arbetsgivarens initiativ.

### **Databeskrivning**

I HUS-panelen för 1984–86 finns arbetsmarknadshändelserna under de två mellanliggande åren kartlagda. Huvudsakliga aktiviteter under varje månad finns rapporterade, liksom byten av arbetsgivare och byten av bostadsort. För varje förändring av arbetsgivare frågades också om anledning till och konsekvenserna av bytet. För varje byte av bostadsort ställdes frågor om anledningen till migrationen.

Drygt 10 procent av de som var sysselsatta åtminstone någon gång under perioden rapporterar att de hade haft mer än en arbetsgivare; se tabell 3. Vi kan här skilja mellan frivilliga avgångar och ofrivilliga uppsägningar. Med

frivillig avgång menar vi ett arbetsbyte som initierats av arbetstagaren, medan en uppsägning initierats av arbetsgivaren. Som framgår av tabell 3 hade majoriteten av arbetsbytena initierats av arbetstagarna. Det skulle naturligtvis kunna vara så att en frivillig avgång ändå beror på att individen upplever en risk att förlora sitt arbete. Exempelvis har en arbetare på ett tillfälligt jobb uppenbara motiv för att ägna sig åt arbetssökande på jobbet. Tabell 4 ger information om anställningstryggheten bland de personer som frivilligt slutar. Vi ser att majoriteten av de som lämnar ett jobb hade ett permanent snarare än ett tillfälligt arbete. De personer som var sysselsatta under den första intervjun ombads också ge en subjektiv uppskattning av risken för att förlora en anställning under ett år. Tabell 4 visar "riskprofilen" för de personer som senare förlorade sitt arbete, och vi noterar att mycket få av dem som slutade uppgav uppsägningsrisker. 83 procent av de som slutade rapporterade att risken att förlora arbetet var lika med noll. Detta tyder på att frivilliga avgångar i allmänhet är förknippade med pull-faktorer snarare än push-motiv.

Tabell 5 ger en mer detaljerad bild av motiven för frivilliga avgångar. Den övre delen av tabellen visar att faktorer som är relaterade till det tidigare jobbet är mer betydelsefulla än faktorer av personlig natur. Den nedre delen av tabell 5 ger ytterligare information om motiven för frivilliga avgångar. Mycket få arbetare rapporterar låg lön som den viktigaste orsaken till varför de lämnar ett arbete. Men det visar sig att många av dem som anger personliga skäl också uppger att de flyttade på grund av önskan att få ett jobb med högre betalning. Data visar klart att jobbrelaterade faktorer är betydelsefulla för avgångarna.

Relationen mellan jobbrörlighet och geografisk rörlighet beskrivs i tabell 6. Informationen är begränsad till sådana personer som var sysselsatta både 1984 och 1986. Hypotesen om oberoende mellan jobbrörlighet och geografisk rörlighet kan utan vidare förkastas. Detta gäller bostadsrörlighet och rörlighet mellan kommuner och mellan län. Flyttare mellan olika geografiska områden har bytt arbetsgivare i en mycket större utsträckning än geografiska stannare. Bara 14 procent av arbetsbyterna byter också kommun, men 40 procent av arbetsbyterna hade bytt bostad.

### **Rörlighetens konsekvenser**

Vi ska nu belysa konsekvenserna för löneutvecklingen av avgångar och upp-

sågningar. Tabell 7 visar flyttarnas svar på tre olika frågor om det nya arbetet. Bland dem som slutade fann 80 procent ett nytt arbete inom en månad, medan motsvarande siffra för dem som förlorade arbetet var ca 60 procent. Omkring 80 procent av dem som slutade arbetet fann ett permanent arbete, medan de som förlorade sina arbeten i större utsträckning kom att hamna i tillfälliga sysselsättningar. Huvuddelen av dem som frivilligt lämnade sina anställningar rapporterar att de hade uppnått högre lön på det nya jobbet. Däremot gäller att bara en minoritet av dem som förlorade sina anställningar fick högre lön på det nya arbetet. Dessa siffror antyder att frivilliga avgångar och uppsägningar ska betraktas som distinkt olika rörlighetskategorier.

I tabell 8 beskriver vi olika karaktäristika för sådana som byter arbeten och sådana som stannar. De som frivilligt slutar är i genomsnitt mycket yngre än de som stannar, medan de som förlorar anställningarna är äldre. Kvinnorna är i denna datamängd mindre benägna än män att byta jobb och arbetsbytar har också högre utbildning än de andra kategorierna. Arbetslivserfarenhet och anställningstid är längre för stannarna. De frivilliga bytarna har ägnat en större del av två-årsperioden 1984–86 åt förvärvsarbete än de som har förlorat sina anställningar. De som slutar arbetet frivilligt har ca 10 procent lägre löner än de som stannar 1984, men ungefär samma lön 1986. De frivilliga arbetsbytarnas löneutveckling var 28 procent under två-årsperioden. Stannarnas löner ökade med 18 procent och de som förlorade sina arbeten hade en löneökning motsvarande 20 procent.

Dessa markerade skillnader i löneutveckling mellan sådana som förlorat sina jobb och sådana som slutat frivilligt kan naturligtvis återspegla skillnader i olika observerbara karaktäristika hos arbetarna. Nästa fråga gäller därför hur dessa tal ser ut om vi konstanthåller olika individuella egenskaper. Vi utnyttjar en lönefunktion där (den logaritmerade) lönen förklaras av individens kön, ålder, arbetslivserfarenhet, utbildning och huruvida han/hon arbetar nattskift.

I den första kolumnen i tabell 9 presenteras skattningar av denna ekvation. På det hela taget fungerar regressionen väl och resultaten framstår som rimliga. Koefficienten framför utbildningsvariabeln är estimerad till 0,04, vilket ligger nära estimat som erhållits i tidigare svenska studier. Detta estimat innebär att ett års ytterligare utbildning är förknippad med 4 procents högre lön. Kvinnor tjänar ca 16 procent mindre per timme än män när vi konstanthåller de olika individegenskaperna. Det finns också en signifikant kompenserande löneskillnad för individer som arbetar nattskift.

Kolumn 2 i tabell 9 inkluderar en indikatorvariabel för flyttare och kolumn 3 inkluderar separata indikatorvariabler för sådana som slutat frivilligt respektive sådana som förlorat sina anställningar. Ingen av dessa koefficienter blir signifikant på konventionella nivåer. När vi också kontrollerar för den initiella lönen, dvs lönen 1984, blir resultaten annorlunda. Flertalet humankapitalvariabler är nu estimerade med låg precision (låga t-kvoter), vilket inte är särskilt förvånande eftersom dessa variabler är viktiga bestämningsfaktorer för den initiella lönen. Det bör dock noteras att variablerna som fångar arbetsbytena har koefficienter skattade med högre precision. Variabeln arbetsbyte har en signifikant koefficient kring 0,05, vilket innebär att flyttarna har 5 procents snabbare löneökning under den aktuella två-årsperioden. Av kolumn 6 framgår att denna effekt härrör från frivilligt och inte från ofrivilligt byte. Löneökningförslaget för de som slutar frivilligt ligger på 7 procent, medan löneutvecklingen för sådana som förlorar sina anställningar inte skiljer sig signifikant från dem som inte byter arbete.

I nästa steg estimerar vi löneförändringsekvationer där förändringen av lönen mellan 1984 och 1986 förklaras av individens kön, ålder och förändringar i hans/hennes utbildning, erfarenhet och skiftarbete. Till denna ekvation lägger vi variabler för olika typer av arbetsbyten och interaktioner mellan dessa variabler och anställningstid 1984. Resultaten presenteras i tabell 10. I allmänhet har dessa löneförändringsekvationer låg förklaringsgrad, men resultaten är robusta. Ålderskoefficienten är signifikant negativ, löneökningen ökar med arbetslivserfarenhet och när en arbetare övergår till nattskiftarbete. Arbetsbyte är en signifikant bestämningsfaktor för löneökningen och återigen är det frivilliga avgångar som är avgörande. Regressionen i kolumn 3 visar att löneökningen för dem som slutar frivilligt är 8 procent, när vi konstanthåller de observerbara egenskaperna. Arbetsbyten härrörande från ofrivilliga uppsägningar innebär inga signifikanta löneförbättringar. De tre sista kolumnerna i tabell 8 visar regressioner som replikerar de tre första kolumnerna med det tillägget att de även innehåller interaktioner mellan arbetsbytarvariabler och anställningstid.

Tabell 11 visar effekterna av att inkludera alternativa mått på geografisk rörlighet i löneförändringsekvationerna. Estimationerna indikerar mycket små löneeffekter av bostadsrörlighet och rörlighet över kommungränser. De estimerade koefficienterna är inte signifikant skilda från noll och ett 95-procentigt konfidensintervall ligger mellan  $-0,05$  och  $+0,05$ . Å andra sidan kan det inte uteslutas att det finns markerade löneeffekter av flyttning över långa

avstånd, här mätt som migration över länsgränser. Även när vi kontrollerar för jobbrörlighet så får vi ett 95-procentigt konfidensintervall för koefficienten för länsrörlighet på mellan  $-0,05$  och  $+0,11$  enligt kolumn 6 i tabell 11. Det lilla urvalet bidrar till att precisionen i dessa skattningar är låg.

Tabell 12 ger ytterligare information om åldersmönstret i lönevinsterna. Som har visats i andra studier finns det ett påtagligt åldersberoende i rörlighetens löneeffekter. Löneutvecklingen för unga arbetare är 11 procent och motsvarande siffra för arbetare över 45 år är bara 2 procent.



### Referenser

- Ackum, S och H Fornwall, 1988, Utgår lönekompensation för arbetslöshetsrisk på den svenska arbetsmarknaden? En empirisk studie, SUA-uppsats, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala Universitet. (stencil)
- Björklund, A och B Holmlund, 1989, Job Mobility and Subsequent Wages in Sweden, i J van Dijk m fl (red), *Migration and Labor Market Adjustment*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Calmfors, L och J Driffill, 1988, Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance, *Economic Policy* 6, 13–61.
- Edin, P A och J Zetterberg, 1989, Inter-Industry Wage Differentials: Evidence from Sweden and a Comparison with the United States, Working Paper 1989:8, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala Universitet.
- Flanagan, R J, 1987, Efficiency and Equality in Swedish Labor Markets, i B P Bosworth and A M Rivlin (red), *The Swedish Economy*, The Brookings Institution, Washington.
- Holmlund, B, 1984a, *Labor Mobility*, Industriens Utredningsinstitut, Stockholm.
- Holmlund, B, 1984b, Income Prospects and Job Mobility: The Case of Sweden, *European Economic Review*, 24, 383–400.
- Holmlund, B och J Zetterberg, 1989, Insider Effects in Wage Determination: Evidence from Five Countries, Working Paper 1989:11, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala Universitet.
- Katz, L F och L H Summers, 1989, Industry Rents: Evidence and Implications, i *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics 1989*, The Brookings Institution, Washington.
- Krueger, A B och L H Summers, 1987, Reflections on the Inter-Industry Wage Structure, i K Lang och J S Leonard (red), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, Basil Blackwell, Oxford.
- Krueger, A B och L H Summers, 1988, Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure, *Econometrica* 56, 259–93.
- Murphy, K H och R H Topel, 1987, Unemployment, Risk, and Earnings: Testing for Equalizing Differences in the Labor Market, i K Lang och J S Leonard (red), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, Basil Blackwell, Oxford.
- Rundblad, B, 1964, *Arbetskraftens rörlighet*, Industriens Utredningsinstitut, Stockholm.

Tabell 1 Estimerade löneskillnader för industrier på tvåsiffrig nivå (SNI). HUS 1984. Standardfel inom parentes. (Urvalsstorlek 1298.)

Bransch <sup>a</sup>	I Utan kontroll- variabler	II <sup>b</sup> Med kontroll- variabler
11. Jordbruk och jakt	-0.160 (0.094)	-0.047 (0.077)
12. Skogsbruk	-0.120 (0.077)	-0.097 (0.065)
23. Annan malm- brytning	0.036 (0.086)	0.024 (0.071)
31. Livsmedels-, dryckes- och tobaksindustri	0.034 (0.061)	0.020 (0.051)
32. Textil-, beklädnads- och läderindustri	-0.231 (0.066)	-0.074 (0.056)
33. Trävaruindustri	-0.163 (0.062)	-0.072 (0.052)
34. Massa-, pappers- och grafisk industri	0.100 (0.047)	0.063 (0.040)
35. Kemisk industri	-0.004 (0.064)	0.054 (0.053)
36. Jord- och stenvaru- industri	-0.009 (0.094)	0.008 (0.077)
37. Metallindustri	0.017 (0.064)	0.011 (0.056)
38. Verkstadsindustri	-0.048 (0.032)	0.022 (0.030)
41. El- och värmeverk	0.029 (0.062)	0.006 (0.052)
50. Byggnadsindustri	0.066 (0.039)	0.069 (0.034)
61. Partihandel	0.073 (0.047)	0.044 (0.039)
62. Detaljhandel	-0.097 (0.033)	-0.054 (0.028)
63. Restaurang- och hotellrörelse	-0.223 (0.066)	-0.021 (0.055)

Tabell 1 (forts)

Bransch <sup>a</sup>	I Utan kontroll- variabler	II <sup>b</sup> Med kontroll- variabler
71. Samfärdsel	0.013 (0.041)	0.004 (0.035)
72. Post- och televerk	0.014 (0.049)	0.017 (0.042)
81. Bank och andra finansinstitut	0.129 (0.060)	0.028 (0.048)
82. Försäkrings- verksamhet	0.048 (0.059)	0.038 (0.048)
83. Fastighetsförvaltning och uppdragsverksamhet	0.181 (0.041)	0.099 (0.034)
91. Offentlig förvaltning och försvar	0.048 (0.036)	0.028 (0.030)
92. Renings- och renhållningsverk	-0.076 (0.090)	-0.002 (0.074)
93. Undervisning, forsk- ning och sjukvård	-0.024 (0.015)	-0.030 (0.059)
94. Rekreation och kulturell service	-0.042 (0.064)	-0.127 (0.053)
95. Reparation, tvätteri och annan verksamhet	-0.078 (0.051)	-0.004 (0.043)
Viktad och justerad standardavvikelse	0.072	0.013
Viktad standardavvikelse	0.083	0.047
F-test för branschvariabler	4.05*	1.86*

Anm: \* F-test signifikant på enprocentsnivån.

<sup>a</sup>Branscher med färre än 10 observationer exkluderade.

<sup>b</sup>Antal skolår, år av arbetslivserfarenhet samt dess kvadrat, anställningstid, ålder, företagsstorlek och logaritmerad arbetslöshetsprocent i länet, samt indikatorvariabler för kvinnor, tjänstemän (NYK 0–3), invandrarbakgrund, sex skiftgångstyper och fyra löneformer.

**Tabell 2** Effekten av branschlöneskillnader på logaritmen av anställningstiden  
Standardfel inom parenteser. (Urvalsstorlek 1264)

	Bransch- löne skillnader	Andra förklarande variabler <sup>a</sup>	$\bar{R}^2$
"Råa" löneskillnader <sup>b</sup>	1.497 (0.328)	nej	0.015
	0.769 (0.278)	ja	0.354
"Kontrollerade" löneskillnader <sup>c</sup>	2.159 (0.576)	nej	0.010
	1.220 (0.489)	ja	0.353

Anm: <sup>a</sup> Se not till tabell 1 för variabelista.

<sup>b</sup> Löneskillnader från tabell 1, kolumn I.

<sup>c</sup> Löneskillnader från tabell 1, kolumn II.

**Tabell 3** Arbetsbyten, 1984–86

Antal personer som arbetat under perioden	1 518
Antal personer med mer än en arbetsgivare	155
Andel arbetsbytare	0.10
<hr/>	
<u>Anledning till arbetsbyte (alla bytande, n = 194)</u>	%
Andel frivilliga bytande (eget initiativ)	71
Andel ofrivilliga bytande (arbetsgivarens initiativ)	26
Ej klassificerad	<u>3</u>
Alla bytande	100

Källa: HUS-databasen.

**Tabell 4** Frivilliga avgångar fördelade efter anställningsförhållande och efter upplevd risk för att förlora arbetet

<u>Anställningsförhållanden</u>												%
Lämnade fast arbete												71
Lämnade tillfälligt arbete												27
Ej klassificerad												2
Alla frivilliga avgångar under 1984–86												100

<u>Upplevd risk att förlora arbetet, 1984*</u>											
Risk (%)	0	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100
Procent- andel	83	1	0	0	0	7	3	2	3	0	1

Anm: \*Gäller personer som var anställda vid intervjutillfället 1984 och som lämnade arbetet på eget initiativ under de två följande åren (n = 89).

Källa: HUS-databasen.

**Tabell 5** Frivilliga avgångar efter anledning till avgång (%)

Arbetsförhållanden	60
Personliga och familjeskäl	34
Osäkra	6
<u>Arbetsförhållanden</u>	
Tyckte ej om arbetet, kollegorna eller arbetsmiljön	30
För låg lön	9
Obekväma arbetstider	14
För lång restid	5
Andra orsaker/osäker	42
	100
<u>Personliga skäl</u>	
Sjukdom	4
Vård av barn, graviditet	10
Byte av bostad	13
Studier	15
Ville ha högre lön eller pröva något nytt	48
Andra orsaker/osäker	10
	100

Källa: HUS-databasen.

**Tabell 6** Arbetsbyten och geografisk rörlighet

	"Stannare"	Frivilligt bytande	Ofrivilligt bytande
Samma bostad	n = 846	n = 39	n = 15
Bostadsbytare	n = 140	n = 28	n = 9
Samma kommun	n = 961	n = 56	n = 22
Kommunflyttare	n = 25	n = 11	n = 2
Samma län	n = 977	n = 61	n = 23
Länsflyttare	n = 9	n = 6	n = 1

Källa: HUS-databasen

**Tabell 7** Konsekvenser av frivilliga och ofrivilliga arbetsbyten

Nytt arbete inom en månad?		
	<u>JA</u>	<u>NEJ</u>
Frivilliga byten	n = 109	n = 26
Ofrivilliga byten	n = 31	n = 22
Nya arbetet permanent?		
	<u>JA</u>	<u>NEJ</u>
Frivilliga byten	n = 85	n = 22
Ofrivilliga byten	n = 16	n = 15
Högre lön på nya arbetet?		
	<u>JA</u>	<u>NEJ</u>
Frivilliga byten	n = 62	n = 41
Ofrivilliga byten	n = 13	n = 17

Källa: HUS-databasen.

Tabell 8 Medelvärden för utvalda variabler

	"Stannare"	Frivilligt bytande	Ofrivilligt bytande
Ålder (1984)	43.3	31.5	37.3
Kvinna	0.50	0.40	0.42
Utbildning (1984)	11.0	12.0	11.3
Arbetslivserfarenhet (1984)	20.6	11.5	14.8
Anställningstid (1984)	11.4	4.8	4.5
$\Delta$ Erfarenhet (1984–86)	2.11	2.10	1.98
$\Delta$ Utbildning (1984–86)	0.02	0.02	0.05
Log timlön 1984	3.80	3.71	3.66
Log timlön 1986	3.97	3.96	3.85
Procentuell löneökning	17	25	18
Urvalsstorlek	986	67	24

Anm: Utbildning, Arbetslivserfarenhet, Anställningstid,  $\Delta$  Erfarenhet och  $\Delta$  Utbildning är mätta i år och Kvinna är en indikatorvariabel för kvinnliga arbetare. Med beteckningen  $\Delta$  avses förändring.

Källa: HUS-databasen.

Tabell 9 Estimerade löneekvationer. Beroende variabel: Log timlön 1986

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Konstant	3.126 (22.68)	3.127 (22.56)	3.130 (22.61)	0.902 (7.939)	0.865 (7.578)	0.870 (7.633)
Kvinna	-0.163 (9.997)	-0.163 (9.966)	-0.163 (9.975)	-0.035 (2.96)	-0.032 (2.700)	-0.032 (2.715)
Ålder	0.011 (1.396)	0.011 (1.393)	0.011 (1.366)	0.003 (0.491)	0.003 (0.547)	0.003 (0.519)
Ålder <sup>2</sup> /1000	-0.098 (1.096)	-0.098 (1.094)	-0.094 (1.058)	-0.041 (0.679)	-0.044 (0.724)	-0.042 (0.686)
Utbildning	0.040 (16.78)	0.040 (16.77)	0.040 (16.76)	0.008 (4.587)	0.008 (4.518)	0.008 (4.517)
Erfarenhet	0.013 (2.749)	0.013 (2.733)	0.013 (2.770)	0.004 (1.214)	0.005 (1.405)	0.005 (1.447)
Erf <sup>2</sup> /1000	-0.181 (2.121)	-0.181 (2.112)	-0.184 (2.152)	-0.065 (1.121)	-0.074 (1.270)	-0.077 (1.315)
Nattskift	0.094 (2.196)	0.093 (2.191)	0.092 (2.173)	-0.003 (0.107)	-0.001 (0.029)	-0.001 (0.047)
Log timlön 1984	–	–	–	0.765 (34.92)	0.769 (35.11)	0.768 (35.11)
Arbetsbyte	–	-0.002 (0.060)	–	–	0.048 (2.561)	–
Frivilligt byte	–	–	0.028 (0.912)	–	–	0.069 (3.265)
Ofrivilligt byte	–	–	-0.083 (1.679)	–	–	-0.012 (0.351)
$\bar{R}^2$	0.331	0.330	0.332	0.688	0.690	0.691
Urvalsstorlek	1069	1069	1069	1069	1069	1069

Anm: Absolutvärden av t-kvoter inom parentes.



Tabell 10 Estimerade löneförändringsekvationer, 1984–86. Beroende variabel: Förändring i log timlön

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Konstant	0.211 (4.062)	0.185 (3.547)	0.184 (3.520)	0.178 (3.407)	0.176 (3.367)	0.173 (3.313)
Kvinna	0.010 (0.906)	0.013 (1.171)	0.013 (1.158)	0.013 (1.110)	0.012 (1.046)	0.012 (1.024)
Ålder	-0.003 (2.713)	-0.002 (2.482)	-0.002 (2.404)	-0.002 (2.423)	-0.002 (2.368)	-0.002 (2.280)
ΔUtbildning	0.011 (0.306)	0.010 (0.282)	0.009 (0.254)	0.012 (0.333)	0.009 (0.264)	0.008 (0.229)
ΔErfarenhet	0.028 (1.470)	0.031 (1.598)	0.031 (1.581)	0.033 (1.726)	0.033 (1.695)	0.033 (1.703)
ΔErfarenhet <sup>2</sup>	0.0001 (0.535)	0.0002 (0.713)	0.0002 (0.670)	0.0002 (0.333)	0.0002 (0.764)	0.0002 (0.719)
ΔNattskift	0.081 (2.329)	0.088 (2.537)	0.087 (2.502)	0.089 (2.564)	0.091 (2.621)	0.089 (2.583)
Arbetsbyte	–	0.066 (3.422)	–	0.072 (3.712)	0.107 (4.346)	–
Frivilligt byte	–	–	0.084 (3.792)	–	–	0.138 (4.542)
Ofrivilligt byte	–	–	0.017 (0.485)	–	–	0.041 (1.020)
(Arbetsbyte)* (Anställn tid -84)	–	–	–	–	-0.007 (2.300)	–
(Friv byte)* (Anställn tid -84)	–	–	–	–	–	-0.0094 (2.196)
(Ofriv byte)* (Anställn tid -84)	–	–	–	–	–	-0.0054 (1.143)
$\bar{R}^2$	0.020	0.030	0.032	0.034	0.036	0.038
Urvalsstorlek	1069	1069	1069	1063	1063	1063

Anm: Absolutvärden av t-kvoter inom parenteser.  
Beteckningen Δ avser förändring i den efterföljande variabeln.

**Tabell 11** Effekterna av arbetsbyten och geografisk rörlighet

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Frivilligt byte	–	0.083 (3.706)	–	0.086 (3.848)	–	0.082 (3.653)
Ofrivilligt byte	–	0.016 (0.450)	–	0.018 (0.513)	–	0.016 (0.462)
Bostadsrörlighet	0.013 (0.915)	0.006 (0.438)	–	–	–	–
Kommunrörlighet	–	–	–0.0005 (0.020)	–0.0190 (0.665)	–	–
Länsrörlighet	–	–	–	–	0.053 (1.221)	0.030 (0.681)
$\bar{R}^2$	0.020	0.031	0.019	0.031	0.021	0.031
Urvalsstorlek	1069	1069	1069	1069	1069	1069

Anm: Tabellen visar de estimerade koefficienterna (med t-kvoter) för olika indikatorvariabler för arbetsbyten och geografisk rörlighet.

**Tabell 12** Lönevinster för arbetsbytare efter ålder

Ålder:	≤ 30 år	31–45 år	> 45 år
Arbetsbyte	0.081 (2.067)	0.067 (2.774)	0.025 (0.428)
Frivilliga byten	0.111 (2.478)	0.079 (2.985)	0.020 (0.246)
Ofrivilliga byten	0.012 (0.182)	0.012 (0.212)	0.030 (0.364)
Urvalsstorlek	151	514	402

Anm: Tabellen visar de estimerade koefficienterna (med t-kvoter) för indikatorvariabler för arbetsbyten från löneförändringsekvationer (estimerade separat för varje åldersgrupp).

## KAPITEL 8

### Löneskillnader mellan kvinnor och män – En fråga om diskriminering?

Åsa Löfström

#### 1 Kvinnors lön – historik och nuläge

"Om värdet skall bestämmas för en man som är mellan tjugo och sextio år gammal, så skall du bestämma detta till femtio siklar silver, efter helgedomssikeln's vikt. Om frågan gäller en kvinna, så skall du bestämma värdet till trettio siklar"

(3:e Mosebok 27:3–4)

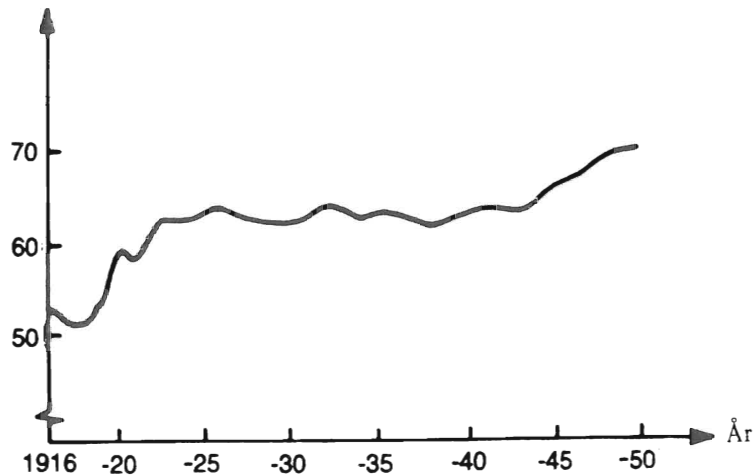
Kvinnans arbetsinsats i jordbruket, i industrin och i de allmännas tjänst har alltid värderats lägre än mannens. Kvinnans arbete har aldrig värderats självständigt och objektivt utan alltid relaterats till den ersättning mannen fått. Ett motiv till detta var att man länge följde den så kallade behovs(löne)-principen. Män ansågs ha större behov än kvinnor och skulle därför ha högre lön. Ett större behov i detta sammanhang ansågs föreligga både i de fall männen hade familj att försörja och i de fall de levde ensamma. Kvinnans mindre behov motiverades dels med att hon inte hade försörjningsansvar (annat än för sig själv), dels att hon var mindre nöjeslysten och dels med att hon hade större kunnighet i matlagning, sömnad osv. Kvinnor hade i slutet av 1800-talet i genomsnitt en lön som var ungefär hälften av den lön männen

erhöll.<sup>1</sup> Sedermera ökade den relativa lönen något och kom på 1940-talet att ligga mellan hälften och två tredjedelar av männens beroende på arbetsområde och näringsgren.<sup>2</sup> Som framgår av figur 1 var t ex kvinnors lön i förhållande till männens inom industrin mellan 60 och 65 procent ända fram till mitten av 1940-talet.

Figur 1 Relativ löneutveckling för kvinnor i industrin 1916–1950

Procent

$W_f/W_m$



Källor: SOU 1923:62 s 47, Bagge (1935), Ullenhag (1971) s 177.

Lägre lön för kvinnor betraktades inte som något onaturligt vid denna tid utan snarare tvärtom. Eli Heckscher t ex var av den uppfattningen att

<sup>1</sup>"En sak är konstant: den manliga lönen öfvervigt öfver den qvinliga. (...) öfverstiger den manliga arbetslönen med en 50 procent den qvinliga, någon gång dubbelt och mer, såsom vid pappersmassfabriker, sockerbruk, bokbinderi, tapet- och porslinsfabriker. (...) Ett sådant ogynnsamt förhållande lär icke råda i utlandet." Linck (1884) s 89.

<sup>2</sup>Karin Kock skriver följande: "(...) inom industrin en skillnad i timlönen på ca en tredjedel av den manliga lönen anses vara 'normal'. Så länge det gäller löner som ligga under två tredjedelar av de manliga lönerna, är motståndet mot en höjning ej så kraftig, men så snart det rör sig om höjningar utöver denna gräns, blir svårigheterna betydligt större." (SOU 1938:47 s 451).

skillnaden mellan kvinnors och mäns löner hörde till det ekonomiska livets djupast rotade förhållanden och det vittnade om fullständig brist på insikt i samhällslivets maskineri, om man tillskrev det förtryck, godtycke eller dylikt.<sup>3</sup> Även Cassel (1934) fann naturliga förklaringar till att kvinnor skulle ha lägre lön relativt männen: "Skälen behöva emellertid, objektivt sett, icke ens vara förnuftiga. I somliga affärgrenar råder kanske av gammalt den seden att på vissa poster endast använda manligt arbete. Det skulle kanske icke anses fint att där bruka kvinnlig arbetskraft. På grund av dylika föreställningar, (...), kan manligt arbete även vid tämligen lika objektiva prestationer erhålla högre pris i marknaden."<sup>4</sup> I en statlig utredning<sup>5</sup> från 1930-talet sökte man mäta mäns respektive kvinnors prestationskapacitet i samma arbete. Den enda skillnad man kunde påvisa mellan könen var i fråga om sjukfrånvaro. Detta föranledde en speciell undersökning av sjukfrånvaron bland lärarna.<sup>6</sup> Det visade sig då att även i denna grupp hade kvinnorna högre sjukfrekvens än sina manliga kollegor. Detta resultat föranledde en av läkarna som deltagit i undersökningen att påpeka följande: "När den manlige läraren kommer hem från sitt arbete, så är han som alla män föremål för omsorger och hjälp av det kvinnliga släktet. Han får sin mat lagad, sin säng bäddad, sin bostad städad och renhållen m m och kan ägna sig åt vila och förströelse och hämta igen sig efter arbetets mödor. (...) Den kvinnliga läraren får på detta sätt kanhända en arbetsdag, som betydligt överstiger den manlige lärarens och det ger henne icke nödig tid till vila och avspänning. (...) och det tager sig uttryck i en ökad sjukdomsbenägenhet."<sup>7</sup>

Vid fri konkurrens (och avsaknad av diskriminering) borde det skett en snabb löneutjämning mellan kvinnor och män. Att så inte blev fallet kan till stor del tillskrivas den starka könsuppdelningen av arbetsuppgifterna. Eftersom kvinnor var den billigare arbetskraften, placerades de ofta på just sådant arbete, som inte kunde bära högre lönekostnader. Vidare så fanns hos arbetsgivare en motvilja mot att placera olikbetalda arbetare vid direkt jämförbara arbeten. Fackföreningarna å sin sida förespråkade en uppdelning på kvinnligt

---

<sup>3</sup>SOU 1923:62 s 48.

<sup>4</sup>Cassel (1934) s 331.

<sup>5</sup>SOU 1938:47 s 170 ff.

<sup>6</sup>Att man valde ut lärarna för denna specialundersökning berodde på att det var en yrkesgrupp där kvinnor och män hade identiska arbetsuppgifter.

<sup>7</sup>SOU 1938:47 s 180.

och manligt arbete för att direkt konkurrens mellan arbetstagare av olika kön skulle undvikas. Staten som arbetsgivare bidrog också till att arbetsmarknaden blev alltmer könssegregerad eftersom segregationen var lagstadgad.<sup>8</sup>

Redan vid seklets början hade vissa nackdelar med kvinnors (och barns) mycket låga löner börjat uppmärksammas. För den manliga arbetskraften var det inte alltid en fördel att kvinnor var så billig arbetskraft. Förutom att det kunde bidra till ett allmänt lägre löneläge, kunde det också skapa en situation av illojal konkurrens på arbetsmarknaden. De krav om lika lön för kvinnor och män som ställdes vid denna tid hade därför som primärt mål inte att skapa rättvisa mellan kvinnors och mäns löner utan snarare att tillmötesgå männens krav. En konsekvens av höjda löner för kvinnor borde bli en lägre efterfrågan på kvinnlig arbetskraft. Diskussionen om lika lön mellan könen vid denna tid kom emellertid inte att få sådant gehör, att någon ny princip kom att etableras.

Beslutet att anta behörighetslagen i mitten av 1920-talet innehöll också ett beslut att man skulle överge de separata lönetarifferna och istället ha en gemensam löneplan för kvinnor och män i statlig tjänst. Detta föranledde livliga diskussioner om likalönsprincipens för- och nackdelar för kvinnor. I riksdagsdebatten framfördes argument såsom att kvinnor skulle drivas ut från ämbetsverken till följd av att lika lön skulle införas och konkurrensen skulle beröva många kvinnor de befattningar, som hittills varit reserverade för dem osv.<sup>9</sup> Trots det motstånd som fanns infördes lika lön som princip i statens tjänst år 1925.<sup>10, 11</sup>

Inom LO-kollektivet kom inte diskussionen om lika lön att bli aktuell förrän i slutet av 1940-talet. LO och SAF tillsatte då en gemensam kommitté, vars syfte var att lägga ett förslag om en uppvärdering av kvinnors arbete.<sup>12</sup>

---

<sup>8</sup>Ursprungligen hade endast män tillträde till de statliga tjänsterna. År 1925 antogs dock den s k behörighetslagen vilken gav kvinnor tillträde till flertalet statliga tjänster. Undantagna var dock fortfarande prästyrket, militära yrken, tjänster vid fångvårds-, uppfostrings- och alkoholanstalt m fl.

<sup>9</sup>SOU 1953:18 s 185.

<sup>10</sup>Övergången till en gemensam löneplan för kvinnor och män, som konkret innebar att kvinnorna inplacerades på den manliga löneplanen, väckte dock många missnöje eftersom kvinnorna placerades i de lägsta lönegraderna.

<sup>11</sup>Debatten om lika lön avstannade dock inte i och med behörighetslagen utan den pågick tills man ånyo år 1947 fastställde att lika lön för kvinnor och män i statlig tjänst skulle gälla.

<sup>12</sup>Arbetsmarknadskommitténs kvinnoutredning, 1951.

Orsaken till detta intresse var, dels den oro man hyste om den framtida arbetskraftsförsörjningen i Sverige, och dels viss internationell påtryckning via ILO-konventionen om lika lön till kvinnor och män.<sup>13</sup> För att öka den totala arbetskraften måste kvinnornas förvärvsfrekvens, som vid denna tid var förhållandevis låg, höjas. Ett sätt att åstadkomma detta vore att uppvärdera kvinnornas arbetsinsats genom att höja deras löner. Överläggningarna mellan SAF och LO ledde fram till att betänkandet om likalönsprincipen antogs men det var först i och med 1960 års centrala förhandlingar som det blev inskrivet i avtal.<sup>14</sup> Detta avtal torde ha bidragit till att Sverige, år 1962, kom att ratificera ILO-konventionen om lika lön för kvinnor och män.

De överenskommelser, som nu var fastlagda rörande lika lön mellan könen på olika delarbetsmarknader, var dock i sig ingen garant för att denna princip också gällde i praktiken. Av låginkomstutredningen (SOU 1970:34) framgick att det fanns stora grupper, varav kvinnorna utgjorde en mycket stor del, med låga och mycket låga inkomster. Av alla kvinnor, som förvärvsarbetade, hade mer än hälften, cirka 53 procent, en timförtjänst på mindre än 7,50 kronor. Motsvarande andel bland männen var ca 18 procent. Följande citat belyser kvinnors relativt sett dåliga löneposition: "Av samtliga helårs- och heltidsanställda har 2,8 procent av männen och 13,4 procent av kvinnorna löner om högst 10 000 kronor per år, 7,6 procent av männen och 43,2 procent av kvinnorna högst 15 000 per år. (...) Ungefär 50 procent av kvinnorna ligger under det lönebelopp, varunder en tiondel av männen befinner sig."<sup>15</sup> Att låglöneproblemet på svensk arbetsmarknad till stor del var ett kvinnoproblem framstod efter denna redovisning som mycket tydligt.

Den solidariska lönepolitiken och de speciella låglönesatsningarna som skett, inte minst som en följd av låginkomstutredningens resultat, har bidragit till en successiv löneutjämning mellan kvinnor och män. Utjämningen har dock varierat i storlek på olika delarbetsmarknader. Tabell 1 belyser hur kvinnors

---

<sup>13</sup>ILO-konvention nr 100 1950.

<sup>14</sup>Detta kunde ske efter att LO hotat om att kräva lagstiftning i frågan (DeGeer, 1986). Avtalet var en rekommendation till de olika förbunden och det förväntades att principen om lika lön skulle vara genomförd till 1965. Konkret innebar beslutet att särskilda lönetariffer för kvinnor och män inte längre skulle förekomma.

<sup>15</sup>SOU 1970:34 s 89 ff. Löneklyftorna mellan könen var stora också när hänsyn tagits till ålderns, utbildningens, civilståndets, yrkets, m fl faktorerens betydelse för inkomstskillnaderna. (a a s 138).

Tabell 1 Kvinnors genomsnittslön i förhållande till mäns i olika yrkesgrupper, 1973–1985. (Procent)

	Alla 20–64 år (a)	Industri- arbetare (b)	Industri- tjänstemän (c)	Stats- anställda (c)
1973	71,5	83,9	63,2	80,6
1975	74,0	84,8	67,2	83,3
1980	81,2	89,8	71,4	88,2
1982	80,7	90,2	72,7	91,6
1983	81,5	90,0	73,5	92,2
1985	78,1	89,7	73,3	90,9

a) Genomsnittlig årsinkomst för del- och heltidsanställda (deltidsinkomster omräknade till heltid).

b) Timlön.

c) Månadslön för heltidsanställda.

Källa: SCB Information om arbetsmarknaden 1987:3

löner förhåller sig till mäns inom några olika grupper samt hur utvecklingen varit sedan år 1973.

Trots principerna om lika lön för kvinnor och män har kvinnorna fortfarande en lägre genomsnittlig lön än vad männen har. Den relativa löneutvecklingen de senaste åren visar dessutom att löneskillnaderna mellan kvinnor och män ånyo tenderar att öka.<sup>16</sup>

Att enbart studera genomsnittliga löneskillnader mellan könen räcker dock inte för att kunna säga om dessa speglar en rättvis lönestruktur eller ej. För detta krävs en noggrannare analys av den kvinnliga och manliga arbetskraftens kvalifikationer, egenskaper, positioner m m. Exempel på faktorer som ofta framförs som förklaring till de nuvarande löneskillnaderna är dels kvinnornas koncentration till låglöneyrken, dels deras förvärvsavbrott vid barnafödande, dels kvinnornas lägre investeringar i sitt humankapital och slutligen deltidsarbetet som är mycket vanligare bland kvinnor än bland män. Alla dessa företeelser är möjliga att kvantifiera. Frågan är dock om dessa förhållanden kan förklara **hela** löneskillnaden mellan kvinnor och män eller om det finns en oförklarad del som kan tolkas som att kvinnor är lönediskriminerade på arbetsmarknaden. Det är denna fråga som analysen i nästa avsnitt ägnas åt.

<sup>16</sup>Se t ex Siv Gustafsson (1988).



## 2 Lönediskriminering. En empirisk tvärsnittanalys.<sup>17</sup>

Diskriminering är här liktydigt med att kvinnor erhåller lägre lön än män vid lika produktivitet. Detta kan i sin tur bero på arbetsgivarnas preferenser dvs att de av olika skäl föredrar manlig framför kvinnlig arbetskraft. En annan orsak kan vara, att de redan anställda männen accepterar kvinnliga arbetskamrater endast om de erhåller "kompensation" i form av högre lön än kvinnor. För en översiktlig genomgång av olika diskrimineringsteorier se t ex Cain (1986), Sloane (1985) och Lundahl & Wadensjö (1984).

Att mäta lönediskriminering kan förefalla relativt enkelt eftersom man har en tydligt kvantifierbar variabel, **lönen**, att utgå ifrån vid analysen. Emellertid visar dock olika studiers resultat att mätning av lönediskriminering inte alls är problemfritt. Idealt sett så skulle man vilja mäta den exakta relationen mellan lön och produktivitet för kvinnor och män. Svårigheten att göra det består i att man sällan eller aldrig har tillförlitliga uppgifter om produktiviteten på individnivå. Detta innebär att man måste konstruera en proxyvariabel för individernas produktivitet. Det vanligaste sättet att göra det är att utgå från personernas kvalifikationer och egenskaper, dvs man antar till exempel att samma utbildning för kvinnor och män ger samma utslag i produktivitet.

I den analys som genomförs här används således kvalifikationer och personliga egenskaper som en approximation för individens produktivitet. De resultat som därvid erhålls säger alltså endast att kvinnor och män har olika lön trots lika kvalifikationer och egenskaper. Detta tolkas här som ett uttryck för förekomst av lönediskriminering **men** resultaten kan naturligtvis även tolkas så att kvinnor och män har olika produktivitet (och därför skilda löner) trots lika kvalifikationer och egenskaper såsom vi kan mäta dem. Denna alternativa tolkning måste man naturligtvis komma ihåg.

Först estimeras en regressionsmodell för att förklara timlönen och där **kön** ingår som en av flera förklarande variabler. Detta ger oss besked om ersättningen till kvinnor och män är lika vid i övrigt lika egenskaper. Därefter skattas samma modell, men nu **separat** för kvinnor och för män. Denna metod gör det bland annat möjligt att prediktera den lön kvinnor respektive män skulle ha om de hade haft samma lönefunktion. Dessutom är det möjligt att

---

<sup>17</sup>Se Lofström (1989) för en utförligare beskrivning av denna analys.

uppskatta i vilken omfattning skillnader i egenskaper respektive olika lönestruktur kan förklara de faktiska löneskillnaderna mellan könen. Vidare är det också möjligt att beräkna den så kallade diskrimineringskoefficientens storlek.

