



## Kvinnors och mäns arbetsutbuds- preferenser: analys med en strukturell diskret arbetsutbudsmodell

Thomas Andréén  
thomas.andren@konj.se  
+46 8 453 59 49

**KONJUNKTURINSTITUTET** gör analyser och prognoser över den svenska ekonomin samt bedriver forskning i anslutning till detta. Konjunkturinstitutet är en statlig myndighet under Finansdepartementet och finansieras till största delen med statsanslag. I likhet med andra myndigheter har Konjunkturinstitutet en självständig ställning och svarar själv för bedömningar som redovisas.

**Konjunkturläget** innehåller analyser och prognoser över svensk och internationell ekonomi. **The Swedish Economy** sammanfattar rapporten på engelska.

**Lönebildningsrapporten** ger analyser av de samhällsekonomiska förutsättningarna för svensk lönebildning. Rapporten är årlig och sammanfattningen översätts till engelska.

I serien **Specialstudier** publiceras rapporter som härrör från utredningar eller andra uppdrag. Forskningsresultat publiceras i serien **Working Paper**. Flertalet publikationer kan laddas ner från Konjunkturinstitutets hemsida, [www.konj.se](http://www.konj.se)

## **Sammanfattning**

Den svenska regeringen har under de senaste åren genomfört ett antal förändringar av skattesystemet i syfte att öka de ekonomiska drivkrafterna för arbete. I denna uppsats formuleras en statisk strukturell diskret arbetsutbudsmodell i syfte att undersöka i vilken omfattning dessa förändringar har påverkat individens vilja att arbeta och hur förändringarna skiljer mellan olika hushållskategorier och mellan kvinnor och män. Studien inleds med att skatta löneelasticiteter för olika grupper, för att i ett andra steg skatta jobbskatteavdragets effekt på arbetsutbud och disponibel inkomst för de olika grupperna.

Resultaten antyder att nivån på löneelasticiteterna skiljer sig ganska mycket mellan män och kvinnor och nivån tenderar att vara större för ensamstående och mindre för sammanboende. Dessa resultat har direkt bäring på hur mäns och kvinnors arbetsutbud reagerar på jobbskatteavdraget. Ensamstående kvinnor ökar sitt arbetsutbud med 2,2 procent som en följd av jobbskatteavdragets fyra steg. Motsvarande effekt på ensamstående mäns arbetsutbud uppgår till 1,3 procent. För sammanboende är effekten på arbetsutbudet mycket lägre, och dessutom i någon mån relaterad till huruvida det finns barn i hushållet eller ej. Sammanboende kvinnor med barn ökar sitt arbetsutbud med 0,9 procent medan motsvarande siffra för männen uppgår till 0,5 procent. För sammanboende kvinnor utan barn är arbetsutbudseffekten lika stor som för hushåll med barn. För sammanboende män utan barn är dock effekten något större och uppgår till drygt 0,7 procent.

Författaren är tacksam för synpunkter och kommentarer från Juhana Vartiainen, Lena Nekby, Kristian Nilsson och Karolina Krystek.

# Innehåll

## 1 Inledning

## 2 Sammanfattning

## 3 Utbudet av arbete för kvinnor och män i Sverige

3.1 Utvecklingen de senaste 20 åren

3.2 Utbudselasticiteter från tidigare svenska studier

## 4 Modellbeskrivning

4.1 Hushåll med en vuxen person

4.2 Icke observerbar heterogenitet

4.3 Icke observerbara löner för individer som inte arbetar

4.4 Socialbidragsstigma

4.5 Fasta kostnader för arbete

4.6 Metod för skattning av parametrar

4.7 Hushåll med två vuxna personer

4.7.1 Nyttofunktion och budgetmängd

4.7.2 Icke observerbara löner för en eller två personer i hushållet

## 5 Data

5.1 Beskrivande statistik för ensamstående

5.2 Beskrivande statistik för sammanboende

## 6 Modellskattningar och löneelasticiteter

6.1 Parameterskattningar för ensamstående män och kvinnor

6.1.1 Simulerade utbudselasticiteter för ensamstående män och kvinnor

6.2 Parameterskattningar för sammanboende män och kvinnor med barn

6.2.1 Simulerade löneelasticiteter för sammanboende män och kvinnor med barn

6.3 Parameterskattningar för sammanboende män och kvinnor utan barn

6.3.1 Simulerade löneelasticiteter för sammanboende män och kvinnor utan barn

6.4 Sammanfattande slutsatser

## 7 Polycysimuleringar

7.1 Jobbskatteavdragets förväntade effekt

7.1.1 Effekter av jobbskatteavdraget för ensamstående

7.2.2 Effekter av jobbskatteavdraget för sammanboende

## Referenser

## Bilagor

B1. Inkomstskattesystemet för 2007 i den strukturella modellen

B2. Budgetmängdens komponenter i den strukturella modellen

# 1 Inledning

Att studera drivkrafter för arbete och vilka faktorer som påverkar arbetskraftsdeltagandet i en ekonomi har varit ett viktigt forskningsområde inom nationalekonomin under många år. Under senare tid har också ett svenskt politiskt intresse för att påverka individers drivkrafter att arbeta accentuerats. Ämnet är viktigt i skenet av en åldrande befolkning där den nuvarande utvecklingen går mot att allt färre ska försörja en allt större del av befolkningen. Det är också enligt många bedömare önskvärt att utvecklingen leder i en riktning mot ett mer jämställt samhälle mellan män och kvinnor, vilket ökar behovet av en könsuppdelad analys där beteendeskilnader mellan kvinnor och män tydliggörs.

Behovet av att främja och upprätthålla ett stort arbetsutbud i ekonomin är och kommer att vara en viktig politisk fråga på den politiska agendan de kommande åren. En ekonomisk politik som syftar till att öka arbetsutbudet kan åstadkomma detta genom att fördröja utflödet från arbetskraften, främja inflödet till arbetskraften men också genom att öka antalet arbetade timmar för individer som befinner sig i arbetskraften. För att kunna genomföra relevanta insatser i syfte att öka drivkrafterna för arbete behövs mer kunskap om hur individers preferenser för arbete ser ut, och hur det skiljer sig mellan olika grupper.