De data som ligger till grund för denna analys är hämtade ur intervjuundersökningen Hushållens Ekonomiska Levnadsförhållnaden, 1984. För denna studie har endast den grupp kvinnor och män som uppgivit sig vara förvärvsarbetande (egna företagare ingår ej) vid tidpunkten för intervjun medtagits.

Löneskillnaderna i denna studie mäts såsom skillnader i **timlön**.<sup>18</sup> Uppgift om **arbetslivserfarenhet** (E) avser antal år i förvärvsarbete sedan 16 års ålder.<sup>19</sup> Totala antalet **år i utbildning** (UTB) avser sammanlagd skol- och yrkesutbildning och **utbildningsnivåerna** är fyra (U1–U4): 1) grundutbildning upp till nio år 2) yrkesutbildning (>1 år), realexamen, examen från folkhögskola och flickskola samt yrkesutbildning mer än ett år utöver realexamen 3) studentexamen och utbildning mer än ett år utöver denna 4) alla som har någon form av examen från universitet/högskola. Uppgift om **arbetstimmar** (TIM) avser genomsnittligt antal timmar per vecka (inklusive betald och obetald övertid). Uppgifter om **näringsgrenstillhörighet** (NG) har hämtats från en sammanställning över vilken typ av produktion/verksamhet som den intervjuade uppgett att hon/han befinner sig i. Denna indelning följer den gängse näringsgrensindelningen (SNI 1–9). **Yrkestillhörighet** (YRKE) slutligen grundar sig på de intervjuades beskrivning av sina arbetsuppgifter. Beskrivningarna som uppgick till sammanlagt 55 stycken har reducerats till 20 för att jämförelsen skall vara meningsfull. I modellen ingår också uppgifter om civilstånd (CIV), antal barn (B), regional hemvist (REG) samt arbetstidsförläggning (SK). Den modell som kommer att skattas kan sammanfattas på följande sätt:

$$W = f(E, E^2, B, UTB, U1-U4, TIM, K, CIV, REG, SK, YRKE, NG)$$

där W är timlön (kronor) och  $E^2$  är arbetslivserfarenhet i kvadrat<sup>20</sup>. I modellen

---

<sup>18</sup>Lön per timme har framräknats med hjälp av uppgifter om de intervjuades ordinarie lön före skatt (vecko-, månads- och årslön) samt uppgifter om antal arbetstimmar per vecka. (Ett år motsvarar i dessa beräkningar 47 arbetsveckor och en månad 4,3 veckor.)

<sup>19</sup>I denna ingår förutom heltidsarbete de år då vederbörande varit deltidsarbetande eller endast arbetat del av året. Dessutom ingår också oavlönat arbete och feriearbete som varat minst en månad.

<sup>20</sup>Denna variabel tar hänsyn till att marginalavkastningen på arbetslivserfarenheten avtar över tiden.

är följande variabler så kallade indikatorvariabler: Kön (K = 1 kvinna, K = 0 man), civilstånd (CIV = 1 gift och/eller sammanboende), utbildningsnivå U1–U4 (referenskategori är folk- och grundskola), geografisk region (Stockholmsområdet = 1), skiftarbete (SK = 1 för alla arbetstider utom dagtid måndag till och med fredag), YRKE1 t o m yrke YRKE20 och NG1–NG9 är näringsgren 1 t o m 9. Innebörden av dessa beteckningar för yrke och näringsgren förklaras i appendix.

### 3 Resultat

Modellen ovan har estimerats två gånger. Den första omfattade samtliga i modellen ingående variabler, medan i den andra skattningen yrkes- och näringsgrensvariablerna exkluderats. Motivet till denna separation är den betydelse som ofta tillskrivs kvinnors och mäns skilda yrkes- och näringsgrenstillhörighet som förklaring till löneskillnaderna mellan könen. Genom att låta dessa variabler utgå ur modellen, skall man således kunna se, om det resultat, som därvid erhålls, på ett markant sätt skiljer sig från den tidigare estimerade löneskillnaden. Resultaten framgår av tabell 2.

Resultaten där samtliga variabler ingår visar att när vi konstanthåller för personkaraktäristika, kvalifikationer samt yrkes- och näringsgrenstillhörighet har kvinnor i genomsnitt närmare **nio kronor lägre lön** i timmen än vad männen har. Skillnaden är signifikant skild från noll på tvåprocentnivån. I den modifierade modellen (exkl yrkes- och näringsgrenstillhörighet) blir inte skillnaderna i resultat speciellt stora. Detta gäller också kvinnors lön vilket är ett intressant resultat. Detta tyder nämligen på att kvinnors respektive mäns yrkes- och näringsgrenstillhörighet endast ger ett marginellt bidrag, närmare bestämt 88 öre, till förklaringen av löneskillnaden mellan könen. Detta resultat ger med andra ord inget stöd åt uppfattningen att yrkes- och näringsgrenstillhörighet skulle vara viktiga förklaringsvariabler till kvinnors lägre löner. Delvis kan detta dock bero på att särskilt yrkesindelningen är ganska grov.

Av de enskilda resultat som är signifikanta framgår att personer med högskoleexamen har betydligt högre timlön i förhållande till dem med enbart grundskola, samt att personer med administrativt arbete i privata och offentliga företag har den högsta timlönen. De som är gifta/sammanboende har högre timlön liksom även de som bor i Stockholmsområdet. Längre utbildning och längre arbetslivserfarenhet ger också högre avkastning i form av högre lön

per timme. De som har barn har lägre lön än barnlösa med i övrigt lika egenskaper. Att en ökning av antalet arbetstimmar skulle verka lönereducerande kan förefalla märkligt men torde förklaras av att timlönevariabeln för det första delvis består av omräknade månadslöner och för det andra av att

**Tabell 2** Linjär regression med timlön (kronor) som beroende variabel och kön m fl variabler som oberoende

KÖN (Kv=1)	-8,97***	-9,85***
CIV (Gift/sambo=1)	2,45*	2,57*
REG (Sthlm=1)	2,40**	3,35***
UTB (Antal år)	1,55***	1,68***
E (Erfarenhet i år)	1,08***	1,19***
E <sup>2</sup>	-0,01***	-0,01***
TIM (Tim/vecka)	-0,49***	-0,45***
SK (Ej dagtid må-fre)	1,71	0,84
B (Antal barn)	-1,16**	-0,76
U2 (Yrkes- realskola)	0,40	1,71
U3 (Studentexamen m m)	0,47	4,11*
U4 (Högskoleexamen m m)	10,01***	11,48***
NG 1 (a)	2,47	
NG 2	4,85	
NG 3	4,76	
NG 4	4,21	
NG 5	6,82***	
NG 6	-0,09	
NG 7	4,03*	
NG 8	9,61***	
YRKE 1 (a)	4,92**	
2	3,60*	
3	3,09	
4	-5,72	
5	14,88***	
6	0,13	
7	6,52	
8	4,39	
9	-4,41	
10	-1,21	
11	-2,55	
12	-7,49*	
13	-0,94	
14	-3,17	
15	-1,09	
16	-5,27	
17	-1,21	
18	-3,26	
19	5,6	
Konstant	29,64***	27,66**
R <sup>2</sup>	0,30	0,26
N =	1583	1583

Signifikansnivåer: \*\*\* = 2%, \*\* = 5%, \* = 10%

(a) För en förklaring av näringsgrens- och yrkeskoder se appendix.

många av dem med höga timlöner, t ex inom vissa industrier, också har genomsnittligt färre antal arbetstimmar per vecka. Skiftvariabeln korrigerar något för detta.

Den kritik, som kan riktas mot denna enkla regressionsmodell, är att man inte tar hänsyn till betydelsen av att relationen mellan lön och olika kvalifikationer/egenskaper kan vara olika för kvinnor och män. Det är t ex inte osannolikt att kvinnor och män erhåller olika avkastning på en lika lång och lika kvalificerad utbildning. Betydelsen av att ha barn kan lönemässigt också vara helt olika för kvinnor respektive män. Ett sätt att ta hänsyn till detta är att skatta separata löneekvationer för kvinnor och män.

Den modell som ligger till grund för dessa skattningar är densamma som skattades i föregående avsnitt men med den skillnaden att här görs separata estimationer för kvinnor och män.

$$W_f = f(\text{CIV}, U_1-U_4, E, E^2, \text{REG}, \text{SK}, \text{B}, \text{UTB}, \text{NG}, \text{YRKE}, \text{TIM})$$

$$W_m = f(\text{CIV}, U_1-U_4, E, E^2, \text{REG}, \text{SK}, \text{B}, \text{UTB}, \text{NG}, \text{YRKE}, \text{TIM})$$

$W_f$  och  $W_m$  är kvinnors respektive mäns lön. I tabell 3 presenteras resultaten från de två skattningarna.

Skillnaden mellan kvinnor och män är mest uppseendeväckande vad beträffar effekterna av att vara gift/sammanboende, antal utbildningsår, arbetslivserfarenhet, förekomst av barn samt betydelsen av att ha högskoleexamen. I samtliga dessa fall har avkastningen varit större för män än för kvinnor mätt med lönen per timme. Vidare framgår av resultaten att varken yrkes- eller näringsgrenstillhörighet förklarar speciellt mycket för kvinnor medan motsvarande uppgifter för män ökar förklaringsgraden betydligt. Av de enskilda variablerna har högre utbildning, boendeort och arbetstidsform positivt påverkat kvinnors lön medan förekomst av barn är den faktor som har störst negativ betydelse. För männen varierar variablernas betydelse beroende på funktionens utseende. Antal år i utbildning, högre utbildning samt om vederbörande är gift är dock viktiga faktorer, som höjer männens lön oavsett funktionens form. Resultaten tyder också på att utbildning och arbetslivserfarenhet, mätt i antal år, betalar sig sämre för kvinnor än för män.

Resultaten från de separata lönefunktionerna ger oss nu möjlighet att beräkna hur stor del av löneskillnaden mellan könen som beror på skillnader i lönestruktur och hur stor del som beror på skillnader i egenskaper och karaktäristika hos kvinnor respektive män. Beräkningar visar att av den totala

**Tabell 3 Lönerekvationer för kvinnor och män**  
Beroende variabel är timlön (kronor)

	Kvinnor	Kvinnor	Män	Män
CIV (Gift/sambo=1)	-0,14	0,20	3,57*	3,64*
REG (Sthlm=1)	3,23**	3,41***	0,65	3,47**
UTB (Antal år)	1,28***	1,39***	2,01***	2,00***
E (Erfarenhet i år)	1,03***	1,04***	1,38***	1,60***
E <sup>2</sup>	-0,02***	-0,02***	-0,02***	-0,02***
TIM (Tim/vecka)	-0,41***	-0,37***	-0,80***	-0,60***
SK (Ej dag må-fre)	2,53*	2,21*	2,42	-0,84
B (Antal barn)	-1,75***	-1,40**	-1,00	-0,28
U2 (Yrkes- realskola)	0,25	0,59	0,78	3,25
U3 (Studentex m m)	2,06	2,51	-1,87	5,32
U4 (Högskoleex m m)	7,89**	9,00***	13,65***	13,66***
NG 1 (a)	-		6,10	
NG 2	4,08		6,73	
NG 3	1,07		7,34***	
NG 4	5,41		5,77	
NG 5	-2,48		11,28***	
NG 6	-1,39		4,77	
NG 7	0,28		6,56**	
NG 8	2,73		17,39***	
YRKE 1 (a)	0,50		13,30***	
YRKE 2	1,86		8,67*	
YRKE 3	4,80**		1,55	
YRKE 4	-6,98		0,77	
YRKE 5	6,98*		24,94***	
YRKE 6	-0,12		9,18	
YRKE 7	-2,94		15,40***	
YRKE 8	-0,85		15,34***	
YRKE 9	6,26		3,38	
YRKE 10	-		6,00	
YRKE 11	2,59		3,88	
YRKE 12	-6,42		1,26	
YRKE 13	1,44		7,52**	
YRKE 14	-4,92		5,12	
YRKE 15	-4,34		8,21	
YRKE 16	-3,59		2,45	
YRKE 17	0,01		4,63	
YRKE 18	1,57		3,48	
YRKE 19	-2,66		16,25***	
KONSTANT	27,16	24,83	21,33	22,29
R <sup>2</sup>	0,19	0,18	0,39	0,28
N =	809		774	

Signifikansnivåer: \*\*\* = 2%, \*\* = 5%, \* = 10%.

(a) För en förklaring av näringsgrens- och yrkeskoder se appendix.

löneskillnaden på ca 8 kronor beror ca 10 procent på skillnader i egenskaper och karaktäristika och 90 procent på skillnader i lönestruktur. Om vi tolkar skillnaderna i lönestruktur som ett uttryck för diskriminering kan vi mäta dess storlek med den så kallade diskrimineringskoefficienten. Den bestäms som kvoten mellan den löneskillnad som modellen predikterar, om kvinnor antas ha samma lönestruktur som män, och den faktiska genomsnittliga löneskillnaden mellan könen. Beräkningarna visar att diskrimineringskoefficientens storlek är 16 procent. Den tolkning man kan göra utifrån detta är att relationen mellan kvinnors och mäns lön, lönekvoten, i en situation **utan diskriminering** borde vara cirka 16 procent högre än vad den faktiskt är.

Vi har hittills fokuserat intresset på **hela gruppen** kvinnor och män. En disaggregering av materialet ger också flera intressanta resultat. För såväl kvinnor som för män varierar timlönen över livscykeln men mönstren är olika. Männerna har en positivare löneutveckling, sett över hela livscykeln, än vad kvinnorna har. Vi noterar också att det inte föreligger några skillnader **mellan** olika kvinnogrupper i detta avseende. Kvinnor med eller **utan** barn, kvinnor som är gifta/sammanboende eller ensamstående uppvisar i stort sett samma löneprofil.

Skattningar av separata lönefunktioner för olika grupper gör det möjligt att beräkna diskrimineringskoefficientens storlek för dessa. Den observerade genomsnittliga löneskillnaden mellan kvinnor och män varierar mellan ungefär 40 öre och 11 kronor per timme (se tabell 4).

Som framgår av tabellen är skillnaden störst för gruppen gifta och/eller sammanboende och minst bland ensamstående under 30 år. För gruppen

**Tabell 4 Estimerad löneskillnad mellan könen och dess orsaker samt beräkning av diskrimineringskoefficientens storlek.**  
(Samtliga beräkningar gjorda utifrån männens lönefunktion.)

Grupper	Löneskillnad ( $W_m - W_f$ ) (kr)	Förklaras av skillnad produkti- vit (kr)	löne- funktion (kr)	D <sup>a</sup> (%)
<b>MÄN-KVINNOR</b>				
Samtliga	7,78	0,84	6,94	16
Gifta/sambo	10,79	0,20	10,59	19
Ensamstående	4,94	-2,37	7,31	13
Ensamst <30 år	0,37	-0,52	0,89	3

D<sup>a</sup> Diskrimineringskoefficienten definieras  $((W_f/W_m)_o - (W_f/W_m)) / (W_f/W_m)_o$  där  $(W_f/W_m)_o$  är lönekvoten utan diskriminering och  $(W_f/W_m)$  är den faktiska.

ensamstående finner vi att om kvinnorna hade samma lönefunktion som männen så skulle de ensamstående männen ha en lägre lön än vad de ensamstående kvinnorna har. Jämför vi ensamstående kvinnor och män under 30 år finner vi samma sak. Eftersom den estimerade skillnaden är mycket liten för dem som är under 30 år, cirka 40 öre, bör det vara gruppen ensamstående kvinnor **över 30 år** som är utsatta för diskriminering. Beräkning av diskrimineringskoefficientens storlek visar att denna är 3 procent för dem under 30 år och 13 procent för hela gruppen ensamstående. Största värdet på koefficienten, 19 procent, har gruppen gifta/sammanboende.

En uppdelning efter yrkesgruppstillhörighet visar att den genomsnittliga skillnaden mellan mäns och kvinnors timlön är störst bland dem som arbetar med administrativt arbete i privata och offentliga företag. För dem i yrkesgruppen "hushållsarbete m m" är löneskillnaden negativ, vilket innebär att kvinnor erhåller en genomsnittligt högre lön än män. Hur kan då dessa löneskillnader förklaras? Med undantag för hushålls- och serveringsarbete, fastighetsskötsel, städning och liknande serviceverksamhet förklaras den större delen av löneskillnaderna av skillnader i lönestruktur. I alla yrken utom de akademiskt professionella skulle kvinnan ha haft en högre lön än mannen, om hon haft dennes lönestruktur.

Relateras de estimerade löneskillnaderna till de faktiska så erhåller vi diskrimineringskoefficienternas storlek för de olika yrkesgrupperna. Denna är störst för olika typer av kontorsarbete. I en situation utan diskriminering borde lönekvoten för denna yrkesgrupp vara mellan 33 och 39 procent högre än vad den faktiskt är. För kvinnliga administratörer borde lönekvoten vara mellan 23 och 32 procent högre och för kvinnor i manuellt industriarbete mellan 21 och 28 procent högre.<sup>21</sup>

#### **4 Sammanfattning**

Analysen som genomförts här har gett flera intressanta resultat. För det första visar det sig att såväl längre utbildning som längre arbetslivserfarenhet betalar sig sämre för kvinnor än för män. För det andra har det framgått att det föreligger endast marginella skillnader mellan kvinnor med olika civilstånd medan gifta/sammanboende män i allmänhet har högre lön än ensamstående.

---

<sup>21</sup>Se tabell 4.9 i Löfström (1989).



För det tredje har förekomst av barn större negativ effekt på kvinnors lön än på mäns. För det fjärde tyder våra resultat på att uppgifter om yrke och näringsgren endast till ringa del förklarar löneskillnaderna mellan kvinnor. Motsvarande uppgifter för männen höjde förklaringsgraden påtagligt. En jämförelse av våra resultat med dem som erhållits i andra liknande studier, såväl svenska som internationella, visar god överensstämmelse.

Resultaten från de separata lönefunktionerna har använts för att dekomponera löneskillnaden mellan kvinnor och män, och det visar sig att skillnaden till mycket liten del förklaras av att kvinnor och män har olika egenskaper och karaktäristika. Olika lönestruktur är hela tiden den dominerande faktorn. Om vi tolkar skillnaderna i lönestruktur som ett uttryck för diskriminering finner vi att kvoten mellan kvinnors och mäns löner skulle vara **cirka 16 procent högre** om lönediskriminering inte förekom. Denna siffra anger en genomsnittlig ökning på hela arbetsmarknaden vilket kan innebära betydande variationer på de olika delarbetsmarknaderna.

### Referenser

- Bagge, G, Lundberg, E & Svernilson, I, 1935, *Wages in Sweden 1860–1930*, Norstedt & Söner, Stockholm.
- Cain, G G, 1986, The economic analysis of labor market discrimination: A survey, i Ashenfelter, O & Layard, R (eds) *Handbook of labor economics*, Vol 1, Elsevier Science Publishers BV.
- Cassel, G, 1934, *Teoretisk socialekonomi*, KF:s bokförlag, Stockholm.
- De Geer, H, 1986, *SAF i förhandlingar*, Stockholm.
- Gustafsson, S, 1988, Löneskillnader mellan kvinnor och män – gapet ökar igen, *Ekonomisk Debatt* 3, s 209–215.
- Gustafsson, S, 1988, Löneskillnader mellan kvinnor och män vid FOA, FOA-rapport D 600014–0.1.
- Gustafsson, S & Lantz P, 1985, *Arbete och löner*, Almqvist & Wicksell, Stockholm.
- Klevmarcken, A & Olovsson, P, 1986, Hushållens ekonomiska levnadsförhållanden (HUS). Teknisk beskrivning och kodbok för 1984 års undersökning, Göteborgs Universitet.
- Linck, J, 1884, *Det kvinnliga arbetet*, Medd från svenska slöjdföreningen 11, Statistisk-ekonomisk avhandling, Stockholm.
- Lundahl M, & Wadensjö E, 1984, *Unequal treatment. A study in the Neo-Classical Theory of Discrimination*, Croom Helm Ltd., London.
- Löfström, Å, 1989, *Diskriminering på svensk arbetsmarknad. En analys av löneskillnader mellan kvinnor och män*, Umeå Universitet. Avh.
- Oaxaca, R, 1973, Male-female wage differentials in urban labor markets, *International Economic Review* 14, No 3, pp 693–709.
- Oaxaca, R, 1973, Sex discrimination in wages, i Ashenfelter, O & Rees, A (eds): *Discrimination in Labor Markets*, Princeton University Press.
- Sloane P J, 1985, Discrimination in the labour market, i Carline D m fl *Labour Economics*, Longman, Essex.
- Ullenhag, J, 1971, *Den solidariska lönepolitiken i Sverige*, Ekonomisk-historiska studier nr 6, Stockholm. Avh.

### Övriga referenser:

- Betänkande avgivet av Arbetsmarknadskommitténs Kvinnoutredning, SAF–LO, Stockholm, 1951.
- Landsorganisationen i Sverige, "De centrala överenskommelserna mellan LO och SAF 1952–1987".
- SOS Industri.
- SOS Löner.
- SOU 1923:62 1921 års lönekommitté.
- SOU 1938:47 Gift kvinnas förvärvsarbete m m.
- SOU 1953:18 Lika lön för män och kvinnor i det statliga lönesystemet.
- SOU 1970:34 Svenska folkets inkomster.
- Statistisk Årsbok.
- Statistiska Centralbyrån (1984), Arbetsmarknadsstatistisk Årsbok.
- Statistiska Centralbyrån (1986), Kvinnors och mäns löner.
- Statistiska Centralbyrån (1987) Information om arbetsmarknaden 1987:3.

## Appendix

### (a) Näringsgrenar:

- |                           |  |
|---------------------------|--|
| 1 Jord- och skogsbruk     | 6 Hotell, restaurang och handel            |
| 2 Gruv- och stembrytning  | 7 Samfärdsel, post och tele                |
| 3 Industri                | 8 Bank och försäkring m m                  |
| 4 El, gas- och vattenverk | 9 Offentlig förvaltning och andra tjänster |
| 5 Byggnadsindustri        |  |

### (b) Yrken

- |   |  |
|---|--|
| 1 Tekniskt, kemiskt, biologiskt, medicinskt m m arbete    | 11 Transportarbete   |
| 2 Hälso- och sjukvårdsarbete                              | 12 Textil- och sömnadsarbete   |
| 3 Pedagogiskt arbete                                      | 13 Järnbruk, metall, verkst, finmekan, elektroarbete                 |
| 4 Religiöst, juridiskt, konstnärligt m m arbete           | 14 Träarbete, målning, övr byggn- anläggningsarbete                  |
| 5 Administrativt arbete i privata och offentl företag     | 15 Grafiskt arbete, glas, porslin och tegel                          |
| 6 Bokföring, kassa, sekreterare och övr kontorsarbete     | 16 Livsmedelsarbete  |
| 7 Parti- och detaljhandelsföretag, försäljning av egendom | 17 Kemiskt och cellulosatekniskt arbete                              |
| 8 Övr kommersiellt arbete                                 | 18 Övr grov- och diversearbete                                       |
| 9 Lantbruk, skog, fiske                                   | 19 Civil bevakning, skydds- och militärt arbete                      |
| 10 Gruv- och stembrytningsarbete                          | 20 Hushållsarbete, fastighetsskötsel, städning och övr servicearbete |

## KAPITEL 9

### Inkomstskatter och jämställdhet. En jämförelse mellan Sverige och Västtyskland

Siv Gustafsson

Inkomstskattens konstruktion påverkar det ekonomiska utfallet av yrkesarbete. Vid sambeskattning är skattens höjd densamma oavsett om hela familjeinkomsten t ex 240 000 förtjänats av endast den ene maken, eller om vardera maken tjänat ihop 120 000 kronor. Vid särbeskattning är den sammanlagda inkomsten efter skatt lägre i tvåförsörjarfamiljen än i ensamförsörjarfamiljen för en given familjeinkomst. Men sambeskattning innebär också, att hustruns inkomst drabbas av mannens marginalsattesats, även om hon bara arbetar deltid. En yrkesarbetande kvinna som gifter sig, får efter giftermålet som regel en högre skatt på sin arbetsinkomst om det är sambeskattning.

Västlänerna har valt skilda vägar i avvägningen mellan beskattning efter försörjningsbörd och jämställdhet i beskattningen. Norge och Nederländerna tillämpar t ex en blandning mellan sam- och särbeskattning, medan Sverige har den mest genomförda särbeskattningen. I Tyskland har man en konsekvent sambeskattning, men det tyska systemet innebär också, att den totala skatten för ett gift par är mindre än för två ensamstående (den så kallade "Splittungstariff").

Denna uppsats redovisar en jämförande analys av gifta kvinnors yrkesarbete och inkomster i Sverige och Västtyskland. Det svenska HUS-datumaterialet analyseras liksom ett motsvarande västtyskt mikrodatamaterial, den så kallade "Sozioökonomische Panel" (SEP).

## 1 Särbeskattning gynnar yrkesarbetande kvinnor

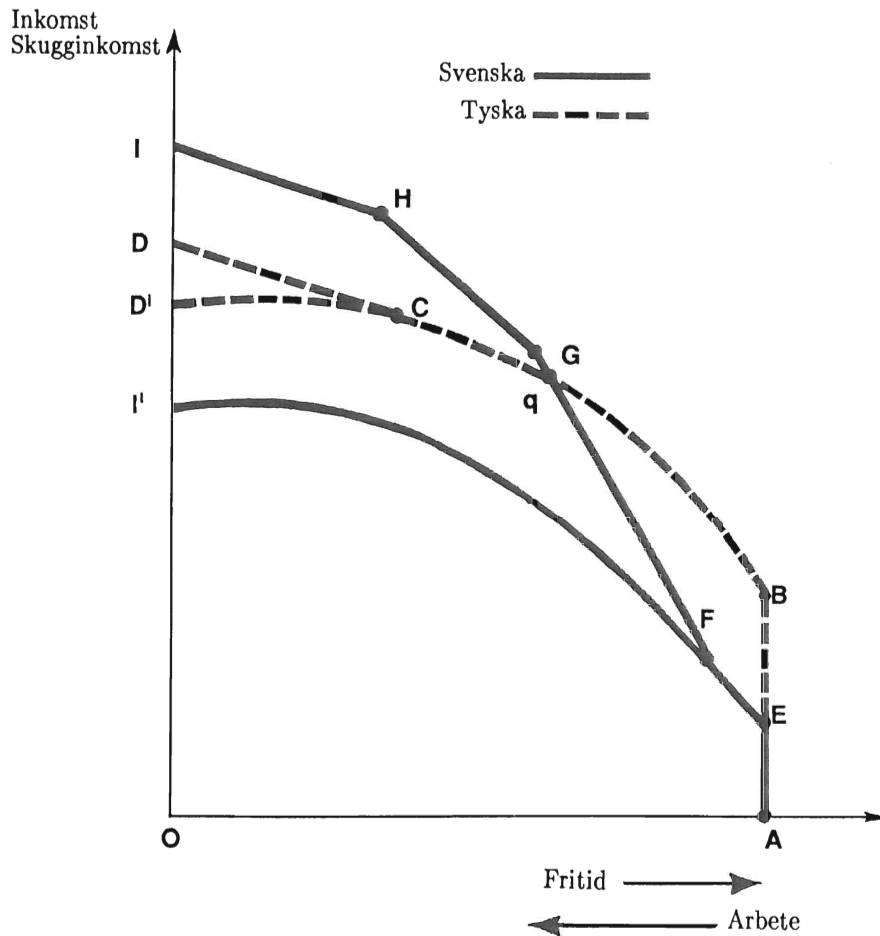
De västeuropeiska industriländerna är välfärdsstater med relativt likartad levnadsstandard. Sättet att organisera samhällets insatser skiljer sig däremot kraftigt med olika ekonomiska incitament, dvs olika ekonomiska konsekvenser för samma handlingssätt i de olika länderna. En jämförande analys mellan två länder är därför en utvärdering av den förda politiken. Denna uppsats är ett sätt att svara på frågan: Vad betyder särbeskattningen för kvinnors arbetskraftsutbud?

För att renodla resonemanget om skattesystemets effekter antar vi, att mannens liksom hustruns lön före skatt är densamma i de båda länderna. Hustrun kan välja att yrkesarbeta eller att arbeta i hemmet och där producera tjänster vars ekonomiska värde kan mätas som ett bortfall av utgifter för varor och tjänster man annars skulle köpt. (Se Gronau 1977 eller Gustafsson & Lantz 1985 kap 3.) Hon kommer att välja det handlingsalternativ, som ger familjen den största välfärden, sedan man tagit hänsyn till alla inkomster och utgifter, som är förknippade med ett visst alternativ.

Resonemanget illustreras i figur 1. På den horisontella axeln avsättes fritid mätt t ex i timmar och på den lodräta inkomst respektive värdet av hemarbete, här kallat "skugginkomst". Den västtyska budgetkurvan ges av kurvan ABCD och den svenska av AEF GHI. Lutningen på budgetlinjen anger vilken nettolön kvinnan får för ytterligare en arbetstimme i marknadsarbete ( $w$ ) eller i hushållsarbete ( $w^*$ ). Det teoretiska begreppet nettolön ( $w$ ) skall förstås så, att alla utgifter förknippade med marknadsarbetet såsom daghemsavgifter och resor, liksom skatter och sociala avgifter dras ifrån bruttolönen. Kurvorna EI' resp BD' anger för svenska respektive tyska par vilken familjeinkomst inklusive värdet av kvinnans hushållsarbete som familjen får om kvinnan helt och hållet avstår från yrkesarbete och i stället arbetar enbart i hushållet. De två kurvorna har antagits ha samma form, vilket innebär att marginalintäkten av hushållsarbete är densamma i de två länderna, medan startpunkterna är olika beroende på skillnaderna i nettot av mannens inkomster. Vid noll arbetstimmar har familjen mannens inkomst att leva av, vilken är större i Västtyskland (AB) än i Sverige (AE) på grund av det högre och dubbla grundavdraget i Tyskland. Om  $w > w^*$  övergår kvinnan till yrkesarbete, annars fortsätter hon att arbeta i hemmet.

Den tyska kvinnan får en lägre lön efter skatt än den svenska eftersom hennes inkomst läggs ihop med mannens och beskattas med hans marginal-

Figur 1 Budgetkurvor när kvinnan varierar sin arbetstid enligt tyska och svenska skatteregler. Mannens inkomst före skatt och kvinnans lön före skatt konstanta.



skattesats. För den svenska kvinnan blir  $w > w^*$  redan vid F, medan det för den tyska kvinnan inträffar först vid C i figur 1. Den svenska kvinnan får vid en kort arbetsinsats en hög lön efter skatt, men denna minskar allteftersom arbetsinsatsen ökar på grund av den ökande progressiviteten. I figuren är tre intervall utritade för tydlighetens skull, men i verkligheten finns det betydligt fler intervall. Först vid heltidsarbete närmar sig den svenska kvinnan de marginalskattesatser som den tyska kvinnan på grund av sambeskattningen drabbas av redan vid hennes första intjänade mark.

I intervallet BG producerar den tyska kvinnan ett större bidrag till familjeinkomsten genom sitt hushållsarbete, än hon skulle göra om hon yrkesarbetade. Men om hon använde all sin tid till hushållsarbete och avstod från fritid skulle hennes "hela inkomst", jfr begreppet "full income" i Becker (1965), endast vara D'. Till vänster om punkten C tjänar den tyska kvinnan på att yrkesarbeta och hennes totala inkomst blir D. Den svenska kvinnans hela inkomst är I', om hon inte yrkesarbetar och I om hon yrkesarbetar, varför hemarbetsalternativet blir ointressant. Om familjen får en subventionerad daghemsplats blir skillnaden mellan I och I' större än om dyrare privat barnomsorg måste användas.

Slutsatsen av resonemanget är, att svenska kvinnor har större incitament att yrkesarbeta än tyska kvinnor. Däremot gäller det inte nödvändigtvis att svenska familjer har större levnadsstandard än tyska familjer. I figur 1 har tyskarna större levnadsstandard, dvs total familjeinkomst inklusive skugginkomst, än svenskarna till höger om punkten q.

Tyska och svenska mikrodata om löner och arbetstider används nedan tillsammans med de viktigaste skattereglerna, för att analysera kvinnors bidrag till familjeinkomsten under de båda skattesystemen. Möjligheten att få daghemsplats är väsentligt bättre i Sverige än i Tyskland, och tillgång på daghemsplatser liksom i vilken mån de subventioneras påverkar kvinnors yrkesarbete (se Gustafsson i denna volym). Skoldagen slutar i Tyskland vid ett-tider och barnen serveras ingen skollunch. Detta innebär högre kostnader för omsorg av förskolebarn och skolbarn för tyska yrkesarbetande kvinnor än för svenska. Dessa högre kostnader, som det inte finns uppgifter om i det tyska mikrodatamaterialet, tenderar att ytterligare minska familjens fördel av moderns yrkesarbete i Tyskland i förhållande till familjens fördel av yrkesarbete i Sverige.

## **2 Kvinnors arbetskraftsdeltagande har ökat snabbare i Sverige**

Skillnaden mellan kvinnors arbetskraftsdeltagande i Sverige och Västtyskland var inte så stor 1965 som 20 år senare (se tabell 1). Schultz (1981) redovisar ett diagram över kvinnors arbetskraftsdeltagande i ett antal europeiska länder grupperade i Nordeuropa, Mellaneuropa och Sydeuropa. Då (1965) var det kvinnliga arbetskraftsdeltagandet högre i Mellaneuropa än i Nordeuropa

Tabell 1 Arbetskraftsdeltagande i Sverige och Västtyskland

År	Västtyskland, ålder 15–64				Sverige, ålder 16–64			
	Män	Kvinnor			Män	Kvinnor		
		Alla	Icke gifta	Gifta		Alla	Icke gifta	Gifta
1960	91,0	47,4	81,7	34,9				
1961	91,1	47,4	80,0	36,0				
1962	91,1	46,9	78,8	35,9				
1963	90,9	46,9	79,1	35,9	89,9	54,5	69,6	47,0
1964	90,4	46,8	78,3	36,5	89,6	54,0	68,6	
1965	90,2	46,9	76,9	36,9	89,3	53,8	67,2	47,2
1966	90,6	46,7	74,7	36,3	89,0	55,1	66,7	49,3
1967	89,3	45,6	74,3	37,1	88,1	54,9	65,5	49,8
1968	89,6	45,9	72,4	37,8	88,0	56,4	66,1	51,8
1969	89,2	46,0	69,9	39,1	87,5	57,6	65,9	53,4
1970	88,5	46,2	68,9	40,0	87,0	59,3	65,9	56,1
1971	88,1	46,5	67,4	41,8	86,9	60,9	66,1	58,2
1972	87,4	47,5	64,9	43,2	86,6	62,0	66,1	59,8
1973	86,6	48,2	62,6	43,6	86,8	62,7	65,6	61,2
1974	85,8	48,1	64,4	43,6	87,5	65,2	68,1	63,6
1975	86,0	48,2	62,7	43,9	88,3	67,9	70,8	66,2
1976	85,0	48,3	61,9	44,7	88,6	69,1	71,5	67,7
1977	84,6	48,9	61,5	44,7	88,0	70,6	72,0	69,8
1978	84,5	49,0	62,4	45,2	87,6	72,1	72,5	71,8
1979	84,5	49,7	60,7	46,1	87,8	73,8	73,3	73,8
1980	81,4	50,2	60,6	46,8	87,7	75,1	74,4	75,6
1981	83,5	50,6	59,5	47,4	86,8	76,3	74,4	77,7
1982	83,0	51,0	58,5	47,3	86,3	76,9	74,3	78,9
1983	82,0	50,7	61,4	47,5	86,0	77,6	74,6	80,0
1984	81,4	51,7	58,8	47,5	85,6	78,2	75,0	80,9
1985	81,9	52,7	a	47,8	86,0	79,2	76,0	82,0
1986	82,0	53,4	a	48,4	85,9	80,0	76,7	82,9
1987	82,3	54,1	a	48,5	85,7	81,1	a	a
1988	82,5	55,0	a	49,4	86,2	81,8	a	a

Källor: Sverige: AKU Årsmedeltal, Statistiska Centralbyrån.  
Tyskland: Statistische Jahrbücher, diverse Jahrgänge, Ergebnisse des Microzensus, 1983/1984 EG Arbeitskräftestichprobe.

- a) Ej tillgänglig. Svenska AKU slutar särskilja gifta och icke gifta kvinnor fr o m 1987. Den tyska källan redovisar ej icke gifta fr o m 1985.

medan det vid 80-talets mitt var klart högre i Sverige och övriga Norden än i Tyskland, Frankrike och Österrike.

Sambeskattning av makars inkomster infördes i Sverige år 1902, och den första riksdagsmotionen mot sambeskattningen kom redan 1904 (Elvander 1974). Ren sambeskattning, där man beskattar makarnas sammanlagda inkomst med samma skattesats, som om den intjänats av en person, gör det



mycket dyrt för den yrkesarbetande kvinnan att gifta sig. Argumenten mot sambeskattningen var bland annat att den medförde familjens upplösning. Detta problem kan lösas med ett skattesystem av den tyska typen, där man lägger ihop makarnas inkomster och beskattar dem, som om hälften intjänats av vardera maken. Det tyska skattesystemet gynnar i stället dem som lever i äktenskap i förhållande till ensamstående, som beskattas enligt en högre skatteskala. I ett sambeskattningsystem, där den ensamförsörjande mannen kan dra av ett dubbelt grundavdrag, uppstår den så kallade tröskeeffekten när den gifta kvinnan övergår från hemarbete till förvärvsarbete. Hustrun måste först tjäna så mycket, att hon kompenserar den ökade skatten på mannens inkomst, som uppstår genom att han inte längre kan tillgodogöra sig hennes grundavdrag, innan familjens inkomst efter skatt ökar. När källskattesystemet infördes i Sverige 1948, blev den höga marginalskatten på den gifta kvinnans inkomst uppenbar, eftersom sambeskattade makar eftertaxerades för hustruns inkomst. Flera statliga skattekommittéer förordade, att sambeskattningen skulle bibehållas. Under 1960-talet argumenterade enskilda kvinnliga samhällsforskare och journalister för särbeskattning och den skattekommitté, som då arbetade med frågan blev uppvtaktad med argument för särbeskattning. Frågan drevs alltså som ett jämställdhetsargument och inte enligt partilinjer.

Både 1960 och 1965 års långtidsutredningar betonade bristen på arbetskraft, som den viktigaste tillväxthämmande faktorn och pekade på, att den enda större arbetskraftsreserven fanns bland gifta kvinnor. Det blev viktigt att stimulera kvinnors arbetskraftsutbud. Elvander (1974) menar, att detta var det avgörande argumentet för den dåvarande finansministern, Gunnar Sträng, att införa särbeskattning.

När beslutet väl var fattat, koncentrerades diskussionen på de negativa effekterna för ensamförsörjarfamiljen och ett extra avdrag infördes, det så kallade "hemmafruavdraget" på maximalt 1 800 kronor. Detta var, när det infördes, ett betydelsefullt avdrag, som enligt Elvander, i praktiken innebar, att 90% av de svenska familjerna i princip skattade enligt "tudelningsprincipen", dvs på samma sätt som den nuvarande tyska "Splittungstariff". Hemmafruavdraget bibehölls till sitt nominella belopp, som kom att urholkas av inflationen, och avskaffades först i mitten på 80-talet. Övergången till den nu praktiskt taget fullständigt genomförda särbeskattningen, har alltså skett successivt.

En tidsserie över kvinnors arbetskraftsdeltagande visar inte något hack i tillväxtkurvan för år 1971 med en snabbare ökande kvinnlig förvärvsfrekvens

före än efter. Schettkat (1987) har systematiskt studerat utvecklingen av de svenska arbetskraftstalen på detta sätt och har genomfört regressionsanalyser med en dummyvariabel för år 1971 för olika åldersgrupper, för gifta och icke gifta kvinnor separat, men finner bara någon enstaka signifikant effekt av särbeskattningen. Han drar därför slutsatsen, att särbeskattningen inte varit betydelsefull för att förklara ökningen av de svenska kvinnornas arbetskraftsdeltagande. Emellertid studerar Löfström (1989) i stället tidsserien över kvoten mellan kvinnlig och manlig sysselsättning i industrin och finner en signifikant effekt för införandet av särbeskattning.

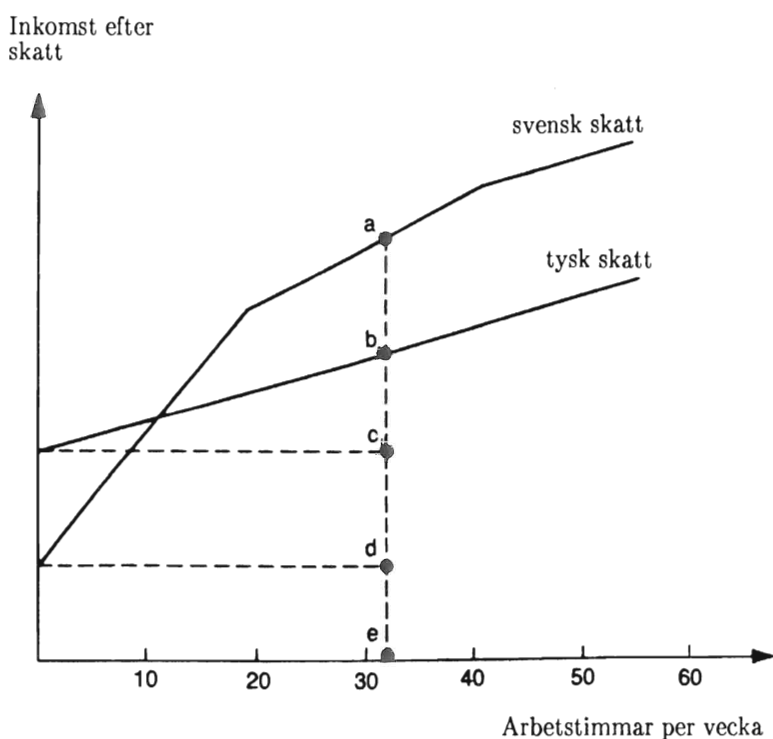
Enligt ekonomisk teori kan vi förvänta oss ett mindre arbetskraftsutbud ju högre arbetsfri inkomst en person har (negativ inkomsteffekt) och större arbetskraftsutbud ju högre lönen är för en given inkomst (positiv kompenserad substitutionselasticitet). Det tyska skattesystemet i jämförelse med det svenska innebär för gifta kvinnor exakt detta. Det finns alltså ett logiskt argument för att tro, att om Sverige hade haft det tyska skattesystemet, skulle den kvinnliga förvärvsverksamheten varit lägre i Sverige.

### 3 Skattesystemet i Tyskland minskar värdet av kvinnors arbetsinkomster

De svenska och tyska mikrodatabaserna har använts för att simulera skatten och inkomsten efter skatt enligt både tysk och svensk inkomstskattelagstiftning för såväl tyska som svenska par. Analysen gäller endast arbetsinkomster. De båda skattesystemen är beskrivna i Gustafsson och Ott (1987) och i Gustafsson (1990). Kapital och förmögenhetsskatt har inte beaktats, men däremot socialförsäkringsavgifter som dras på lönen i det tyska systemet.

I figur 2 visas att en ensamförsörjarfamilj med tysk skatt har en högre inkomst att leva av än en med svensk skatt. Det tyska skattesystemet medger ensamförsörjaren ett dubbelt grundavdrag. Familjens inkomst efter skatt, om endast mannen yrkesarbetar, är därför högre efter tysk skatt, än efter svensk skatt, där endast ett grundavdrag medges. Den tyska kvinnans lön efter skatt blir mindre ju högre inkomst mannen har, eftersom det progressiva skattesystemet för upp henne i ett högre marginalsatteskipt. I figur 2 ökar familjens inkomst efter skatt, när kvinnan ökar sin arbetstid, långsammare efter tysk skatt än efter svensk skatt för en kort arbetstid. En svensk kvinna, som arbetar deltid, får en låg skattebelastning på sin inkomst, eftersom årsinkomsten inte blir så hög. Familjens inkomst efter skatt ökar mindre för de sista

Figur 2 Budgetlinjer för familjeinkomsten efter kvinnans arbetstid med svensk respektive tysk skatt



arbetstimmarna än för de första, eftersom kvinnan närmar sig de högsta marginalsatteskiten vid heltidsarbete. Detta är helt oberoende av mannens inkomst. I figur 2 hamnar den svenska kvinnan i samma höga skatteintervall vid heltidsarbete, som den tyska kvinnan gjorde redan för deltidsarbete.

I tabell 2 redovisas resultaten av simuleringen. I genomsnitt för alla svenska par, bidrog mannens arbetsinkomst med 54 800 kronor per år och hustrun fick en genomsnittlig lön efter skatt på 30 kronor per timme. Om de svenska paren beskattas efter tysk skatt får de behålla 74 100 kronor i stället och hustruns timlön efter skatt sjunker till 25 kronor per timme. De tyska paren får behålla 85 300 kronor, om bara han yrkesarbetar men hustrun kan bara öka familjens inkomst med 22 kronor per arbetstimme.

I Sverige är skillnaderna i lön före skatt mellan kvinnor med olika lång utbildning små i jämförelse med i Tyskland (Gustafsson 1990). Det tyska skattesystemet minskar skillnaderna i timlön mellan utbildningsgrupperna mer

**Tabell 2 Simulerad årsinkomst efter skatt om endast mannen yrkesarbetar och genomsnittslön efter skatt för gifta och samboende kvinnor. Kvinnan är 20–59 år.**

	Efter svensk skatt		Efter tysk skatt	
	Inkomst/år	Lön/tim	Inkomst/år	Lön/tim
<u>Svenska par</u>				
Alla	54 800	30	74 100	25
Tvåförsörjarpar	62 500	30	84 700	24
<u>Tyska par</u>				
Alla	60 600	26	85 300	22
Tvåförsörjarpar	61 700	22	98 800	21
<u>Svenska par</u>				
Kvinnans utbildn:				
Grundskola	51 700	26	68 200	24
Gymnasium	59 500	30	82 800	26
Universitet	65 500	31	92 700	27
<u>Tyska par</u>				
Kvinnans utbildn:				
Grundskola	59 600	23	82 700	20
Gymnasium	63 000	27	90 900	23
Universitet	63 900	36	95 400	32
<u>Svenska par</u>				
Kvinnans arb tid, tim/vecka:				
1–19	51 800	31	69 200	26
20–34	54 100	29	74 400	25
35 +	51 300	26	69 100	24
<u>Tyska par</u>				
Kvinnans arb tid, tim/vecka:				
1–19	57 600	32	85 400	25
20–34	57 500	25	85 400	25
35 +	51 300	23	72 600	21

än det svenska, bland annat på grund av att de universitetsutbildade kvinnorna oftare är gifta med män med hög inkomst, och därför hamnar i den högsta skatteklassen.

Ju kortare kvinnans arbetstid är, desto högre är hennes lön efter skatt enligt det svenska systemet. Resultaten visar ett liknande men mindre markerat mönster efter tysk skatt, vilket kan bero på, att heltidsarbetande oftare är gifta med män med höga inkomster.

**Tabell 3 Logit analys av sannolikheten att yrkesarbeta för svenska och tyska gifta eller samboende kvinnor**

	Sverige	Tyskland	Båda
Kvinnans lön efter skatt predicerad vid 10 tim arbete/vecka*	0,074 (4,3)	0,032 (4,4)	0,038 (5,8)
Årsinkomst efter skatt om endast mannen yrkesarbetar	-0,025 (-4,8)	-0,009 (-5,7)	-0,010 (-6,9)
Kvinnans ålder	0,141 (2,4)	0,124 (3,0)	0,072 (2,3)
Kvinnans ålder i kvadrat	-0,0019 (-2,9)	-0,0023 (-4,6)	-0,0014 (-4,0)
Antal barn under 13 år	0,098 (0,9)	-0,319 (-4,3)	-0,135 (-2,4)
Om yngsta barnet under 3 år	-1,093 (-2,6)	-1,89 (-8,7)	-1,78 (-9,5)
Om yngsta barnet 3-6 år	-0,181 (-0,4)	-1,24 (-6,4)	-1,08 (-6,4)
Om yngsta barnet mellan 7 och 12 år	0,387 (0,8)	-0,783 (-4,6)	-0,669 (-4,5)
Om tysk			-0,724 (-5,6)
Intercept	-1,78 (-1,5)	-0,119 (-0,151)	0,972 (1,5)
Log likelihood	-323,5	-1189	-1548
Arbetskraftsdeltagande i urvalet	0,793	0,496	0,574
Antal obs	696	1980	2676

\* Predikteringsekvation:  $w=w(s, \exp, \exp^2, \text{part}, \text{lambda})$  där  $s$  = utbildning antal år,  $\exp$  = yrkeserfarenhet antal år,  $\exp^2$  = yrkeserfarenhet i kvadrat,  $\text{lambda}$  inverterad Mill's kvot enligt Heckman (1980) beräknad för sannolikheten att ha en positiv lön. Asymptotiska t-värden inom parentes.

I tabell 3 visas en analys av sannolikheten för att samboende eller gifta kvinnor skall yrkesarbeta (se Gustafsson 1990). Inkomst efter skatt är beräknad på samma sätt som i tabell 2 ovan. För kvinnor som inte yrkesarbetar,

finns det ingen uppgift om lön, utan de har tillskrivits den lön som de normalt skulle haft med hänsyn till sin utbildning, yrkeserfarenhet och ålder. Eftersom lön efter skatt varierar med arbetstidens omfattning på grund av progressiviteten har jag låtit lön efter skatt vid 10 timmars arbetstid utgöra förklaringsvariabeln.

Det framgår av tabellen att den negativa effekten på förvärvssannolikheten av att ha barn är mycket större i Tyskland än i Sverige. I Sverige är det bara barn under tre år som reducerar kvinnans förvärvsarbete. I Tyskland finns denna effekt även för barn upp till 13 års ålder. Såväl den egna lönen efter skatt som mannens inkomst efter skatt tycks ha större betydelse i Sverige än i Tyskland enligt denna analys. Löneelasticiteten har beräknats till 0,824 för Sverige och 0,496 för Tyskland medan inkomstelasticiteten beräknats till  $-0,770$  för Sverige och  $-0,465$  för Tyskland.

#### 4 Inkomsten och makten i familjen

Det tyska skattesystemet innebär alltså, i jämförelse med det svenska, en hög inkomst för hemmafruar och en låg lön, när hon tar ett jobb. Detta har kanske en maktpolitisk implikation. En kvinna vars förvärsinkomst svarar för hälften av familjens försörjning har troligtvis större inflytande på hur denna inkomst skall användas än om hon är hemmafru. Svenska kvinnor svarar för 39% av familjens försörjning, medan tyska kvinnor svarar för 17% (se tabell 4). En hel del av skillnaden beror helt enkelt på skattesystemets konstruktion. Om de tyska paren beskattas enligt det svenska skattesystemet skulle hustrurnas inkomster svarat för 24% i stället för 17%.

Skillnaden mellan de båda länderna blir väsentligt mindre, om man jämför tvåförsörjarfamiljerna, dvs väljer ut de par där både mannen och kvinnan arbetar åtminstone en arbetstimme per vecka. Före skatt bidrar kvinnorna i de tyska tvåförsörjarfamiljerna med 36% och i de svenska med 38%. Men om de tyska kvinnorna skulle lämna arbetslivet helt och hållet, skulle familjens inkomst minska med 27%, medan de svenska familjernas inkomst skulle minska med 41%. Ännu större är skillnaden mellan tyska och svenska barnfamiljer. Tyska mödrar svarar för endast 10% av familjens försörjning, även om barnet är över 7 år, medan svenska mödrar svarar för 42%.

Tabell 4 Kvinnans förvärvsinkomst som andel av familjens inkomst (%).  
Kvinnan är 20–59 år.

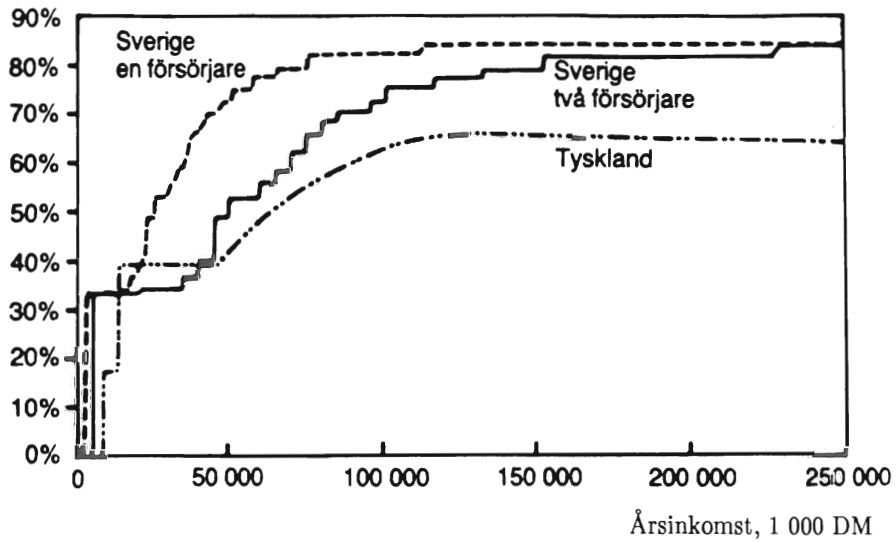
	Efter svensk skatt	Efter tysk skatt	Före skatt
<u>Svenska par</u>			
Alla	39	33	37
Tvåförsörjarpar	41	31	38
<u>Tyska par</u>			
Alla	24	17	18
Tvåförsörjarpar	39	27	36
<u>Svenska par</u>			
Barnlösa	39	27	36
Yngsta barnet: 0–6 år	34	27	32
7–12 år	42	34	39
<u>Tyska par</u>			
Barnlösa	33	26	31
Yngsta barnet: 0–6 år	13	10	12
7–12 år	17	10	16

Den så kallade tudelningsprincipen innebär bland annat att en man, som gifter sig med en hemmafru, får en rejäl skattesänkning, eftersom hans inkomst då läggs samman med hennes nollinkomst och summan, dvs hans inkomst, betraktas som två lika stora inkomster vid beskattningen. Detta innebär, att det tyska skattesystemet innehåller incitament att gifta sig och förbli gift. Visserligen låter det tyska skattesystemet paren välja mellan särbeskattning och sambeskattning enligt tudelningsprincipen, men den sammanlagda skatten blir för de allra flesta par signifikant lägre om de väljer sambeskattning.

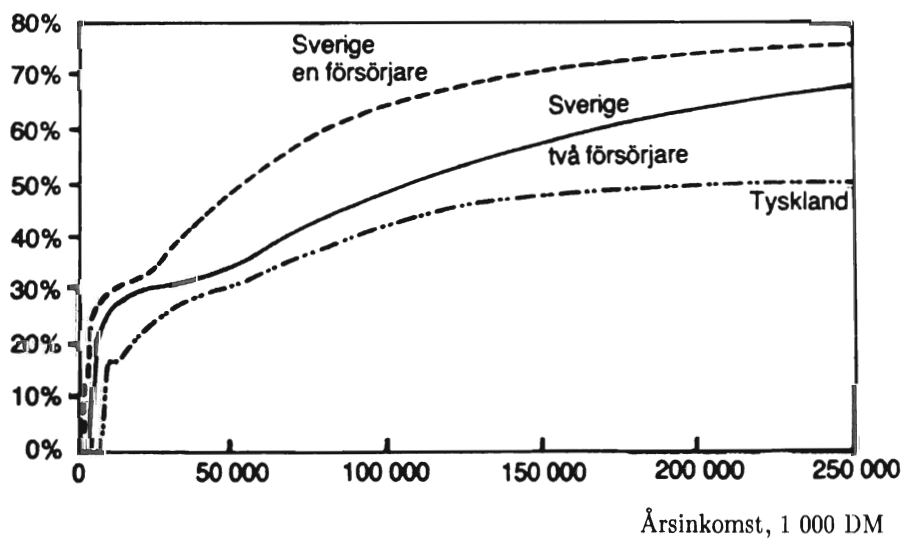
Skatten blir lika hög i Tyskland för en viss inkomst, oavsett om mannen tjänat hela inkomsten, eller om hustrun och mannen tjänat hälften vardera. I Sverige blir den sammanlagda skatten lägre ju mer jämställt en viss inkomst har förtjänats. Detta illustreras i figur 3. Den övre bilden visar marginalskattens utveckling när familjeinkomsten ökar. Den högsta skatten gäller för svenska enförsörjarfamiljer och väsentligt lägre för tvåförsörjarfamiljer. Med tvåförsörjarfamilj avses i diagrammet, att exakt hälften intjänats av vardera maken. Det är också den jämställda arbetsfördelningen, som ger den lägsta sammanlagda skatten i Sverige. Den högsta marginalskatten var 84% i Sverige och 56% i Tyskland, år 1984. Den tyska skatten räknas ut enligt en formel där

Figur 3 Marginalskatt och genomsnittsskatt enligt det tyska och det svenska skattesystemet

Marginalskatt, procent



Genomsnittsskatt, procent





inkomsten efter skatt är en fjärdegradsfunktion av inkomsten före skatt. Därför stiger marginalskatten enligt det tyska skattesystemet utefter en jämn kurva i stället för att öka stegvis som enligt det svenska systemet.

Det svenska skattesystemet innebär alltså ett klart incitament till en jämställd inkomstfördelning. Mannen och hustrun bör tjäna hälften var. Om de har samma lön före skatt och arbetar lika många timmar blir deras arbetsförtjänst lika. Samma lön före skatt kan de få, om de t ex har lika kvalificerad utbildning och har yrkesarbetat lika mycket under tidigare år och arbetsgivaren inte könsdiskriminerar. Detta ger ett incitament för kvinnor att investera i utbildning i samma utsträckning som män. Enligt det svenska skattesystemet bör den som i utgångsläget har den kortaste utbildningen investera i ökad utbildning, eftersom inkomstökningar från en lägre nivå beskattas mildare än inkomstökningar från en högre nivå. Det är bättre att hustrun arbetar deltid, än att mannen arbetar övertid.

I Tyskland blir en inkomstökning beskattad med samma skattesats om en hemmafru ökar arbetstiden till deltid, som om en redan heltidsarbetande man ökar sin arbetstid till övertid. Därför är det alltid bättre, att den som har den högsta inkomsten före skatt ökar sin arbetstid. Kvinnorna får incitament till att i stället för att arbeta deltid öka sina ansträngningar att underlätta för mannen att orka med övertid. Det är också bättre, enligt det tyska skattesystemet, att den av makarna, som redan har en hög utbildning ytterligare specialiserar sig, än att den, som har kortare utbildning ökar sin produktivitet i yrkesarbete.

Vi kan alltså vänta oss att utbildnings- och arbetstidsfördelningen mellan makar är jämnare i Sverige än i Tyskland. I tabellerna 5a och 5b visas dessa fördelningar beräknade från det svenska HUS-materialet och det tyska SEP-materialet. Det framgår tydligt, att de tyska männen genomsnittligt arbetar fler timmar per vecka än de svenska och att de tyska kvinnorna arbetar färre timmar än de svenska. Flood (i denna volym) visar, att om man jämför den faktiska tidsanvändningen, såsom den framgår av HUS-materialets tidsanvändningsstudie med dessa uppgifter om normal arbetstid, så visar det sig att männens faktiska arbetstid är betydligt mindre än vad de själva uppgivit som normal arbetstid. Skillnaderna i arbetstid mellan svenska kvinnor och män skulle alltså i realiteten vara mindre än vad som framgår av tabell 5a. Om de tyska paren beter sig efter de incitament som systemet innehåller, kunde en liknande studie mycket väl visa det omvända för Tyskland med större faktisk

Tabell 5a Andel par efter kvinnans och mannens arbetstid (%)

Kvinnan 20–59 år	Svenska par		Tyska par	
	Kvinnan	Mannen	Kvinnan	Mannen
Arbetstid tim/v:				
0	19,6	9,4	48,2	5,7
1–19	5,6	1,3	8,4	0,4
20–34	40,4	6,4	18,2	1,6
35+	34,3	83,8	25,2	92,3
Antal par	637		1968	
Familjer med minst ett förskolebarn				
Arbetstid tim/v:				
0	27,6	5,1	66,5	2,4
1–19	5,6	0	9,7	0,2
20–34	45,8	7,5	13,0	1,9
35+	21,0	87,3	10,8	95,5
Antal par	214		462	

Tabell 5b Andel par efter kvinnans och mannens utbildning (%)

Kvinnan 20–59 år	Svenska par		Tyska par	
	Kvinnan	Mannen	Kvinnan	Mannen
Grundskola	62,1	56,3	72,1	62,2
Gymnasium	29,1	31,4	21,7	23,3
Universitet	8,8	12,3	6,2	14,5
Antal par	637		1968	
Kvinnan 20–39 år				
Grundskola	54,8	47,4	63,1	55,7
Gymnasium	34,5	37,8	28,0	28,2
Universitet	10,7	14,8	8,9	16,1
Antal par	344		972	

arbetstid än normalt. Men detta är en hypotes, eftersom det inte finns någon sådan studie.

Särskilt stor är skillnaden mellan Sverige och Tyskland, när det gäller småbarnsfamiljerna. Av de tyska mödrarna med minst ett förskolebarn står 66,5% utanför arbetskraften, medan av de svenska mödrarna är det bara 27,6%. Lång deltid är populär bland svenska kvinnor men inte bland tyska. Betydligt fler svenska kvinnor än tyska arbetar heltid. Även om lönen efter skatt är störst för deltidsarbetande, är bidraget till familjeinkomsten ofta större för den svenska familjen, om båda går upp till heltid, än om den ena maken arbetar övertid.

I Sverige är andelen män och kvinnor, som har universitetsutbildning mer jämnt fördelad än i Tyskland. Medan 8,8% av kvinnorna och 12,3% av männen har universitetsutbildning i Sverige är motsvarande siffror 6,2% av kvinnorna och 14,5% av männen i Tyskland.

#### **Den pågående svenska skattereformen**

Denna studie visar, att det svenska skattesystemet så som det såg ut 1984, hade starka incitament för en jämställd arbetsfördelning inom familjen i jämförelse med det tyska skattesystemet, så som det såg ut samma år. Effekterna beror inte enbart på att vi jämför särbeskattning och sambeskattning, utan också i hög grad på hur progressivt skattesystemet är, och i vilka inkomstlägen progressiviteten inträder. En helt proportionell skatt, utan något grundavdrag eller andra avdrag eller bidrag som beror på familjeinkomstens storlek, skulle vara neutral mellan särbeskattning och den tyska tudelningsprincipen för samboende par.

För närvarande genomförs eller planeras skattereformer med sikte på lägre marginalskatter i många länder i västvärlden och med USAs skattereformer 1986 som förebild. För Sveriges del motiveras reformen bland annat med önskan att öka arbetskraftsutbudet, trots att Sverige har en osedvanligt hög sysselsättningsgrad med låg arbetslöshet, alla vuxna kvinnor i arbetslivet, en relativt hög pensionsålder och 40 timmars arbetsvecka i stället för 38 timmar, som i en del andra västeuropeiska länder. I länder med hög arbetslöshet som t ex i Nederländerna genomförs också en skattereform för att sänka progressiviteten, men en ökning av arbetsutbudet uppfattas av många som en ytterligare påspädning av arbetslösheten.

Om skattereformen leder till att de kvinnor som nu arbetar deltid, inte längre anser det lönt att arbeta och i stället lämnar arbetskraften minskar jämställdheten, så som jag har mätt den i denna uppsats. Om de som arbetar deltid ökar sin arbetstid till heltid, så ökar kanske kvinnornas andel av familjens försörjning. Efter skattereformen kommer det i förhållande till nuvarande situation före reformen att bli mer lönsamt för den, som har den högsta lönen före skatt, att öka sitt arbetsutbud. Eftersom män har högre löner än kvinnor, kan man befara en tendens till specialisering i stället för jämställdhet inom familjen. Det är en genom skattereformen eftersträvad effekt, att den som är mest effektiv skall jobba mest. Vid fri marknadsprissbildning skall den mest effektiva också ha den högsta lönen. Dess värre betalas i Sverige fortfarande lön efter kön (se t ex Lövström i denna volym).

I Tyskland har progressiviteten sänkts och skatteavdragen för barn ökat kraftigt med sikte på att göra skattesystemet mer anpassat till försörjningsbördan. Någon politisk kraft att införa särbeskattning finns inte.

### Referenser

- Becker, G, 1965, A Theory of the Allocation of Time, *The Economic Journal*, September 1965.
- Elvander, N, 1974, *Skattepolitik 1945–1970. En studie i partiets och organisationers funktioner*, Rabén & Sjögren, Stockholm.
- Gronau, R, 1977, Leisure Home Production and Work, The Theory of the Allocation of Time Revisited, *Journal of Political Economy*, December 1977.
- Gustafsson, S och Lantz, P, 1985, *Arbete och löner. Ekonomiska teorier och fakta kring löneskillnader mellan kvinnor och män*, Industriens Utredningsinstitut och Arbetslivscentrum, Stockholm.
- Gustafsson, S och Ott, N, 1987, Demographic Change, Labor Force Participation and the Effect of Separate versus Joint Taxation of Earnings in West Germany and Sweden, Arbeitspapier Nr. 241, Sfb3, J W Goethe-Universität Frankfurt und Universität Mannheim.
- Gustafsson, S, 1990, Separate Taxation and Married Women's Labor Supply. A Comparison of West Germany and Sweden, Research Memorandum No 9016, Department of Economics, University of Amsterdam.
- Hanefeld, U, 1987, Das Sozioökonomische Panel, in *Grundlagen und Konzeption*, Campus Verlag, Frankfurt und New York.
- Heckman, J J, 1980, Sample Selection Bias as a Specification Error, in Smith (ed.) *Female Labor Supply. Theory and Estimation*, Princeton University Press.
- Löfström, Å, 1989, Diskriminering på svensk arbetsmarknad. En analys av löneskillnader mellan kvinnor och män, *Umeå Economic Studies*, No 196, Umeå universitet.
- Schettkat, R, 1987, *Erwerbsbeteiligung und Politik*. Theoretische und empirische Analysen von Determinanten und Dynamik des Arbeitsangebots in Schweden und der Bundesrepublik Deutschland, Wissenschaftszentrum, Sigma Rainer Bonn Verlag, Berlin.
- Schultz, T P, 1981, *Economics of Population*, Addison-Wesley Publishing Company, Reading Massachusetts.

## KAPITEL 10

### Arbete och fritid: Svenska hushålls tidsanvändning 1984<sup>1</sup>

Lennart Flood och Anders Klevmarken

#### 1 Inledning

Vilka kunskaper kan vi få om hushållens ekonomiska beteende och välfärd genom att studera hur de använder sin tid? Den del av hushållens tidsanvändning som har studerats grundligast hittills är den andel som används för förvärvsarbete. Hushållens utbud av arbetskraft har mycket stor samhälls-ekonomisk betydelse och har under senare år varit föremål för intensiva studier, inte minst i samband med diskussionerna om de förestående reformerna av inkomstskatterna. För många människor är förvärvsarbetet den dominerande sysselsättning som i hög grad bestämmer villkoren för hur resten av den disponibla tiden används. Det finns emellertid också många människor, som inte alls förvärvsarbetar eller som endast arbetar deltid. Som vi kommer att visa nedan, utgör därför den tid, som genomsnittligt och över livscykeln används till förvärvsarbete en betydligt mindre del av den totalt tillgängliga, än vad man möjligen skulle kunna tro.

Studierna av arbetskraftsutbudet har i regel baserats på intervjuundersökningar i vilka uppgifter lämnats om "normal veckoarbetstid" och eventuellt även om arbetsintensiteten under året. Frågorna har endast gällt förvärvsarbetet, medan övrig tidsanvändning inte tagits med i undersökningarna. Några jämförelser med fullständiga tidsanvändningsundersökningar, i vilka

---

<sup>1</sup>Detta kapitel har med endast mindre ändringar även publicerats som en del av 1990 års långtidsutredning.

man redan i frågekonstruktionen byggt in en konsistenskontroll mot dygnets 24 och veckans 168 timmar, visar att de "vanliga" intervjuundersökningarna tenderar att överskatta den arbetade tiden (Flood (1989); Stafford & Duncan (1985)) och även underskatta förändringen i den arbetade tiden (Stafford & Duncan (1985)). Betydelsen av att använda tidsanvändningsdata för arbetskraftsutbudsstudier diskuteras utförligare i kapitel 5.

Analys av hushållens tidsanvändning kan också ge oss bättre kunskaper om hushållens efterfrågan på varor och tjänster. En del av de tjänster, som vi behöver få utförda, kan vi antingen välja att göra själva eller att köpa. Exempel är barnomsorgstjänster, transporttjänster, reparations- och städtjänster. Det finns även substitutionsmöjligheter mellan egenproduktion av tjänster i hushållet och inköp av varor. Vi kan således t ex antingen välja att köpa maten färdiglagad eller att själva laga till den hemma. Förändringar i tidsanvändningen medför förändringar i konsumtionsbeteendet. Den ökade förvärvsaktiviteten utanför hemmet, särskilt för kvinnorna, har t ex bidragit till att vi efterfrågat livsmedel med allt högre förädlingsgrad, att efterfrågan på konfektionerade kläder i stort sett ersatt hemsömnad, att efterfrågan på barnomsorgstjänster ökat och likaså efterfrågan på transporttjänster. De förändringar i efterfrågan på varor och tjänster, som beror på ökat arbete utanför hemmet, höjda realinkomster och ökad efterfrågan på fritid, har endast delvis kanaliserats direkt till varu- och tjänstemarknaderna. Till stor del har behovet av tidsbesparingar i hushållsarbetet med bibehållen konsumtionsvolym tillgodosetts genom att produktiviteten har ökat i hemarbetet tack vare nya arbetsbesparande varaktiga hushållskapitalvaror. Det finns en lång lista av sådana kapitalvaror som kommit på marknaden under efterkrigstiden, såsom tvättmaskiner, tumlare, matberedare, mikrovågsugnar etc. Till de tids- och arbetsbesparande hushållskapitalvarorna måste vi även räkna bilen, även om den också är ett exempel på en kapitalvara vars användning i sig själv kan bidra till vår välfärd. Det finns således även varaktiga kapitalvaror vars användning direkt ger oss behovstillfredsställelse. Uppenbara exempel är TV, video, sportutrustning, nöjesbåtar etc. Till skillnad från de konsumtionskapitalvaror som används som "produktionsfaktorer" i hemmet är dessa inte arbets- och tidsbesparande utan i stället tidskonsumerande.

Det viktigaste skälet att studera hushållens tidsanvändning är dock att skillnaderna däri säger något om välfärdsfördelningen. Vissa aktiviteter finner vi ett nöje i att utföra och vi kan därför säga att själva utförandet av aktiviteten bidrar till vår välfärd, medan andra aktiviteter huvudsakligen utförs

därför att resultatet är en vara eller tjänst som ger oss nytta.<sup>2</sup> De flesta av oss tycker förmodligen att det är relativt tråkigt att städa, men vi gör det därför att vi sätter värde på att ha ett rent och snyggt hem. Även om preferenserna för olika aktiviteter varierar mellan människor på samma sätt som preferenserna för varor och tjänster är olika, finns det en ganska stor överensstämmelse i värderingen av breda grupper av aktiviteter. Det är därför av intresse att studera vilka grupper av individer som är hänvisade till att använda mycket tid till sådana aktiviteter som anses ge utövarna lite välfärd och vilka som kan ägna mycket tid åt direkt välfärdshöjande aktiviteter. I de tidsanvändningsundersökningar som gjorts i olika länder, har man särskilt intresserat sig för jämförelser mellan män och kvinnor.

I de amerikanska tidsanvändningsundersökningar, som utförts av Survey Research Center, University of Michigan (Juster & Stafford (1985)) och i den svenska tidsanvändningsundersökning, som ingår i HUS-projektet och som utgör den huvudsakliga databasen för denna studie, har man frågat de intervjuade om deras värdering av olika aktiviteter. För vissa specificerade aktiviteter uppmanades de att ange hur "roligt" de tyckte det var att utföra aktiviteten oavsett hur nyttigt eller viktigt resultatet av aktiviteten var. Svaret gavs i form av en poäng mellan 0 och 10. De som tyckte att aktiviteten var mycket rolig att utföra skulle ge 10 poäng, och de som tyckte att den var mycket tråkig 0 poäng. 5 poäng skulle ges för en aktivitet som varken var rolig eller tråkig att utföra. Tabell 1 visar de genomsnittliga poängen för ett antal aktiviteter. Rangordningen mellan aktiviteterna är praktiskt taget densamma i de två länderna. Samvaron med de egna barnen ger den största välfärden. Det mest förvånande resultatet är dock att förvärvsarbete i genomsnitt anses vara roligare än de flesta aktiviteter speciellt avsedda för nöje och fritid. Detta resultat ger anledning till revision av traditionell ekonomisk teori, enligt vilken vi vanligen antar att det endast är fritiden tillsammans med de varor och tjänster som konsumeras, som ger oss nytta. Förvärvsarbete ger således inte enbart inkomster, som kan användas för konsumtion och sparande, utan

---

<sup>2</sup>Thomas Juster har myntat termen "process benefit" för den nytta eller behovstillfredsställelse som individen får från utförandet av en aktivitet oavsett resultatet, se Juster & Stafford (1985) ch. 13.



även andra nyttovärden.<sup>3</sup> Här kan vi kanske finna en del av förklaringen till att kvinnor i så stor utsträckning sökt sig ut på arbetsmarknaden och bort från hemarbetet. Som framgår av figur 1 har kvinnor samma höga värdering av förvärvsarbete som män.

Genomsnittligt över alla aktiviteter ger kvinnor något högre poäng än män. Även med hänsyn till detta finner vi vissa små könsskillnader eller könsroller i svaren. Kvinnorna värderar barnomsorg, läsning, matlagning och städning något högre än männen, medan dessa har något större preferenser för underhålls- och reparationsaktiviteter och för sportaktiviteter. Om svaren på dessa frågor verkligen är ett uttryck för respondenternas preferenser är detta en förklaring till att det finns motsvarande könsskillnader i tidsanvändningen, se nedan.<sup>4</sup>

I denna studie kommer vi först att ge en översiktlig beskrivning av tidsanvändningen i Sverige. Därefter följer en kortfattad jämförelse med fem andra länder. Den visar bland annat att männens specialisering på marknadsarbete och kvinnornas på hushållsarbete minskat. Det föranleder oss att i avsnitt 4 närmare undersöka arbetsdelningen och komplementariteten i tidsanvändningen i svenska hushåll, innan vi redovisar resultaten av en multivariat analys av tidsanvändningen i Sverige. Vi har däremot förhållandevis lite att säga om samspelet mellan tidsanvändning och konsumtion av varor och tjänster, då det ännu inte finns något lämpligt datamaterial med vars hjälp detta kan belysas.

## 2 Hushållens tidsanvändning, en överblick

Figur 2 visar hur den vuxne genomsnittssvensken använder sin tid. 33 procent av dygnets 24 timmar används för sömn och vila och ytterligare 10 procent till andra vård- och omsorgsaktiviteter. 23 procent används till nöjen och rekrea-

---

<sup>3</sup>Juster (1985) gjorde även en uppdelning av svaren efter yrke för att se om svaren samvarierade med den typ av arbete respondenten hade. En viss samvariation fann han. De som hade fria yrken eller yrken som krävde en kvalificerad utbildning, gav en något högre värdering av förvärvsarbete än de som hade rutinarbeten. Även dessa senare grupper fann dock förvärvsarbete minst lika roligt som de flesta nöjes- och underhållningsaktiviteter.

<sup>4</sup>Man kan inte utesluta att kausaliteten är den motsatta, nämligen att människor lär sig att tycka om de aktiviteter de håller på med.

tion och endast 15 procent till förvärvsarbete och 8 procent till hushållsarbete. Dessa uppgifter är genomsnitt för alla i åldrarna 18–74 år, förvärvsarbetande såväl som studerande och pensionärer, och de är även genomsnitt över vardagar såväl som sön- och helgdagar.

De data som ligger till grund för denna studie har erhållits genom intervjuer med ett slumpmässigt urval av individer från Sveriges befolkning i åldrarna 18–74 år vid slutet av 1983. Intervjuerna genomfördes under 1984. Varje individ intervjuades två gånger, en gång avseende sin tidsanvändning under en vardag och en gång avseende tidsanvändningen under en lördag/söndag/helgdag. Dessa uppgifter har senare vägts samman till en skattning av tidsanvändningen under en genomsnittlig vecka. Dagarna lottades ut bland årets alla dagar med undantag för jul- och nyårshelgerna. Intervjuerna genomfördes dagen efter (eller någon av dagarna närmast efter) respektive utlottade dag och respondenten fick redogöra för alla sina aktiviteter under denna dag.<sup>5</sup>

I tabell 2a har tidsanvändningen, uttryckt i timmar per vecka, redovisats efter kön och ålder. Den största skillnaden mellan män och kvinnor består i fördelningen mellan förvärvsarbete och hushållsarbete. Medan männen i genomsnitt förvärvsarbetar närmare 30 timmar per vecka och endast arbetar 7 timmar i hushållet, förvärvsarbetar kvinnorna 18 timmar och använder nästan 20 timmar för hushållsarbete. Kvinnorna använder dessutom mer tid i omsorgsarbete, bland annat barnomsorg, och för inköpsaktiviteter, medan männen utför underhålls- och reparationsaktiviteter under tre och en halv timma mer per vecka än kvinnorna. Männen kan även avsätta ca två timmar mer per vecka för nöjen och rekreation.

Tidsanvändningen är även åldersberoende. För medelålders män tar förvärvsarbetet en ganska stor del av deras tid. De arbetar i genomsnitt drygt 37 timmar per vecka. Både yngre och äldre män arbetar mindre, män i 55–64 års åldern i genomsnitt endast 21 timmar. Yngre och medelålders kvinnor arbetar bägge i ca 22 timmar. Mellan dessa två grupper finns det således ingen skillnad. Arbetstiden för äldre kvinnor är ca 8–9 timmar kortare. Det finns flera förklaringar till denna samvariation med åldern. Studier i unga år, särskilt bland männen, bidrar till att den genomsnittliga arbetstiden är låg då. Bland äldre män finns en tendens att lämna arbetsmarknaden och gå i pension före 65 års ålder. Kvinnornas åldersmönster bör nog i första hand ses som

---

<sup>5</sup>För en mer detaljerad redogörelse för undersökningens design, bortfall m m se Klevmarken & Olovsson (1989). Se även Klevmarken (1985).

kohorteffekter, dvs yngre generationer av kvinnor har en betydligt starkare anknytning till arbetsmarknaden än äldre. För både män och kvinnor kan även löneskillnader bidra till förklaringen av samvariationen mellan arbetad tid och åldern, då lönen uppvisar en åldersprofil som liknar den arbetade tidens.

För kvinnorna ökar arbetsinsatsen i hemmet med åldern. Även detta är förmodligen delvis en generationseffekt. Medelålders män och pensionerade män utför mer hushållsarbete än unga män och män i 55–64 års åldern.

Åldersskillnaderna i förvärvsarbetet och i hushållsarbetet har sin spegelbild i aktiviteten nöje och rekreation. Medelålders män och kvinnor avsätter endast 35 timmar per vecka för detta ändamål. Yngre män och kvinnor nästan 5–6 timmar mer, äldre kvinnor ca 8 timmar och äldre män ca 14 timmar mer per vecka. Pensionerade män är den grupp som ägnar mest tid åt nöje och rekreation, närmare 55 timmar per vecka. Pensionerade kvinnor använder omkring 47 timmar.

Familjens tidsanvändning påverkas i ganska stor utsträckning av hur många barn familjen har. Tabell 3 visar att i familjer med ett barn använder kvinnan nästan 5 timmar per vecka för barnomsorg utöver allt annat hushållsarbete, som också kommer barnet till godo. I familjer med två barn ökar denna tidsinsats med ca 40 procent, medan ytterligare ett barn ökar tiden för barnomsorg med endast 10 procent. Ungefär samma mönster gäller för männen men på en lägre nivå. De använder i genomsnitt ca två och en halv timmar mindre per vecka. Den tid som används för barnomsorg varierar naturligtvis även med barnets ålder. I tabell 4 har tidsanvändningen redovisats efter yngsta barnets födelseår. I familjer med spädbarn använder kvinnan i genomsnitt 13,4 timmar per vecka åt aktiv barnomsorg och män 8,2 timmar. Tidsåtgången minskar ju äldre barnen blir. I familjer med tonåringar använder vardera maken endast omkring en halvtimme per vecka. Fäder till spädbarn förvärvsarbetar ca 8 timmar mindre per vecka än fäder till tonåringar och de har ca 2 timmar kortare tid för vila, måltider och personlig hygien. Förutom med barnomsorg arbetar spädbarnsföräldrar relativt mycket med hushållsarbete. För detta använder de ca 2 timmar mer än tonårsföräldrar. Kvinnor med spädbarn har reducerat sitt marknadsarbete betydligt mer än männen. De förvärvsarbetar i genomsnitt ca 12 timmar per vecka, vilket kan jämföras med 25–26 timmar för mödrar med tonårsbarn. Även tiden för vila och vård är något mindre. Däremot föreligger ingen skillnad beträffande hushållsarbetet, och spädbarnsmödrar har till och med något längre tid för nöjen och rekreation än mödrar till tonårsbarn.

Om familjen har ett eller två barn påverkar det varken mannens eller kvinnans tid i förvärvsarbete i någon större utsträckning. I familjer med tre eller fler barn förvärvsarbetar däremot mannen 4 timmar *mer* och kvinnan ca 1–2 timmar *mindre* per vecka. Det är således först i familjer med många barn som arbetsdelningen mellan man och kvinna resulterar i att mannen ökar sitt förvärvsarbete och kvinnan minskar sitt. Detta beror förmodligen dels på att kostnaderna för barnomsorg blir så höga med många barn att det för många kvinnor inte lönar sig att förvärvsarbete, dels på att andelen kvinnor som har föräldraledigt är större i flerbarnsfamiljer.

Kvinnans insats i hushållsarbetet ökar med drygt tre timmar per vecka för varje barn, medan männens insats är ca 6–7 timmar både i en- och tvåbarnsfamiljer. Det är först när barnen blir ännu fler som männens tid i hushållsarbetet ökar.

Den mertid som familjer med många barn måste lägga på barnen och hushållsarbetet måste kompenseras med en neddragning av andra aktiviteter. Tabell 3 visar att i familjer med många barn använder både män och kvinnor förhållandevis lite tid åt nöjen och rekreation samt åt vila och personlig hygien. Det är dock *inte* kvinnorna, utan männen som använder minst tid i dessa båda aktiviteter. I familjer med ett barn använder männen nästan en timma längre tid åt nöjen och rekreation än kvinnorna, men i familjer med tre eller fler barn tre timmar mindre per vecka.

Även om själva utövandet av ett förvärvsarbete ger direkta nyttovärden finns det ingen anledning att frånga hypotesen att lönens storlek också bestämmer hur mycket tid vi lägger på olika aktiviteter. Enbart med hjälp av ekonomisk teori kan man inte säga vilken effekt en löneökning har på tidsanvändningen. Ju högre lön (efter skatt) desto större blir inkomsten. Ju större en aktivitets inkomstelasticitet är desto mer tid avsätter vi för den när inkomsten ökar. Normalt antar vi att fritidsaktiviteterna är mer elastiska än andra aktiviteter. En ökning av realinkomsten bör därför leda till att efterfrågan på fritid ökar medan tiden för bland annat förvärvsarbete minskar. Men samtidigt som lönen ökar blir fritiden förhållandevis mer dyrbar och den så kallade substitutionseffekten verkar i riktning mot mer förvärvsarbete. För aktiviteter som inte är inkomstelastiska, dvs som vi inte finner speciellt roliga att utföra, och som har klara marknadsalternativ, dvs om vi inte vill utföra dem själva kan motsvarande tjänster köpas, bör en löneökning leda till att vi i större utsträckning köper tjänsten. Vårt datamaterial medger att vi undersöker hur tidsanvändningen i några aktiviteter som har marknadsalternativ

samvarierar med timlönen. De tre aktiviteterna är "underhåll och reparation av eget hem", "trädgårdsarbete" och "underhåll och reparation av den egna bilen". Lönen uttrycks i kronor per timme före skatt. (En analys med hänsyn till marginalsatteskillnaderna följer nedan.) Tabell 5 visar resultaten. För underhåll och reparation av det egna hemmet och den egna bilen finner vi en samvariation med bruttolönen. Ju större lönen är desto mindre tid används åt dessa aktiviteter. För trädgårdsarbete finner vi däremot inte denna samvariation. En tänkbar tolkning är att trädgårdsarbete för många är så lustbetonat att inkomsteffekten dominerar.