Syftet med denna studie är att beskriva och analysera arbetsutbudet hos kvinnor och män i Sverige och hur det skiljer sig mellan olika hushållskategorier. Detta görs med hjälp av en strukturell diskret arbetsutbudsmodell som tagits fram speciellt för detta syfte. Nationalekonomisk teori är i vissa avseenden otydlig när det gäller att precisera den exakta arbetsutbudsreaktionen för olika grupper. Detta är naturligt eftersom dessa reaktioner beror på hur individens preferenser ser ut. Genom att skatta individers genomsnittliga preferenser för olika hushållskategorier kan en mer detaljerad bild ges av hur mäns och kvinnors arbetsutbud påverkas av förändringar i den ekonomiska miljön. I ett första steg kommer löneelasticiteter att studeras för att se hur de skiljer sig mellan kvinnor och män. I ett andra steg används de skattade arbetsutbudspreferenserna för att simulera effekter på arbetsutbud och disponibel inkomst av jobbskatteavdragets fyra steg. Detta genomförs med hjälp av data över hushållens ekonomi från 2007.

Studien är upplagd på följande sätt: Först ges en sammanfattning av studiens resultat. I det följande avsnittet presenteras en översiktlig beskrivning av hur kvinnors och mäns arbetskraftsdeltagande ser ut och har utvecklats under de senaste 20 åren. Avsnittet innehåller även en kort summering av vad den existerande svenska forskningslitteraturen säger om mäns och kvinnors löneelasticiteter med avseende på arbetsutbudet. Därefter följer en detaljerad beskrivning av den strukturella arbetsutbudsmodell som används i uppsatsen och av den datamängd som utnyttjas vid skattningarna av modellens parametrar. Uppsatsen fortsätter därefter med att presentera dels hur löneelasticiteter-

na ser ut och skiljer sig mellan kvinnor och män, dels med att beskriva hur kvinnors och mäns arbetsutbud och disponibla inkomst påverkas av jobbskatteavdraget som genomfördes i fyra steg mellan 2007 och 2010.

## 2 Sammanfattning

I denna studie har syftet varit att analysera skillnader mellan mäns och kvinnors preferenser för arbete och ge en bild av hur dessa skiljer sig i Sverige. Detta sker med hjälp av en diskret strukturell arbetsutbudsmodell som utvecklats speciellt för detta syfte. Med hjälp av den strukturella arbetsutbudsmodellen skattas individers preferenser med hjälp av mikrodata, det vill säga med hjälp av detaljerad ekonomisk och demografisk information för ett stort antal hushåll. Detta innebär att ekonomisk teori tillämpas tillsammans med skattade arbetsutbudspreferenser för män och kvinnor i olika hushållskategorier. Här har uppdelningen av hushåll skett efter ensamstående och sammanboende. Dessutom har hushåll med sammanboende par delats upp med avseende på om det finns barn under 18 år i hushållet eller ej. Uppdelningen med avseende på förekomst av barn (yngre än 18 år) kunde endast ske för sammanboende eftersom antalet ensamstående med barn var för litet i det statistiska materialet.

Med hjälp av skattade preferenser för olika hushållskategorier, har mikrosimuleringar av hushållens arbetsutbuds beteende genomförts. I ett första steg gjordes detta för att utvärdera modellen, men också för att få en uppfattning om hur arbetsutbudselasticiteterna skiljer sig mellan män och kvinnor. I ett andra steg undersöktes också hur mäns och kvinnors arbetsutbud påverkas av jobbskatteavdragets fyra steg.

Löneelasticiteter är direkta mått på hur individer reagerar på ekonomiska incitament och i vilken omfattning detta har en effekt på det genomsnittliga antalet arbetade timmar uttryckt i procent. Vid skattningen av löneelasticiteter för ensamstående män och kvinnor visar det sig att kvinnor har en betydligt högre genomsnittlig elasticitet än män, vilket innebär att kvinnor reagerar kraftfullare på ekonomiska incitament. Kvinnors löneelasticitet skattas till 0,22 procent medan mäns elasticitet skattas till 0,12 procent. Detta innebär att kvinnors och mäns genomsnittliga arbetstid ökar med 0,2 procent respektive 0,1 procent när bruttolönen ökar med en procent. Eftersom det är den disponibla inkomsten som individers arbetsutbud reagerar på (enligt modellen), skattas även implicita löneelasticiteter, där effekten på arbetsutbudet beräknas med hjälp av förändringar i den disponibla inkomsten. Dessa skattningar uppgår till 0,3 procent för kvinnor och till omkring 0,2 procent för män.

För hushåll med sammanboende par är det inte orimligt att utgå från att effekten av ekonomiska incitament på den enskilda individens arbetsutbud är mindre för både män och kvinnor jämfört med ensamstående. Hushållets totala inkomster kommer i det här fallet att vara mindre beroen-

de av den enskilde individens bidrag till hushållets disponibla inkomst. Det innebär att valet av arbetad tid kommer att vara mindre styrt av ekonomiska faktorer och mera styrt av andra faktorer så som till exempel preferenser för barnomsorg och hushållsproduktion. Detta antyder också de skattade löneelasticiteterna. För sammanboende med barn skattas löneelasticiteten till 0,04 procent för män och till 0,07 procent för kvinnor. Skillnaden mellan män och kvinnor är fortfarande stor, men nivån på elasticiteterna är betydligt lägre jämfört med ensamstående. För sammanboende utan barn uppgår elasticiteterna till 0,06 procent för män och till 0,07 procent för kvinnor. Här visar det sig att den totala löneelasticiteten för kvinnor i hushåll med barn och för kvinnor i hushåll utan barn inte skiljer sig. För män är dock effekten något högre i hushåll utan barn än i hushåll med barn.

Eftersom de redovisade effekterna som studeras här avser summan av den extensiva och intensiva marginalen<sup>1</sup> finns det möjlighet att de döljer intressanta beteendeskilnader mellan kvinnor och män. Vid en närmare analys visar det sig att andelen som är villig att lämna tillståndet utanför arbetskraften (arbetar noll timmar) som en reaktion på förändrade ekonomiska incitament är ungefär lika stor för män med barn som för män utan barn i hushållet. Detta innebär att skillnaden i reaktion på männens genomsnittliga arbetsutbud huvudsakligen kommer av skillnader i reaktion längs den intensiva marginalen, det vill säga, deltidsarbetande män utan barn ökar sig sitt arbetsutbud i större omfattning än deltidsarbetande män med barn.