### 3 Internationella jämförelser

Det är svårt att göra jämförelser av tidsanvändningen mellan olika länder då undersökningarna skiljer sig åt i flera avseenden. Populationsavgränsningarna är olika liksom även sättet att samla in data och definitionerna av aktiviteterna. Trots de svårigheter som finns har vi försökt att sammanställa data för män och kvinnor från sex olika länder i tabell 6. I vissa avseenden framgår det av källorna att det finns väsentliga skillnader mellan undersökningarna. Det gäller t ex åldersavgränsningen som gjorts i respektive land. För Sverige gäller data personer 18–74 år, men i de finska och ungerska undersökningarna är intervallet 16–64 år, och för de flesta andra länder har man valt åldrarna 16–74 år. För Finland och Ungern bör således uppgifterna om tidsanvändningen i marknadsarbete vara något större och uppgifterna om fritiden vara något mindre än de skulle vara om även åldersgrupperna 65–74 år varit med i undersökningarna. En annan skillnad är att flera undersökningar endast gäller en del av året. De danska undersökningarna t ex gäller endast februari månad respektive år, vilket borde leda till att man överskattar tiden i marknadsarbete något och underskattar fritiden. Det finns dock inget i uppgifterna som visar att sådana skevheter finns. Danska män och kvinnor har större fritid än i något annat land som är med i vår jämförelse.

För marknadsarbete och hushållsarbete har tidsuppgifterna även plottats i figurerna 3 respektive 4 mot det år respektive undersökning gjordes för att det ska bli lättare att se vilka förändringar som ägt rum i tidsanvändningen och för att vi i jämförelsen mellan länderna ska kunna ta hänsyn till att undersökningarna gjorts vid olika tidpunkter. Figurerna visar hur kvinnorna ökat sin tid i marknadsarbete och minskat den i hushållsarbete, medan den

omvända förändringen gäller för männen. Med några undantag finner vi att människor i dessa sex länder fördelar sin tid ungefär på samma sätt. I Ungern använder dock både män och kvinnor förhållandevis mycket tid åt förvärvsarbete och de har liten fritid. Finska kvinnor arbetar också ganska mycket. De svenska kvinnornas tid i marknadsarbete framträder i denna jämförelse som relativt normal. Det höga arbetskraftsdeltagandet motverkas således av att deltidarbete är betydligt vanligare i Sverige än i andra länder.

Spridningen mellan länderna är något större när det gäller hushållsarbete. Möjligen kan det bero på definitionsskillnader. Enligt diagrammet skulle norska män och kvinnor använda förhållandevis mycket tid åt hushållsarbete medan motsatsen skulle gälla danskar. I jämförelse med andra länder arbetar svenska män relativt mycket i hushållet och det gäller i någon mån även svenska kvinnor.

I alla de europeiska länderna har kvinnorna genomsnittligt något mindre fritid än männen, medan amerikanska kvinnor har något mer fritid än amerikanska män.

#### **4 Arbetsdelning och komplementaritet i hushållens tidsanvändning**

I sin banbrytande bok "A treatise on the family" diskuterar Gary Becker (1981) hur två makar delar marknadsarbete och hushållsarbete mellan sig. Han visar att i en modell i vilken både marknadsarbete och hushållsarbete bidrar till familjens samlade välfärd (i boken kallad familjens totala konsumtion), måste makarna specialisera sig för att hushållet ska bete sig effektivt. Med de antaganden som används visar Becker att högst en av makarna arbetar både med marknadsarbete och hushållsarbete. Detta resultat bygger bland annat på det viktiga antagandet att produktiviteten i marknadsarbete respektive i hushållsarbete ökar ju mer man sysslar med respektive typ av arbete. Genom att arbeta på marknaden får man den typ av erfarenheter och kunskaper som behövs just för marknadsarbete. Motsvarande antages gälla för hushållsarbete.

Beckers modell kan ses som en analog till den traditionella modellen för internationell handel. Varje land specialiserar sig på den produktion i vilken man har en komparativ fördel. Därigenom ökar den totala produktionen utan att något land behöver samarbeta med något annat land i själva produktionen av varor. Denna modell är dock en väl enkel representation av vad som sker i

ett hushåll. Där samarbetar makarna normalt i själva produktionen av nyttigheter. Vissa "nyttigheter" fordrar till och med att makarna samarbetar, samtidigt ägnar sig åt att producera dem, för att de över huvud taget ska komma till stånd. Exempel som brukar nämnas är t ex kamratskap, kärlek och barn. Denna typ av komplementaritet är kanske vanligare i nöjes- och rekreationsaktiviteter än i hushållsarbetet. I andra fall kompletterar makarna varandra så att de genom samarbete kan åstadkomma mer än vad var och en skulle kunna. Under dessa förhållanden följer inte längre nödvändigtvis den extrema specialiseringen mellan makarna som blev resultatet av Beckers modell. Hur mycket tid var och en använder i respektive aktivitet beror på utbytesförhållandet mellan makarnas tid i hushållsarbetet och på deras löner. Ju effektivare kvinnan är i hushållsarbetet och ju lägre lön hon har i förhållande till sin man, desto mer tid kommer hon att använda i hushållsarbete och han i marknadsarbete.<sup>6</sup>

I det föregående avsnittet såg vi att det skett en utjämning mellan kvinnors och mäns tidsanvändning. Kvinnorna har ökat sitt marknadsarbete och männen sitt hushållsarbete. Denna utveckling kan förstås med hjälp av ovanstående modell. Genom att höjningen av den allmänna utbildningsnivån kommit kvinnorna till del och genom att jämställdheten i utbildningsväsendet ökat har kvinnorna ökat sin produktivitet i marknadsarbete och därmed sin lön i förhållande till männen. Detta har medfört att de använder en allt större andel av sin tid i marknadsarbete. Övergången från sambeskattning till särbeskattning har förstärkt denna effekt. Man kan förmodligen också hävda att männens relativa produktivitet i hushållsarbetet har ökat. Genom den mekanisering av hushållsarbetet som skett under efterkrigstiden, har human kapital för hushållsproduktion ersatts med maskiner. Resultatet har inte bara blivit en allmän produktivitetshöjning i hushållsarbetet utan även att kvinnornas relativa fördel minskat. Även detta har bidragit till att männens tid i hushållsarbete ökat och kvinnornas minskat.

I hushållsproduktionsmodellen brukar man vanligen anta att marknadsarbete endast ger nytta eller välfärd genom de varor och tjänster man kan köpa för arbetsinkomsterna och att tidsanvändningen i hushållsarbetet endast är en insatsvara för att producera de nyttigheter vi vill ha såsom vällagade måltider, ren tvätt och en städad bostad. Om man i stället antar att även själva utförandet av en aktivitet bidrar till hushållsmedlemmarnas välfärd kan

---

<sup>6</sup>För en utförlig diskussion av denna modell för hushållsproduktion och dess resultat beträffande hushållsmedlemmarnas tidsanvändning se Cigno (1990).

även detta bidra till att arbetsdelningen mellan makarna blir mindre utpräglad. Vi kunde redan inledningsvis konstatera att både kvinnor och män tycker att förvärvsarbete är "roligt", dvs förvärvsarbetet ger positiva nyttovärden utöver den lön det ger. Man kan således tänka sig att även en lågavlönad person kan ägna mycket tid åt förvärvsarbete om han eller hon tycker det är roligt att arbeta, eller annorlunda uttryckt, man är beredd att arbeta flera timmar i ett jobb, som är roligt, stimulerande och utvecklande än i ett jobb som inte har dessa kvaliteter.<sup>7</sup> I ett hushåll i vilket kvinnan trots att hon är lågavlönad finner det mycket roligt att förvärvsarbeta och mannen trots att han är högavlönad inte är särskilt förtjust i sitt arbete, kommer kvinnan förmodligen att förvärvsarbeta mer och mannen mindre än om enbart relativlönerna och utbytesförhållandet i hushållsarbetet vore avgörande. Några starka och entydiga resultat, som bygger på skillnader i preferenser, kan man dock inte få utan att i modellen specificera hur de två makarna respekterar och beaktar varandras preferenser. Möjligen skulle man kunna hävda att kvinnornas preferenser förändrats under efterkrigstiden i riktning mot förvärvsarbete och bort från hushållsarbete, vilket i så fall bidragit till den utveckling vi erfarit.

För att få en empirisk beskrivning av arbetsdelning och komplementaritet i hushållens tidsanvändning har vi sorterat bort ensamstående och sådana samboende par i vilka mannen inte lämnat tidsanvändningsuppgifter för samma dagar som kvinnan och studerat de återstående parens tidsanvändning. Tabell 2b visar hur de fördelar sin tid på de åtta huvudaktiviteterna. En jämförelse med tabell 2a som gäller alla hushåll visar att det inte är några stora skillnader. Samboende använder mer tid för hushållsarbete, barnomsorg och måltider, hygien och vila än ensamstående. Unga samboende män och samboende män i övre medelåldern förvärvsarbetar något mer än ensamstående män i samma åldrar och samboende kvinnor i övre medelåldern förvärvsarbetar också något mer än lika gamla ensamstående kvinnor.

---

<sup>7</sup>I en perfekt fungerande marknad skulle sådana skillnader i arbetets egenskaper avspegla sig i lönen. Arbetsgivarna skulle vara tvungna att betala lite högre lön i de tråkiga och ointressanta jobben. Forskningen om de skompenserande löneskillnaderna har emellertid inte givit entydiga resultat. Arbetsmarknaden fungerar inte perfekt i detta avseende. Dessutom kan man notera att även om den gjorde det, skulle lönerna avspegla genomsnittet av de arbetssökandes värdering av jobbets karaktäristiska, vilket lämnar utrymme för individuella avvikelser i preferenser och beteende.



Figurerna 5–10 visar hur tidsanvändningen i hemmet beror på hur mycket makarna förvärvsarbetar. Varje diagram visar tidsanvändningen i en aktivitet för fyra olika typer av hushåll: hushåll i vilka ingen av makarna förvärvsarbetar, mannen förvärvsarbetar men ej kvinnan, bägge makarna förvärvsarbetar men kvinnan endast deltid och slutligen hushåll i vilka bägge makarna arbetar heltid. Heltid har därvid definierats som minst 30 timmar per vecka.

I figur 5 kan vi se, att deltidssarbetande kvinnor använder ungefär lika mycket tid till hushållsarbete, som de som inte förvärvsarbetar. Det är först när marknadsarbetet blir ett heltidsarbete, som hushållsarbetet minskar från ca 25 timmar till knappt 15 timmar. Det som är mest anmärkningsvärt är att männens tid för hushållsarbete inte påverkas nämnvärt av hur mycket kvinnan förvärvsarbetar. De hushållsarbetar drygt 5 timmar per vecka oavsett om kvinnan arbetar heltid, deltid eller inte alls. Endast i hushåll där ingen av makarna förvärvsarbetar finner man en liten antydning till arbetsdelning. Bilden är i stort sett densamma för barnomsorg (figur 6). Mannens bidrag till barnomsorgen i hemmet påverkas mycket litet av hur mycket kvinnan arbetar. Hennes egen insats minskar däremot ju mer hon förvärvsarbetar. Underhåll och reparation (figur 7) är en aktivitet huvudsakligen för män. Inte heller i denna aktivitet påverkas deras tidsanvändning av hur mycket kvinnan förvärvsarbetar. Hon minskar däremot sin egen insats ju mer omfattande hennes förvärvsarbete blir. Utbildning är en mycket liten aktivitet och skattningarna därför relativt osäkra. Figur 8 antyder dock att kvinnor använder mer tid i utbildning än män oavsett hur mycket kvinnorna förvärvsarbetar. Kvinnor som deltidssarbetar eller inte arbetar alls använder mer tid för studier än heltidssarbetande kvinnor. När det gäller tid för vila, hygien och måltider (figur 9) finner vi att den minskar för både män och kvinnor ju mer kvinnan förvärvsarbetar. I detta diagram finns således en antydning om en komplementaritet i tidsanvändningen, men reduktionen i männens tid för vila, hygien och måltider när kvinnan använder mer av sin tid för förvärvsarbete är betydligt mindre än kvinnornas egen reduktion. Figur 10 antyder att det även finns en viss komplementaritet i tidsanvändningen för nöje och rekreation. I hushåll där bägge makarna förvärvsarbetar heltid använder dock männen ca 4 timmar mer per vecka åt dessa aktiviteter än kvinnorna.

Sammanfattningsvis kan vi konstatera, att när kvinnorna ökar sitt förvärvsarbete, medför detta en minskning av deras egen tid i andra aktiviteter inklusive hushållsarbete och barnomsorg. Däremot finns det ingen

antydning i dessa diagram att männen ökar sin insats i hushållet för att kompensera för bortfallet i kvinnornas hushållsarbete. Deras tid i hushållsarbete, barnomsorg och underhållsarbeten är i stort sett opåverkad av hur mycket kvinnorna förvärvsarbetar. Däremot har vi kunnat konstatera en viss komplementaritet i tidsanvändningen för måltider, vila, rekreation och nöjen.

De diagram vi just studerat har visat den genomsnittliga tidsanvändningen i några utvalda aktiviteter efter arbetsstatus. För att ytterligare belysa frågan om specialisering respektive komplementaritet har vi tagit fram några diagram, som visar hur mannens och kvinnans tidsanvändning samvarierar och hur stor spridningen i beteendet är. På den vågräta axeln i figurerna 11–14 har kvinnans timmar per vecka avsatts och på den lodräta axeln mannens timmar. Varje kors i diagrammen representerar i princip ett hushåll. Om en aktivitet skulle karaktäriseras av en utpräglad specialisering eller arbetsdelning kommer punktsvärmen antingen att ligga utefter eller i anslutning till axlarna eller möjligen beskriva en figur med negativ lutning. Om makarnas tidsanvändning däremot är komplementär bör punktsvärmen ligga kring en linje (kurva) genom origo med positiv lutning.

Figur 11 som avser förvärvsarbete ger ett blandat intryck. En stor del av observationerna ligger utefter axlarna vilket antyder en specialisering mellan makarna, men i de hushåll där kvinnan arbetar men inte mannen är denne i de flesta fall pensionär. I detta fall är således specialiseringen institutionellt betingad. För övrigt visar figuren en stor spridning i beteendet med en viss koncentration till 40–50 timmar i veckan för män och 25–50 timmar för kvinnor. För att föra analysen vidare och dra slutsatser om lönernas och andra faktorerers betydelse för makarnas utbud av arbetskraft behövs en multivariat analys. Se nästa avsnitt!

Figuren för hushållsarbete, figur 12, visar en viss koncentration till den vågräta axeln och därmed en specialisering. I många hushåll svarar kvinnorna för nästan hela hushållsarbetet oavsett hur mycket tid de lägger ner på detta. Spridningen är dock stor. I barnomsorgen (figur 13) finns det en liten tendens till koncentration vid axlarna, dvs endera maken svarar för barnomsorgen, men spridningen är i övrigt mycket stor utan uppenbar systematik i beteendet.

Figur 14 slutligen visar tidsanvändningen under fritiden (nöje och rekreation). Vi finner en tydlig positiv samvariation, vilket antyder en stark komplementaritet. Fritiden tillbringas man i stor utsträckning tillsammans.

## 5 En analys av tidsanvändningen i Sverige 1984

Som vi kunnat konstatera redan i inledningen är det många förhållanden som bestämmer hur vi använder vår tid. En svaghet med den typ av analys som vi hittills ägnat oss åt är, att man bara kan se hur tidsanvändningen varierar med en eller två variabler i taget utan standardisering för andra variabelers påverkan. Vi har därför genomfört en så kallad multivariat analys i vilken (de partiella) effekterna på tidsanvändningen av ett större antal variabler har skattats.

I vårt urval av personer finner vi både dem som utfört en viss aktivitet, och dem som inte utfört den. Det kan finnas flera skäl till att en aktivitet inte utförts under de dagar som intervjuerna avsåg. Det kan bero på att den intervjuade överhuvudtaget inte ville eller kunde utföra aktiviteten, utan föredrog att göra något annat, eller att vederbörande mer eller mindre av en slump inte utfört den under just de två dagar som våra intervjuer gällde. För att på ett korrekt sätt kunna uppskatta hur tidsanvändningen i genomsnitt varierar med olika förklaringsfaktorer, måste vi ta hänsyn till att de flesta aktiviteter endast utförts av en del av de personer som ingår i urvalet, dvs vi behöver uppskatta sannolikheten för att aktiviteten ska utföras. Den modell vi använt innehåller därför två relationer för varje aktivitet, en som förklarar sannolikheten att utföra den, och en som förklarar hur lång tid som går åt för den under förutsättning att den utförs.<sup>8</sup> Beräkningarna har gjorts för både män och kvinnor.

Enligt traditionell ekonomisk teori bestäms tidsanvändningen av individens preferenser, den budgetrestriktion som individen ställs inför samt av det faktum att tiden är begränsad till 24 timmar per dygn och 365 dagar per år. Budgetrestriktionen kan ta olika form beroende på människors framförhållning, planeringsförmåga och lånemöjligheter. Sett över en hel livscykel är det summan av nuvarande tillgångar och förväntade framtida tillgångar, som bestämmer i hur stor utsträckning man kan följa sina preferenser. I praktiken är det svårt att mäta "förväntade framtida tillgångar" och man brukar låta budgetvillkoret representeras av variabler som lön, förmögenhet eller inkomster av kapital, transfereringar samt även av utbildning och arbetsmarknads-erfarenhet. De två sistnämnda variablerna ska ses som indikatorer på en

---

<sup>8</sup>Modellen specificeras i detalj i appendix. Parameterskattningarna redovisas i Flood & Klevmarken (1989).

långsiktig förmåga att generera inkomster, så kallat humankapital. I denna studie använder vi således en så kallad livscykelansats för att förklara tidsanvändningen och de variabler som ingår i modellen är nettolön, dvs lön efter marginalskatt,<sup>9</sup> familjens nettoförmögenhet<sup>10</sup> samt utbildning, yrkeserfarenhet och ålder. De tre senare variablerna används alla för att mäta produktivitetsskillnader i marknadsarbetet, dvs i "normal" lön, medan enbart utbildning och ålder får representera produktivitetsskillnader i andra aktiviteter.

Preferensskillnader mellan människor är stora och svåra att fånga med ett fåtal förklarande variabler. Det är dock rimligt att anta att preferenserna förändras över livscykeln, vilket är ytterligare ett motiv att ta med åldersvariabeln. Även den sociala bakgrund från vilken vi kommer, och den utbildning vi genomgått, formar våra preferenser för olika aktiviteter. Något mått på social bakgrund har vi inte med, däremot, som redan nämnts, en utbildningsvariabel.

Tidsanvändningen bestäms även av vilka familjeförhållanden vi lever under. Den som lever tillsammans med andra människor, måste ta hänsyn till dem och samverka med dem. I flerpersonshushåll kan det finnas utrymme för arbetsdelning och utnyttjande av "stordriftsfördelar" i hushållsarbetet, men det kan också vara aktuellt att utföra särskilt tidskrävande aktiviteter, som att ge barn omsorg och uppfostran eller att ge gamla och sjuka vård. De variabler vi använt är en indikator på om individen är samboende eller ej, antalet hushållsmedlemmar samt antalet barn i olika åldrar. Mot detta variabelval skulle man möjligen kunna invända att människor själva bestämmer, delvis under inflytande av ekonomiska förhållanden, om de ska leva ensamma eller samboende och hur många barn de ska ha. Dessa variabler är

---

<sup>9</sup>Löneuppgifterna avser förhållandena vid intervjutillfället, i regel under första delen av 1984, medan marginalskatten är den som gällde respektive utvald individ för inkomståret 1983. Att använda 1983 års marginalskatt förenklar estimationen väsentligt. Alternativet att använda 1984 års marginalskatt, som är en sk endogen variabel då den beror på arbetstidens längd, dvs tidsanvändningen 1984, skulle leda till helt andra och betydligt svårare estimationsförfaranden, utan att estimatens egenskaper säkert blir särskilt mycket bättre. Förfarandet kan också motiveras med att den marginalskatt människor kände till vid intervjutillfället, förmodligen var den som de kunnat beräkna vid deklarationstillfället i februari 1984, dvs den som gällde för 1983 års inkomster. En undersökning av svenska skattebetalares medvetenhet om marginalskatterna i samband med skattereformerna 1983–85 redovisad i Wahlund (1987) ger stöd för detta.

<sup>10</sup>I förmögenhetsbegreppet ingår finansiella tillgångar, fastigheter och varaktiga kapitalvaror, men däremot inte pensionsrättigheter. Skulder är från-dragna.

därför endogena, dvs man beslutar samtidigt om sin framtida tidsanvändning och om sina familjeförhållanden. Å andra sidan kan man konstatera, att den som en gång fött barn till världen inte kan göra detta ogjort, och beslut om samboende är i regel något som endast med svårighet ändras. Då familjeförhållandena dessutom i hög grad påverkar familjens tidsanvändning, har vi valt att betinga på dessa variabler. Med analog argumentering har vi även tagit med variabler, som anger vilken typ av bostad hushållet har (eget hem eller ej, samt bostadsytan), samt för att förklara vissa aktiviteter, variabler som anger om hushållet har fritidshus, bil eller båt.

I regel har alla dessa variabler använts både för att förklara sannolikheten för att en aktivitet ska utföras och tidsåtgången under förutsättning att den utförs. Sannolikheten har dessutom förklarats med variabler som representerar säsong och veckodag. Exakt vilka variabler som använts för respektive aktivitet finns redovisat i Flood & Klevmarken(1989).

Då tidsåtgången för alla aktiviteter under ett dygn måste summera till 24 timmar är tidsåtgången i de olika aktiviteterna inte oberoende. Väljer man att använda mer tid för ett ändamål måste man minska tidsåtgången för andra ändamål. Detta leder till att modellens alla relationer för alla aktiviteter borde skattas tillsammans så att hänsyn kan tas till detta beroende. Då antalet aktiviteter är relativt stort har det inte varit praktiskt möjligt. I stället har vi valt att införa beroendet mellan tidsåtgången i olika aktiviteter på ett annat sätt. För många människor är förvärvsarbete en "prioriterad" aktivitet efter vilken andra aktiviteter får anpassa sig. Vi har därför antagit att hushållen först bestämmer hur mycket de ska förvärvsarbete och därefter hur de ska fördela återstoden av tiden på andra aktiviteter. Tidsåtgången för förvärvsarbete ingår därför som förklarande variabel i relationerna för de övriga aktiviteterna.

Den förväntade effekten på tidsanvändningen av en marginell förändring i en förklarande variabel kan delas upp i två komponenter, dels effekten på sannolikheten att utföra aktiviteten och dels effekten på tidsåtgången när aktiviteten utförs. Som ett exempel kan vi se vilken effekt en reallönehöjning för män har på den tid de i genomsnitt använder för underhåll och reparation. Lönehöjningen medför enligt de skattningar vi fått,<sup>11</sup> dels att den frekvens med vilken aktiviteten utförs och antalet män som utför den minskar, dels att de män som faktiskt utför reparations- och underhållsarbete minskar antalet timmar per vecka för detta ändamål. Av totaleffekten på den genomsnittliga

---

<sup>11</sup>Se Flood & Klevmarken (1989) appendix tabell A10.

tidsanvändningen belöper sig i detta fall ca 30% på den första komponenten och 70% på den andra. I det följande kommer vi huvudsakligen att studera och kommentera den genomsnittliga marginella totaleffekten av respektive förklarande variabel och endast i undantagsfall kommentera uppdelningen i de två komponenterna.

I figur 15 åskådliggörs hur en ökning av tiden i **förvärvsarbete** med 1 timme per vecka förändrar den genomsnittliga tidsanvändningen i de övriga huvudgrupperna av aktiviteter. De svarta staplarna avser män och de grå kvinnor. De som förvärvsarbetar en timme mer per vecka har ca 0,4 timmar kortare fritid och 0,2 timmar mindre tid för sömn, vila, personlig hygien och måltider. (I figuren är denna aktivitet endast benämnd "Vila".) Män och kvinnor är lika i dessa avseenden. Förvärvsarbetande kvinnor drar däremot ner mer på tiden i hushållsarbete än männen, och männen drar ner mer på tiden i underhålls- och reparationsarbete, dvs man minskar tidsåtgången i den aktivitet man ägnar förhållandevis mycket tid åt. Figur 16 visar vilka effekterna blir av ett ökat förvärvsarbete på de olika delaktiviteterna inom hushållsarbetet och på barnomsorgen. Ett ökat förvärvsarbete medför att både kvinnor och män, men framför allt kvinnor, drar ner på den tid som används för matlagning och städning, medan effekterna på diskning, tvättning och barnomsorg är små.

På motsvarande sätt finner vi från figur 17 att inom nöje och rekreation är det främst tid för samvaro med vänner och bekanta och för TV och radio som minskar. Skillnaden mellan könen är små.

Figur 18 visar att en ökning av **timlönen**,<sup>12</sup> eller motsvarande sänkning av **marginalskatten**, har en mycket kraftig negativ effekt på utbudet av arbetskraft men små eller inga effekter på övriga aktiviteter. Med reservation för den osäkerhet som finns i våra skattningar, visar de att med en kronas ökning av timlönen efter skatt, reducerar både män och kvinnor den faktiskt arbetade tiden med närmare 0,4 timmar per vecka. Då männen i genomsnitt arbetar flera timmar per vecka och har högre lön än kvinnorna, medför dessa resultat översatta till löneelasticiteter, att löneelasticiteten för män är  $-0,23$  och för kvinnor  $-0,38$ . Dessa resultat avviker från vad som erhållits i andra studier. Vanligen får man små positiva men insignifikanta elasticiteter för män

---

<sup>12</sup>För de individer, som inte har ett arbete, har en uppskattning av deras s k "reservationslön" använts, dvs den lägsta lön till vilken de skulle kunna tänka sig att förvärvsarbeta.

och något större positiva elasticiteter för kvinnor. Visserligen finns det en viss osäkerhet i våra skattningar, men den är ändå inte större än att vi kan förkasta hypotesen om positiva elasticiteter. En uppdelning av den totala effekten på marknadsarbetet i de två komponenterna visar, att för männens del är effekten av en reduktion av förvärvsfrekvensen och av en neddragning av antalet timmar per vecka ungefär lika stora, medan den minskade förvärvsfrekvensen svarar för ca 75% av totaleffekten för kvinnorna. Dessa resultat diskuteras utförligare i kapitel 5.

Skillnader i **nettoförmögenhet** har som regel inga signifikanta effekter på tidsanvändningen. Undantag är att i förmögna hushåll använder kvinnorna förhållandevis mycket tid åt att läsa tidningar, tidskrifter och böcker, medan motsatsen gäller för männen. Förmögna män sitter inte heller så länge framför TV-n. I stället ägnar de sig åt förvärvsarbete. Detta resultat strider mot konventionellt ekonomiskt tänkande! Enligt denna borde arbetsinsatsen minska och tiden för nöje och rekreation öka med ökad förmögenhet. En tänkbar förklaring till det resultat vi fått är att förmögna personer vanligen har intressanta arbeten som de tycker är roligt att utföra. De använder därför relativt lång tid åt förvärvsarbete.

**Åldersskillnader** betyder ganska mycket för förklaringen av skillnaderna i tidsanvändning, vilket framgår av figur 19.<sup>13</sup> Datamaterialet har indelats i fyra åldersklasser och staplarna anger hur mycket tidsåtgången i respektive åldersklass skiljer sig från tidsåtgången för de äldsta. När det gäller förvärvsarbete är jämförelsenormen tidsåtgången i åldersklassen 45–65 år, då de som är över 65 år vanligen inte arbetar. Den vänstra stapeln för respektive aktivitet och kön i figuren gäller de yngsta, den andra stapeln från vänster gäller åldersklassen 31–45 år och den tredje 46–65 år.

De som är över 45 år arbetar betydligt mindre än de som är yngre. För män är skillnaden dock inte signifikant, då det är svårt att särskilja effekter av åldersskillnader från effekter av skillnader i erfarenhet. Om yrkeserfarenhet inte togs med som en förklarande variabel skulle skillnaden mellan dem som är yngre än 45 år och dem som är äldre bli så stor som 9–10 timmar per vecka. Samvariationen mellan ålder och yrkeserfarenhet är inte lika stark för kvinnor varför det är lättare att separera effekterna för dem. I en jämförelse mellan två

---

<sup>13</sup>I figuren har endast medtagits aktiviteter med någon effekt som är signifikant skild från noll.

kvinnor med lika lång yrkeserfarenhet, finner vi att den yngre arbetar betydligt mer. Sambandet mellan yrkeserfarenhet och arbetad tid visar att arbetstiden ökar men i en avtagande takt med ökande erfarenhet. Arbetsinsatsen i hushållet är betydligt mindre bland unga kvinnor än bland äldre medan skillnaderna mellan yngre och äldre män är liten.

Unga män använder ungefär lika mycket tid som gamla män till sömn, vila och personlig hygien, medan medelålders män har 3–4 timmar kortare vila. Bland kvinnorna är det de unga som använder mest tid för detta ändamål och kvinnor i övre medelåldern minst. Skillnaden är 4–5 timmar per vecka.

Åldersberoendet i TV-tittandet är ungefär detsamma för män och kvinnor. Pensionärer tittar mest på TV och de yngsta minst. Tiden för samvaro med andra uppvisar det omvända åldersberoendet. De yngsta umgås 5–7 timmar mer per vecka med vänner och bekanta än vad pensionärerna gör.

**Utbildning** är en variabel som klassindelats på följande sätt: Till kort utbildning räknas folkskola, realskola och grundskola, till medellång räknas yrkesutbildning och studentexamen eller motsvarande och till lång utbildning räknas högskoleutbildning och annan utbildning utöver studentexamen. Staplarna i figur 20 visar hur tidsanvändningen bland personer med kort utbildning (den vänstra stapeln) och medellång utbildning (den högra stapeln) skiljer sig från tidsanvändningen bland personer med lång utbildning (noll-linjen). Vi finner att de som har kort utbildning använder 3–5 timmar mindre i marknadsarbete än övriga. Effekten är något större för kvinnor än för män. Däremot är det praktiskt taget ingen skillnad mellan personer med medellång och lång utbildning. Ju kortare utbildning kvinnan har desto mer tid använder hon i hushållsarbete medan skillnader i utbildning inte betyder något för männens beteende i hushållsarbetet. För kvinnorna stämmer dessa resultat relativt väl med vad man skulle förutsäga med hjälp av ekonomisk teori. Utbildade kvinnor har en relativ fördel i hushållsarbetet, medan detta inte tycks gälla män. Bland övriga resultat kan vi notera att ju längre utbildning desto mindre tid används för vila och personlig hygien. Män har ungefär lika lång fritid oavsett utbildning, medan det är stora skillnader mellan kvinnor med kort och lång utbildning. Kvinnor med lång utbildning har 4–6 timmar längre fritid än övriga kvinnor. Det förefaller således som om välutbildade kvinnor inte bara har hög produktivitet i marknadsarbetet utan även i hushållsarbetet så att de får mer tid över för nöjen och rekreation. Undersöker vi tidsanvändningen i mer specialiserade aktiviteter finner vi att både män och



kvinnor med lång utbildning använder ca 3/4 timme mer per vecka åt barnomsorg än de som har en kort utbildning. De använder också ungefär lika mycket mer tid åt utbildningsaktiviteter och de läser mer än de som har en kort utbildning. Däremot ser de inte på TV lika länge. Deras TV-tittande är ca 3 timmar kortare per vecka.

Hushållets sammansättning har också stor betydelse för tidsanvändningen. Ensamstående kvinnor förvärvsarbetar i genomsnitt 7 timmar mer per vecka än samboende. Ensamstående mäns förvärvsarbete skiljer sig inte signifikant från de samboendes, däremot använder de ca 4 timmar mer än samboende för hushållsarbete. Såväl ensamstående kvinnor som män tittar mindre på TV än samboende. Skillnaden är 4,5 timmar för män och 2 timmar för kvinnor.

I familjer med små barn reducerar både kvinnan och mannen sitt förvärvsarbete. För varje barn i åldern 0–3 år minskar kvinnan i genomsnitt sitt förvärvsarbete med 12 timmar och mannen sitt med 6,5 timmar, se figur 21.<sup>14</sup> För kvinnans del beror effekten till 60% på att hon jobbar färre veckor eller helt avstår från förvärvsarbete och till 40% att hon reducerar antalet timmar per vecka. För männen är motsvarande siffror 80% och 20%. Ju äldre barnen blir desto mindre blir totaleffekterna. Antalet barn har inga stora effekter på den tid som går åt för hushållsarbete. (Totala antalet hushållsmedlemmar ingår också i modellen och ska i princip fånga upp effekterna av hushållets storlek, jfr nedan.) Däremot påverkar det naturligtvis den tid som används för barnomsorg. För varje barn i åldern 0–3 år använder kvinnan i genomsnitt 4 timmar per vecka för aktiv barnomsorg och mannen 2,5. För barn i åldern 4–7 år är motsvarande uppgifter 2,5 respektive 1,5 timmar per vecka och för barn i åldrarna 8–12 år omkring en timme för både män och kvinnor.

Punktskattningarna indikerar även att män sover mindre ju fler barn de har och att kvinnor med små barn använder mer tid för sömn, vila och personlig hygien än övriga kvinnor. Det är dock endast den senare effekten som är signifikant. Resultaten indikerar också att barnföräldrar har mindre fritid än övriga men inte heller den effekten är signifikant, dock med undantag för att föräldrar med små barn läser mindre än övriga. Den tid som avsätts för

---

<sup>14</sup>För varje aktivitet och kön avser den vänstra stapeln förändringen i tidsanvändning per barn i åldern 0–3 år. De följande staplarna avser barn i åldrarna 4–7 år, 8–12 år respektive 13–18 år.

TV-tittande, som kan uppfattas som en mindre krävande fritidssyssla, påverkas däremot inte.

Några starka utslag för att **hushållets storlek**, sedan vi standardiserat för antalet barn i olika åldrar, skulle påverka tidsanvändningen finner vi inte. Resultaten ger dock viss indikation på att både män och kvinnor förvärvsarbetar mer i stora hushåll än i små, att kvinnor använder mer tid för hushållsarbete och mannen mer tid för sömn, vila och hygien men mindre tid för samvaro med vänner och bekanta.

Både män och kvinnor som bor i **eget hem** förvärvsarbetar mer än de som bor i hyrd bostad. För mannens del är det fråga om en så stor skillnad som omkring 6 timmar per vecka. Då låneräntorna för bostaden var avdragsgilla mot arbetsinkomsterna vid självdeklarationen 1984 och då mannen i regel hade den högsta marginalskatten, var det lönsamt, och då särskilt för mannen, att finansiera kostnaderna för räntorna med ökat förvärvsarbete. I hushåll som bor i eget hem använder kvinnan inte bara mer tid för förvärvsarbete utan även för hushållsarbete, särskilt för matlagning, medan männen städar mer än i andra hushåll. Både män och kvinnor arbetar ett par timmar mer i veckan med underhåll och reparation, men de ser mindre på TV och läser mindre än de som bor i hyrd bostad.

Man kan förvänta sig att de som har fritidshus, bil och båt ska använda mer tid för underhåll och reparationer än de som inte har dessa kapitalvaror. Resultaten motsäger inte detta, men den enda signifikanta effekten är att män som är bilägare använder omkring 2 timmar mer per vecka för detta ändamål än icke bilägare.

De **regionala skillnaderna** i tidsanvändningen framgår av figur 22 i vilken tidsanvändningen i skogslänen (Norrland och Värmland) jämförs med tidsanvändningen i storstadslänen och i övriga län. Den vänstra stapeln i varje stapelpar avser storstadslänen och den högra övriga län. Diagrammet visar således hur mycket tidsanvändningen i dessa båda regioner avviker från skogslänens. Vi har inte funnit några signifikanta regionala skillnader i den tid som används för barnomsorg och utbildning. Dessa aktiviteter har därför inte tagits med i figuren.

De största regionala skillnaderna finner vi i marknadsarbete. I skogslänen arbetar män 7–9 timmar mindre i veckan än i andra delar av Sverige och kvinnor omkring 3 timmar mindre.

I storstäderna använder kvinnorna mindre tid för hushållsarbete än i skogslänen. Det är framför allt tiden för matlagning och diskning som är

kortare. Beträffande männens hushållsarbete finner vi inga signifikanta skillnader mellan regionerna. Män i skogslän använder omkring 2 timmar mindre per vecka för sömn, vila, måltider och personlig hygien än i övriga län. Däremot finner vi inga skillnader i detta avseende mellan kvinnor i olika regioner. I storstäderna använder både män och kvinnor mer tid för inköp än vad de gör i de övriga regionerna. Skillnaden är omkring en timme per vecka. Reparationer och underhåll tar mindre tid i skogslänen än i övriga områden. Stora regionala skillnader finner vi i männens fritidsaktiviteter. I storstäderna och i de områden som inte hör till skogslänen har man mellan 3 och 4 timmar mindre fritid per vecka än i skogslänen. Skillnaden beror troligen framför allt på att man använder mer tid för resor (inklusive semesterresor) i skogslänen än i övriga Sverige. Bland övriga resultat kan man notera att det inte är några signifikanta regionala skillnader i tid för sportaktiviteter. Däremot tittar man mer på TV i storstäderna än i övriga landet, skillnaden är omkring en och en halv timme per vecka mellan storstäderna och skogslänen. Kvinnor i storstäderna läser också något mer än genomsnittligt. I stället umgås de mindre med andra människor och de använder förmodligen även mindre tid för hobbies.

Tidsanvändningen i storstäderna karaktäriseras således av förhållandevis lite hushållsarbete, lite tid för fritidsresor och umgänge med andra, samt mycket vila, TV, inköp och reparations- och underhållsarbete, medan motsatsen karaktäriserar skogslänen.

## 6 Sammanfattning

Våra resultat visar att de traditionella skillnaderna mellan mäns och kvinnors tidsanvändning ännu i hög grad består. Kvinnor har en betydligt större del av sin arbetstid förlagd till hemmen, sysselsatta med hushållsarbete och barnavård, medan männen förutom till förvärvsarbete använder relativt mycket tid till reparations- och underhållsaktiviteter. Svenska hushålls tidsanvändning framstår i detta avseende som relativt normal i en internationell jämförelse.

Nedbrytningen av datamaterialet på åldersgrupper visar dock att det finns betydande generationsskillnader. Yngre kvinnor arbetar betydligt mer utanför hemmet än äldre kvinnor. Vi har också funnit att kvinnor med kort utbildning i högre grad än kvinnor med lång utbildning följer de traditionella könsrollerna. De förvärvsarbetar mindre och hushållsarbetar mer. Man bör

således kunna förvänta sig att när fler välutbildade kohorter av kvinnor kommer ut på arbetsmarknaden så minskar skillnaderna i tidsanvändning mellan könen. Det är också intressant att notera att välutbildade kvinnor inte bara har en större produktivitet i arbetslivet utan de tycks också ha det i hushållsarbetet. Den gamla bilden av husmodern som lägger ner nästan hela sin tid på familjeomsorger försvinner således. Männerna har visserligen tagit en större del av hushållsarbetet och av arbetet med barnen än tidigare, och i en internationell jämförelse använder svenska män förhållandevis mycket tid i hushållet, men trots det är det till största delen kvinnan som minskat sin egen arbetsinsats i hemmet för att få utrymme för mer förvärvsarbete. Antalet timmar mannen arbetar i hemmet påverkas mycket litet av hur mycket kvinnan förvärvsarbetar. Den totala tiden i hushållsarbetet har således minskat. Det har varit möjligt därför att produktiviteten i hushållsarbetet har ökat, och kanske också därför att man valt att minska kvaliteten i de tjänster som hushållsarbetet ger till förmån för köpta varor och tjänster och mer fritid.

Våra resultat visar också, vad varje förälder vet, nämligen att barnomsorg är en mycket tidskrävande aktivitet och särskilt gäller det när barnen är små. Vi har dessutom kunnat konstatera att välutbildade föräldrar lägger ner något längre tid i barnomsorg än föräldrar med en kortare utbildning. Det förefaller således som om den välutbildade, unga kvinnan klarar av både att förvärvsarbeta och att med mannens hjälp sköta barn och hushåll och ändå få tid över för rekreation. Skulle vi dra ut dessa trender är vi således på väg mot ett samhälle där könsrollerna i tidsanvändningen så småningom raderas ut. Det finns emellertid även resultat som kan tolkas så att det finns bromsar på denna utveckling mot ökad jämställdhet.

Även om förvärvsfrekvensen bland svenska kvinnor är mycket hög så är deltidsarbete betydligt vanligare i Sverige än i andra länder. Den potential för ökat kvinnligt förvärvsarbete som finns är således att kvinnorna övergår till längre deltid eller heltidssysselsättningar. En viss utveckling i denna riktning har också kunnat observeras under 1980-talet (SOU 1989:53). Möjligheterna att dra ner ytterligare på hushållsarbetet, måltider, sömn och vila är dock begränsade och det är inte självklart att hushållen föredrar en sådan utveckling. Våra skattningar av effekterna av en lönehöjning respektive en marginalskattesänkning indikerar att kvinnorna i stället väljer att minska sin arbetstid snarare än att öka den. När ekonomin tillåter, föredrar man således barn och fritid framför en lång arbetsdag utanför hemmet. När det gäller den tid som behövs för omsorg om barnen är det visserligen numera så att både män och

kvinnor minskar sin arbetsinsats när barnen är små, men kvinnornas minskning är betydligt större männens. Man kan även spekulera över vad som kommer att hända med fruktsamheten. Om den under de senaste åren observerade ökningen av fruktsamheten kommer att vara bestående, och om den kommer att medföra att antalet flerbarnsfamiljer ökar, kan det leda till en ökad arbetsspecialisering i hemmen. Vi har nu kunnat konstatera att i familjer med många barn tar mannen en större del av förvärvsarbetet och kvinnan en större del av hemarbetet jämfört med familjer med endast ett eller två barn. Det finns således flera förhållanden som kan bromsa utvecklingen mot ökad likhet mellan mäns och kvinnors tidsanvändning.