För kvinnorna är reaktionen den omvända. I deras fall är den procentuella effekten på det genomsnittliga antalet arbetade timmar lika stor för kvinnor med barn som utan barn i hushållet. Däremot visar det sig att andelen kvinnor utanför arbetskraften har en större benägenhet att börja arbeta när barn inte finns i hushållet, medan de som befinner sig i arbetskraften anpassar sitt arbetsutbud i motsvarande mindre omfattning. Resultaten antyder därmed att förekomsten av barn i hushållet, och framför allt yngre barn, påverkar kvinnors arbetskraftsdeltagande i högre grad än mäns.

I ett andra steg användes de skattade preferenserna till att undersöka hur och i vilken omfattning kvinnors och mäns arbetsutbud påverkas av jobbskatteavdragets fyra steg. De skattade löneelasticiteterna gav en god vägledning om hur effekterna på arbetsutbudets fyra steg skiljer sig mellan män och kvinnor. För ensamstående är skillnaden i effekt av jobbskatteavdraget på arbetsutbudet mellan män och kvinnor stor, vilket var förväntat. Det genomsnittliga antalet arbetade timmar per vecka ökar med 2,2 procent för kvinnor och med 1,3 procent för män på grund av jobbskatteavdraget jämfört med om jobbskatteavdraget inte funnits. Skillnaden uppgår till närmare en procentenhet. Vid en analys av hur de olika arbetsutbudsalternativens andelar förändras framkommer att andelen som står utanför arbetskraften påverkas mycket mer hos kvinnor än hos män och skillnaden uppgår

---

<sup>1</sup> Den extensiva marginalen avser individens beslut att arbeta eller inte arbeta. Den intensiva marginalen avser beslutet om hur många timmar som ska arbetas, givet att individen redan arbetar.

till närmare två procentenheter. Männens andel utanför arbetskraften minskar med omkring två procent medan kvinnorna minskar motsvarande andel med drygt fyra procent. Dessa förändringar leder i sin tur till att förändringarna i andelar för de arbetstidsklasser som avser heltidsarbete ökar i högre omfattning för kvinnor än för män, vilket gäller för samtliga klasser över 35 timmar per vecka.

När effekten av jobbskatteavdraget studeras över olika utbildningsnivåer framkommer en relativt tydlig och förväntad bild för män där utbudseffekten minskar med högre utbildningsnivå. Sambandet mellan arbetsutbud och utbildning är i regel positivt, vilket innebär att lågutbildade har en högre grad av representation bland deltidsarbetande och de utanför arbetskraften medan högutbildade i högre grad befinner sig i arbetskraften som heltidsarbetande. Detta gäller också i viss mån ensamstående män. För kvinnorna är dock sambandet mellan de skattade effekterna av jobbskatteavdraget på arbetsutbud och utbildningsnivå inte lika tydligt. Ensamstående kvinnor med en grundskoleutbildning har den största arbetsutbudseffekten. Effekten ligger dock i nivå med de kvinnor som har en högskoleutbildning. Den lägsta arbetsutbudseffekten erhålls för ensamstående kvinnor med gymnasial utbildning. De är dock inte självklart vad det är som styr detta eftersom förändringen i disponibel inkomst är avtagande med utbildningsnivån, vilket antyder att den genomsnittliga lönen ökar i den riktningen. En förklaring skulle kunna vara att högutbildade kvinnor har en relativt låg lön och att effekten av sänkt marginalsatt därför påverkar deras arbetsutbud på det sätt som sker här.

För sammanboende med och utan barn är de förväntade effekterna av jobbskatteavdragets fyra lägre, med tanke på hur de skattade löneelasticiteterna ser ut. Det visar sig att sammanboende kvinnor med barn ökar sitt arbetsutbud med 0,9 procent medan motsvarande siffra för männen ligger på 0,5 procent. Skillnaden mellan män och kvinnor är fortfarande stor, men effekten ligger på en betydligt lägre nivå jämfört med ensamstående. När effekten studeras efter utbildningsnivå framkommer att effekten är avtagande för kvinnor. Skillnaden i effekt mellan kvinnor med en gymnasieutbildning och kvinnor med en högskoleutbildning är dock mycket liten. För ensamstående män är effekten inte heller avtagande. Den lägsta effekten erhålls för individer med en gymnasial utbildningsnivå. Över det hela taget är dock skillnaderna i effekt mellan olika utbildningsnivåer mycket små för sammanboende män med barn.

För sammanboende utan barn är det inte orimligt att utgå från att ekonomiska incitament spelar en större roll vid valet av arbetsutbud jämfört med sammanboende med barn. Gruppen är dock äldre än den föregående, vilket har en negativ inverkan på preferenser för arbete. Effekten av jobbskatteavdraget för sammanboende kvinnor utan barn uppgår till 0,9 procent medan motsvarande siffra för männen uppgår till 0,7 procent. Den totala effekten på kvinnors arbetsutbud är oberoende



av om hushållet innehåller barn under 18 år eller ej. För män ökar dock effekten på arbetsutbudet marginellt.

Vid diskussionen av löneelasticiter framkom att reaktionen hos män och kvinnor såg olika ut för dem som befann sig utanför arbetskraften. Denna skillnad i beteende framkommer också vid skattningen av jobbskatteavdragets effekt på arbetsutbudet. När barn finns i hushållet reagerar kvinnor utanför arbetskraften mer återhållsamt på ekonomiska incitament än män. Detta är dock ej fallet när barn saknas i hushållet. I det fallet har istället kvinnor en starkare respons på arbetsutbudet jämfört med män. När barn finns i hushållet tenderar kvinnor att lämna arbetskraften i högre utsträckning än män. Andelen sammanboende kvinnor utan barn som befinner sig utanför arbetskraften är fortfarande marginellt större än för män, men resultaten antyder att gruppen reagerar kraftigare på ekonomiska incitament.