Förmodligen kommer den framtida skatte- och socialpolitiken att ha en viss styreffekt på hushållens tidsanvändning. De resultat vi fått gäller 1984 och speglar de institutionella förhållanden som rådde då, exempelvis hur långa köerna till daghemmen var, vilka avgifter som föräldrarna fick betala för att ha sina barn i barnomsorgen och vilka förmåner föräldrar och barn kunde tillgodogöra sig från socialförsäkringarna. En studie på samma urval av hushåll som använts i denna undersökning har visat att föräldrarnas efterfrågan på barnomsorg inte är okänslig för taxestrukturen (kapitel 4 i denna volym). En förändring i tillgången på barnomsorgstjänster och i föräldraavgifterna kan således påverka hur hushållen väljer att fördela sin tid mellan förvärvsarbete, barnomsorg och hemarbete. I denna studie har vi dock inte kunnat uppskatta hur mycket skillnader i kommunala taxor och i utbudet av barnomsorgstjänster betyder för tidsallokeringen.

Förutom de indirekta effekterna på tidsanvändningen i hemmet och på fritiden som förändringar i lön och i marginalskatt har via den tid som allokeras till marknadsarbete, och som därmed inte kan användas för andra aktiviteter, har dessa förändringar relativt små direkta effekter. Den enda direkta substitutionseffekt vi kunnat observera är att personer med höga marginallöner använder förhållandevis lite tid för underhålls- och reparationsaktiviteter. En rimlig tolkning är att de köper motsvarande tjänster i stället för att göra dessa aktiviteter själva.

## Referenser

- Becker, G S, 1981, *A treatise on the family*, Harvard University Press.
- Blundell, R & Meghir, C, 1987, Unemployment and Female Labour Supply. *The Economic Journal*, 97.
- Cigno, A, 1990, Home-Production and the allocation of time, in *Current Issues in Labour Economics*, ed. by D Sapsford and Z Tzannatos, Macmillan.
- Cragg, J G, 1971, Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Applications to the Demand for Durable Goods. *Econometrica*, Vol. 39.
- Deaton, A & Irish, M, 1984, Statistical Models for Zero Expenditures in Household Budgets, *Journal of Public Economics*, 23.
- Flood, L, 1989, Measurement and Estimation of Male Labour Supply, Memorandum nr 126 Nationalekonomiska institutionen, Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet.
- Flood, L & Klevmarcken, N A, 1989, Tidsanvändningen i Sverige 1984, Memorandum nr 127, Nationalekonomiska institutionen, Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet.
- Gustafsson, S & Stafford, F, 1989, Daycare Subsidies and Labor Supply in Sweden, uppsats presenterad vid HUS-konferensen i Billdal, augusti 1989.
- Juster, T, 1985, Preferences for Work and Leisure, in Juster & Stafford (1985) op.cit..
- Juster, T & Stafford, F (eds.), 1985, *Time, Goods, and Well-Being*, SRC, Institute for Social Research, The University of Michigan, ISBN 0-87944-293-X.
- Klevmarcken, N A, 1985, Collecting Data for Micro Analysis: Experiences from the HUS-pilot study, in *Microanalytic Simulation Models to Support Social and Financial Policy* ed. by G Orcutt, J Merz and H Quinke, North-Holland, ISBN-0-444-87876-9.
- Klevmarcken, N A & Olovsson, P, 1989, *Hushållens ekonomiska levnadsförhållanden. Teknisk beskrivning och kodbok*, 2:a upplagan, Nationalekonomiska institutionen, Göteborgs Universitet.
- McDonald, J F & Moffit, R A, 1980, The Uses of Tobit Analysis, *Review of Economics and Statistics*.
- Pettersson, L, 1988, Hushållens Arbetstider, *Rapport Arbetstidskommittén*.
- SOU 1989:53, *Arbets tid och välfärd*, Betänkande av arbetstidskommittén, Statens Offentliga Utredningar.
- Stafford, F, & Duncan, G, 1985, The Use of Time and Technology by Households in the United States, in Juster & Stafford (1985) op. cit..
- Wahlund, R, 1987, Does Lowering the Marginal Tax Rates Matter?, in *Understanding Economic Behavior*, 12th Annual Colloquium of IAREP, Volume 1, Aarhus School of Business, Denmark.

## APPENDIX: MODELLBESKRIVNING

Cragg (1971) generaliserade den välbekanta Tobit-modellen till flera mindre restriktiva alternativ. En av dessa, vanligen kallad "double hurdle modellen", har använts i kapitel 5, som behandlade arbetsutbudet. "Double hurdle-modellen" kan skrivas,

$$\begin{aligned}
 y_i^* &= x_{1i}\beta_1 + u_i & u_i &\sim N(0, \sigma^2) \\
 d_i^* &= x_{2i}\beta_2 + v_i & v_i &\sim N(0, 1) \\
 d_i &= 1 \text{ om } d_i^* > 0 \text{ annars } d_i = 0 \\
 y_i &= \begin{cases} y_i^* & \text{om } d_i = 1 \text{ och } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{om } d_i = 0 \text{ och } y_i^* > 0, \text{ eller } y_i^* \leq 0 \end{cases}
 \end{aligned} \tag{1}$$

$y_i^*$  är en icke observerbar eller latent variabel och  $y_i$  är motsvarande observerade variabel för individ  $i$ , dvs arbetstid.  $y_i$  är noll om individen ej arbetar eller om arbetstiden, av någon anledning, ej har observerats. Även  $d_i^*$  är en latent variabel. Den bestämmer sannolikheten att arbetstiden observerats för den  $i$ :te individen. Den binära variabeln  $d_i$  tar värdet 1 om  $d_i^* > 0$ , dvs om arbetstiden observerats, och annars 0. Vi antar att denna variabel kan modelleras med hjälp av en Probit specifikation. De exogena variablerna ges av  $x_{1i}$  och  $x_{2i}$  och de okända koefficienterna av  $\beta_1$  och  $\beta_2$ .

Loglikelihoodfunktionen har härletts under antagandet att  $u_i$  och  $v_i$  är oberoende. Den ges därför av,

$$\begin{aligned}
 \ell = & -\frac{R}{2} \ln \sigma^2 + \sum_+ \ln \phi(y_i - x_{1i}\beta_1 / \sigma) + \sum_+ \ln \phi(x_{2i}\beta_2) + \\
 & \sum_0 \ln [1 - \phi(x_{1i}\beta_1 / \sigma) \phi(x_{2i}\beta_2)]
 \end{aligned} \tag{2}$$

Där + under summatecknet betecknar att summeringen görs över de  $R$  observationer med ett positivt värde på  $y_i$  och 0 under summatecknet betecknar summering över de återstående observationerna med värdet noll på  $y_i$ .

I detta kapitel har vi använt en liknande modell, som också den kan betraktas som en generalisering av Tobit-modellen. Denna modell fås som ett specialfall av "double hurdle-modellen". Vi antar nu att "nollorna" genereras på

ett något annorlunda sätt. I "double hurdle-modellen" kan förekomsten av en nolla förklaras på i princip två olika sätt. Antingen har individen inget arbete och följaktligen är det korrekt att ingen arbetstid har uppgetts, eller också arbetade han men ej de dagar då tidsanvändningsintervjun gjordes. I den modell som använts i kapitel 4 skiljer vi inte på dessa två olika orsaker till att arbeta. Modellen kan nu skrivas,

$$\begin{aligned}
 y_i^* &= x_{1i}\beta_1 + u_i & u_i &\sim N(0, \sigma^2) \\
 d_i^* &= x_{2i}\beta_2 + v_i & v_i &\sim N(0, 1) \\
 d_i &= 1 \text{ om } d_i^* > 0 \text{ annars } d_i = 0 & & (3) \\
 y_i &= \begin{cases} y_i^* & \text{om } d_i = 1 \\ 0 & \text{om } d_i = 0 \end{cases}
 \end{aligned}$$

Loglikelihoodfunktionen ges nu av,

$$\begin{aligned}
 \ell = & -\frac{R}{2} \ln \sigma^2 + \sum_{+} \ln \phi(y_i - x_{1i}\beta_1) / \sigma + \sum_{+} \ln \phi(x_{2i}\beta_2) + \\
 & \sum_{0} \ln [1 - \phi(x_{2i}\beta_2)] & (4)
 \end{aligned}$$

Som vanligt för modeller av det här slaget har de estimerade koefficienterna ingen naturlig tolkning. För att erhålla tolkningsbara resultat har vi beräknat marginella effekter, dvs  $\partial E(y_i) / \partial x_{1ik}$ . Där k betecknar den k:te variabeln i  $x_{1i}$  vektorn. Det förväntade värdet av  $y_i$  är definierat som  $P(y_i > 0)E(y_i | y_i > 0)$ . För "double hurdle-modellen" ges detta av,

$$E(y_i) = \phi(x_{1i}\beta_1 / \sigma) \phi(x_{2i}\beta_2) x_{1i}\beta_1 \quad (5)$$

och för den andra generaliserade Tobit-modellen av,

$$E(y_i) = \phi(x_{2i}\beta_2) x_{1i}\beta_1 \quad (6)$$

Den marginella effekten för "double hurdle-modellen" är,



$$\begin{aligned} \frac{\partial E(y_i)}{\partial x_{1ik}} &= \delta \phi(x_{2i}; \beta_2) \beta_{2k} \phi(x_{1i}; \beta_1 / \sigma) x_{1i} \beta_1 \\ &\quad + \phi(x_{2i}; \beta_2) \beta_{1k} \left[ \phi(x_{1i}; \beta_1 / \sigma) x_{1i} \beta_1 + \phi(x_{1i}; \beta_1 / \sigma) \right] \end{aligned} \quad (7)$$

och för den andra modellen,

$$\frac{\partial E(y_i)}{\partial x_{1ik}} = \delta \phi(x_{2i}; \beta_2) \beta_{2k} x_{1i} \beta_1 + \phi(x_{2i}; \beta_2) \beta_{1k} \quad (8)$$

Där  $\delta=0$  om den  $k$ :te exogena variabeln inte ingår i  $x_{2i}$ , annars är  $\delta=1$ . McDonald & Moffit (1980) visade att för Tobit-modellen kan den totala marginella effekten dekomponeras i två delar.

$$\frac{\partial E(y_i)}{\partial x_{1ik}} = \frac{\partial P(y_i > 0)}{\partial x_{1ik}} E(y_i | y_i > 0) + \frac{\partial E(y_i | y_i > 0)}{\partial x_{1ik}} P(y_i > 0) \quad (9)$$

Den första termen på högersidan visar förändringen i sannolikheten att arbetstiden är större än noll, vägt med det förväntade värdet av  $y_i$  givet att det är positivt. Den andra termen visar förändringen i det förväntade värdet av  $y_i$  betingat av att  $y_i$  är positivt, vägt med sannolikheten av att få en observation som är större än noll.

Tabell 1 Preferenser för vissa aktiviteter i USA och i Sverige

Aktiviteter	USA				Sverige	
	1975		1981		1984	
	Medel	Std	Medel	Std	Medel	Std
	poäng		poäng		poäng	
Leka med barnen*	8.9				8.3	2.1
Ta hand om barnen*	8.9		8.7	1.5	8.3	2.1
Förvärvsarbete **	8.0	2.1	7.8	2.0	7.7	2.0
Läsa böcker etc	7.6	2.5	7.5	2.4	6.6	2.7
Idrotta, sporta	6.8	3.2	6.2	3.1	5.3	3.4
Laga mat	6.2	3.0	6.1	2.7	5.7	2.7
Titta på TV	5.9	2.5	6.0	2.4	5.5	2.0
Rep, underh bostad	5.1	3.0	4.9	2.8	5.4	2.9
Städa hemma	4.2	3.0	4.2	2.7	4.0	2.5

\* Frågan endast besvarad av dem som har barn under 16 år.

\*\* Frågan endast besvarad av dem som förvärvsarbetar eller är arbetssökande.

Källa för de amerikanska uppgifterna är Table 13.1 i Juster (1985). Alternativet "leka med barnen" är en sammanvägning av "Talking with children", "Trips with children" och "Games with children". Antalet respondenter som givit poäng för aktiviteterna att leka med och ta hand om barnen är drygt 300, för förvärvsarbete 397 och för övriga aktiviteter mellan sex och sju hundra.

Antalet respondenter i den svenska undersökningen var ca 1 100 för frågorna om barn, ca 1 900 för frågan om förvärvsarbete och ca 2 530 för de övriga frågorna.

Std avser standardavvikelse i urvalet, ej för de redovisade medeltalen. Standardavvikelserna för medeltalen erhålles genom att dividera Std med roten ur antalet respondenter.

**Tabell 2a** Tidsanvändningen 1984 efter ålder  
(timmar per vecka, samtliga respondenter)

Aktivitet	18–29	30–54	55–64	65–74	Alla
<b>MÄN</b>					
Marknadsarbete	32,2	37,4	21,0	4,0	29,5
Hushållsarbete	4,7	7,2	6,8	9,3	6,9
Underhåll ,reparation	3,7	5,1	5,6	7,3	5,2
Utbildning	2,9	0,5	0,1	0,2	0,9
Nöje, rekreation	41,3	35,0	49,4	54,8	41,1
Resor	10,5	9,3	8,0	6,9	9,1
Vila, hygien, måltida	67,4	66,7	72,0	79,1	69,3
Aktiv barnomsorg	1,5	2,3	0,5	0,3	1,6
<b>KVINNOR</b>					
Marknadsarbete	22,3	22,0	13,6	0,8	18,1
Hushållsarbete	12,6	20,6	23,5	24,7	19,8
Underhåll, reparation	1,5	1,4	2,8	2,1	1,7
Utbildning	2,0	0,8	0,3	0,2	0,9
Nöje, rekreation	40,0	35,2	42,7	47,4	38,9
Resor	9,4	7,4	6,5	6,3	7,5
Vila, hygien, måltida	70,4	70,8	72,8	77,9	71,9
Aktiv barnomsorg	4,1	4,4	0,5	0,2	3,2

a) Exklusive aktiv barnomsorg.

**Tabell 2b Tidsanvändningen 1984 efter ålder**  
(timmar per vecka, samboende)

Aktivitet	18-29	30-54	55-64	65-74	Alla
<b>MÄN</b>					
Marknadsarbete	33,7	37,1	25,0	3,3	30,0
Hushållsarbete	6,7	7,3	6,1	8,6	7,2
Underhåll, reparation	2,8	5,9	5,6	7,7	5,8
Utbildning	1,8	0,7	0,0	0,0	0,6
Nöje, rekreation	37,7	33,9	44,3	53,5	38,7
Resor	10,5	8,7	8,7	5,6	8,5
Vila, hygien, måltida	67,4	68,1	73,1	83,7	70,9
Aktiv barnomsorg	4,1	2,5	0,8	0,2	2,1
<b>KVINNOR</b>					
Marknadsarbete	18,9	20,5	15,5	5,4	17,6
Hushållsarbete	14,5	21,4	22,6	26,6	21,6
Underhåll, reparation	0,9	1,4	3,1	2,3	1,8
Utbildning	1,1	0,7	0,4	0,1	0,6
Nöje, rekreation	38,6	33,7	39,0	43,5	36,3
Resor	8,8	7,5	6,2	6,2	7,2
Vila, hygien, måltida	71,2	73,1	74,8	78,1	73,8
Aktiv barnomsorg	7,9	4,6	1,0	0,3	3,8

a) Exklusive aktiv barnomsorg.

**Tabell 3** Tidsanvändningen 1984 efter antal barn  
(timmar per vecka)

Aktivitet	Antal barn			
	0	1	2	mer än 2
<b>MÄN</b>				
Marknadsarbete	23,7	35,7	35,9	40,3
Hushållsarbete	7,1	6,3	6,6	8,1
Underhåll, reparation	4,9	5,3	5,6	6,1
Utbildning	1,1	0,3	0,9	1,3
Nöje, rekreation	45,9	36,0	35,7	31,3
Resor	8,8	10,6	8,5	8,7
Vila, hygien, måltid <sup>a</sup>	71,2	67,5	67,3	63,8
Aktiv barnomsorg	0,2	2,3	3,8	4,4
<b>KVINNOR</b>				
Marknadsarbete	15,6	21,8	20,4	19,4
Hushållsarbete	19,0	18,4	21,4	25,1
Underhåll, reparation	2,1	1,3	1,4	1,2
Utbildning	0,9	1,4	0,5	0,7
Nöje, rekreation	43,0	35,3	34,1	34,3
Resor	7,5	8,6	6,6	7,5
Vila, hygien, måltid <sup>a</sup>	73,1	71,0	71,3	68,0
Aktiv barnomsorg	0,6	4,8	6,6	7,2

a) Exklusive aktiv barnomsorg.

**Tabell 4** Tidsanvändningen 1984 efter yngsta barnets födelseår  
(timmar per vecka)

Aktivitet	Ej barn	<u>Yngsta barnets födelseår</u>			
		82–84	78–81	72–77	67–71
<b>MÄN</b>					
Marknadsarbete	22,9	31,7	34,4	38,4	40,3
Hushållsarbete	7,1	8,2	6,9	6,7	6,4
Underhåll, reparation	5,1	4,9	5,9	5,7	5,2
Utbildning	0,9	0,7	0,7	1,0	0,3
Nöje, rekreation	46,0	35,6	36,8	33,2	35,0
Resor	8,6	8,4	9,1	10,5	8,9
Vila, hygien, måltid <sup>a</sup>	72,0	65,8	64,9	67,0	67,4
Aktiv barnomsorg	0,3	8,2	5,6	1,9	0,4
<b>KVINNOR</b>					
Marknadsarbete	15,8	11,8	20,9	22,1	25,5
Hushållsarbete	19,3	21,5	19,0	23,1	21,4
Underhåll, reparation	2,2	0,5	1,2	1,2	1,7
Utbildning	0,8	0,5	0,7	0,9	1,3
Nöje, rekreation	43,0	36,7	34,6	33,4	33,2
Resor	7,5	8,3	7,5	6,8	7,2
Vila, hygien, måltid <sup>a</sup>	72,6	69,6	68,1	71,8	71,3
Aktiv barnomsorg	0,6	13,4	10,6	4,1	0,6

<sup>a)</sup> Exklusive aktiv barnomsorg.

**Tabell 5** Mäns tidsanvändning efter bruttolön i underhåll och reparation samt i trädgårdsarbete (minuter per dag)

Aktivitet	Lön per timme				Alla
	–34	35–49	50–64	65–	
Underhåll, reparation av eget hem	48	15	23	9	18
Trädgårdsarbete	6	20	34	20	22
Underhåll, reparation av egen bil	10	17	5	5	12

**Tabell 6** En jämförelse av tidsanvändningen mellan några länder  
(Tim.min)

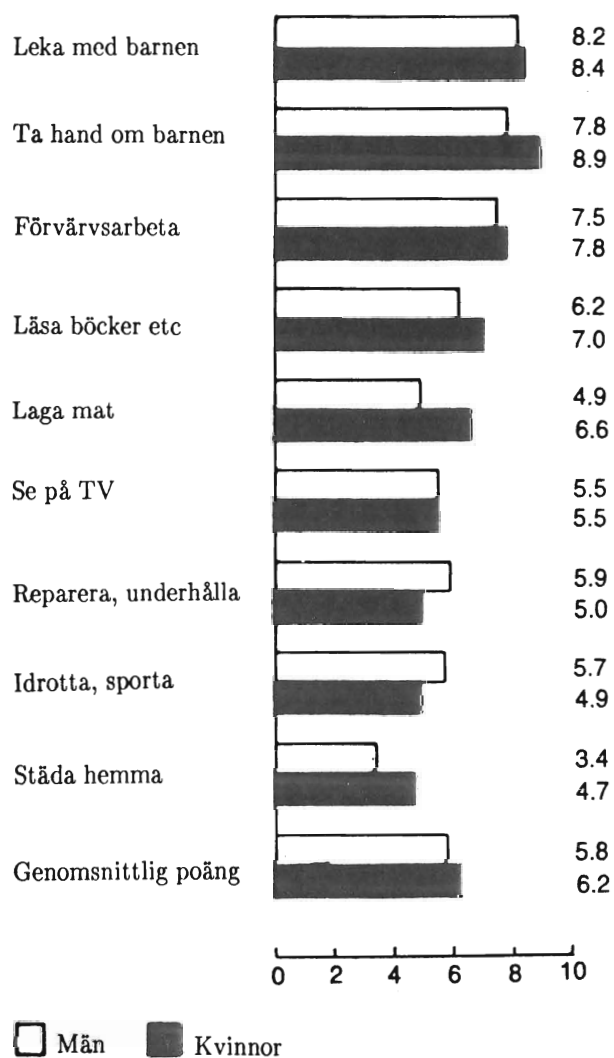
Land År	Män					Kvinnor				
	Markn arb	Hush arb	Trans- port	Vila etc	Fri- tid	Markn arb	Hush arb	Trans- port	Vila etc	Fri- tid
Sverige 1984	4.16	2.34	0.51	10.08	6.11	2.39	4.22	0.48	10.23	5.48
Norge 1971/72	5.24	2.12	*	10.24	6.00	1.54	5.54	*	10.36	5.36
Norge 1980/81	4.42	2.18	0.36	10.12	6.12	2.24	4.36	0.36	10.18	6.06
Danmark 1964	5.46	0.28	0.30	9.50	7.26	1.50	4.14	0.21	10.24	7.11
Danmark 1975	4.41	1.11	0.33	10.17	7.19	2.10	3.38	0.24	10.43	7.04
Danmark 1987	4.28	1.37	1.03	9.36	7.14	2.46	3.06	0.58	10.03	7.05
Finland 1979	4.46	1.47	0.51	10.20	6.18	3.25	3.43	0.46	10.20	5.36
Ungern 76/77	6.01	1.39	1.14	10.36	4.30	3.57	4.45	0.57	10.29	3.52
USA 1975	4.53	1.40	0.59	10.53	5.34	2.25	3.55	1.04	10.53	5.43

Källor, definitioner m m:

- Sverige HUS-undersökningen 1984, Göteborgs Universitet. Populationen är hela befolkningen i åldrarna 18-74 år med undantag för dem som bor på institution och för dem som ej talar svenska. Fältarbetet täckte hela 1984.
- Norge Tidsnyttingsundersökelsen 1980-81, Norges Offisielle Statistikk B378, Statistisk Sentralbyrå 1983. Population är befolkningen 16-74 år. Fältarbetet utfördes under perioden oktober 1980 till och med september 1981. Uppgifterna för Norge är avrundade till en noggrannhet om 6 minuter.
- \* Tidsanvändningen för transporter ingår i de övriga aktiviteterna.
- Danmark Schmidt, E I, et al, 24 timmer i døgnet. Tidsanvendelse og forbrugsmønstre siden 60'erne. Tabell 2.2 Systime a/s, Herning 1989. Populationen avser befolkningen i åldern 16-74 år. Fältarbetet genomfördes under februari månad resp år. För att kompensera för bortfall och definitionsskillnader mellan de tre undersökningarna har uppgifterna viktats.
- Finland Andorka, R & Harcsa, I, Economic Development and the use of time in Hungary, Poland and Finland, in Time Use Studies: Dimensions and Applications ed. by Dagfinn Ås m fl, Statistikcentralen, Helsingfors 1986. Populationen avser befolkningen 15-64 år. Undersökningen utfördes under perioden september - november 1979.
- Ungern För källa se Finland. Populationen avser befolkningen 15-64 år. Undersökningen gjordes november 1976 - oktober 1977, men endast uppgifter från månaderna september-november har använts.
- USA Juster, T & Stafford, F, Time, Goods & Well-Being, Ch. 7, Table 7.A.1, ISR University of Michigan, Ann Arbor 1985.

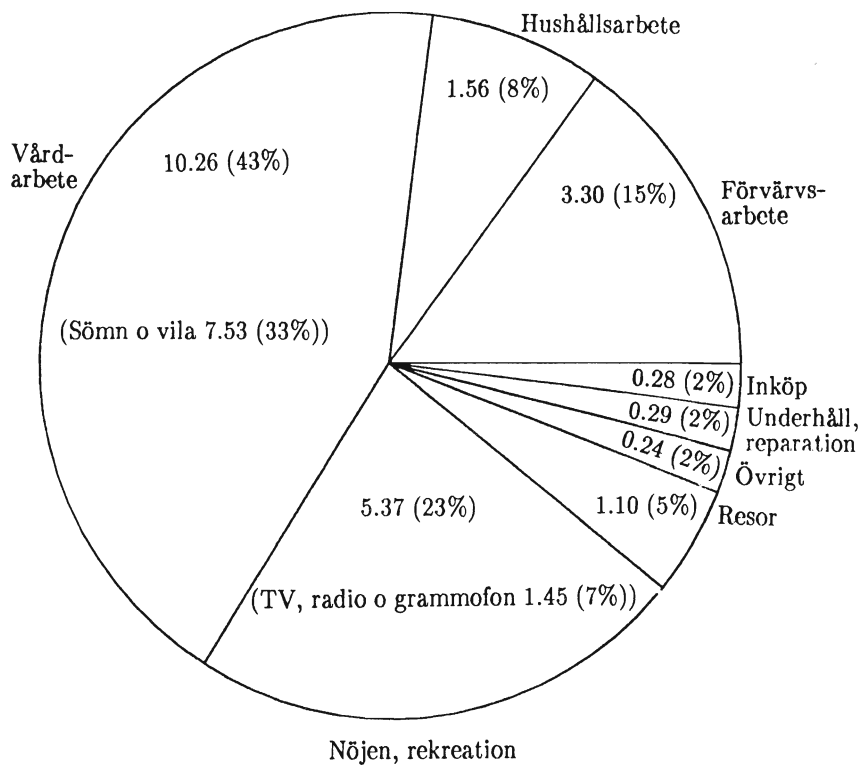


Figur 1 Preferenser för valda aktiviteter

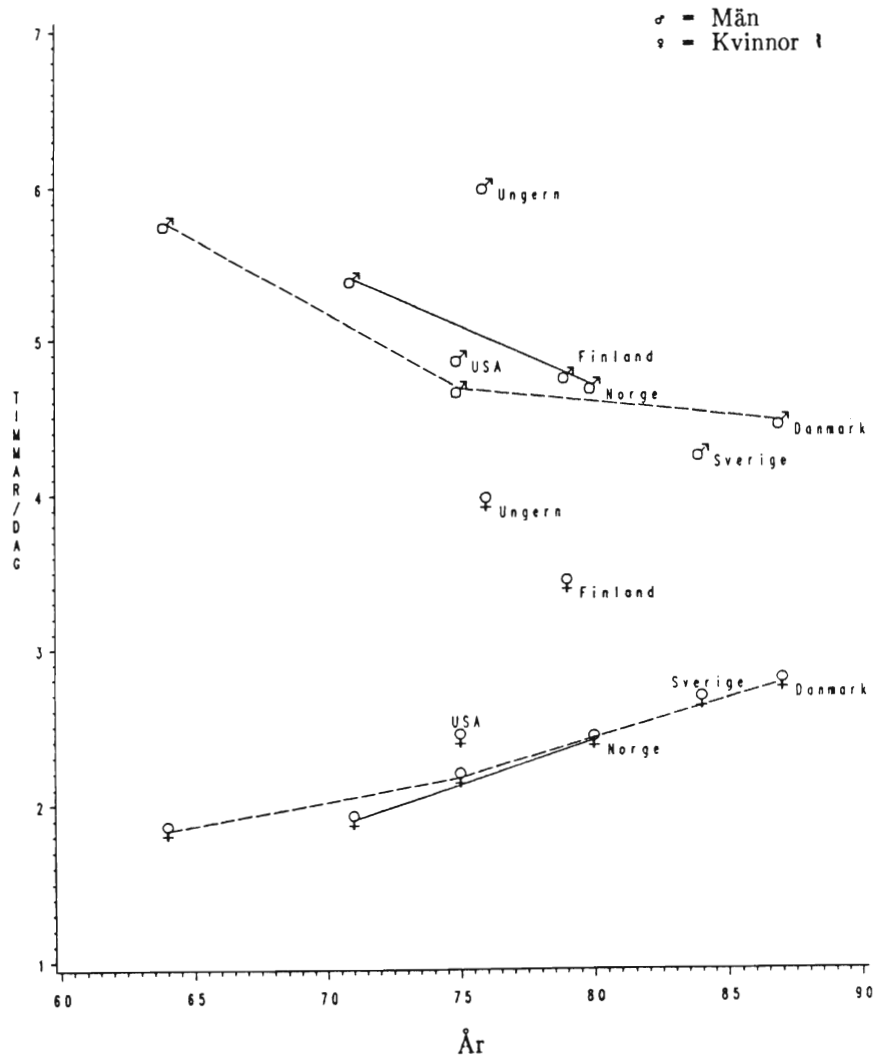


Anm: Respondenten ombads att välja en poäng mellan 0 och 10 för varje aktivitet för att ange hur roligt han/hon tyckte att det var att utföra aktiviteten och därvid bortse från hur nyttigt eller värdefullt resultatet av aktiviteten var.

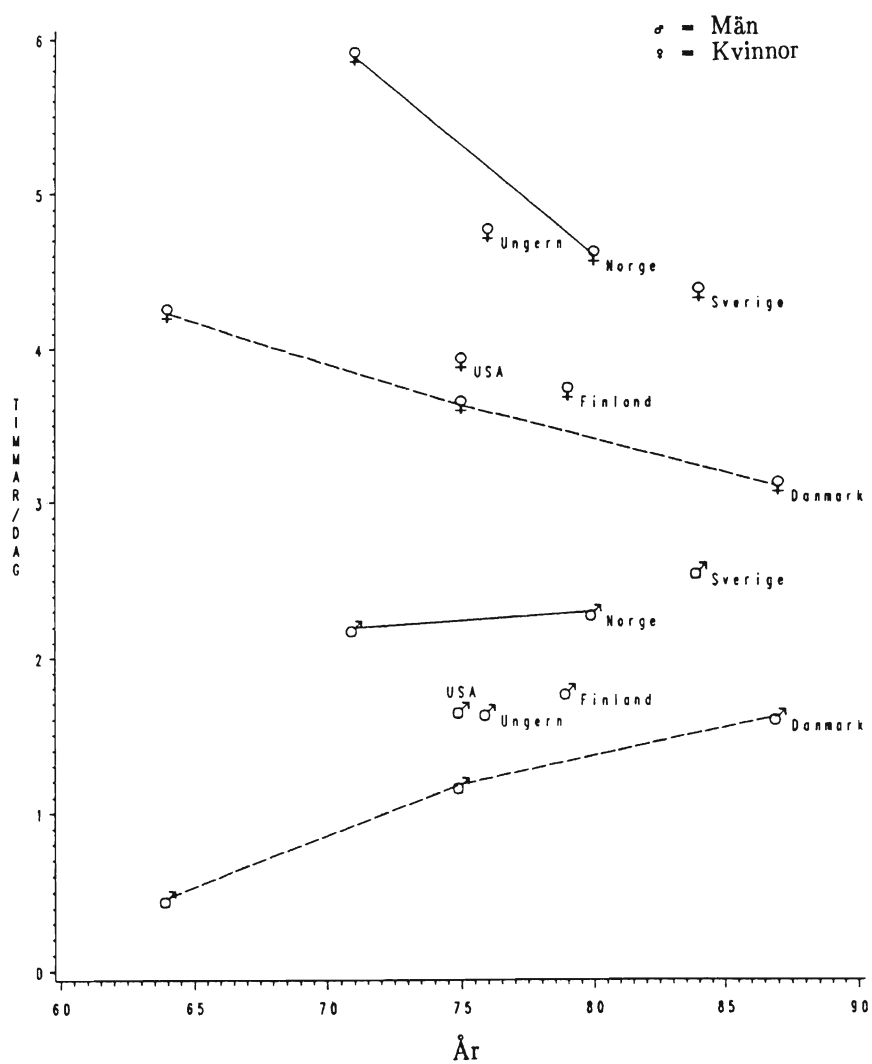
Figur 2 Genomsnittlig tidsanvändning  
(Tiden anges i Timmar.Minuter per dygn)



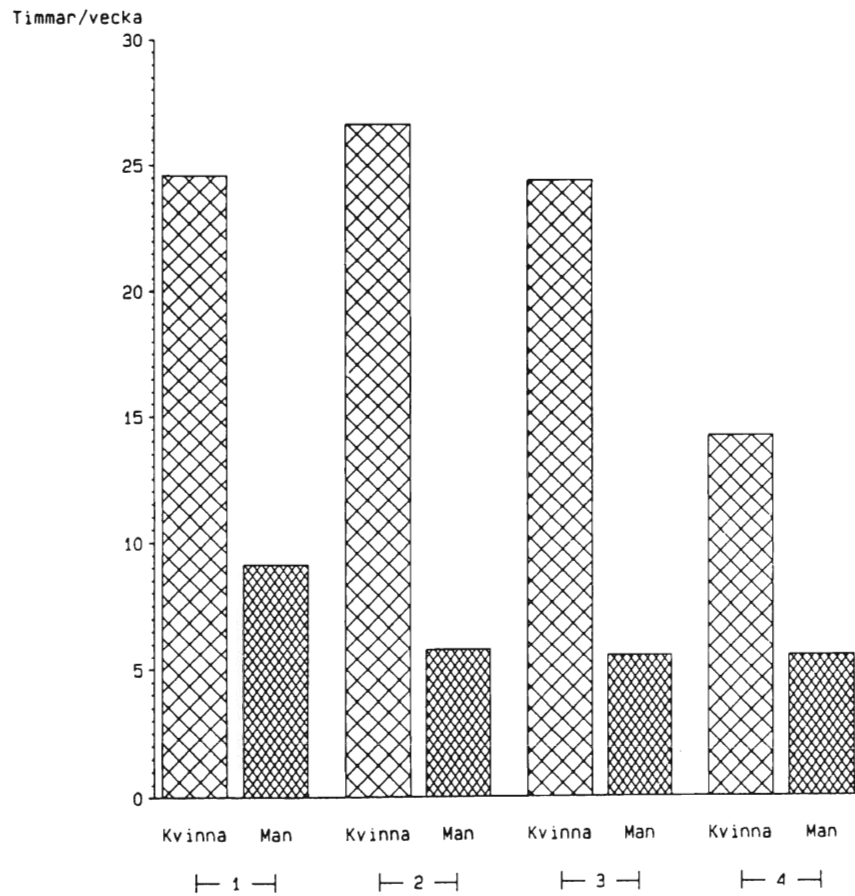
Figur 3 Marknadsarbete i sex olika länder



Figur 4 Hushållsarbete i sex olika länder

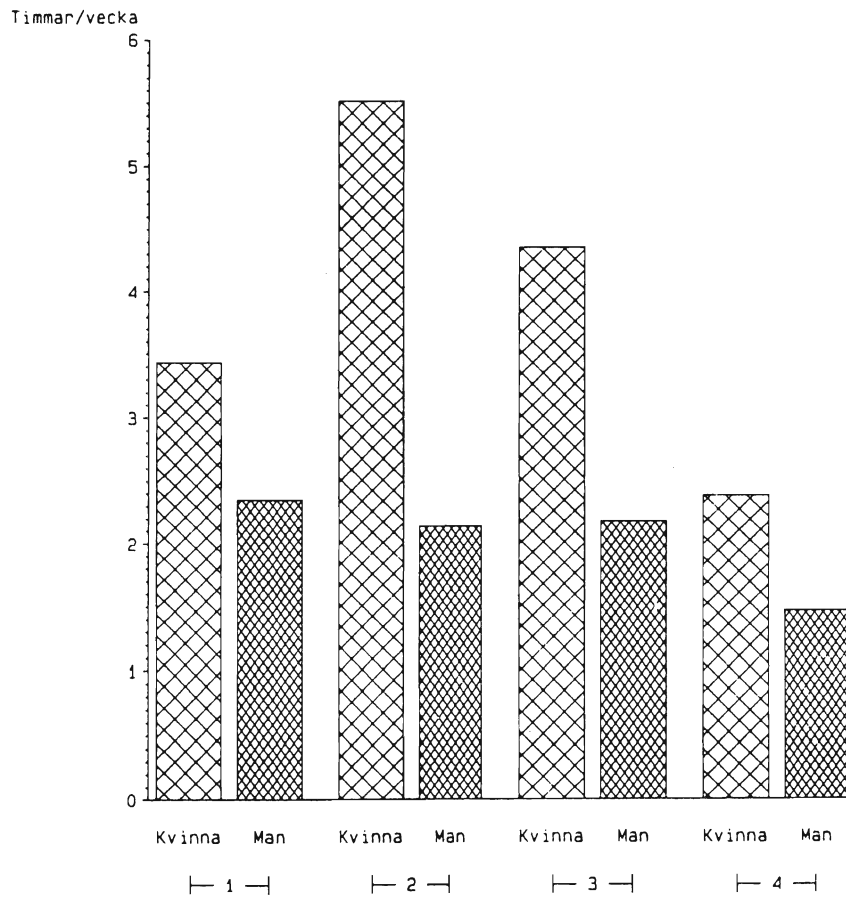


**Figur 5** Hushållsarbete efter arbetsstatus  
(Samboende)



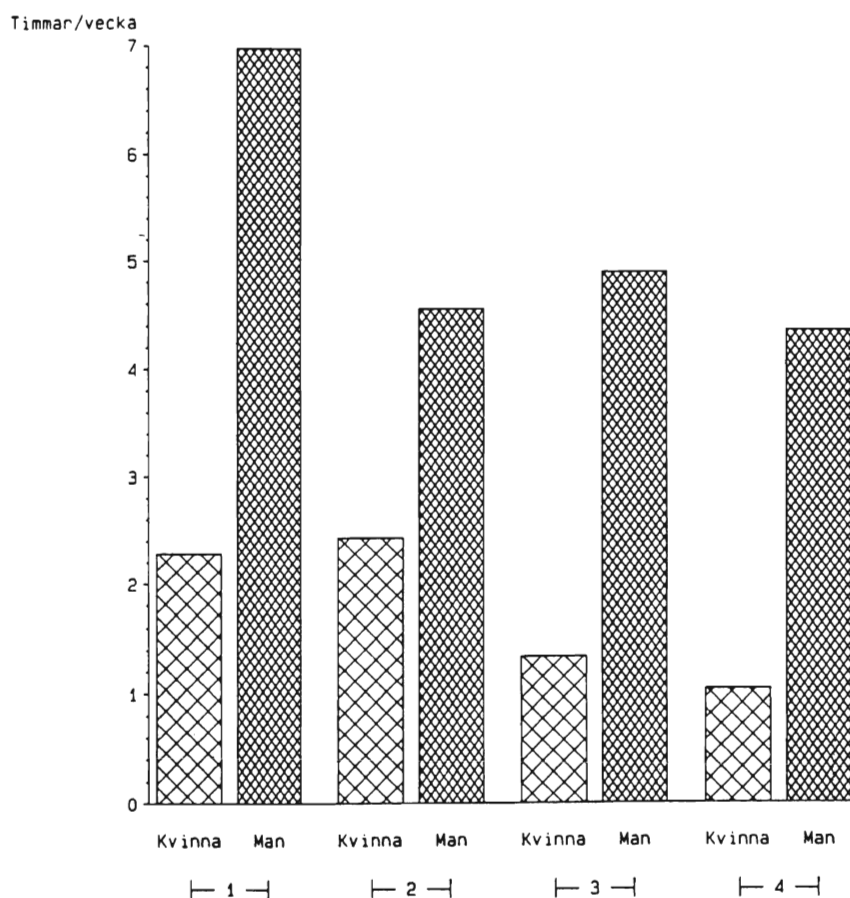
- 1 = Ingen av makarna förvärvsarbetar.
- 2 = Mannen förvärvsarbetar men ej kvinnan.
- 3 = Bägge makarna förvärvsarbetar, kvinnan deltid.
- 4 = Bägge makarna förvärvsarbetar heltid.

Figur 6 Barnomsorg efter arbetsstatus  
(Samboende)



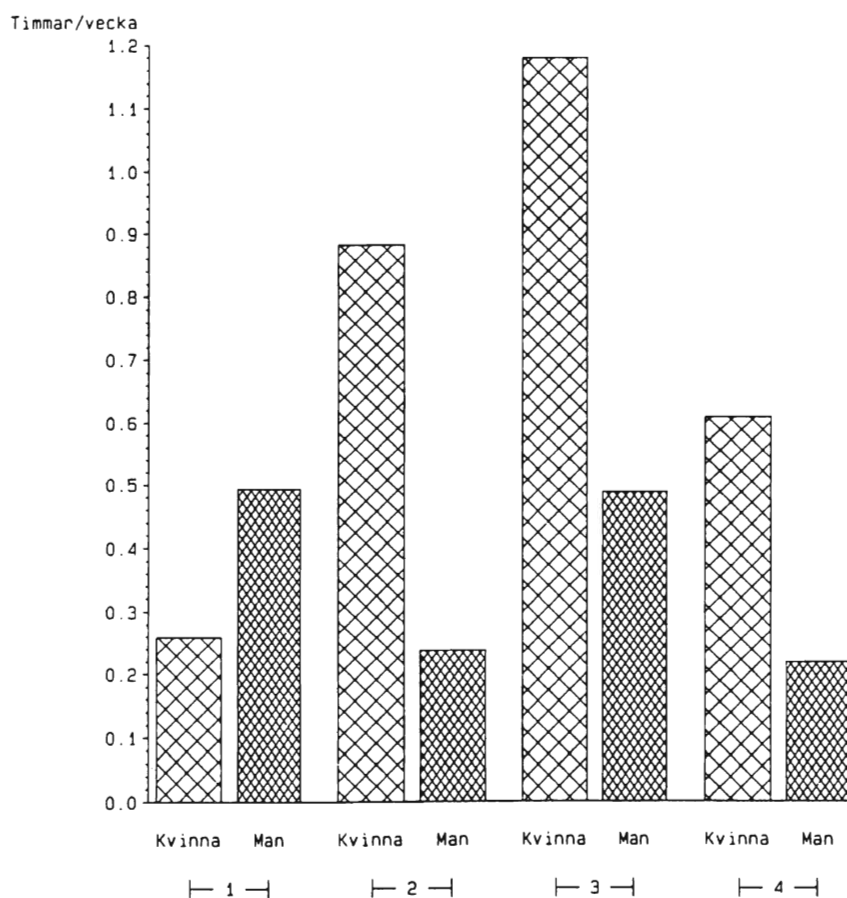
- 1 = Ingen av makarna förvärvsarbetar.
- 2 = Mannen förvärvsarbetar men ej kvinnan.
- 3 = Bägge makarna förvärvsarbetar, kvinnan deltid.
- 4 = Bägge makarna förvärvsarbetar heltid.