### 3 Utbudet av arbete för kvinnor och män i Sverige

I det här kapitlet presenteras en översiktlig bild av hur mäns och kvinnors arbetskraftsdeltagande ser ut och hur det har utvecklats under de senaste 20 åren fram till och med 2007. Detta ska ge en bakgrundsbild av hur utvecklingen har sett ut och i viss mån åt vilket håll utvecklingen är på väg den närmaste framtiden.

#### 3.1 Utvecklingen de senaste 20 åren

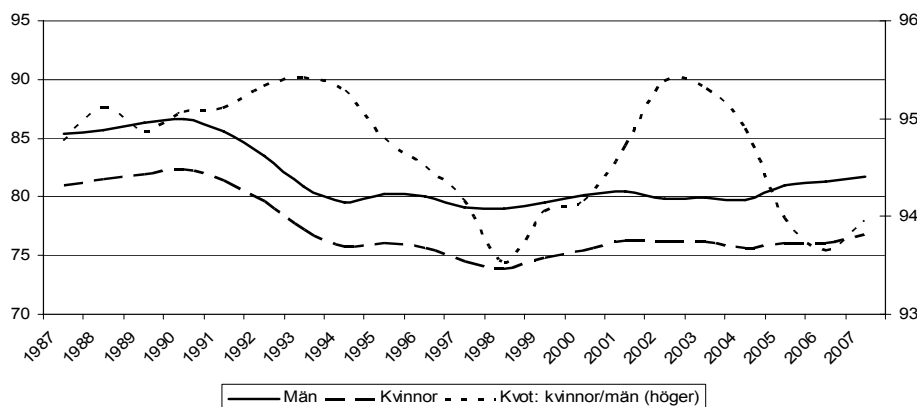
Kvinnors deltagande på arbetsmarknaden har ökat dramatiskt under andra halvan av 1900-talet. Detta kom som ett resultat av ett antal reformer som gjorde det möjligt och attraktivt för kvinnor att i högre utsträckning ta ett lönearbete. Som framgår av diagram 1 har dock ökningstakten stannat av och legat på en stabil nivå runt 4-5 procentenheter under mäns deltagande på arbetsmarknaden. Kvinnors deltagande på arbetsmarknaden är också i någon mån relaterad till det ekonomiska läget där kvinnor under ekonomiska kriser har en tendens att lämna arbetskraften i högre omfattning än männen.<sup>2</sup>

Den djupa lågkonjunkturen under 1990-talet ledde till en dramatisk minskning av arbetskraftens storlek bland annat på grund av relativt generösa regler för förtidspensionering, som gjorde att deltagandet sjönk för både kvinnor och män fram till 1994, då arbetskraftsdeltagandet stabiliserade sig på en ny lägre nivå. Den ekonomiska krisen under 1990-talet innebar också att det inom arbetskraften uppstod stora sammansättningsförändringar när arbetslösheten sköt i höjd.

---

<sup>2</sup> För en mer utförlig diskussion i detta avseende se *Lönebildningsrapporten 2010*.

**Diagram 1** Arbetskraftsdeltagande för kvinnor och män respektive kvoten (16-64 år)

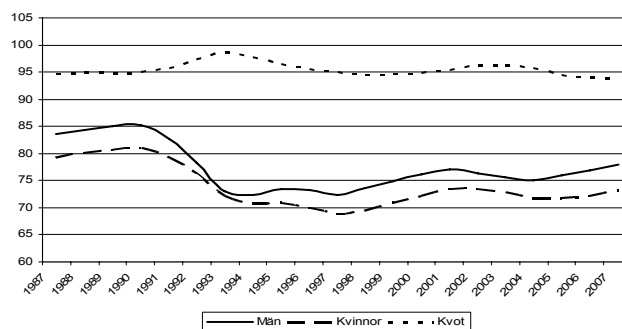
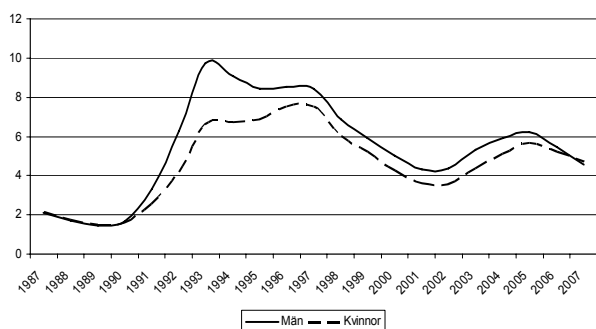


**Anm.** Äldre definition av arbetslöshet används här, vilket innebär att heltidsstuderande som aktivt söker arbete inte ingår i arbetskraften.

**Källa:** Egna beräkningar av AKU (SCB)

Som framgår av diagram 2a ökade arbetslösheten inledningsvis mycket kraftigare för männen än för kvinnorna mellan 1991 och 1993. Det tog ytterligare några år innan männens arbetslöshetsnivå slutligen började minska. Först 1997 stabiliserades gapet mellan kvinnors och mäns arbetslöshetsnivåer på omkring en procentenhet. Arbetslöshetsgapet mellan kvinnor och män var tämligen konstant fram till 2007, då gapet slöts. Det förefaller därför som om män drabbades hårdare av arbetslöshet under den ekonomiska krisen på 1990-talet och det tog lång tid innan nivåskillnaderna mellan män och kvinnor återställdes. Det här händelseförloppet har nu i någon mån återupprepats under den nuvarande ekonomiska krisen där näringsgrenar med hög andel män drabbades hårdare än andra.

**Diagram 2** Andel arbetslösa och sysselsatta i procent, (16-64 år)



**a)** Arbetslösa som andel av arbetskraften

**b)** Sysselsättningsgrad (av befolkningen)

**Källa:** Egna beräkningar av AKU (SCB).

En viktig orsak till att män och kvinnor påverkades olika under den ekonomiska krisen på 1990-talet är att de fördelar sig ojämnt på arbetsmarkanden. Andelen kvinnor i den offentliga sektorn är betydligt större än andelen män. På motsvarande sätt är andelen män större i den privata sektorn.