**Figur 7** Underhåll och reparation efter arbetsstatus  
(Samboende)



- 1 = Ingen av makarna förvärvsarbetar.
- 2 = Mannen förvärvsarbetar men ej kvinnan.
- 3 = Bägge makarna förvärvsarbetar, kvinnan deltid.
- 4 = Bägge makarna förvärvsarbetar heltid.

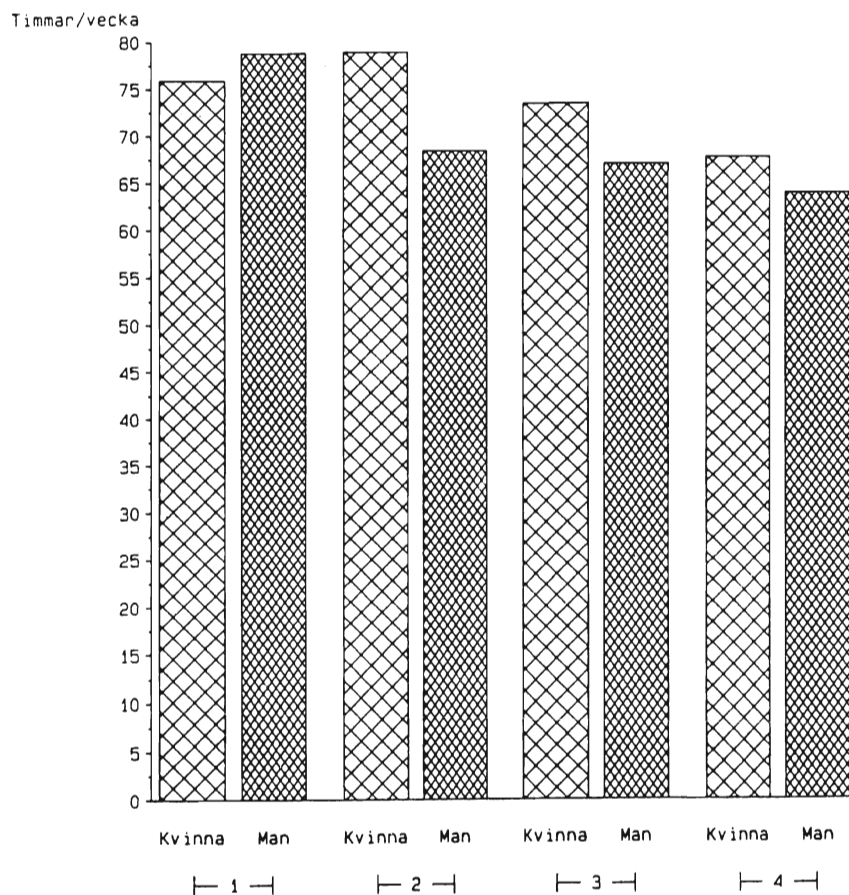
Figur 8 Utbildning efter arbetsstatus  
(Samboende)



- 1 = Ingen av makarna förvärvsarbetar.
- 2 = Mannen förvärvsarbetar men ej kvinnan.
- 3 = Bägge makarna förvärvsarbetar, kvinnan deltid.
- 4 = Bägge makarna förvärvsarbetar heltid.

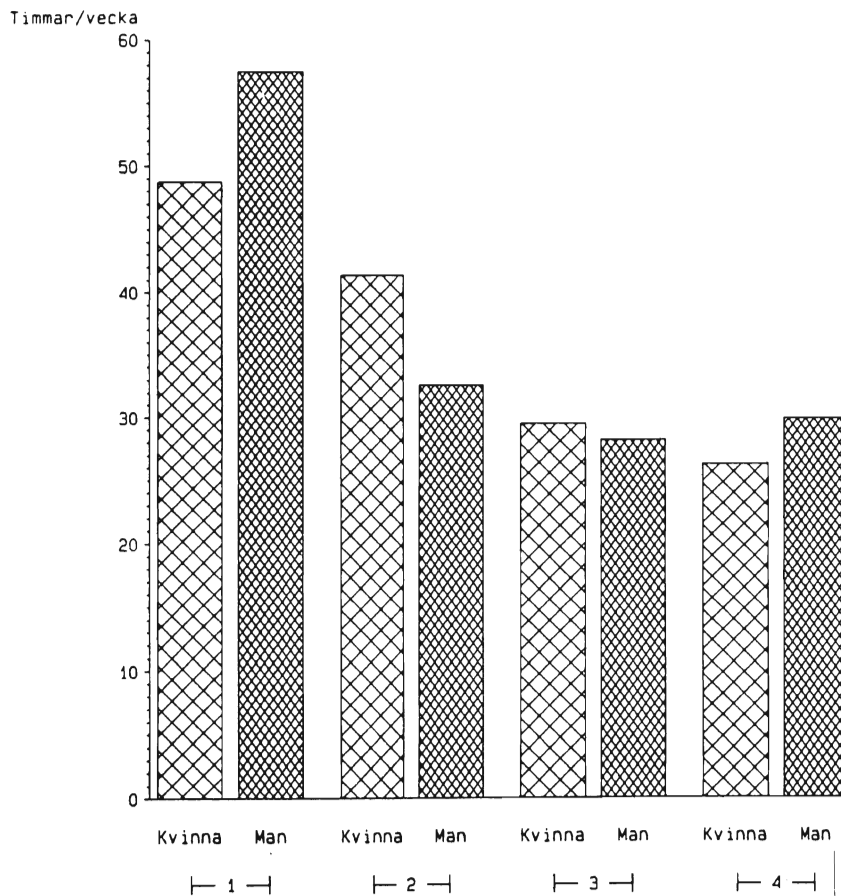


Figur 9 Vila, hygien, måltid efter arbetsstatus  
(Samboende)



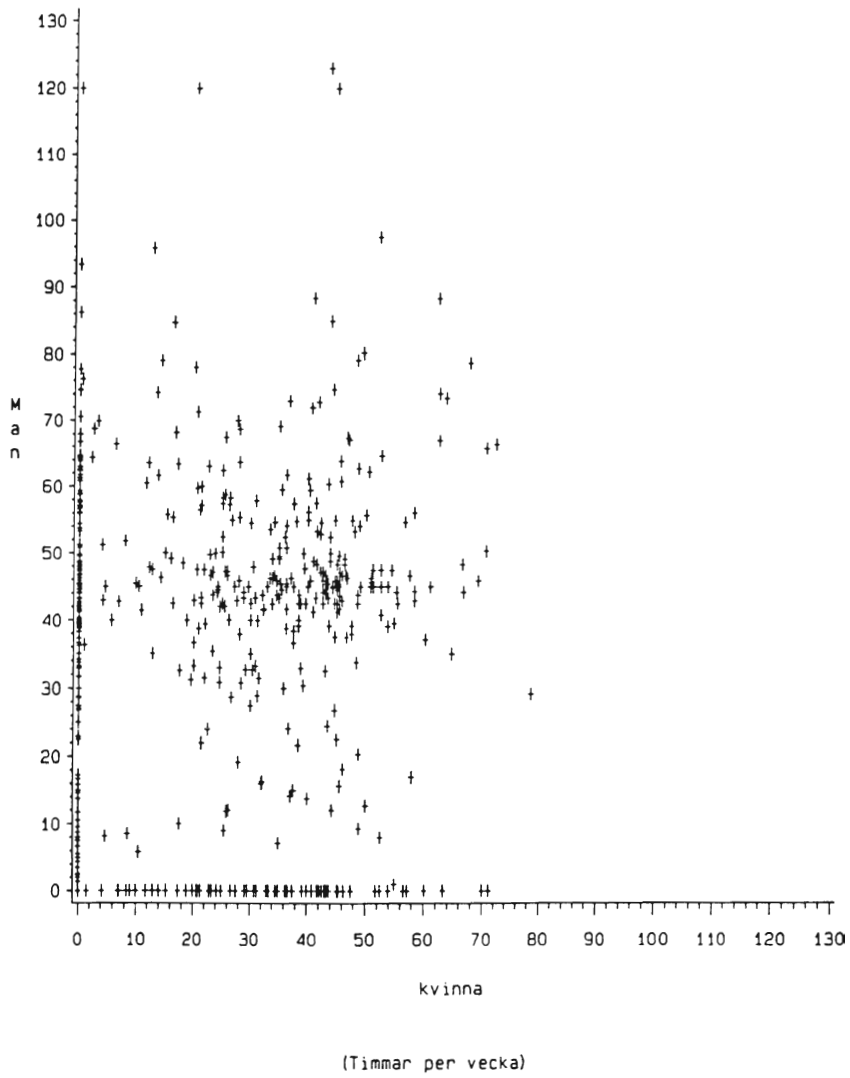
- 1 = Ingen av makarna förvärvsarbetar.
- 2 = Mannen förvärvsarbetar men ej kvinnan.
- 3 = Bägge makarna förvärvsarbetar, kvinnan deltid.
- 4 = Bägge makarna förvärvsarbetar heltid.

Figur 10 Nöjen, rekreation efter arbetsstatus  
(Samboende)

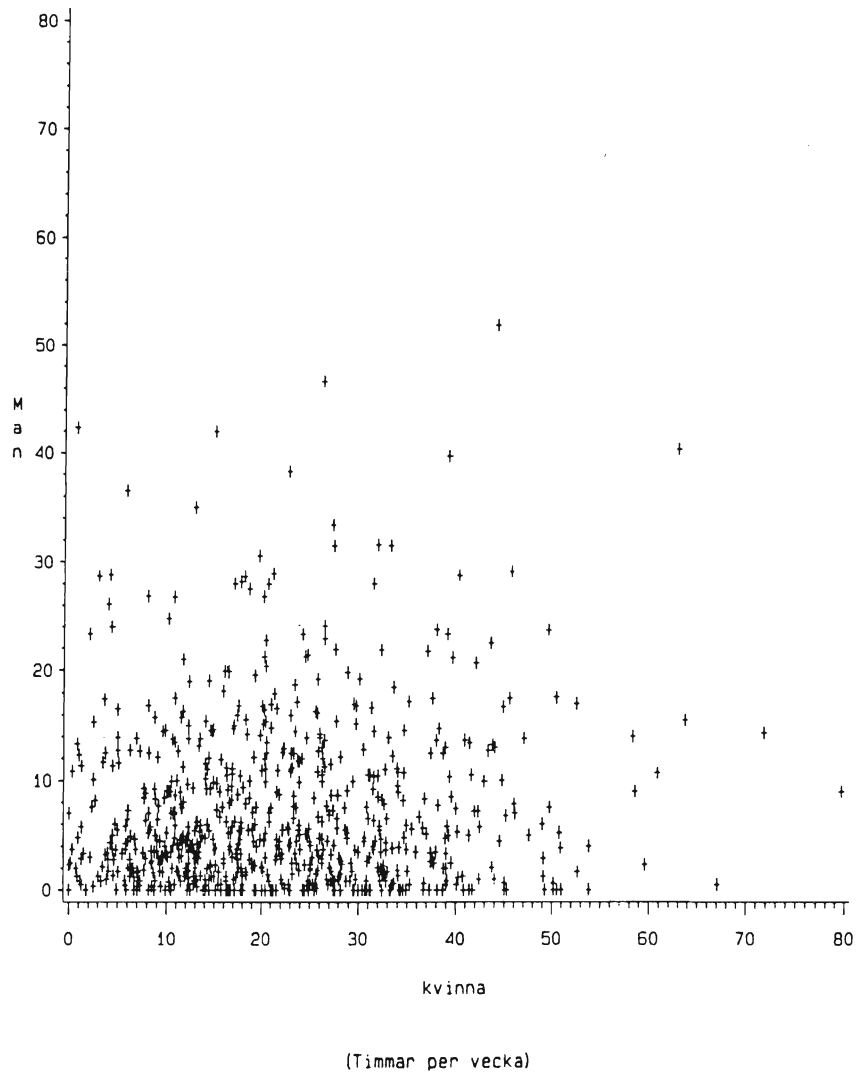


- 1 = Ingen av makarna förvärvsarbetar.
- 2 = Mannen förvärvsarbetar men ej kvinnan.
- 3 = Bägge makarna förvärvsarbetar, kvinnan deltid.
- 4 = Bägge makarna förvärvsarbetar heltid.

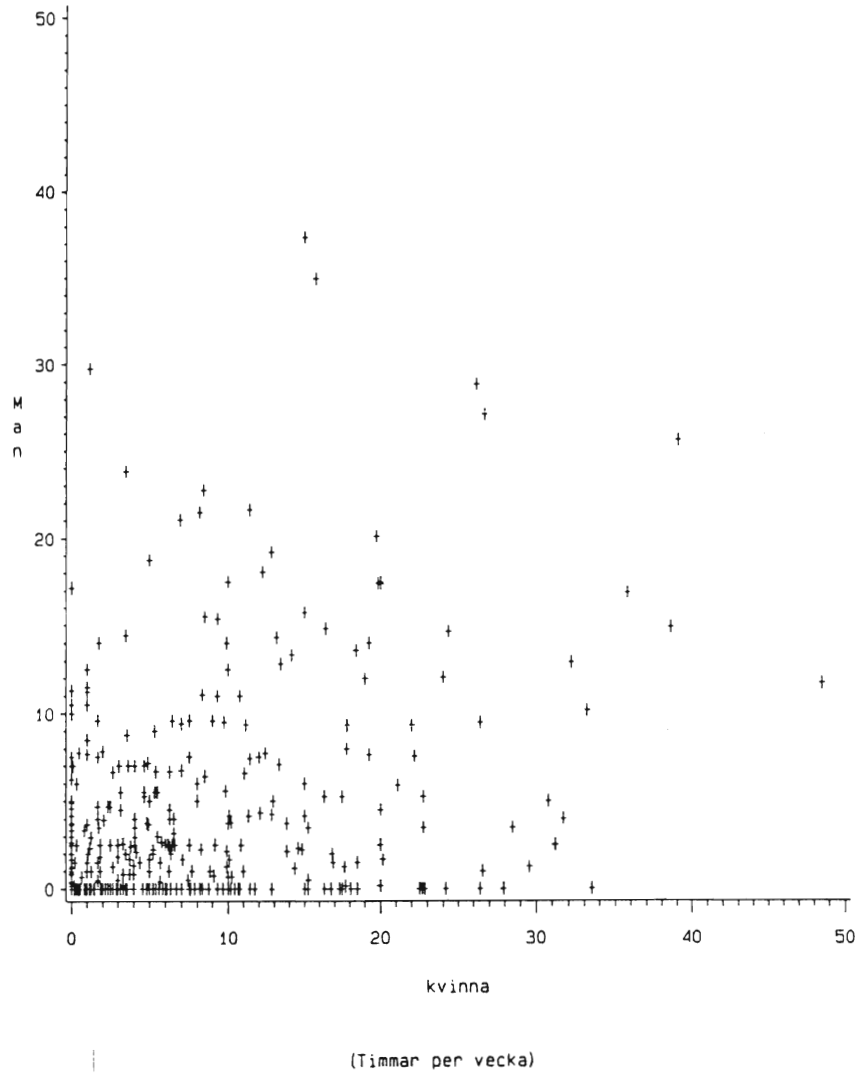
Figur 11 Mannens och kvinnans arbetstid  
(Samboende)



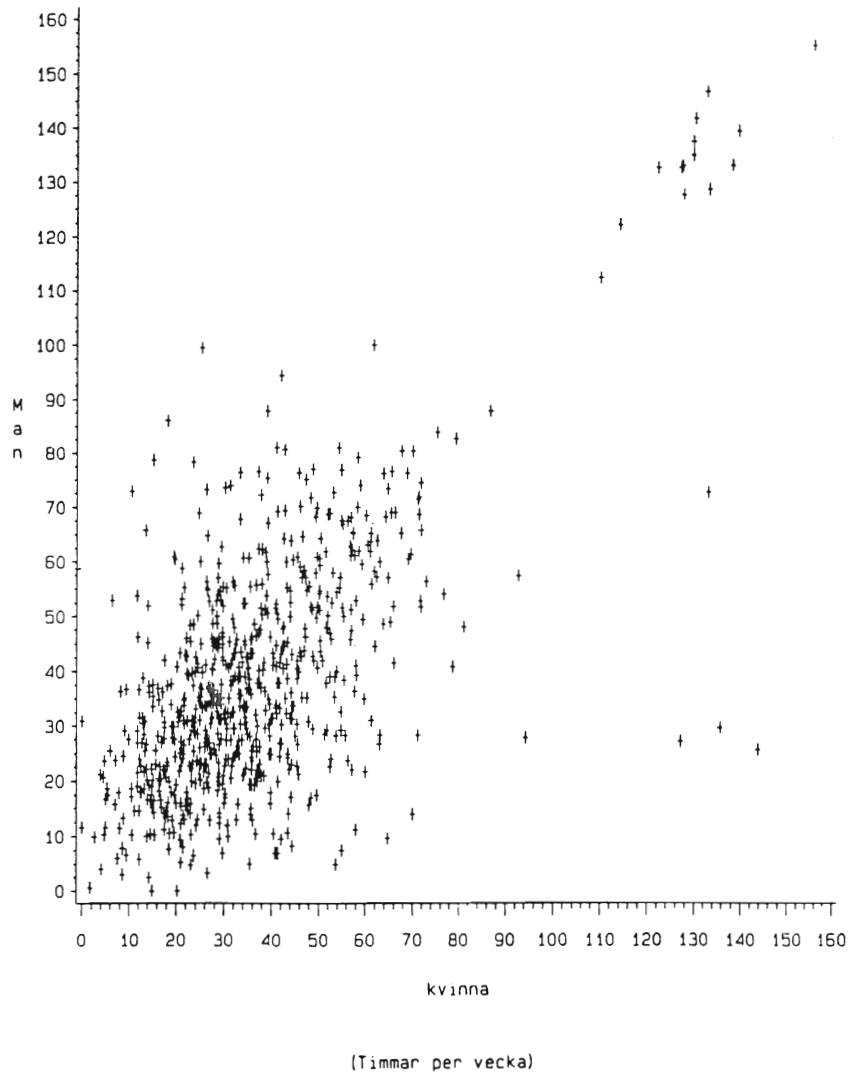
Figur 12 Mannens och kvinnans hushållsarbete  
(Samboende)



Figur 13 Mannens och kvinnans barnomsorg  
(Samboende)

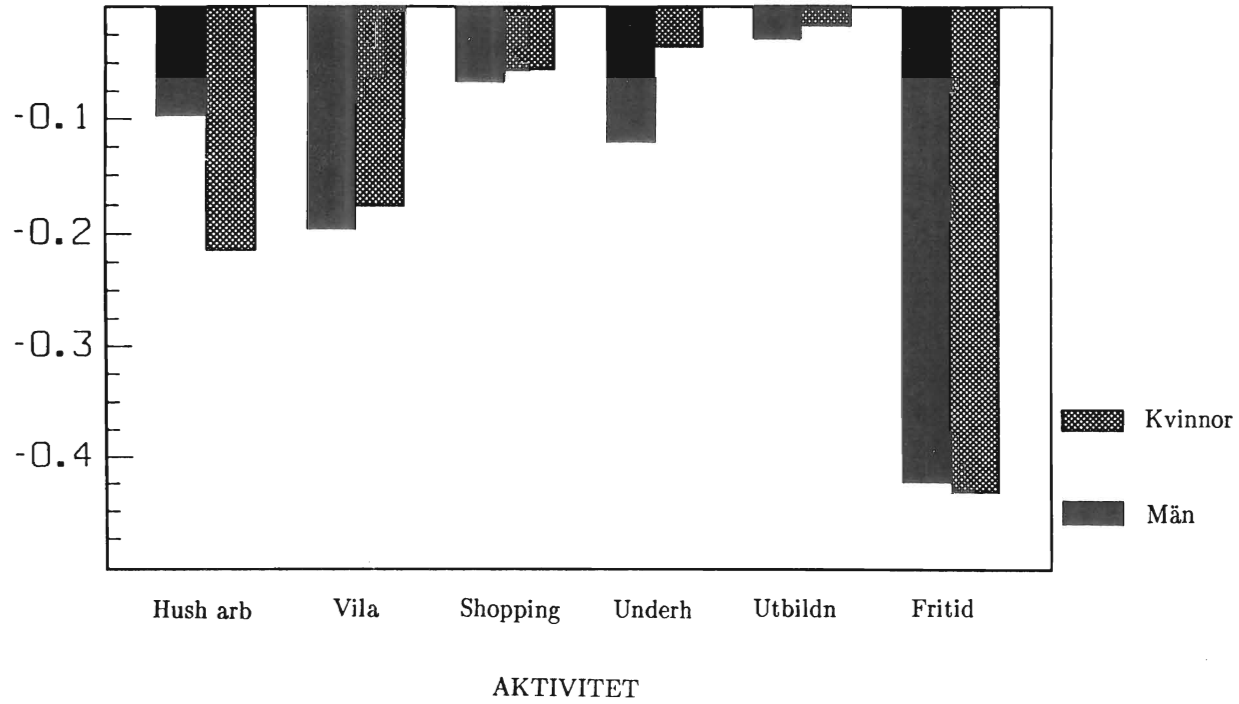


Figur 14 Mannens och kvinnans fritid  
(Samboende)



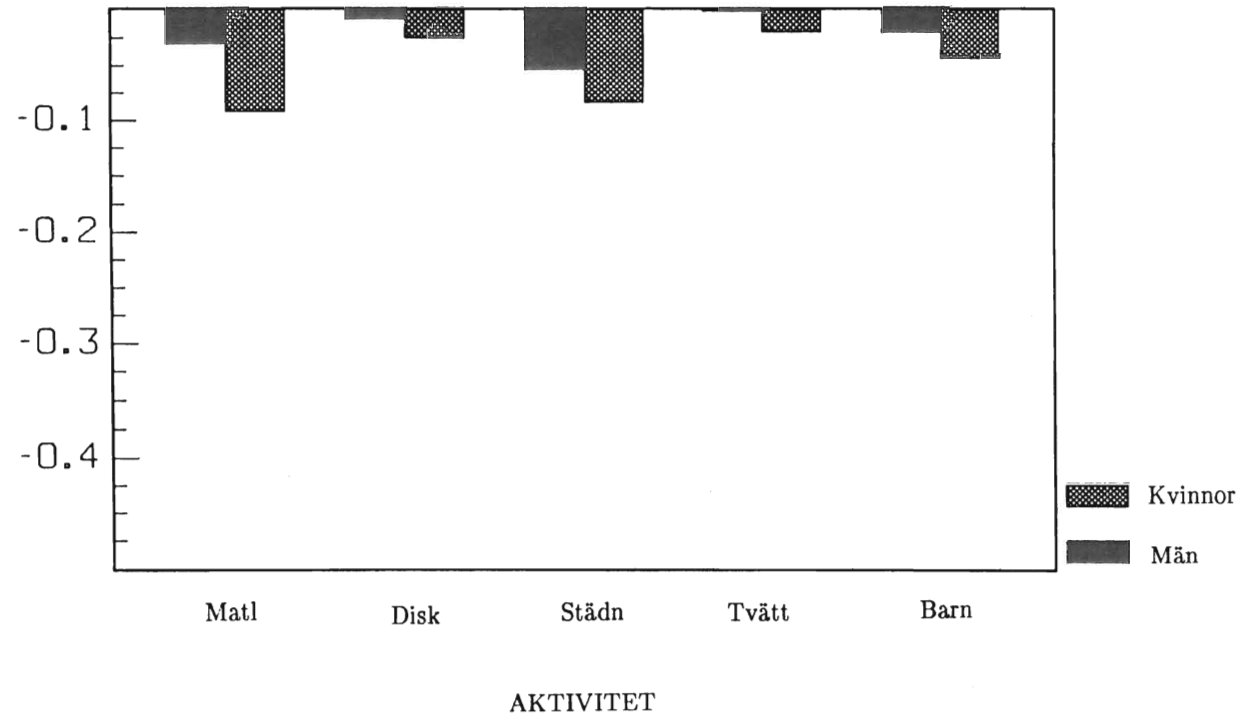
Figur 15 Marginal effekter av marknadsarbete

TIMMAR



Figur 16 Marginal effekter av marknadsarbete på hushållsarbete och barnomsorg

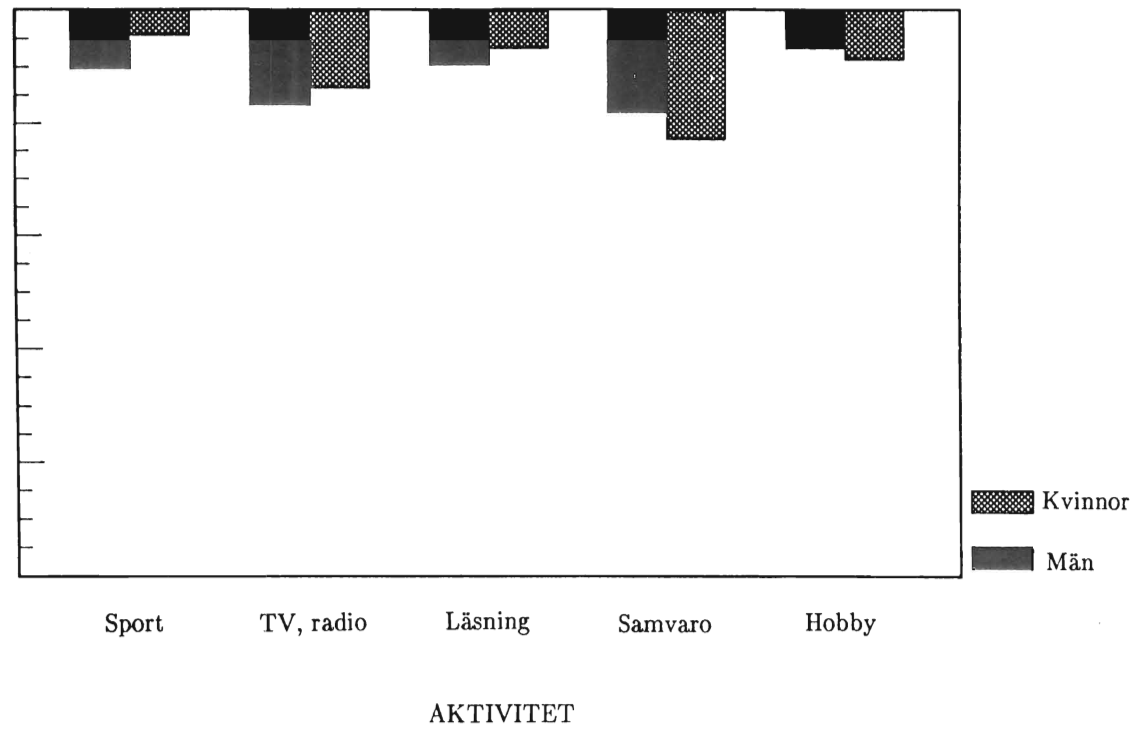
TIMMAR





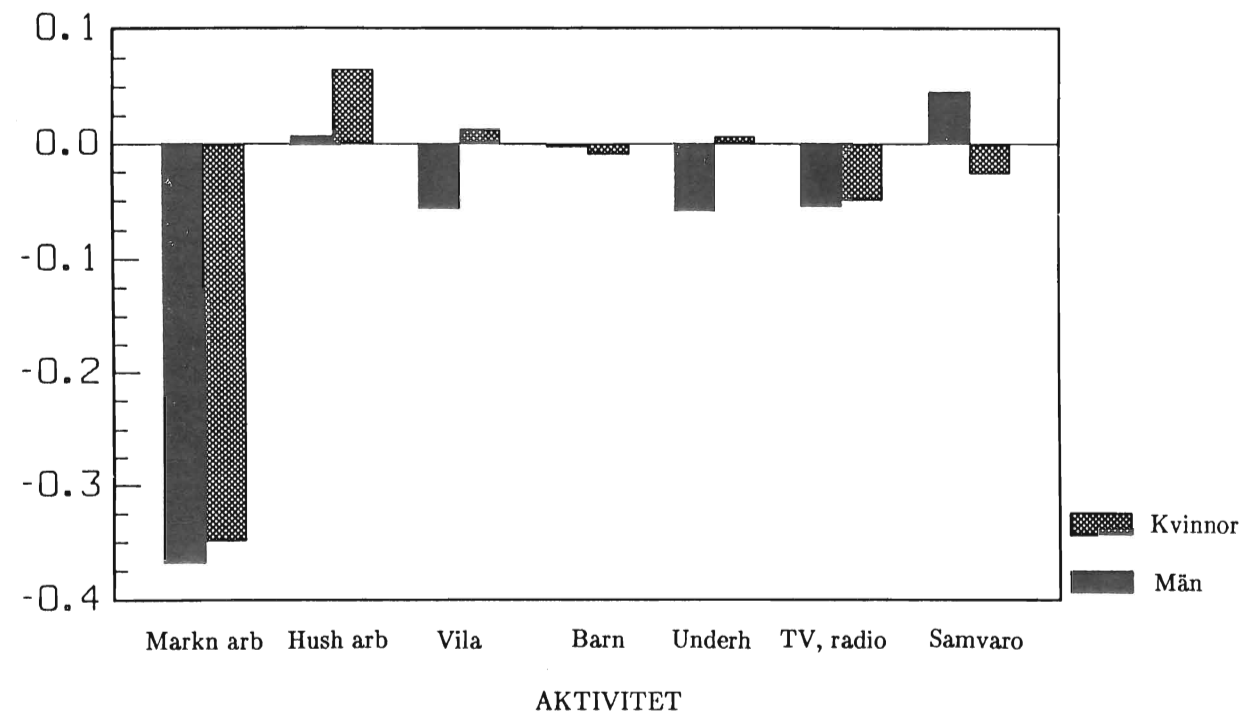
Figur 17 Marginal effekter av marknadsarbete på nöjen och rekreation

TIMMAR



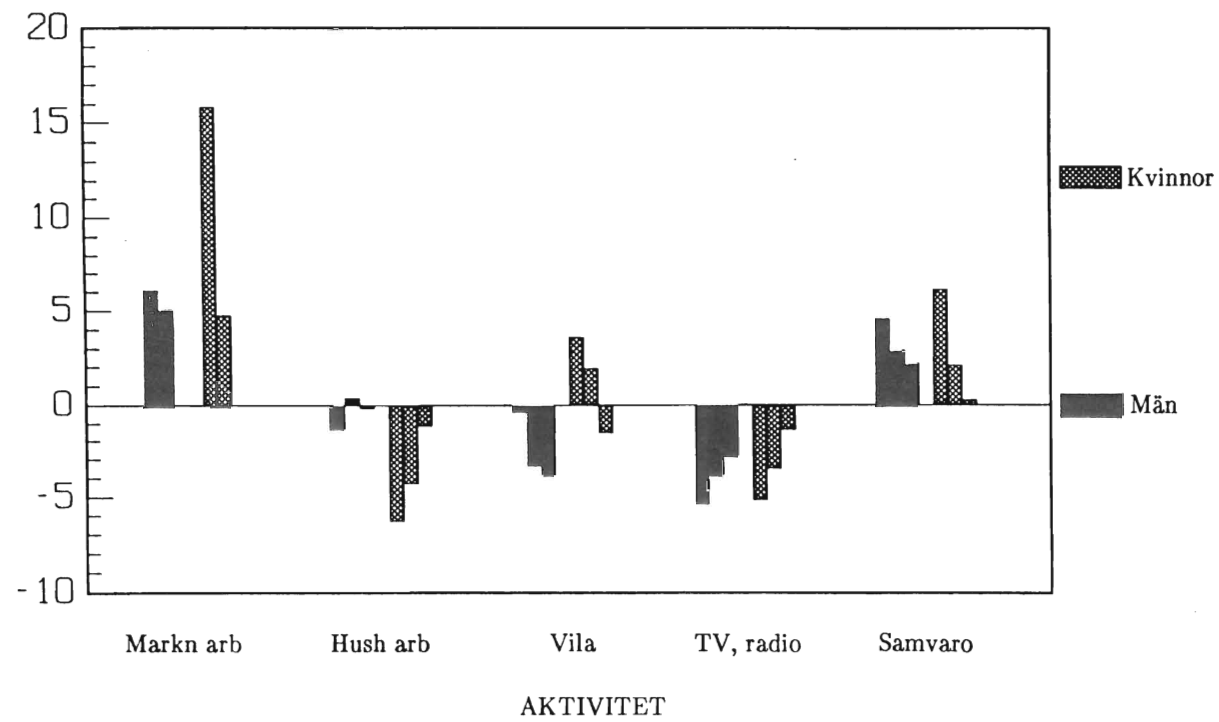
Figur 18 Marginal effekter av nettolönen  
(kr/tim)

TIMMAR



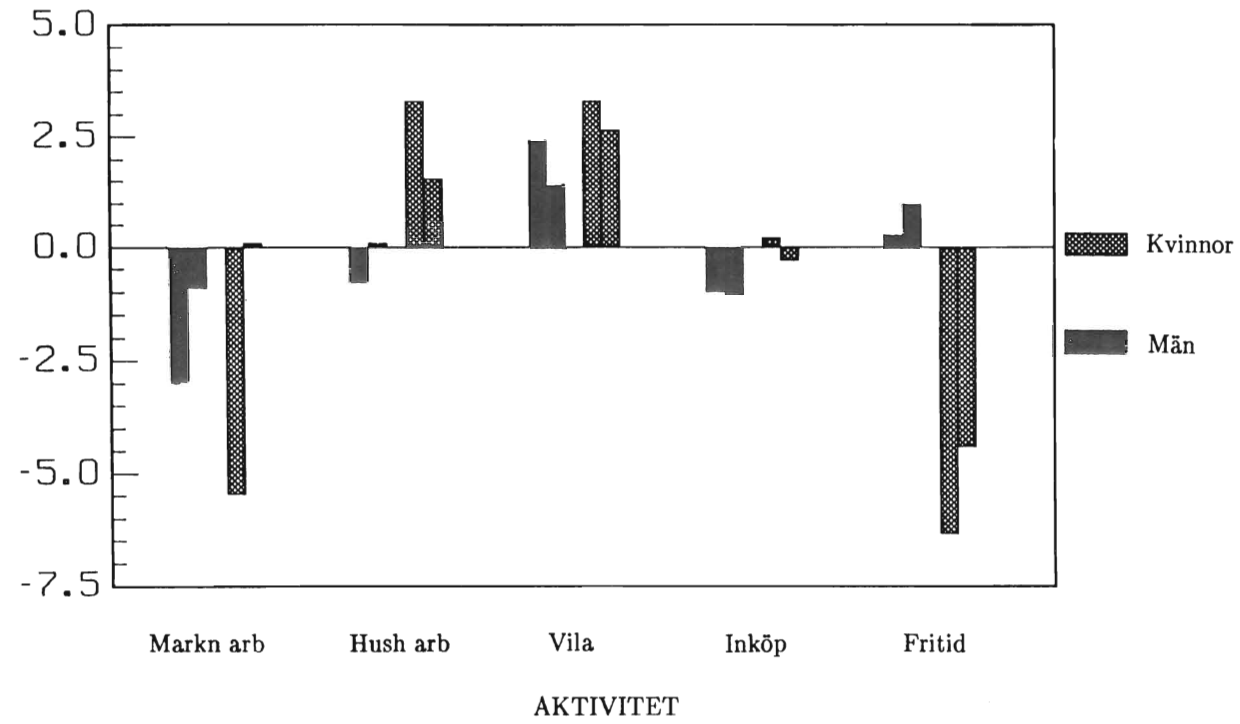
Figur 19 Ålderns effekt på tidsanvändningen

TIMMAR



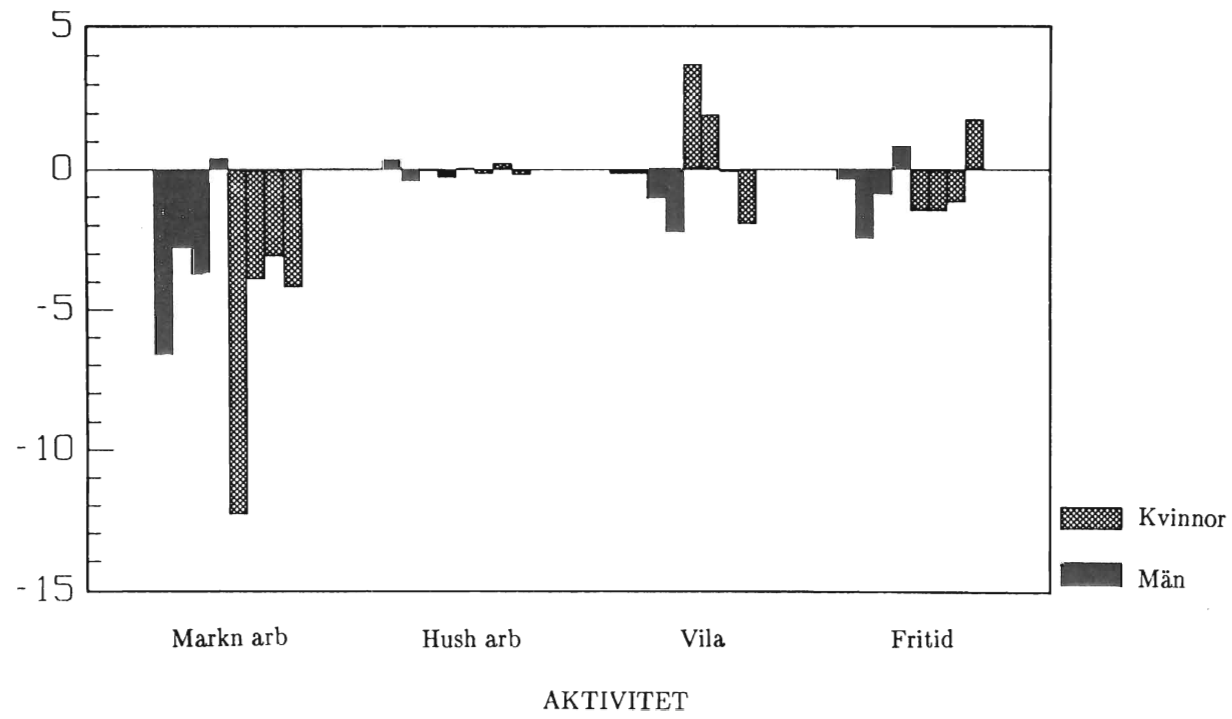
Figur 20 Utbildningens effekt på tidsanvändningen

TIMMAR



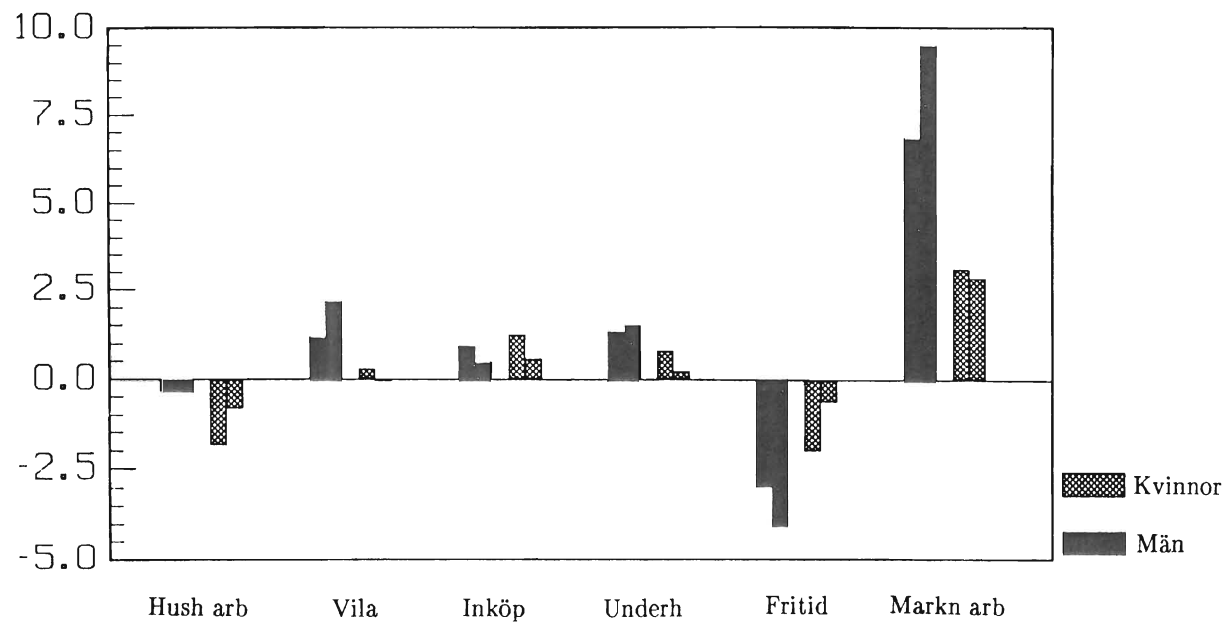
Figur 21 Marginella effekter av antal barn i olika åldrar

TIMMAR



Figur 22 Regionala skillnader i tidsanvändning

TIMMAR



Stapel 1: storstad, stapel 2: andra län.

AKTIVITET, KÖN OCH REGION

## KAPITEL 11

### Aspekter på bostadsefterfrågan. Förmögenhetsplacering och flyttkostnader

Peter Englund

#### 1 Introduktion

Effekter på bostadsmarknaden spelar en central roll i olika ekonomisk-politiska debatter. Ett bra exempel är den nu aktuella skattereformen, som präglas av en strävan att utjämna beskattningen mellan olika inkomstslag och mellan konsumtionen av olika varor, vilket får till konsekvens en skärpt bostadsbeskattning och därav följande högre boendekostnader. En sådan omläggning ger upphov till flera frågor: Hur kommer boendemönstret att påverkas? Hur ändras inkomstfördelningen? Vilka blir verkningarna på priserna på villor och bostadsrätter? Hur påverkas flyttningarna mellan och inom olika regioner? Kommer det att bli något nybyggande de närmaste åren?

För att kunna besvara sådana frågor behöver man bland annat känna till hur olika faktorer påverkar hushållens efterfrågan på bostäder. Studier av efterfrågemönster har traditionellt gjorts med data av endera av två slag. Tidiga studier gjordes oftast med aggregerade tidsserier. Ett stort problem med sådana studier är att antalet observationer blir starkt begränsat, varför det blir svårt att dra några statistiskt säkerställda slutsatser. Vidare lämpar sig inte sådana databaser för att analysera fördelningsproblem, eftersom man inte kan särskilja effekterna på olika hushållsgrupper. På senare år har det blivit vanligare att studera tvärsnitt av individ- eller hushållsdata; se Rosen (1985) och Goodman (1989) för internationella översikter och Brownstone et al. (1988) för en studie för Sverige. Dessa studier har analyserat sambanden

mellan hushållens bostadskonsumtion å ena sidan och deras inkomster, boendekostnader och ett brett spektrum av socioekonomiska faktorer å den andra sidan, samt använt resultaten till att prognosticera effekterna på bostadsefterfrågan av t ex ändrade skatte- och transfereringssystem. Tvärsnittsundersökningarna saknar visserligen flera av de tidsseriebaserade studiernas brister men lider ändå av en rad brister.

Problemen med gängse tvärsnittsstudier av bostadsefterfrågan hänger framför allt samman med att bostaden är en så speciell vara att den inte utan vidare låter sig studeras i analogi med t ex mjölk eller videoapparater. *För det första* är bostaden ett komplex av olika attribut såsom yta, antal rum, utrustningsstandard m m. *För det andra* spelar bostadens läge och närhet till kommunikationer, service, arbetsplatser och natur en stor roll. *För det tredje* är det ofta förknippat med stora kostnader att ändra sin bostadskonsumtion på kort sikt, eftersom detta i allmänhet måste ske genom flyttning, något som medför inte bara direkta kostnader utan ofta också byte av social miljö m m. *För det fjärde* är bostadsvalet inte bara ett konsumtionsval utan också ett val av upplåtelseform, vilket i sin tur hänger samman med sparande och förmögenhetsförvaltning. Valet av upplåtelseform är också nära sammanvävt med allmän livsstil och sättet att disponera sin tid. Många studier "löser" dessa problem genom att betrakta bostadens värde eller hyra som ett index på mängden boendetjänster samt att bortse från flyttkostnader, val av upplåtelseform och sparande- och placeringsaspekter. På senare tid finns dock gott om exempel på undersökningar som beaktar en eller flera av dessa fyra punkter.

I tre studier baserade på 1984 års HUS-data har bostadsefterfrågan undersökts med hänsyn till vissa av dessa aspekter. Englund och Westin (1990) studerar ägande av småhus och bostadsrätter som en del av hushållens allmänna förmögenhetsplaceringar. De studerar även bostadens roll som belåningsobjekt. Brownstone och Englund (1989) och Edin och Englund (1989) tar fasta på att flyttkostnader medför att hushållens faktiska boende, som ju ligger till grund för flertalet studier av "efterfrågan", kan skilja sig avsevärt från vad de skulle välja om de inte var bundna till sin nuvarande bostad. Syftet med denna uppsats är att sammanfatta lärdomarna från dessa tre studier.



## 2 Bostaden som förmögenhetsplacering

Tabell 1 visar förmögenhetens sammansättning vid ingången till 1984 för det genomsnittliga hushållet i Englund och Westins studie. Den bygger på ett delurval av 812 hushåll för vilka det finns en fullständig rapportering av alla förmögenhetskomponenter. Vi ser vilken dominerande roll den egna bostaden har. Den utgör över hälften av nettoförmögenheten trots att genomsnittet dras ned av de 40 procent av befolkningen som hyr sin bostad. Vi ser också bostadens centrala roll som låneobjekt. Av den genomsnittliga belåningsgraden på 32 procent av förmögenheten svarar lån på bostaden för 25 procent.

Man kan betrakta hushållens portföljval som ett val i två led, där det första leDET avser valet av vilka tillgångar och skulder som överhuvudtaget ska innehas. I det andra leDET tänks hushållet så bestämma storleken på de olika posterna, t ex hur stora lån som ska tas, förutsatt att man har bestämt sig för att äga och belåna sin bostad. Strukturen på valet i det första leDET framgår av figur 1. Två aspekter på bostaden som belåningsobjekt kan vara särskilt värda att framhålla. Dels är villaägare i väsentligt högre grad skuldsatta (över 90 procent) än de som bara äger bostadsrätt eller fritidshus (58–78 procent). Dels är inte innehav av bostadsrätter och fritidshus belånade i lika hög grad som småhus.

I den ekonometriska studien försöker vi förklara de val av förmögenhets-sammansättning som illustreras i figur 1. Det sker dels genom att vi skattar sannolikheten att inneha respektive tillgång med hjälp av en så kallad probit-analys, dels genom att vi förklarar respektive tillgångsandel av den totala förmögenheten, förutsatt att hushållet valt att ha denna tillgång. I det senare fallet användes vanlig regressionsanalys<sup>1</sup>. En central förklaringsvariabel är hushållets avkastning efter skatt på olika placeringar. Eftersom vi inte har någon information om eventuella systematiska olikheter i avkastningen före skatt är denna direkt relaterad till hushållens marginals-katt. Andra ekonomiska förklaringsvariabler är nettoförmögenhet och arbetsinkomst före skatt. Härutöver är en rad demografiska variabler medtagna. Resultaten med avseende på sannolikheten att överhuvudtaget inneha en tillgång finns sammanfattade i tabell 2, medan resultaten för efterfrågade förmögenhetsandelar presenteras i tabell 3.

---

<sup>1</sup>Se Englund och Westin (1990) s 23–24 för en diskussion av olika ekonometriska specifikationsproblem.

Ett slående resultat är att *marginalskatten* i stort sett genomgående synes sakna förklaringsvärde för valet att inneha en viss tillgång, medan den har stor och signifikant betydelse för storleken på det egna hemmet liksom för olika skulder. Resultaten ger således blandat stöd för den så kallade skatte-klientelhypotesen, som säger att hushåll med höga marginalskatter tenderar att specialisera sina placeringar på lågt beskattade tillgångar, medan motsatsen gäller vid låga marginalskatter. Agell och Edins (1990) studie på 1979 års HINK-data gav ett starkare stöd för den hypotesen vad gäller flertalet aspekter av portföljvalet<sup>2</sup>. Resultaten är dock relativt konsistenta med tidigare studier av bostadsefterfrågan. Såväl Brownstone et al. (1988), för 1979–80 års HINK, som Brownstone och Englund (1989), för 1984 års HUS, fann svaga skatteeffekter på val av upplåtelseform men starka effekter på kvantitetsefterfrågan.

Hushållens *förmögenhet* har genomgående stor betydelse. Allmänt sett innehar förmögnare hushåll ett större antal tillgångar och skulder. Endast innehav av "andra skulder" (bl a studieskulder) påverkas signifikant negativt av förmögenheten, medan bland annat in-teckningslån på småhus ökar med förmögenheten. Det senare avspeglar att ett eget hem och därtill hörande lån ofta förvärvas som ett paket även av hushåll vars förmögenhet skulle göra ett obelånat innehav möjligt. Det är för övrigt ett genomgående mönster att koefficienterna för småhus och lån på småhus har samma tecken. Vad gäller effekterna på portföljandelarna är det slående att andelarna för såväl alla former av lån som flertalet tillgångar minskar med stigande nettoförmögenhet.

Det är naturligt att fråga sig huruvida bostadsval i första hand finansieras genom ökade lån eller genom minskade innehav av andra tillgångar. Denna fråga får en viss belysning genom de indikatorvariabler som anger vilken typ av portfölj ett visst hushåll innehar. Således visar det sig om man jämför ett hushåll som innehar ett småhus samt skulder med ett hushåll som därutöver har ett fritidshus att belåningsgraden hos det senare hushållet är 17 procent (8,25 + 8,87) högre bortsett från skillnader som fångas av olikheter i övriga förklaringsvariabler. Om hushållet i stället för fritidshus har övriga fastigheter blir belåningsgraden 60 procent (51,15 + 8,87) högre än för det hushåll som enbart äger ett småhus.

---

<sup>2</sup>Vid en jämförelse med Agell och Edin bör det noteras att de studerar fler tillgångar och att skatte-klientelhypotesen antagligen har större giltighet vid en längre gående disaggregering.

Man kan fråga sig hur resultaten för bostadsefterfrågan här skiljer sig från tidigare studier som betraktat bostadsvalet isolerat från övrig förmögenhetsförvaltning. Svaret är att skillnaden är mycket liten. Specifikationen av bostadsekvationerna skiljer sig nämligen från tidigare studier endast genom de olika indikatorvariablerna för sannolikheten att inneha olika kombinationer av tillgångar. Just för ekvationerna för enfamiljshus och bostadsrätter ser vi att koefficienterna för dessa variabler inte är signifikanta.

### 3 Bostadsval och flyttkostnader

Byte av bostad är ofta förknippat med stora kostnader. Utöver direkta kostnader för själva flyttningen tillkommer sökkostnader för att hitta en lämplig ny bostad samt kostnader som hänger samman med byte av social miljö, byte av skola och dagis för barnen m m. Flertalet hushåll bor därför kvar i samma bostad under en följd av år även om deras ekonomiska förhållanden och andra faktorer som påverkar bostadsvalet förändras. Detta förhållande gör att gängse efterfrågestudier baserade på observationer från en enda tidpunkt (ett tvärsnitt) måste tolkas försiktigt. Vanligen hävdas att de endast anger långsiktiga tendenser, men inte säger något om de kortsiktiga effekterna av t ex ändrade skatteregler. Det kan till och med vara diskutabelt om ens de långsiktiga tendenserna fångas upp på ett riktigt sätt, eftersom en vanlig tvärsnittsstudie likställer hushåll, som just flyttat in i sin bostad, och som fattat ett val baserat på aktuella förhållanden, med hushåll som gjorde sitt val för många år sedan på grundval av helt andra förhållanden.

Somliga forskare har i stället för att titta på ett urval av samtliga hushåll begränsat sig till sådana hushåll som nyligen har flyttat, t ex under det senaste året (om databasens storlek tillåter ett så snävt urvalskriterium). Se Harmon (1988) för en översikt av sådana studier. HUS-databasen medger, som ett alternativ, att "jämviktshushåll" identifieras baserat på svaret på följande fråga: "Hur stor är sannolikheten att Du och Din familj kommer att bo kvar i Er nuvarande bostad om ett år? Svara på en skala från noll till hundra, där hundra betyder att Du är fullständigt säker på att bo kvar."

I Brownstone och Englund (1989) jämför vi de båda jämviktskriterierna. Vi estimerar efterfrågan på bostäder enligt i stort sett samma specifikation som vi tidigare använt i Brownstone et al. (1988), dvs vi estimerar såväl val

av upplåtelseform som efterfrågad bostadskvantitet för småhus och bostadsrätter (mätt med bostadens värde). Särskild uppmärksamhet är fäst vid att modellera det progressiva skattesystemets effekter. Genom att marginalskatten är olika för olika hushåll kommer priset för boende, med hänsyn tagen till värdet av ränteavdrag och andra skatteeffekter, att bli olika för olika hushåll. Det marginella boendepriSET kommer också att bero på värdet av bostaden för den som äger sin bostad eftersom man med höga ränteavdrag kommer upp i högre marginalskatteklasser. Till skillnad från den tidigare studien av Brownstone et al. (1988) identifierar vi bostadsrätter som en särskild upplåtelseform vid sidan av småhusägande och hyresrätt. En första observation är att ett urval som baserats på flyttsannolikhet är mycket större än ett som baserats på inflyttningsår. Detta har stor betydelse för möjligheten att få signifikanta resultat. Av de 816 studerade hushållen hade endast 327 flyttat under de senaste sex åren, medan 685 hushåll angav sannolikheten 70 procent eller högre att de skulle bo kvar under det närmaste året. Denna skillnad avspeglas direkt i resultaten av de skattade efterfrågeekvationerna. För de 327 "nyinflyttade" är i stort sett ingen av de ingående koefficienterna signifikant skild från noll.

Resultaten för de 685 "jämviktshushållen" sammanfattas i tabellerna 4 och 5. I tabell 4, som baseras på en så kallad multinomial logitmodell, anges pris- och inkomsteffekter för den relativa sannolikheten att välja en viss upplåtelseform framför en annan.<sup>3</sup> Vi ser att priseteffekterna inte är signifikanta, vilket är i linje med den bristande signifikansen för marginalskatten i tabell 2. Tecknet är dock negativt för valet mellan att äga och hyra, dvs hushåll med högre marginalskatt för vilka ränteavdragen är mer värda tenderar i högre utsträckning att äga sin bostad. Inkomsteffekterna är däremot klart signifikanta för valet av småhus i förhållande till lägenhet (såväl hyresrätt som bostadsrätt). De efterfrågade kvantiteternas (marknadsvärden deflaterade med regionala prisindexar från Wigren (1986)) bestämningsfaktorer framgår av tabell 5. Med undantag för priseteffekten för bostadsrätter är de skattade effekterna signifikanta med väntade tecken. För en tolkning av de estimerade pris- och inkomsteffekterna i tabellerna 4 och 5 hänvisas till originaluppsatsen. De kan emellertid översättas i pris- och inkomstelasticiteter som är lättare att tolka. För genomsnittshushållet (dvs för genomsnittliga värden på förklarings-

---

<sup>3</sup>Dessa effekter är framräknade från en kombination av flera skattade koefficienter på grund av vårt sätt att hantera de icke-linjära priserna.

variablerna) motsvarar dessa effekter en inkomstelasticitet på 0,61 och en priselasticitet på  $-0,30$  för småhusefterfrågan. För bostadsrätter är motsvarande elasticiteter 1,03 och  $-0,84$ .

Edin och Englund (1989) försöker också belysa hypotesen, att nyinflyttade hushåll är i "jämvikt". Utgångspunkten är en vanlig regressionskvation för efterfrågan på småhus estimerad på ett tvärsnitt av samtliga småhusägare. Om de nyinflyttade vore i jämvikt, skulle de estimerade residualerna mellan observerade marknadsvärden och regressionskvationens prediktioner för dessa hushåll i allmänhet vara mindre (i absolut värde) än för övriga hushåll. Så är emellertid inte fallet. I stället finns för småhus en tendens till att absolutvärdet på residualen är lägre ju längre tid hushållet har bott i sin nuvarande bostad. För hyreslägenheter saknas varje mönster i de estimerade residualerna. Vi tolkar detta som tecken på att hushållens bostadsval i stor utsträckning följer ett planerat mönster, där man räknar med en över huvuddelen av livscykeln stigande bostadskonsumtion. Hänsyn till flyttkostnader kommer då att medföra, att man flyttar in i ett hus, som är "för stort" och behåller det tills det med en viss marginal understiger den ideala storleken. Detta mönster illustreras av figur 2, där den streckade linjen anger den efterfrågekurva som skulle estimeras med vanliga metoder för ett tvärsnitt av samtliga husägare utan hänsyn till hur länge de bott i sin bostad.

För att ta hänsyn till det observerade residualmönstret inkluderar vi den tid som hushållet har bott i sin nuvarande bostad, som en separat förklaringsvariabel. De resulterande efterfrågekvationerna för småhus och hyreslägenheter finns presenterade i tabell 6. Sambandet är kvadratisk, men för rimliga värden på boendetid är effekten negativ, dvs under i övrigt lika förhållanden kommer ett hushåll som bott länge i sin bostad att ha lägre boendekonsumtion än ett nyinflyttat hushåll. Detta är konsistent med den utveckling av boendet som visas i figur 2.

För flertalet estimerade koefficienter visade det sig ha liten betydelse om boendetiden inkluderas eller ej. Ett undantag är den permanenta inkomsten, där den estimerade inkomstelasticiteten var 0,51 i den preliminära regressionen utan boendetid jämfört med 0,38 när den inkluderas (se tabell 6). I allmänhet liknar resultaten för de ekonomiska variablerna dem i Brownstone och Englund (1989) med signifikant negativa pris- och inkomsteffekter. Detta är i och för sig inte förvånande eftersom båda studierna grundar sig på 1984 års HUS-data. Jämförelsen har emellertid visst intresse i och med att modellerna är så olika specificerade. I likhet med Brownstone och Englund finner Edin

och Englund också att en ekvation estimerad enbart på nyinflyttade ger sämre precision i de estimerade koefficienterna än en ekvation estimerad för jämviktshushåll.

För att uttala sig om den kortsiktiga effekten av ändrade ekonomiska förhållanden skulle man även behöva känna till vad som bestämmer hushållens flyttbeteende. Påverkas det av missnöje med nuvarande bostad, eller styrs det väsentligen av andra faktorer? Om vi tolkar missnöje med nuvarande bostad som avvikelser från den estimerade efterfrågan, skulle de estimerade residualerna kunna ge viss information om detta. En bivariat regression visar på ett positivt samband mellan den av hushållen uppgivna flyttsannolikheten och absolutvärdet på den estimerade residualen. Detta inger visst hopp för möjligheten att använda residualerna från efterfrågeekvationer som grund för utsagor om byte av bostad. Vi har emellertid inga mer specifika resultat att rapportera på denna punkt.

#### 4 Sammanfattning

Flera tidigare studier har visat att skattesystemet påverkar bostadsefterfrågan. För det första förefaller det att ha en viss men ganska begränsad inverkan på benägenheten att äga snarare än att hyra sin bostad. För detta val synes dock olikheter i inkomst ha en större betydelse. För det andra påverkar skattesystemet hur stor bostad som efterfrågas givet att man valt att äga sin bostad. Denna effekt är kvantitativt sett stor och statistiskt väl säkerställd. För att ta ett exempel skulle en sänkning av marginalskatten från 60 till 50 procent grovt räknat motsvara en höjning av det marginella priset på småhus- och bostadsrättsboende med 20 procent. Med de av oss estimerade elasticiteterna (se avsnitt 3) skulle detta ge upphov till en efterfrågeminskning med 6 procent på småhus och 17 procent på bostadsrätter.

Självfallet måste numeriskt specificerade utsagor om skattesystemets effekter kringgärdas med kraftiga reservationer på grund av statistiska felmarginaler och brister i datamaterialet. Härtill kommer osäkerhet om vilken som är den relevanta förklaringsmodellen. Denna osäkerhet har ett antal dimensioner, varav jag här har berört två. I avsnitt 2 ses bostadsvalet som en integrerad del av det allmänna problemet hur hushållen placerar sin förmögenhet. Detta vidare perspektiv påverkar dock inte i nämnvärd grad slutsatserna om skattesystemets effekter på bostadsvalet, även om det ger en del insikter

om bostadens roll som belåningsobjekt. I avsnitt 3 undersöks betydelsen av transaktionskostnader. Resultaten styrker klart uppfattningen att sådana kostnader är viktiga, och att därför begränsade skatteändringar sannolikt inte påverkar bostadsvalet för flertalet hushåll på kort sikt. Av detta får man dock inte förledas till slutsatsen att de totala effekterna på bostadsefterfrågan skulle bli mindre på kort än på längre sikt. Den aggregerade effekten kan nämligen ses som summan av tre effekter. För det första kommer de som under alla omständigheter skulle ha flyttat att välja en mindre bostad. För det andra kommer några hushåll vilka annars skulle ha valt att flytta till en större bostad att nu i stället bo kvar. För det tredje kommer några hushåll som annars skulle ha bott kvar nu att flytta till en mindre bostad. Summan av dessa tre effekter kan mycket väl vara lika stor som den totala långsiktiga effekten. De studier som jag har presenterat här ger därför knappast anledning att modifiera de pris-, inkomst- och skatteeffekter som estimerats i tidigare studier.

## Referenser

- Agell, J och P-A Edin, 1990, Marginal Taxes and the Asset Portfolios of Swedish Households, *Scandinavian Journal of Economics* 92.
- Brownstone, D, P Englund och M Persson, 1988, A Microsimulation Model of Swedish Housing Demand, *Journal of Urban Economics* 23, s 179–198.
- Brownstone, D och P Englund, 1989, The Demand for Housing in Sweden. Equilibrium Choice of Tenure and Type of Dwelling, Working Paper 1989:2, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, under publicering i *Journal of Urban Economics*.
- Edin, P-A och P Englund, 1989, Moving Costs and Housing Demand. Are Recent Movers Really in Equilibrium?, Working Paper 1989:9, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, under publicering i *Journal of Public Economics*.
- Englund, P och A-M Westin, 1990, Portfolio Choice and Housing Demand in Sweden, *Scandinavian Housing and Planning Research* 7, 17–32.
- Goodman, A C, 1989, Topics in Empirical Urban Housing Research, i *The Economics of Housing Markets*, Harwood Academic Publishers.
- Harmon, O R, 1988, The Income Elasticity of Demand for Single-Family Owner-Occupied Housing: An Empirical Reconciliation, *Journal of Urban Economics* 24, 173–185.
- Rosen, H S, 1985, Housing Subsidies: Effects on Housing Decisions, Efficiency, and Equity i *Handbook of Public Economics*, A Auerbach och M S Feldstein (utg), North-Holland, Amsterdam.
- Wigren, R, 1986, Småhuspriserna i Sverige (Prices of One-Family Houses in Sweden) Forskningsrapport SB:1, Statens institut för byggnadsforskning, Gävle.



Tabell 1 Förmögenhetens sammansättning, genomsnitt för 1983/84

Tillgång	Medelvärde	Andel av nettoför- mögenheten (%)	Andel med positivt innehav (%)
Enfamiljshus	197.869	52	53,9
Bostadsrätt	8.118	2	7,5
Fritidshus	39.465	10	21,3
Andra fastig- heter	14.149	4	6,5
Bankmedel	45.597	12	100,0
Övriga finansiella tillgångar	36.388	10	100,0
Övriga reala tillgångar	160.552	42	100,0
SUMMA TILLGÅNGAR	502.138	132	
Lån på eget hem	95.519	25	50,7
Lån på fritids- hus	6.520	2	7,6
Övriga lån	19.374	5	41,7
SUMMA LÅN	121.913	32	
NETTOFÖR- MÖGENHET	380.225	100	

Källa: Englund och Westin (1990).

Tabellen är baserad på de 812 hushåll som ingår i studien.

**Tabell 2**    **Probitestimater av sannolikheten att inneha en viss tillgång**  
(Standardfel inom parentes)

Tillgång	En- familjs- hus	Bostads- rätt	Fritids- hus	Annan fastig- het	Lån på eget hem	Lån på fritids- hus	Annat lån
Förklarings- variabel							
Marginal- skatt	-0.0122 (0.3281)	0.1925 (0.4092)	0.4755 (0.3235)	0.0472 (0.4125)	0.0398 (0.4130)	0.8013 (0.6040)	0.5222 (0.2868)
Arbets- inkomst	-0.0196 (0.0362)	0.0688 (0.0516)	0.0036 (0.0359)	0.0498 (0.0498)	0.0432 (0.0421)	-0.0139 (0.0659)	0.0798 (0.0322)
Nettoför- mögenhet	0.8586 (0.0737)	-0.0502 (0.0754)	0.4483 (0.0710)	0.1848 (0.0787)	0.1505 (0.0967)	-0.0907 (0.1360)	-0.1449 (0.0532)

\* I den estimerade ekvationen ingår även ålder, antal barn, utbildning, civilstånd, kön samt dummyvariabler för storstadsboende, pensionär samt företagare. Motsvarande estimat redovisas ej här.

Källa:    Englund och Westin (1990).

**Tabell 3** Efterfrågeekvationer\*  
(Standardfel inom parentes)

Tillgång	Enfamiljshus	Bostadsrätt	Fritidshus	Annan fastighet	Lån på eget hem	Lån på fritidshus
Förklaringsvariabel						
Marginalskatt	0.6045 (0.2234)	-4.3224 (2.7215)	-0.9285 (1.0720)	0.3903 (1.3513)	2.0704 (0.7116)	5.8456 (6.2374)
Arbetsinkomst	0.0052 (0.0192)	-1.9274 (1.0650)	-0.0647 (0.0432)	0.7813 (0.8445)	0.1875 (0.0849)	-0.2058 (0.1561)
Nettoförmögenhet	-0.7806 (0.3670)	0.7749 (0.7718)	-1.4238 (0.9066)	2.9805 (3.1211)	-3.8542 (0.5636)	-2.3790 (0.7694)
Pr(1,3,5)**	0.0483 (0.6000)	-	1.6137 (1.3982)	-	8.2481 (1.3789)	2.7660 (2.0324)
Pr(1,4,5)	2.2526 (2.5583)	-	-	5.3044 (7.7460)	51.1476 (6.7643)	-
Pr(1,5)	-0.3479 (1.8948)	-	-	-	-8.8688 (4.0113)	-
Pr(2,5)	-	3.2365 (4.4382)	-	-	-26.1283 (7.8951)	-
Pr(3,5)	-	-	8.5731 (3.3762)	-	-	21.7093 (6.8332)

\* Den beroende variabeln är resp tillgångs andel av nettoförmögenheten.

\*\* Pr (1,3,5) = Estimerad sannolikhet att inneha både enfamiljshus, fritidshus och lån på eget hem men ej övriga tillgångs- och skuldposter.

Pr (1,4,5) = Estimerad sannolikhet att inneha både enfamiljshus, annan fastighet och lån på eget hem men ej övriga tillgångs- och skuldposter.

Pr (1,5) = Estimerad sannolikhet att inneha både enfamiljshus och lån på eget hem men ej övriga tillgångs- och skuldposter.

Pr (2,5) = Estimerad sannolikhet att inneha både bostadsrätt och lån på eget hem men ej övriga tillgångs- och skuldposter.

Pr (3,5) = Estimerad sannolikhet att inneha både fritidshus och lån på eget hem men ej övriga tillgångs- och skuldposter.

Källa: Englund och Westin (1990).

**Tabell 4** Pris- och inkomsteffekter för sannolikheten att välja en viss upplåtelseform framför en annan  
(Standardfel inom parentes)

	Bostadsrätt/ hyresrätt	Småhus/ hyresrätt	Småhus/ bostadsrätt
Inkomsteffekt	-0,61 (2,17)	5,22 (1,46)	5,83 (2,19)
Priseffekt	-19,90 (16,65)	-12,62 (11,31)	7,28 (16,96)

Källa: Brownstone och Englund (1989).

Anm: I den estimerade ekvationen ingår även ett regionalt prisindex, hushållsföreståndarens ålder samt antal hushållsmedlemmar.

**Tabell 5** Pris- och inkomsteffekter för efterfrågan på småhus resp bostadsrätter  
(Standardfel inom parentes)

	Småhus	Bostadsrätt
Inkomsteffekt	4,72 (1,06)	12,00 (4,96)
Priseffekt	-3,84 (1,30)	-10,20 (6,81)

Källa: Brownstone och Englund (1989).

Anm: Beroende variabel är logaritmen av bostadens marknadsvärde deflaterat med ett regionalt prisindex. Övriga förklaringsvariabler, se tabell 4.

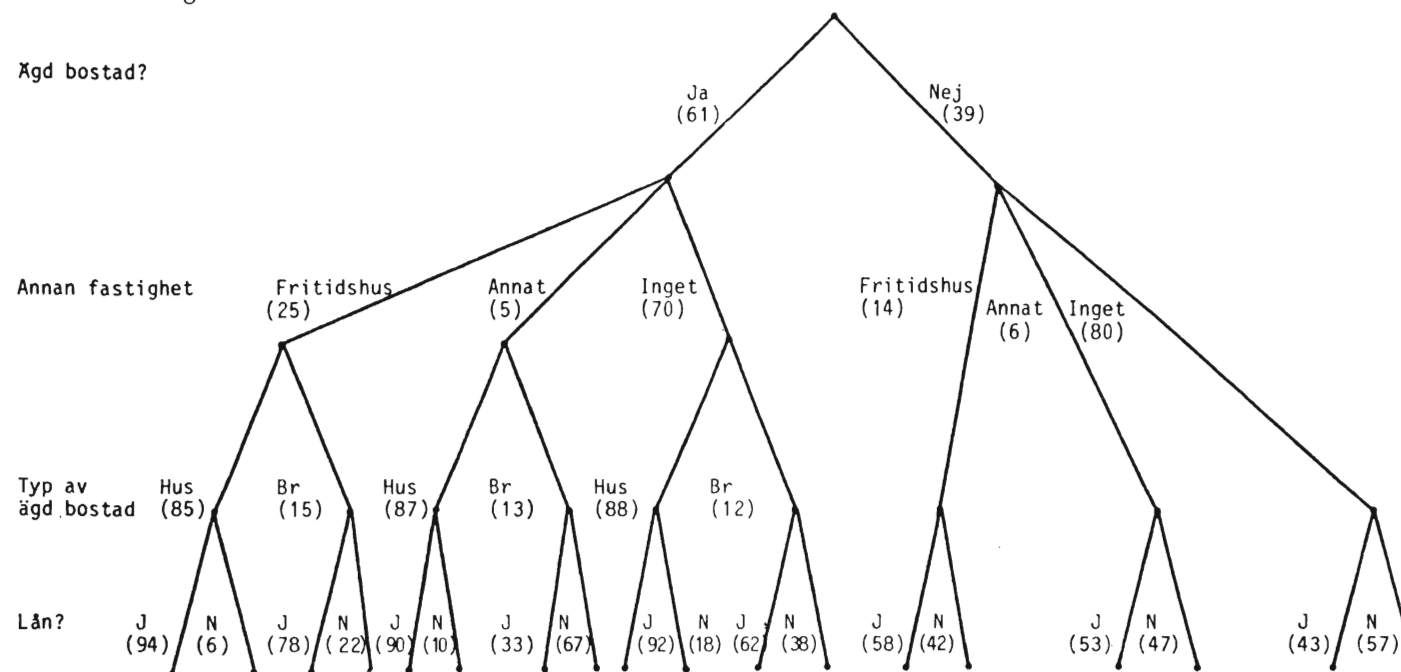
**Tabell 6** Efterfrågeekvation för småhus och hyresrätter  
(t-värden inom parentes)

	Småhus	Hyresrätter
Hushållsföreståndarens ålder	0,003 (0,19)	0,041
Hushållsföreståndarens ålder <sup>2</sup> /100	0,002 (0,12)	–0,043 (1,72)
Hushållsföreståndaren är kvinna	0,199 (3,00)	0,223 (2,08)
Bostaden bebos av samboende par	–0,003 (0,03)	0,144 (1,13)
Antal barn i hushållet	0,001 (0,06)	0,105 (2,32)
log (100-marginalskatt)	–0,255 (3,82)	–
log (permanent inkomst)	0,376 (2,15)	0,117 (0,38)
log (nettoförmögenhet)	0,121 (4,66)	0,013 (0,50)
Boendetid	–0,013 (2,45)	–0,012 (1,55)
Boendetid <sup>2</sup> /100	0,015 (1,39)	0,010 (0,73)

Källa: Edin och Englund (1989).

Anm: Beroende variabel är logaritmen av boendeutgifterna. Intercept och dummyvariabler för byggnadsår ej medtagna.

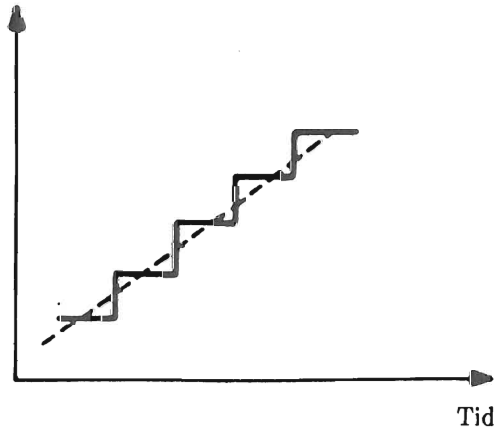
**Figur 1 Strukturen på hushållens tillgångar**  
 Talen inom parentes anger andelen (av 812 obs) som har tillgången i fråga.



Anm: Br = Bostadsrätt.

Figur 2 Typiskt mönster på bostadskonsumtion med transaktionskostnader

Log  
boendekonsumtion



## KAPITEL 12

### Förmögenhetsfördelningen i Sverige 1984–1986

Lars Bager-Sjögren och Anders Klevmarken

I alla samhällen har man intresserat sig för vilka förmögenhetsskillnader som finns. "De rikas" beteende har följts med intresse, avund och beundran. Till skillnad från studier av inkomstfördelningen har intresset för förmögenhetsfördelningen i första hand knutits just till den övre delen av fördelningen, dvs till den förmögnaste delen av befolkningen. Orsaken till detta bör vara att med stor förmögenhet följer ofta makt och inflytande över andra människor. "De rika" har dessutom ibland varit "trend setters", dvs angivit nya riktningar för beteende och konsumtionsmönster.

Förutom den nyckel till makt och inflytande som en förmögenhet eventuellt kan ge, ger den en konsumtionspotential och ett individuellt oberoende. En personlig förmögenhet möjliggör en högre levnadsstandard både genom sin avkastning och genom att kapitalet kan omsättas i konsumtion. Den ger också en större valfrihet. Den som har en förmögenhet har en beredskap mot oväntade händelser och ett mindre beroende av andra försörjningsmöjligheter. Detta perspektiv på förmögenhetsfördelningen är minst lika viktigt som maktperspektivet. Ett studium av förmögenhetsfördelningen ur detta perspektiv gäller alla hushåll. Det finns inget skäl att koncentrera intresset till de största förmögenheterna. Tvärt om skulle man kunna hävda att det är den nedre delen av fördelningen som är den intressantaste. Vilka hushåll är det som helt saknar förmögenhetsreserver och därför betydande mått av individuell handlingsfrihet? Visserligen kan man invända att möjligheten att försäkra sig mot olika "risker", med privata försäkringar eller genom de kollektiva socialförsäkringarna, minskar behovet av privata förmögenheter. I viss mån, men bara i viss mån, är detta sant. Det finns många risker som



man inte kan försäkra sig mot. Ett exempel är att man kan tröttna på sin arbetsgivare och sitt yrke och önska utbilda sig till något nytt, ett annat exempel är att det kan vara lång kö i den offentliga vården till den operation som behöver utföras och ett tredje att politiska beslut kan förändra villkoren för de offentliga pensionerna när pensionsåldern väl uppnåtts.

Av detta resonemang följer även att de som har en förmögenhet kan förväntas ha ett annat ekonomiskt beteende än de som inte har någon. Det gäller inte bara deras konsumtionsbeteende och sparande, utan förmögenhetens storlek kan även i princip påverka t ex hushållsbildningen, valet av bostad och utbudet av arbetskraft. Ett studium av förmögenhetsfördelningen har således inte bara ett "maktpolitiskt" och fördelningspolitiskt intresse, utan det kan även ges en ekonomisk politisk motivering. Själva förmögenhetsackumuleringen och förändringarna i fördelningen, dvs sparandet samt förmögenheternas placering i olika former av tillgångar har ju dessutom en central och välkänd makroekonomisk betydelse.

Hur kan man då förklara förmögenhetsfördelningens utseende? Vad beror förmögenhetsackumuleringen på? I den internationella litteraturen har man fäst stor vikt vid den så kallade livscykelhypotesen, som kan sammanfattas på följande sätt. I unga år lånar vi till utbildning och bosättning, därefter sparar vi för att betala igen dessa skulder och för att bygga upp ett pensionskapital som slutligen förbrukas under den sista tredjedelen av livet. Enligt denna teori bör således förmögenheten successivt växa och nå ett maximum strax före pensionsåldern för att därefter minska. I den internationella litteraturen har man undersökt om förmögenhetskurvan uppvisar en "puckel" av detta slag, men resultaten har inte varit entydiga. Slutsatsen av dessa och andra studier är att livscykelhypotesen inte ensam kan förklara förmögenhetsfördelningens utseende.

En annan viktig förklaring är förekomsten av arv och andra förmögenhetsöverföringar mellan generationerna. Föräldrars önskan att kunna lämna ett arv till sina barn kan t ex bidra till att förklara varför äldre människor fortfarande sparar. En annan orsak till detta är givetvis den genuina osäkerheten om hur länge man kommer att leva och om de omsorgs- och vårdtjänster man kan komma att behöva under livets sista del.

Förmögenhetsskillnader förklaras också av att alla inte får samma chanser att bygga upp förmögenheter och att alla inte har samma förmåga att ta till vara de tillfällen som ges. Det är ett fåtal förunnat att ha turen att dra

en "vinstlott" i penninglotteriet, på aktiemarknaden eller i affärslivet. Förmågan att vara en god entreprenör varierar också.

I denna uppsats utnyttjar vi HUS-panelen 1984–1986 för att studera förmögenhetsfördelningen i Sverige. Vi ser därvid förmögenheten som en konsumtionspotential och låter därför de varaktiga konsumtionsvarorna ingå i förmögenhetsbegreppet. I nästa avsnitt ges vissa definitioner samt en beskrivning av tillgångarnas storlek och fördelning och vi gör även några jämförelser med resultat från andra undersökningar. Med utgångspunkt från de olika förklaringarna till förmögenhetsfördelningens utseende som antytts ovan analyserar vi sedan vilka skillnader i nettoförmögenhet som finns mellan olika typer av hushåll. Resultaten från denna multivariata analys presenteras i den senare hälften av uppsatsen. Däremot diskuterar vi inte närmare hur hushållen fördelar sin totala förmögenhet på olika slags tillgångar.

## 2 Hur rika är svenska hushåll och hur ojämn är förmögenhetsfördelningen?

Bristen på förmögenhetsstatistik har begränsat möjligheterna att studera förmögenhetsfördelningen i Sverige. De kunskaper vi hittills fått har huvudsakligen baserats på Roland Spånts studie till löntagarfondutredningen, en studie som huvudsakligen byggde på taxeringsuppgifter.<sup>1</sup> 1988 publicerade Statistiska Centralbyrån en rapport med titeln Förmögenhetsfördelningen 1975–1987,<sup>2</sup> i vilken man diskuterade svagheterna i den fragmentariska förmögenhetsstatistik som finns i Sverige och försökte skatta förmögenhetsfördelningen för hela populationen av hushåll liksom även storleken på olika förmögenhetskomponenter.

Fördelarna med taxeringsstatistiken är att den ger en god täckning av de största förmögenheterna och att vissa komponenter som t ex börsnoterade aktier och skulder skattas med god kvalitet. Nackdelarna är att andra förmögenhetskomponenter är grovt underskattade. Det gäller t ex bostadsrätter, obligationer, så kallade yttre inventarier (bilar, båtar, m m) och tills för något år sedan även bankmedel. Andra komponenter saknas helt då de inte är skattepliktiga. Det gäller de flesta varaktiga konsumtionsvarorna. I taxerings

---

<sup>1</sup>Spånt (1979). Se även Spånt (1987).

<sup>2</sup>Jansson & Johansson (1988).

statistiken värderas fastigheter efter taxeringsvärdet. En betydligt bättre skattning brukar man dock kunna få genom att justera med de så kallade köpeskillingskoefficienterna. Det gjordes både i Spånts undersökning och i undersökningen från SCB. I jämförelse med våra skattningar som huvudsakligen baseras på de intervjuades egna värderingar får man dock ändå relativt låga skattningar.

I HUS-undersökningarna har vi erhållit förmögenhetsuppgifterna genom att i kombinerade intervjuer och enkäter fråga om respektive komponent. För ca 2/3 av urvalet har vi därefter kunnat komplettera med vissa taxeringsuppgifter med vars hjälp intervjuuppgifterna granskats och rättats. Data har utsatts för en omfattande granskning och kontroll och felande uppgifter har imputerats. Vi har därför bättre skattningar av flera förmögenhetskomponenter än vad som finns i annan statistik. Däremot är det förhållandevis lilla urvalet en nackdel, som gör att skattningarna av komponenter som endast ett fåtal hushåll har och av fördelningens övre svans (de stora förmögenheterna) blir relativt osäkra.

### **Hushållens tillgångar och skulder, totalt och genomsnittligt**

Tabell 1 visar dels våra skattningar av hushållens samlade tillgångar och skulder vid årsskiftet 1983/84, och dels motsvarande skattningar enligt SCB-undersökningen. Det bör först observeras att de två undersökningarna inte avser exakt samma population. SCB-undersökningen täcker i princip hela svenska befolkningen medan HUS-undersökningarna inte omfattar hushåll med en hushållsföreståndare som är äldre än 74 år, hushåll vars medlemmar inte talar svenska eller så kallade institutionshushåll, dvs individer som bor på ålderdomshem, långvårdshem, fängelser etc.<sup>3</sup> Sammanlagt omfattar SCB-undersökningen ca 4,4 miljoner hushåll och HUS-undersökningen endast ca 3,1 miljoner. För varje undersökning redovisas tre olika skattningar, nämligen en skattning av respektive populations totala förmögenhetsvärde för varje typ av tillgång, ett genomsnittsvärde för samtliga hushåll i vilket även de hushåll som

---

<sup>3</sup>Själva hushållsbegreppet skiljer sig också mellan de två undersökningarna. I HUS-undersökningen tillhör de som bor och äter tillsammans samma hushåll, i SCB-undersökningen utgör vuxna barn som bor hemma egna hushåll liksom även andra vuxna som bor tillsammans med t ex två makar.

inte har tillgången i fråga ingår med värdet noll och slutligen ett genomsnitt enbart för de hushåll som har tillgången.

Enligt våra skattningar har HUS-populationen banktillgångar på sammanlagt omkring 119 miljarder kronor. SCB-skattningen ligger betydligt högre, 165 miljarder. Skillnaden förklaras troligen till största delen av att vår undersökning inte omfattar de allra äldsta, ty medeltalsskattningarna överensstämmer väl. Varje hushåll har i genomsnitt 37 000–38 000 kronor på banken. Vår skattning av de totala tillgångarna i aktier och obligationer ligger något högre än SCB:s, 137 respektive 122 miljarder. En tänkbar förklaring är att man i SCB-materialet, som ju bygger på taxeringsuppgifter, får en underskattning av hushållens innehav av obligationer.<sup>4</sup>

Även värdet av hushållens innehav av fastigheter blir större i HUS-undersökningen än i SCB-undersökningen. Skillnaden beror dels på att fastighetsägarnas egna skattningar av marknadsvärdet är något högre än det värde man får när man justerar taxeringsvärdet med köpeskillingskoefficienterna, dels på att man i taxeringsmaterialet grovt underskattar både förekomsten och värdena av bostadsrättslägenheter och andelslägenheter. Detsamma gäller även värdet av bilar, båtar och husvagnar. I HUS-undersökningen har bilvärdena och värdena för husvagnarna beräknats med hjälp av bilhandels listpriser för begagnade bilar och husvagnar i kombination med intervjufrågor om märke och årsmodell. Skattningarna av båtvärdena bygger på båtägarnas egna uppskattningar av marknadsvärdet. Vår skattning av hushållens sammanlagda reala tillgångar exklusive inventarier blir drygt 800 miljarder eller i genomsnitt 260 000 kronor per hushåll. Totalskattningen enligt SCB-undersökningen är ca 200 miljarder lägre, trots att motsvarande population är större.