Det är dock värt att poängtera att kvinnorna fördelar sig tämligen jämnt mellan privat och offentlig sektor, medan det är männens koncentration i den privata sektorn som gör fördelningen obalanserad.<sup>3</sup> Den ojämna fördelningen över olika sektorer gör att kvinnor är något mer skyddade av ekonomiska chocker eftersom sysselsättningen i den offentliga sektorn i någon mån är mer skyddad och styrd av politiska beslut. Uppdelningen på arbetsmarknaden följer dock av att kvinnor och män arbetar inom olika yrken, där vård och omsorg domineras av kvinnor och en betydande andel av männen arbetar inom industrin.

Det finns ett flertal orsaker till att män och kvinnor fördelar sig ojämnt över olika yrken. En direkt avgörande orsak kommer av att män och kvinnor gör olika utbildningsval till gymnasiet och högskolan. Här domineras fortfarande de tekniska utbildningarna av män, även om andelen kvinnor har ökat något under senare åren. Detta gäller på gymnasienivå så väl som på högskolenivå (Löfström, 2004). Eftersom uppdelning sker i relativt tidig ålder är det troligt att den ojämna fördelningen på arbetsmarknaden kommer att fortsätta att existera under lång tid.

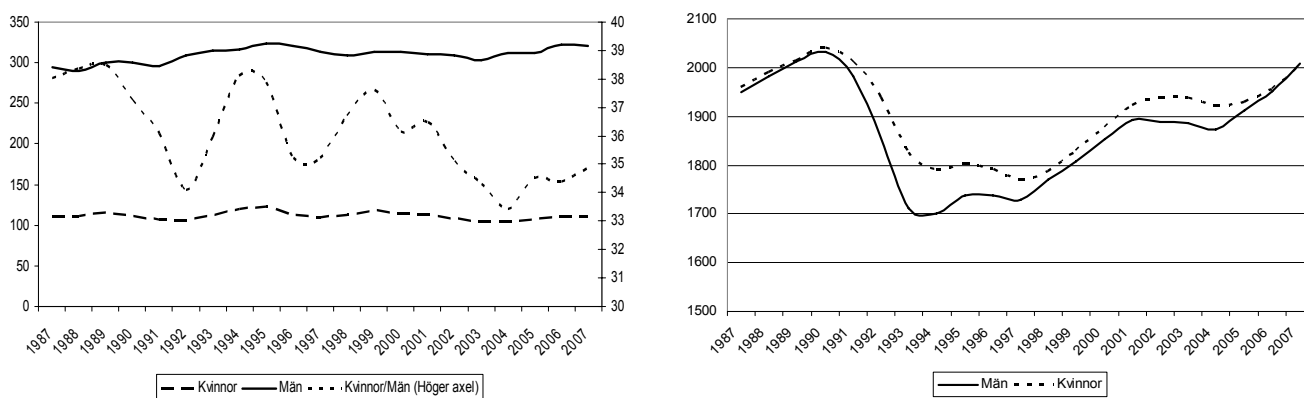
Förändringen i arbetskraftens delar kan också beskrivas utifrån hur sysselsättningsgraden har utvecklats. Diagram 2b visar hur sysselsättningsgraden minskar mellan 1991 och stabiliserar sig på en ny nivå runt 1994.<sup>4</sup> Nedgången innebar att kvinnors och mäns sysselsättningsgrad i det närmaste var lika stora 1994 för att därefter minska till en relativt stabil differens där kvinnors deltagandegrad uppgick till 95 procent av männens. Skillnaden i sysselsättningsgrad mellan kvinnor och män visar dock inga tendenser till att närma sig varandra på det sätt som arbetslöshetsnivån gjorde även om den ökade något mellan 2005 och 2007 för både män och kvinnor.

Antalet sysselsatta kan delas in efter individer som driver eget företag och individer som är anställda. Vid en sådan uppdelning (se diagram 3) framkommer att det finns klara skillnader mellan kvinnor och män. Den stora skillnaden består i benägenheten att driva eget företag där antalet män som driver eget företag är ungefär tre gånger så stort som motsvarande antal kvinnor. Det finns troligtvis många orsaker till detta. En bidragande förklaring kan vara av att kvinnor är mindre riskbenägna än män. En annan förklaring kan vara ett utslag av att män och kvinnor gör olika yrkesval och att det är lättare att starta ett eget företag beroende på vilket yrkesval individen gjort. Ofta startas företag baserat på den yrkeskompetens individen har och då är det lättare för till exempel en hantverkare att starta företag än för någon som arbetar med vård och omsorg.

---

<sup>3</sup> Enligt AKU arbetade år 2009 51 procent av kvinnorna i den privata sektorn medan motsvarande siffra för männen uppgick till 81 procent. Det innebär att endast 19 procent av männen arbetar i den offentliga sektorn (avser sysselsatta 16-64 år).

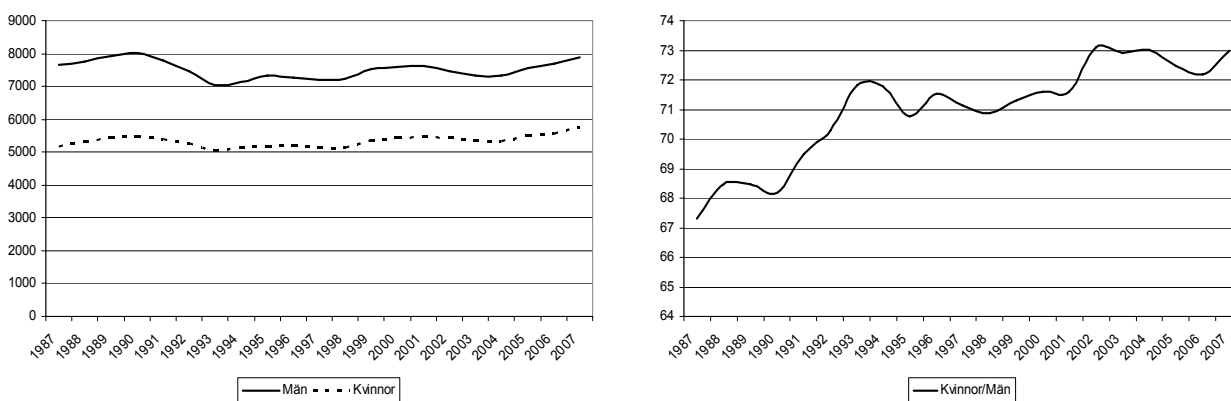
<sup>4</sup> Enligt AKU sjönk antalet sysselsatta mellan 1990 och 1996 från 4 507 700 till 3 963 100, det vill säga med drygt 540 000 individer.

**Diagram 3** Antal sysselsatta män och kvinnor i tusental individer (16-64 år)**a) Antal egenföretagare**

Källa: Egna beräkningar av AKU (SCB).

**b) Antal anställda**

Utvecklingen av antal anställda över tiden är mycket nära relaterad till utvecklingen av antalet arbetslösa, medan antalet individer som driver eget företag är mycket mer stabilt. Det relativt stora antalet män som driver eget företag medför att antalet anställda kvinnor överstiger antalet anställda män. Gapet slöts 2007 på samma sätt som nivåerna i arbetslöshet gjorde för män och kvinnor. I diagram 3b framgår att antalet anställda ökade kraftigt mellan 2004 och 2005. Denna uppgång i antalet anställda var dessutom speciellt stor för männen, vilket också är orsaken till att skillnaden i antal anställda män och kvinnor närmast försvann.

**Diagram 4** Antal arbetade timmar per vecka (16-64 år) mellan 1987 och 2007**a) Arbetade timmar i 10 000 tal**

Källa: Egna beräkningar av AKU (SCB).

**b) Kvinnors timmar som andel av männens (%)**

En annan dimension av sysselsättningen är antalet arbetade timmar. Tillsammans med produktiviteten i ekonomin har antalet arbetade timmar en avgörande betydelse för hur landets totala produktion utvecklas. En stor del av kvinnors deltagande sker på deltid, vilket gör att det totala antalet arbetade timmar för män och kvinnor skiljer sig ganska mycket (se diagram 4a). Förekomsten av deltidssar-

te skiljer sig också ganska mycket mellan privat och offentlig sektor. I den privata sektorn, arbetar drygt 90 procent av männen heltid, medan motsvarande andel för kvinnor uppgår till drygt 60 procent. I den offentliga sektorn är dock skillnaden mellan könen betydligt mindre. Omkring 80 procent av männen och drygt 75 procent av kvinnorna arbetar heltid i den offentliga sektorn.

Förändringen av antalet arbetade timmar är i hög grad relaterat till konjunkturella förändringar, vilket förklarar den relativt stora nedgången mellan 1990 och 1993. Detta på grund av att fler män än kvinnor initialt drabbades av arbetslöshet under konjunkturedgången vilket också medförde att kvinnors totala antal arbetade timmar som andel av männens totala antal arbetade timmar ökade relativt mycket. Från 1987 och framåt går det dock att skönja en långsam trend mot att kvinnornas antal arbetade timmar närmar sig männens.

### **3.2 Utbudselasticiteter från tidigare svenska studier**

Från det föregående avsnittet framkom en bild av att mäns och kvinnors beteende på arbetsmarknaden skiljer sig åt i någon omfattning. Bland annat visar det sig att kvinnor under ekonomiska kriser tenderar att lämna arbetskraften i högre omfattningen än männen, medan männen stannar kvar i arbetskraften som arbetssökande. Män och kvinnor arbetar också inom olika sektorer av ekonomin vilket till viss del påverkar hur män och kvinnor blir arbetslösa under ekonomiska kriser. Dessa skillnader antyder att kvinnor och män har olika reaktionsfunktioner med avseende på deras arbetsutbud och att mäns preferenser för att delta på arbetsmarknaden möjligtvis är något starkare. Där emot säger den beskrivande statistiken inget om hur män och kvinnors arbetsutbud reagerar på ekonomiska incitament.

I tabell 1 presenteras löneelasticiteter på arbetsutbudet som skattats på svenska data med arbetsutbudsmodeller som påminner om den som används i denna studie. Som framgår visar resultaten relativt entydigt att kvinnors arbetsutbud har en tendens att reagera starkare än mäns. Det gäller speciellt ensamstående mödrar som enligt den tidigare forskningen har betydligt större löneelasticiteter än andra grupper. En relevant jämförelsegrupp till ensamstående mödrar vore ensamstående män med barn. Det finns dock inga sådana skattningar på svenska data. En viktig orsak till detta torde vara att det är en mycket liten grupp i ekonomin och det är svårt att göra någon meningsfull statistisk analys när inte tillräckligt stora urval finns tillgängliga. Från den offentliga statistiken vet vi dock att ensamstående män utan barn är överrepresenterade bland socialbidragstagare, vilket innebär att de utgör en svag grupp som potentiellt gynnas relativt mycket av en skatterabatt och därför potentiellt har en förhållandevis stor arbetsutbudspotential. Denna uppdelning av ensamstående män får dock lämnas till framtida studier.

**Tabell 1** Okompenserade löneelasticiteter<sup>5</sup> från svensk forskningslitteratur skattade med hjälp av diskreta strukturella arbetsutbudsmodeller (procent)

Studie	Data (år)	Löneelasticitet
<i>Gifta/sammanboende män</i>		
Flood, Hansen & Wahlberg (2004)	HINK (1993,1999)	0,05 <sup>a</sup>
Sacklén (2009)	HEK (2004)	0,06 <sup>b</sup>
Finansdepartementet (2010)	HEK (2007)	0,13 <sup>c</sup>
<i>Gifta/sammanboende kvinnor</i>		
Flood, Hansen & Wahlberg (2004)	HINK (1993,1999)	0,10 <sup>a</sup>
Sacklén (2009)	HEK (2004)	0,10 <sup>b</sup>
Finansdepartementet (2010)	HEK (2007)	0,18 <sup>c</sup>
<i>Ensamstående kvinnor</i>		
Andrén (2003) <sup>c</sup>	HINK (1997,1998)	0,77 <sup>a</sup>
Flood, Wahlberg & Pylkkänen (2007) <sup>c</sup>	LINDA (1999)	0,62 <sup>a</sup>
Andersson & Hammarstedt (2008) <sup>d</sup>	LINDA (2004)	0,05 <sup>a</sup>
Finansdepartementet (2010)	HEK (2007)	0,21 <sup>c</sup>
<i>Ensamstående män</i>		
Finansdepartementet (2010)	HEK (2007)	0,09 <sup>c</sup>

**Anm.** <sup>a</sup> procentuell förändring i arbetade timmar dividerat med procentuell förändring av bruttolön. <sup>b</sup> procentuell förändringen i arbetade timmar dividerat med procentuell förändringen i disponibel inkomst. Avser den samlade effekten för sammanboende och ensamstående <sup>c</sup> här analyseras ensamstående kvinnor med barn. <sup>d</sup> här analyseras ensamstående kvinnor födda utanför Sverige. <sup>e</sup> procentuell förändring av arbetade timmar dividerat med procentuell förändring i den disponibla inkomsten. Beräknas genom att öka kommunalskatten med 10 procent.

## 4 Modellbeskrivning

Modellstrukturen som används här introducerades av Keane och Moffitt (1998) för hushåll med högst en vuxen individ. Modellen användes i det sammanhanget för att studera arbetsutbudet hos ensamstående mödrar och hur detta påverkas av att flera olika typer av bidragsformer mottas samtidigt. En liknande modell med motsvarande struktur har även använts på svenska förhållanden för analys av arbetsutbud hos ensamstående mödrar (Andrén, 2003) men där med fokus på hur barnomsorgsavgift och socialbidragsberoende påverkar arbetsutbudet.

Modellansatsen följer en ny tradition inom arbetsutbudslitteraturen där valet av antalet arbetade timmar begränsas av ett givet antal diskreta alternativ. Sedan Van Soests studie från 1995 har ansatsen använts flitigt i samband med strukturella arbetsutbudsmodeller.<sup>6</sup> Den viktigaste orsaken till den ökade populariteten kommer av att den ekonometriska tillämpningen förenklas avsevärt jämfört med om valet av arbetade timmar hade följt en kontinuerlig variabel. Detta gäller speciellt när budgetmängden tar komplexa uttryck till följd av interagerande skatte- och bidragssystem. Komplikationen består i att säkerställa att de skattade parametrarna har en ekonomisk tolkning, som följer av att vissa antaganden från ekonomisk teori är uppfyllda. Med den diskreta ansatsen är det i

<sup>5</sup> Löneelasticiteter på arbetsutbud brukar delas in i okompenserade och kompenserade elasticiteter. Den okompenserade löneelasticiteten på arbetsutbudet avser den totala procentuella förändringen i arbetade timmar per procentuell förändring i lön och avser summan av substitutionseffekten och inkomsteffekten. Den kompenserade elasticiteten avser enbart substitutionseffekten. I det här senare fallet hålls nyttan konstant vid löneförändringen.

<sup>6</sup> Se till exempel Honyes (1996), Duncan och MacCrae (1999), Kalb (2000), Van Soest och Das (2001), Van Soest mfl. (2002), Flood mfl. (2004), Creedy och Kalb (2004), Labeaga mfl. (2005), Breunig mfl. (2005), Flood mfl. (2007), Pacifico (2009) och Pacifico och Reggio (2009).

allmänhet mycket enkelt att fastställa om den empiriska modellen är ekonomiskt förankrad och uppfyller kravet om nyttomaximerande individer.<sup>7</sup>

#### 4.1 Hushåll med en vuxen person

En strukturell arbetsutbudsmodell består av en antagen nyttofunktion som fångar upp hushållets preferenser med avseende på arbete och konsumtion, och en budgetrestriktion som representerar hushållets disponibla inkomst och som anger de ekonomiska ramarna för hushållets val. Storleken på hushållets disponibla inkomst är beroende av det val individen gör i termer av antalet arbetade timmar och hur stor timlönen är. Individens nytta antas öka med nivån på hushållets disponibla inkomst, men sjunker med antalet arbetade timmar vilket gör att de verkar i olika riktning.<sup>8</sup> För individen handlar det om att finna den optimala kombinationen av arbetade timmar och konsumtion som är förenlig med dennes preferenser.

Vid empiriska applikationer måste hushållets nyttofunktion anta en explicit funktionell form. En vanlig och flexibel funktionell form för den direkta nyttofunktionen vid strukturell arbetsutbudsanalys är den kvadratiske direkta nyttofunktionen.<sup>9</sup> Den kvadratiske direkta nyttofunktionen är flexibel i så måtto att den tillåts vara bakåtvändande (backward bending) om timlönen blir tillräckligt hög och detta är något som präglar individers preferenser.<sup>10</sup> Det vill säga, när lönen nått en viss nivå kommer arbetsutbudet att reagera negativt på ytterligare höjningar. I den mest grundläggande formen har nyttofunktionen två argument; antal arbetade timmar ( $H$ ) och hushållets disponibla inkomst ( $Y$ ). Detta ger följande uttryck:

$$U = U(H, Y) = \beta_H H + \beta_Y Y + \beta_{HH} H^2 + \beta_{YY} Y^2 + \beta_{HY} HY \quad (1)$$

Ekvation (1) beskriver individens preferenser med avseende på arbetstid i relation till hushållets disponibla inkomst. Den innehåller fem parametrar ( $\beta_H, \beta_Y, \beta_{HH}, \beta_{YY}, \beta_{HY}$ ) som kan skattas vid en empirisk tillämpning.

Eftersom detta är en diskret arbetsutbudsmodell kommer  $H$  att anta ett ändligt antal diskreta värden mellan noll och ett övre värde av timmar. Dessa timmar antas representera önskad arbetstid under en arbetsvecka. Det är inte självklart hur många diskreta val som bör väljas. Erfarenheter från forskningslitteraturen visar dock att skattningsresultaten påverkas ganska lite av hur många diskreta

<sup>7</sup> Hur detta går till beskrivs utförligt i bland andra Van Soest (1995).

<sup>8</sup> Vanligtvis är det fritid och konsumtion som ingår i nyttofunktionen, där fritid är något som bidrar positivt till individens nytta. Eftersom total tillgänglig tid minus fritid brukar betraktas som arbetstid i dessa modeller går det lika bra att använda arbetstid direkt i nyttofunktionen. Detta gör dessutom att total tillgänglig tid inte behöver specificeras.

<sup>9</sup> Andra exempel på förekommande funktionella former är nyttofunktionen på translog form som bland annat har tillämpats av Van Soest (1995) och Flood et al. (2004). Hoynes (1996) använder en Stone-Geary direkt nyttofunktion.

<sup>10</sup> Nyttofunktionen representerar ett andra ordningens Taylor-serieuttryck i dess argument. Ju högre ordning som antas, desto flexiblere blir den funktionella formen (se Van Soest, 2002). Ett högre ordningstal gör samtidigt att antalet parametrar som ska skattas blir fler, vilket medför att det ekonometriska arbetet blir tyngre och mer komplicerat.

utbudsalternativ som används. Allt från tre alternativ och uppåt används i forskningslitteraturen. Erfarenheter visar dock att resultaten vid en detaljerad inkomstfördelningsanalys påverkas i viss omfattning om antalet är för litet. Här har därför antalet diskreta val satts till 7, enligt följande:  $H = \{0, 12, 27, 35, 38, 41, 50\}$ .<sup>11</sup>

Enligt ekonomisk teori är individer nyttomaximerare och nyttan ska maximeras med avseende på en budgetmängd. Budgetmängden representerar hushållets disponibla inkomst (konsumtion), är kvasilinjär och definieras här på följande sätt:

$$Y = wH + N + B_{SA}d_{SA} + B_{HA}d_{HA} - C_{cc}d_{CC} - T \quad (2)$$

Här avser  $w$  bruttotitlönen individen erhåller vid  $H$  arbetade timmar. Utöver inkomster från arbete finns också inkomster som inte kommer av arbete och därför är oberoende av antalet arbetade timmar. Summan av dessa inkomster betecknas med  $N$  och kan exempelvis vara inkomst från kapital, barnbidrag eller underhållsbidrag eller någon annan inkomst som inte är beroende av att individen arbetar. Hushållen har också möjlighet att erhålla bostadsbidrag ( $B_{HA}d_{HA}$ ) eller socialbidrag ( $B_{SA}d_{SA}$ ), vilka adderas till den disponibla inkomsten om hushållet uppfyller kraven för behörighet. Dessutom betalar hushållet en kommunal barnomsorgsavgift ( $C_{cc}d_{CC}$ ) om det finns unga barn och hushållet dessutom utnyttjar offentlig barnomsorg. Hushållets totala bruttoarbetsinkomst reduceras slutligen med den totala skatten relaterad till de inkomster hushållet har och som ingår i budgetmängden. Skattefunktionen betecknas med  $T$ , är icke-linjär och beroende av hur skattesystemet är utformat. Storleken på hushållets totala skatt är beroende av bruttolönen, arbetade timmar och andra komponenter som är beskattningsbara och som ingår i modellen. Budgetfunktionen (2) innehåller inga parametrar utan är en rent mekanisk beskrivning av vad som påverkar storleken på hushållets disponibla inkomst (en exakt beskrivning av hur den disponibla inkomsten bestäms finns i bilaga B1 och B2).

## 4.2 Icke observerbar heterogenitet

För att öka modellens variation av preferenser mellan individer för observerbara val av arbetade timmar kan observerbara och icke observerbara individspecifika faktorer inkorporeras.<sup>12</sup> Detta kan ske på ett flertal olika sätt. Ett sätt är att låta storleken på arbetsutbudsparametern ( $\beta_H$ ) i nyttofunktionen variera med avseende på observerbara faktorer och faktorer reflekterade av slumpen (icke

<sup>11</sup> Dessa punkter avser diskreta approximationer av det observerade antalet arbetade timmar ( $h$ ) enligt följande indelning.  $H=0$ ;  $H=12$  när ( $1 \leq h \leq 20$ );  $H=27$  när ( $21 \leq h \leq 30$ );  $H=35$  när ( $31 \leq h \leq 37$ );  $H=38$  när ( $38 \leq h \leq 39$ );  $H=41$  när ( $40 \leq h \leq 43$ );  $H=50$  när ( $h \geq 44$ ).

<sup>12</sup> En nyttofunktion är en matematisk representation av hur individers preferenser ser ut. Genom att låta denna representation ta hänsyn till observerbara och icke observerbara karaktäristika kan modellens variation mellan individer ökas något för att på så sätt närma sig den variation som finns mellan individer i verkligheten.



observerbara). Parametern  $\beta_H$  representerar marginalnyttan av att arbeta när  $H = 0$ .<sup>13</sup> På motsvarande sätt kan timlönens nivå förklaras av individspecifika och arbetsplatspecifika faktorer som gör att timlönen skiljer sig från en individ till en annan. Timlönen påverkas också av faktorer som inte observeras av ekonometrikern och som därför antas reflekteras av slumpen eller av individspecifika preferenser för arbete. Denna variation införs genom att följande ekvationer inkorporeras i den strukturella modellen:

$$\beta_H = X_H \alpha_H + \varepsilon_H, \quad (3)$$

$$\ln(w) = X_w \alpha_w + \varepsilon_w, \quad (4)$$

där  $X_H$  och  $X_w$  representerar matriser med observerbara faktorer som påverkar marginalnyttan av att arbeta och timlönen. De två matriserna är multiplicerade med var sin koefficientvektor ( $\alpha_H, \alpha_w$ ) som beskriver respektive variabels inverkan på respektive beroende variabel. Ekvationerna innehåller också två residualer ( $\varepsilon_H, \varepsilon_w$ ) som representerar icke observerbar individspecifik heterogenitet i de två ekvationerna. I princip är det möjligt att specificera en ekvation för respektive parameter i nyttofunktionen. Här är det dock löner och arbetsutbudspreferenser som ligger i fokus.

### 4.3 Icke observerbara löner för individer som inte arbetar

Eftersom alla individer inte arbetar kommer en del individer i urvalet att inte ha någon observerbar timlön. Detta är ett problem eftersom skattningsmetoden som