Värdet av hushållens inventarier och varaktiga konsumtionskapitalvaror har vi uppskattat till mellan 360 och 370 miljarder vilket motsvarar mellan 115 000 och 120 000 kronor per hushåll. Det finns uppenbara svårigheter att värdera tillgångar av detta slag. Inventarievärdena bygger på grova uppskattningar gjorda av de intervjuade själva. Värdet av konsumtionskapitalvarorna

---

<sup>4</sup>SCB-undersökningen redovisar kontanter och andra finansiella tillgångar som en separat post om totalt 41 miljarder, vilka inte har någon direkt motsvarighet i HUS-undersökningen. Eventuellt har respondenterna i sina svar helt eller delvis inkluderat kontanter och övriga finansiella tillgångar i den post som här benämns aktier och obligationer. I så fall skulle HUS-skattningen bli 26 miljarder lägre än SCB-skattningen.

avser vissa uppräknade varor vilka vi åsatt försiktigt beräknade marknadsvärden för begagnade varor av denna typ.

Beträffande skuldbeloppen räknar vi med att uppgifterna från taxeringsstatistiken har god kvalitet. En jämförelse mellan de två undersökningarna visar att för inteckningsskulder är uppgifterna i HUS-materialet troligen relativt hyggliga. Genomsnittsvärdena ligger något över motsvarande värden i SCB-undersökningen, vilket är rimligt då HUS-undersökningen inte omfattar de äldsta hushållen. Däremot förefaller vi att underskatta övriga skulder. Enligt vår skattning skulle hushållen ha skulder på omkring 300 miljarder och enligt SCB-undersökningen ligger beloppet på omkring 380 miljarder. Utslaget per hushåll motsvarar detta närmare 100 000 kronor respektive 90 000 kronor. Den senare skattningen är lägre då de äldsta hushållen, som ingår i SCB-materialet, som regel inte är skuldsatta.

Sammanlagt finner vi att HUS-populationens nettoförmögenhet inklusive inventarier och varaktiga varor uppgår till 1 135 miljarder, vilket motsvarar ett genomsnitt per hushåll på drygt 360 000 kronor. Möjligen bör dock dessa belopp minskas med 30–50 miljarder respektive 10 000–15 000 på grund av underskattningen av skulderna. Å andra sidan ingår inte tillgångar i form av kapital- eller pensionsförsäkringar. Vi har inte heller försökt uppskatta värdet av pensionsutfästelserna från socialförsäkringssystemet och avtalspensionerna. I HUS-undersökningen 1986 frågade vi dock om individuella kapital och pensionsförsäkringar. Den uppskattning vi fick var att i genomsnitt över alla hushåll uppgick värdet av dessa försäkringar till mellan 10 000 och 11 000 kronor per hushåll, vilket för hela populationen skulle motsvara drygt 30 miljarder. Till slut bör det framhållas att det finns betydande osäkerheter både i vår undersökning och i SCB-undersökningen beträffande värderingen av icke börsnoterade aktier och egna företagares tillgångar samt beträffande avgränsningen mellan hushållssektorn och företagssektorn.

### **Förmögenhetsfördelningens ojämnhet**

Medianförmögenheten är mindre än medelförmögenheten, endast omkring 330 000 kronor, vilket innebär att förmögenhetsfördelningen är positivt sned, dvs det finns ett fåtal hushåll med mycket stora förmögenheter. Tabell 2 visar just detta, dvs hur stor andel av hushållens totala förmögenhet som den rikaste procenten, de fem rikaste procenten osv har. Tabellen redovisar

skattningar från Roland Spånts undersökning, SCB-undersökningen av Kjell Jansson och Sten Johansson samt från vår egen undersökning. För att öka jämförbarheten med de två första undersökningarna har vi redovisat våra skattningar både med och utan inventarier och konsumtionskapitalvaror. De två första undersökningarna, som bygger på samma typ av data, stämmer väl överens trots att mättpunkterna ligger 10 år från varandra. De tio procent rikaste äger drygt 50 procent av hushållens samlade förmögenheter. Motsvarande skattning från HUS-undersökningen är något lägre, 43 procent. Skillnaden kan dels förklaras av att vår undersökning inte omfattar de äldsta hushållen, bland vilka det bör finnas en del förmögna hushåll, och dels av vår högre värdering av marknadsvärdena för egna hem, fritidshus och yttre inventarier. Hushåll med små och normala förmögenheter har just tillgångar av detta slag. I någon mån kan skillnaden även bero på att vi underskattat andelen mycket stora förmögenheter, men detta är förmodligen inte den viktigaste förklaringen, ty andelen miljonärer i HUS-materialet 1983/84 är ca 1,9%, vilket obetydligt understiger den skattning som finns i SCB-undersökningen.

Låter vi även inventarier och varaktiga konsumtionsvaror ingå i förmögenhetsbegreppet minskar de tio procent rikaste hushållens andel från 43% till 34%. Både värderingen av förmögenhetskomponenterna och valet av ingående komponenter i förmögenheten har stor betydelse för den skattning av ojämnheten som man får. Detta framgår tydligt av de Lorenzkurvor som redovisas i figur 1. Dessa kurvor visar hur stor andel av den totala förmögenheten som de 10, 20, 30 etc procenten fattigaste hushållen har. Innan figuren ritades dividerades varje hushålls förmögenhet med antalet s k vuxenekvivalenter. Detta är ett sätt att justera för skillnader i hushållsstorlek. Två vuxna räknas som 1,6 vuxenekvivalenter, barn i åldrarna 0–12 år som 0,35 vuxenekvivalenter och de i 13–16 års ålder som 0,45 samt personer över 16 år som 0,6 vuxenekvivalenter. Den räta 45-graderslinjen skulle man få för en helt jämn fördelning, dvs om alla hushåll hade lika stora förmögenheter per vuxenekvivalent. Ju mer Lorenzkurvan böjer av från den räta linjen, desto ojämnare är fördelningen. Den nedersta heldragna kurvan avser taxerad förmögenhet per hushåll och vuxenekvivalent. Den tätstreckade kurvan avser hushållens nettoförmögenhet per vuxenekvivalent exklusive fordon, varaktiga konsumtionsvaror och inventarier, och den mittersta kurvan avser nettoförmögenheten per hushåll och vuxenekvivalent inklusive alla förmögenhetskomponenter. Som en jämförelse har vi även lagt in en Lorenzkurva för

disponibel inkomst per hushåll och vuxenekvivalent. Från diagrammet kan man t ex utläsa att de 90 procenten "fattigaste" endast har 41 procent av de taxerade förmögenheterna, dvs de 10 procenten rikaste har 59 procent av förmögenheterna. Man finner även att de har 41 procent av nettoförmögenheterna exklusive alla varaktiga varor och inventarier och 34 procent om dessa räknas med. Som jämförelse kan nämnas att de 10 procent av hushållen som har de största inkomsterna endast har 21 procent av hushållens samlade disponibla inkomster per vuxenekvivalent. Förmögenhetsfördelningen är således ojämnare än inkomstfördelningen, men räknar man med de varaktiga varorna och värderar tillgångarna till marknadsvärde är inte skillnaden i ojämnhet alls så stor som tidigare undersökningar givit intryck av.

I tabell 3 jämförs ojämnheten i förmögenhetsfördelningen mellan sex industriländer. Sverige representeras av Spånts undersökning. Även med detta mått och med reservation för svårigheterna att få jämförbara data i internationella undersökningar, visar tabellen att den svenska förmögenhetsfördelningen är mindre ojämn än de övriga ländernas.

Tabell 4 och figur 2 visar hur förmögenhetens storlek påverkar dess fördelning på olika slags tillgångar. Svenska hushåll har huvudsakligen två slag av tillgångar, dels inventarier och varaktiga konsumtionsvaror och dels egna hem. Därutöver har man en mindre kassareserv i form av bankmedel. Bankmedel har störst betydelse som placeringsform för hushåll med inga eller små förmögenheter. Ju större förmögenhet, desto större andel är placerad i aktier och obligationer och i andra fastigheter än egna hem. Det är dock först i den tionde decilen som dessa placeringsformer får ett stort utrymme.

Av tabell 4 framgår också hur stora bruttotillgångarna, nettotillgångarna och skulderna är i respektive decil. De 10 procent fattigaste hushållen hade i genomsnitt 9 000 kronor per hushåll medan de 10 procent rikaste hushållen hade omkring 1,4 miljoner. Vi finner också att skuldkvoten, dvs kvoten mellan skulder och bruttoförmögenhet minskar ju rikare hushållen blir. Med undantag för den första decilen, som innehåller en del hushåll som har större skulder än tillgångar, kan man konstatera, att hushåll med små förmögenheter har belånat mellan 30 och 40 procent av sina tillgångar, hushåll med medelstora förmögenheter 20–25 procent och de förmögnaste hushållen endast mellan 10 och 15 procent.

Tabell 5 och figur 3 visar hur förmögenhetsvärdena varierar med hushållsföreståndarens ålder. Vi finner här, såsom livscykelhypotesen förutsäger, att förmögenheten växer fram till pensionsåldern för att därefter avta. Även

fördelningen på olika slags tillgångar varierar med åldern. Inventarier och varaktiga konsumtionsvaror upptar den största andelen för de yngsta hushållen och den minsta andelen för medelålders hushåll. Tillgångar i form av eget hem svarar för närmare hälften av hushållens tillgångar från 25–30 års ålder och in i övre medelåldern, därefter upptar bankmedel, aktier och obligationer samt fritidshusen en allt större andel.<sup>5</sup> Tabellen visar också att skuldkvoten är störst i åldersklassen 25–34 år, vilket är den ålder i vilken många hushåll skaffar sig ett eget hem. Skuldkvoten avtar därefter och är endast 7 procent för pensionärer.

Förmögenhetsskillnaderna mellan tre olika hushållstyper framgår av tabell 6. Nettoförmögenheten per vuxenkvivalent är minst för barnhushållen, 373 000 kronor, och störst för icke pensionärshushåll utan barn, 518 000. Även fördelningen på olika slags tillgångar skiljer sig mellan de tre hushållstyperna. Barnfamiljerna har en betydligt större del av sin förmögenhet investerad i ett eget hem än de övriga hushållen. Detta, samt att barnfamiljerna har en lägre genomsnittsålder, förklarar varför de har den största skuldkvoten, 32%. Pensionärer samt andra hushåll utan barn har en förhållandevis stor andel av sin förmögenhet placerad i varaktiga konsumtionsvaror och fritidsfastigheter. Pensionärerna håller dessutom en stor andel av sina tillgångar i form av bankmedel, aktier och obligationer.

### 3 Vad förklarar skillnaderna i förmögenhet?

Vi har redan konstaterat att det finns flera förklaringar till de observerade skillnaderna i förmögenhet: Livscykelhypotesen, arv, entreprenörskap och vad vi skulle kunna kalla ren tur. Det är svårt att mäta var och en av dessa effekter. Med den begränsade information som finns i vårt datamaterial har vi genomfört en regressionsanalys för att få en något mer nyanserad bild än vad enkla tabeller kan ge. För att i någon mån kunna kontrollera även för skillnader som vi inte direkt kan mäta har vi använt data både från 1984 års och 1986 års undersökningar för att få två observationer på varje hushåll. Det innebär dock att analysen begränsats till de 1 024 hushåll som medverkat i bägge undersökningarna. Hushåll som upphörde att finnas, respektive hushåll

---

<sup>5</sup>Förmögenhetsandelen 24% för aktier i åldersgruppen 55–64 år är säkerligen en överskattning, som kan hänföras till ett enda hushåll i urvalet med mycket stora tillgångar i aktier och obligationer.



som nybildades efter 1984 finns således inte med i undersökningen. Den korta tidsrymden mellan de två undersökningarna bör dock medföra att eventuella selektionseffekter är små.<sup>6</sup>

De förklarande variabler som använts i modellen motiveras delvis av livscykelhypotesen. Dessa variabler antages dels fånga skillnader i förmåga att generera inkomster och dels skillnader i konsumtionsbehov och sparande under livscykelns olika faser. Till dessa variabler hör ålder, familjetyp, utbildning och arbetsmarknadserfarenhet. Skillnader i hushållsstorlek beaktas genom att hushållets förmögenhet divideras med antalet vuxenekvivalenter.

Några direkta mått på arv har vi inte. I stället har vi försökt använda variabler som indikerar om hushållsföreståndarens och dennes makas/makes föräldrar är döda eller ej, samt uppgifter om det yrke som hushållsföreståndarens och dennes makas/makes fäder hade. Dessa variabler är långt ifrån idealiska. Överföringar mellan generationer äger ibland rum redan innan föräldrarna avlider. Yrkestillhörighet är inte heller någon idealisk indikator. Det finns naturligtvis många föräldrar inom de relativt breda yrkesgrupper, som vi tvingas använda, som inte haft någon förmögenhet att lämna till sina barn. Fädernas yrke fångar dessutom i viss utsträckning den sociala bakgrund i vilken respondenterna vuxit upp. Dessa variabler kan därför lika väl vara indikatorer på en överföring av humankapital.

Att mäta olika aspekter på entreprenörskap är om möjligt ännu svårare. Den enda variabel vi använt, som möjligen skulle kunna tolkas på detta sätt, är en indikatorvariabel för egna företagare.

Figur 4 visar hur nettoförmögenheten per vuxenekvivalent växer med hushållsföreståndarens ålder sedan man standardiserat för övriga variabler. 18–24-åringar har en förmögenhet som i genomsnitt uppgår till 27 procent av den som 65–74-åringar har. Förmögenheten växer fram till pensionsåldern som livscykelhypotesen förutsäger. Våra resultat visar däremot inte att pensionärerna under sina tio första år som pensionärer skulle konsumera upp sina tillgångar.

Sedan vi standardiserat för skillnader i hushållsstorlek genom att dividera hushållets förmögenhet med antalet vuxenekvivalenter återstår inga förmögenhetsskillnader mellan de olika hushållstyperna att förklara, vilket

---

<sup>6</sup>Den modell som använts är en så kallad varianskomponentmodell. Beroende variabel är logaritmen av nettoförmögenheten per vuxenekvivalent, dvs modellen förklarar de relativa förmögenhetsskillnaderna. Modellspecifikation och estimat redovisas närmare i Appendix.

framgår av figur 5. De skattade skillnaderna mellan hushållstyperna är små och insignifikanta.

Välutbildade har i allmänhet betydligt större förmögenheter än personer med kort utbildning. Det är inte bara mannens (hushållsföreståndarens) utbildning som förklarar skillnaderna i förmögenhet, utan kvinnans utbildning tycks ha ungefär lika stor betydelse. Hushåll i vilka båda makarna har en gymnasial utbildning eller högskoleutbildning har i genomsnitt omkring dubbelt så stora tillgångar som hushåll i vilka båda makarna har folkskola. (Se figur 6!).

Utöver åldersskillnader har även skillnader i hushållsföreståndarens erfarenhet av förvärvsarbete betydelse för förmögenhetens storlek (figur 7). Förmögenheten i ett hushåll där hushållsföreståndaren har 35 till 40 års erfarenhet av förvärvsarbete är i genomsnitt 35 till 40 procent större än i ett hushåll där hushållsföreståndaren just börjat förvärvsarbete. Om makan/maken har förvärvsarbetat under kort eller lång tid tycks däremot inte ha någon signifikant betydelse. Detta resultat förefaller något oförklarligt då makans/makens utbildning visade sig kunna förklara skillnader i förmögenhet. Om makan/maken har en lång utbildning har detta således en positiv effekt på förmögenhetens storlek, men det spelar inge roll om denne förvärvsarbetat eller ej. Det förefaller således som om makans/makens utbildning skulle vara en indikator på arv eller liknande inkomstöverföringar. Hypotesen skulle i så fall vara att högutbildade kvinnor kommer från välbärgade hem.

Om föräldrarna till de båda makarna i ett hushåll är i livet eller ej har ingen signifikant effekt. Att dessa variabler inte fångar förekomsten av arv kan dels bero på att arv av sådan storlek att det har någon betydelse är så ovanligt att man måste ha en betydligt mer finkalibrerad indikator för att fånga det, dels på att betydande överföringar mellan generationerna äger rum redan under föräldrarnas livstid. Det yrke hushållsföreståndarens far hade har dock betydelse för förmögenhetens storlek. Om fadern var egenföretagare har hushållet i genomsnitt 14 procent högre förmögenhet än om fadern var arbetare och var han tjänsteman har hushållet i genomsnitt 26 procent större förmögenhet (figur 8). Vilken utbildning hushållsföreståndarens mor hade har emellertid ingen signifikant effekt på förmögenheten.

Hushåll med hushållsföreståndare som är egna företagare har i genomsnitt en högre förmögenhet än övriga hushåll. Vår skattning visar att skillnaden är närmare 20 procent.

I analysen har vi också undersökt om det finns några regionala skillnader i förmögenhet. Skälen till att regionala variabler togs med var dels att vi ville se om de höga fastighetspriserna i storstäderna skulle slå igenom, och dels att vi ville beakta de stora värden på landsbygden som ligger i jord- och skogsbruksfastigheter. De regionala skillnaderna är dock små och insignifikanta.

Till slut kan vi även notera att av de återstående icke förklarade skillnaderna i förmögenhet beror omkring 25 procent på icke mätta hushållsunika förhållanden, medan 75 procent kan betecknas som rent slumpmässiga skillnader.

#### **4 Sammanfattning**

Denna studie har visat att om man värderar egna hem och andra fastigheter till marknadsvärde, och om man låter varaktiga konsumtionskapitalvaror ingå i förmögenhetsbegreppet, blir förmögenhetsfördelningen betydligt jämnare än vad tidigare undersökningar visat. Trots detta finns det betydande förmögenhetsskillnader i det svenska samhället. Till en del beror dessa skillnader på vad man skulle kunna beteckna som normala livscykelkillnader, i vår studie fångade med åldersvariabeln. Unga hushåll har relativt små tillgångar och höga skulder. I äldre hushåll har man både amorterat bort en stor del av skulderna och ackumulerat tillgångar inför ålderdomen. En inte obetydlig del av förmögenhetsskillnaderna beror dock på skillnader i social bakgrund, här framför allt mätt med faderns yrke, och på den egna förmågan att generera inkomster, vilket vi försökt fånga med utbildnings- och erfarenhetsvariablerna.

Studier av förmögenhetsfördelningen försvåras av bristen på data och förekomsten av stora systematiska och tillfälliga mätfel. Ett hittills olöst problem är värderingen av tillgångar i småföretag och avgränsningen mellan hushållssektorn och företagssektorn. Det är möjligt att vi nu underskattar ojämnheten i förmögenhetsfördelningen därför att vi inte på ett korrekt sätt fångar dessa typer av tillgångar. Ett annat problem som vi vet mycket litet om är vilken betydelse överföringar mellan generationer har. Denna studie har inte kunnat bidra mycket till att belysa denna fråga, och det är inte troligt att man kan komma särskilt långt med tvärsnittsdata av denna typ. Förmodligen måste man i framtida undersökningar utnyttja bouppteckningsdata samt specialstudera stora förmögenheter.

### Referenser

- Jansson, K och Johansson, S, 1988, *Förmögenhetsfördelningen 1975–1987*, SCB, Stockholm.
- Spånt, R, 1979, Den svenska förmögenhetsfördelningens utveckling, *Löntagarna och kapitaltillväxten 2*, SOU 1979:9 Stockholm.
- Spånt, R, 1987, Wealth Distribution in Sweden: 1920–1983, *International Comparisons of the Distribution of Household Wealth*, ed. by E Wolff, Clarendon Press, Oxford.

### Appendix: Parameterestimater

Den modell som använts är en regressionsmodell i vilken den beroende variabeln varit logaritmen av kvoten mellan hushållets samlade nettoförmögenhet och antalet vuxenekvivalenter. Vilka förklarande variabler som använts framgår av nedanstående tabell. Residualtermen har antagits bestå av två varianskomponenter, en hushållskomponent och en ren felkomponent. Modellen har skattats med Fuller och Battesses metod i SAS.

variabel	Parameterestimater	Standardfel
intercept	11,5823	0,19358
Indikator för undersökningsår	0,1207	0,0354
<i>Ålder</i>		
Hushållsföreståndare 18-25 år	-1,2651	0,191
Hushållsf 26-35 år	-0,7233	0,1419
Hushållsf 36-45 år	-0,544	0,1262
Hushållsf 46-55 år	-0,2875	0,1102
Hushållsf 56-65 år	0,016	0,0874
Hushållsf 65-	0	0
<i>Hushållstyp</i>		
Ensamstående	0,114	0,0774
Ensamstående med barn	-0,0534	0,1559
Pensionärspar	0,1106	0,0927
Två vuxna ej pensionärer	0	0
Två vuxna med 1 eller 2 barn	-0,0054	0,0602
Två vuxna med 3 eller flera barn	-0,139	0,0927
Fler än två vuxna i hushållet	-0,0069	0,0769
<i>Region</i>		
Stockholm, Göteborg el Malmö	0	0
Mellanstora städer	0,046	0,0578
Övriga Sverige	0,0737	0,0635
<i>Utbildning</i>		
Hushållsf har ej fullständig folkskola/grundskola	0	0
Hushållsf har examen från folkskola/grundskola	0,238	0,0539
Hushållsf har studentexamen	0,4028	0,0769
Hushållsf har universitetsutbildning	0,2631	0,093
Makan har ej fullständig folkskola/grundskola	0	0
Makan har examen från folkskola/grundskola	0,1224	0,0593
Makan har studentexamen	0,3056	0,0943
Makan har universitetsutbildning	0,4592	0,108
<i>Arbetslivserfarenhet</i>		
Hushållsföreståndarens arbetslivserfarenhet	0,0098	0,0093
Kvadraten på ovanstående	-0,00005	-0,0002
Makans arbetslivserfarenhet	0,0119	0,0067
Kvadraten på ovanstående	-0,0003	0,0002
<i>Entreprenörskap</i>		
Hushållsf egenföretagare	0,1784	0,063

Variabel	Parameterestimat	Standardfe
<i>Arvsindikatorer</i>		
Hushållsfader och moder lever	0	0
Hushållsfader är död	0,1083	0,062
Hushållsfmoder är död	0,1026	0,0949
Hushållsfader och moder är döda	-0,0216	0,0715
Makans fader och moder lever	0	0
Makans fader är död	-0,0697	0,0672
makans moder är död	0,0476	0,1073
Makans fader och moder är döda	0,0354	0,0717
<i>Faderns sysselsättning</i>		
Hushållsfader är/var egenföretagare	0,1276	0,0493
Hushållsfader är/var tjänsteman	0,2349	0,0581
Hushållsfader har/hade annan sysselsättning	0	0
Makans fader är/var egenföretagare	-0,064	0,0503
Makans fader är/var tjänsteman	0,0018	0,0667
Makans fader har/hade annan sysselsättning	0	0
Antal observationer		2x1006

Tabell 1 Jämförelse av data från HUS-undersökningen med data från HINK. Tabellen gäller årsskiftet 1983/84.

(Totaler i miljarder kronor och medelvärden i tusental kronor)

Förmögenhetskomponent	HUSDATA			HINKDATA*		
	total	medelv alla	medelv inneh	total	medelv alla	medelv inneh
<i>Tillgångar</i>						
Bankmedel	119	38		165	37	56
Aktier (börs)				78	18	114
Aktier (övriga)				10	2	58
Obligationer				34	8	39
Aktier och obligationer	137	44		122		
<i>Summa finansiella tillg:</i>	<i>256</i>	<i>82</i>		<i>288</i>	<i>64</i>	
Eget hem	548	175	361	425	95	309
Bostadsrätter	32	10	168	6	1	20
Andelsrätter	7	2	291			
Fritidshus	104	33	168	68	15	130
Övriga fastigheter	41	13	237	63	14	282
Yttre inventarier:				40	9	19
Bilar	62	20	26			
Båtar	16	5	23			
Husvagnar	5	2	22			
<i>Summa reala tillgångar:</i>	<i>815</i>	<i>260</i>		<i>602</i>	<i>134</i>	
Inventarier	320	102	102			
Varaktiga konsumtionsvaror	47	15	15			
Reala tillgångar inklusive inventarier och varaktiga konsumtionsvaror:	1182	377				
<i>Skulder</i>						
Inteckningsskulder				267	60	193
Eget hem	243	77	175			
Fritidshus	3	1	95			
Övriga skulder	57	18	49	115	26	58
<i>Summa skulder:</i>	<i>303</i>	<i>96</i>		<i>382</i>	<i>86</i>	
<i>Nettoförmögenhet</i>						
Exkl inventarier och varaktiga varor:	768	246		508	112	
Inkl inventarier och varaktiga varor:	1135	363				
Antal hushåll:		3,139 milj			4,447 milj	

\*Källa: K Jansson och S Johansson, Förmögenhetsfördelningen 1975–1987, Statistiska centralbyrån (1988).

**Tabell 2** Ojämnheten i förmögenhetsfördelningen. En jämförelse mellan tre svenska undersökningar.

(Procent av hushållens totala förmögenhet)

Källa	År	Rikaste andelen av hushållen			
		1%	5%	10%	20%
Spånt (1979) Jansson och Johansson	1975	16	35	52	75
(1988)	1985/86	16,5	37	53	75
HUS: exklusive varaktiga varor och inventarier	1985/86	16	31	43	60
HUS: inklusive varaktiga varor och inventarier	1985/86	12	24	35	51

**Tabell 3** Internationell jämförelse av förmögenhetsfördelningen

Procentuellt innehav av total förmögenhet i:							
Översta x% av förmögenhets- innehavarna	Frankrike (1977)	Belgien (1969)	Storbrit (1974)	USA (1972)	Sverige (1975)	Kanada (1972)	Danmark (1973)
1.0	19	28	32	25	16	19.6	25
5.0	45	47	57	43	24	43.4	47
10.0	61	57	72		35	58	60

**Källa:** Kessler Denis och André Masson, Personal Wealth Distribution in France: Cross-sectional Evidence and Extensions, i *International Comparisons of the Distribution of Household Wealth*, editor E Wolff, Clarendon Press: Oxford (1987).



**Tabell 4** Bruttoförmögenhetens fördelning på tillgångsslag efter storleken på nettoförmögenheten

Typ av tillgång	Decil av nettoförmögenhet per hushåll 1983/84									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 Eget hem	35%	26%	38%	53%	46%	49%	50%	45%	43%	34%
2 Banktillg	13%	12%	12%	10%	8%	7%	7%	8%	9%	5%
3 Aktier och oblig	8%	7%	7%	6%	3%	3%	5%	3%	6%	24%
4 Fritidshus	0%	0%	3%	7%	6%	4%	5%	8%	8%	10%
5 Andra fastigheter	0%	0%	1%	1%	1%	0%	1%	2%	3%	6%
6 Inventarier	35%	44%	27%	16%	30%	31%	26%	29%	26%	18%
7 Bil	8%	10%	8%	7%	5%	5%	5%	5%	4%	2%
8 Båt	1%	1%	3%	1%	1%	0%	1%	1%	2%	1%
<b>Bruttotillgångar totalt (%)</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>
<b>Bruttotillgångar</b>	<b>74 363</b>	<b>102 085</b>	<b>194 996</b>	<b>332 202</b>	<b>396 384</b>	<b>488 849</b>	<b>578 016</b>	<b>659 182</b>	<b>791 134</b>	<b>1 630 343</b>
<b>Nettotillgångar kronor</b>	<b>8 778</b>	<b>72 638</b>	<b>127 358</b>	<b>198 694</b>	<b>295 803</b>	<b>365 462</b>	<b>440 801</b>	<b>524 249</b>	<b>665 242</b>	<b>1 434 351</b>
<b>Summa skulder</b>	<b>65 585</b>	<b>29 447</b>	<b>67 638</b>	<b>133 508</b>	<b>100 581</b>	<b>123 387</b>	<b>137 215</b>	<b>134 933</b>	<b>125 892</b>	<b>195 992</b>
<b>Skuldkvot</b>	<b>0,88</b>	<b>0,29</b>	<b>0,35</b>	<b>0,40</b>	<b>0,25</b>	<b>0,25</b>	<b>0,24</b>	<b>0,20</b>	<b>0,16</b>	<b>0,12</b>

**Tabell 5** Värde av olika förmögenhetskomponenter 1983/84 efter åldersgrupp

(Tusental kronor respektive procentandel av bruttoförmögenhet)

	18-24		25-34		35-44		45-54		55-64		65-	
Eget hem	32	19%	186	49%	275	47%	275	45%	261	35%	129	31%
Varaktiga varor	74	44%	121	32%	135	23%	135	22%	134	18%	124	30%
Fordon (bil & båt)	14	8%	23	6%	40	7%	37	6%	35	5%	17	4%
Fritidshus	7	4%	10	3%	35	6%	59	10%	57	8%	37	9%
Bankmedel	21	12%	21	5%	33	6%	43	7%	60	8%	54	13%
Aktier och obligationer	12	7%	16	4%	46	8%	33	5%	175	24%	42	10%
Övriga fastigheter	9	5%	6	2%	15	3%	26	4%	17	2%	14	3%
Brutto	169	100%	383	100%	579	100%	608	100%	739	100%	417	100%
Skulder	24		129		179		130		77		28	
Netto	145		254		400		478		662		389	
Skuldkvot (skulder/brutto)	0,14		0,34		0,31		0,21		0,10		0,07	
Antal observationer	85		293		368		295		258		231	

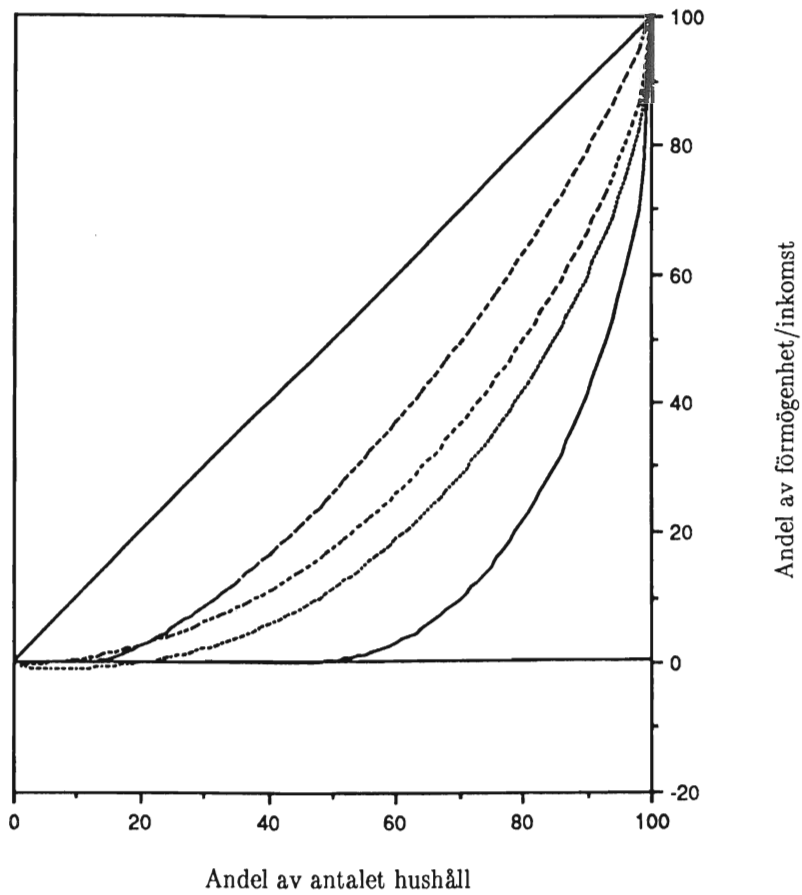
**Tabell 6** Värde av olika förmögenhetskomponenter 1983/84 efter hushållstyp

(Tusental kronor respektive procentandel av bruttoförmögenhet)

	Hushåll med barn		Hushåll utan barn		Pensionärshushåll	
Eget hem	292	53%	180	39%	113	31%
Varaktiga varor	110	20%	117	26%	110	30%
Fordon (bil & båt)	17	3%	30	7%	17	5%
Fritidshus	35	6%	41	9%	35	9%
Bankmedel	52	9%	42	9%	52	14%
Aktier och obligationer	33	6%	30	7%	33	9%
Övriga fastigheter	9	2%	16	4%	9	2%
<b>Bruttoförmögenhet</b>	<b>548</b>	<b>100%</b>	<b>456</b>	<b>100%</b>	<b>369</b>	<b>100%</b>
Skulder	175		74		24	
<b>Nettoförmögenhet</b>	<b>373</b>		<b>518</b>		<b>478</b>	
Skuldkvot (skulder/brutto)	0,32		0,16		0,07	
Antal observationer	689		596		245	

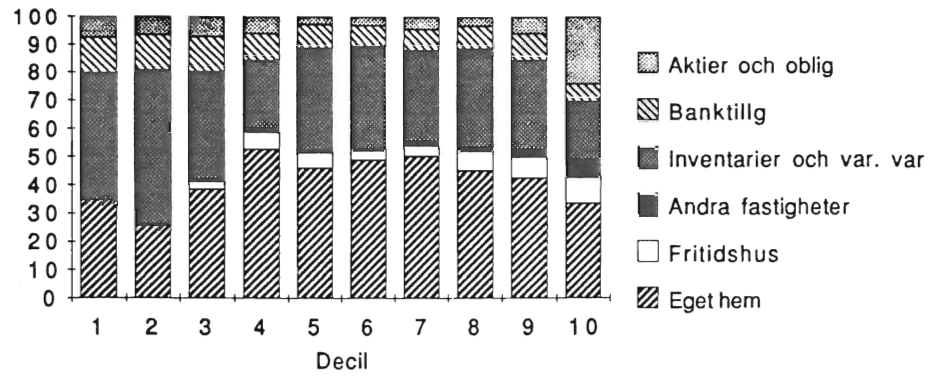
Figur 1 Jämförelse av ojämnheten i förmögensfördelningen och i fördelningen för disponibel inkomst

(Uppgifterna är anpassade för hushållsstorlek och gäller 1983/84)

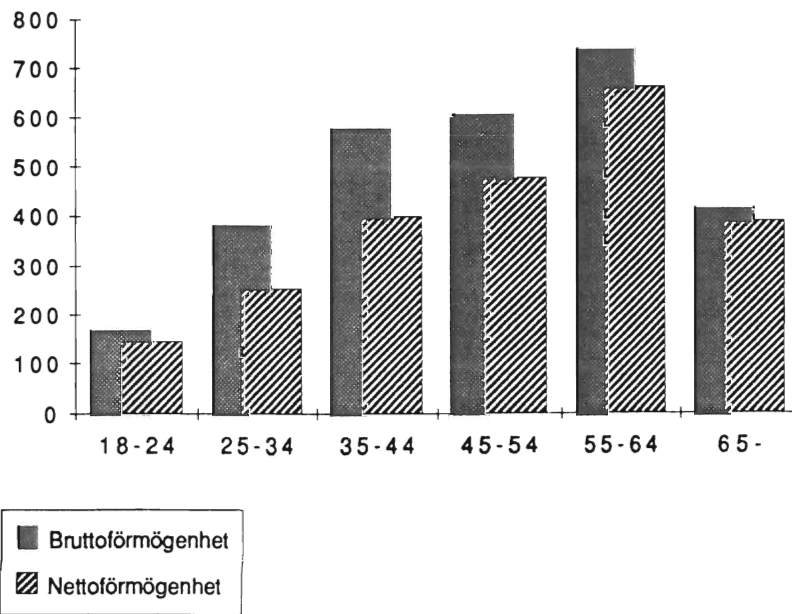


- Taxerad förmögenhet
- ..... Förmögenhet exklusive varaktiga varor
- Förmögenhet inklusive varaktiga varor
- . - . - . Disponibel inkomst

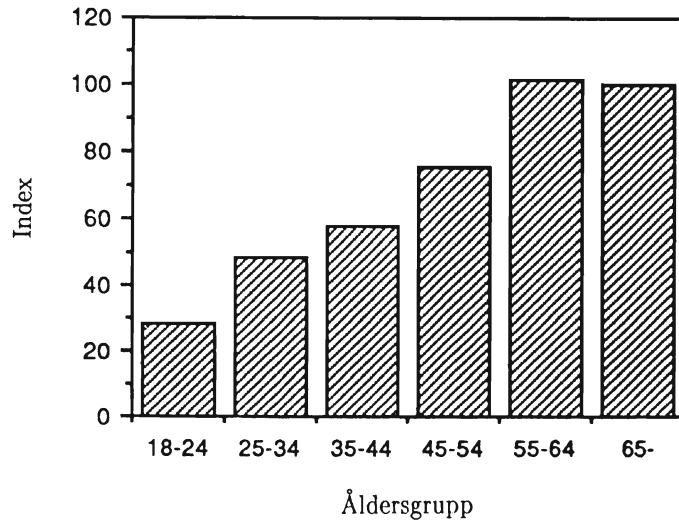
Figur 2 Tillgångarnas relativa andel av bruttoförmögenheterna 1983/84 per decil av nettoförmögenheten



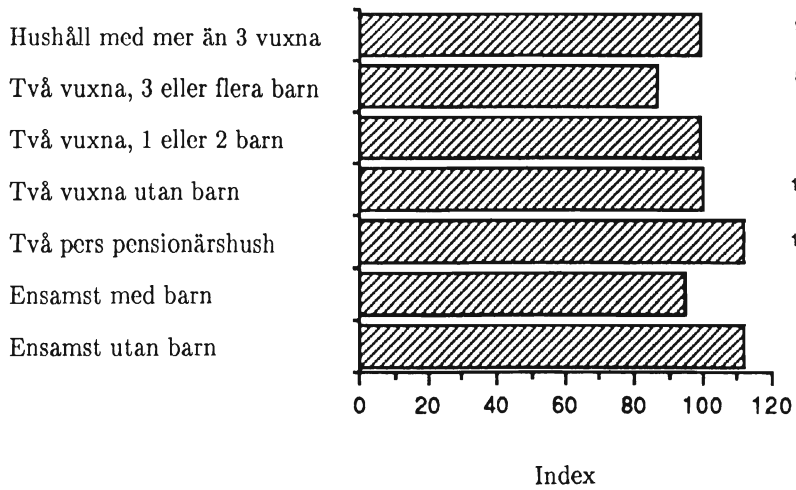
Figur 3 Brutto- respektive nettoförmögenhet efter åldersklass 1983/84 (Tusental kronor)



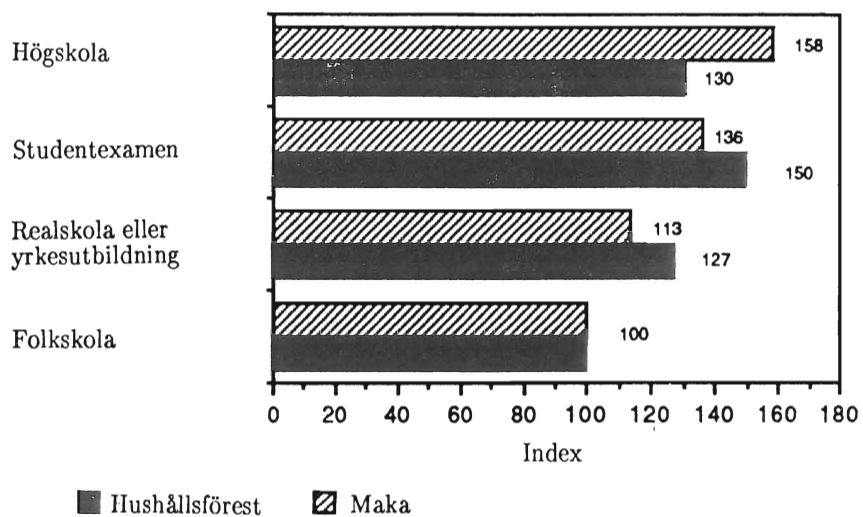
Figur 4 Skattade effekter på hushållets förmögenhet av skillnader i hushållsföreståndarens ålder



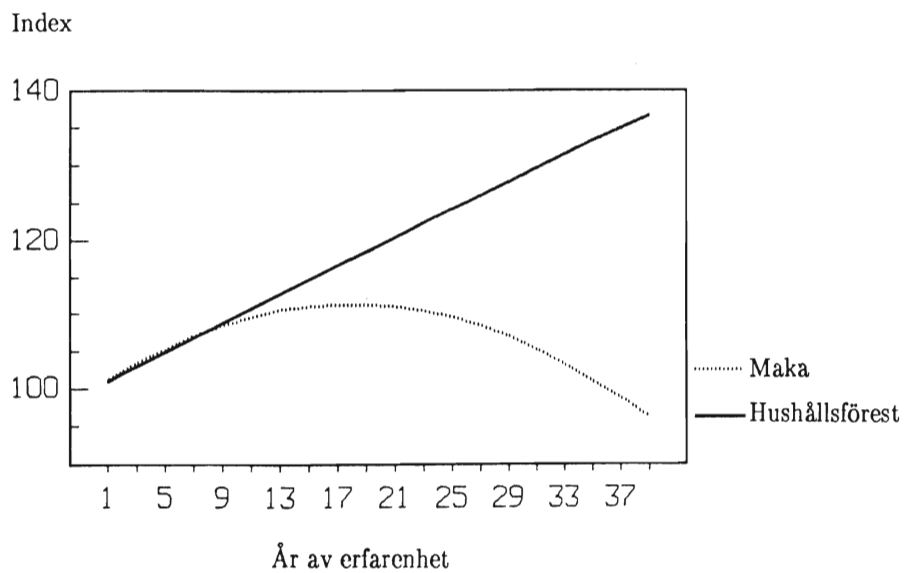
Figur 5 Hushållstypens betydelse för förmögenhetens storlek



Figur 6 Utbildningens betydelse för hushållsförnögenhetens storlek



Figur 7 Relativa förnögenhetsskillnader till följd av skillnader i arbetsmarknadserfarenhet



Figur 8 Effekten av faderns yrke på hushållets förmögenhet





# TID OCH RÅD

## Om HUSHållens ekonomi

---

Vad bestämmer hur mycket vi arbetar och hur vi använder vår fritid? Hur väljer vi mellan olika bostadsformer? Hur många barn föds i Sverige? Hur skiljer sig kvinnors och mäns arbete och fritid? Hur stora är löneskillnaderna? Hur stora är förmögenhetsskillnaderna i Sverige och vad förklarar dem?

Detta är några av de frågor som i denna volym behandlas av en grupp forskare, vilka alla studerat de svenska hushållens ekonomiska beteende med hjälp av intervjudata insamlade under 1980-talet i det s k HUS-projektet.

ISBN 91-7204-348-2

Distribution: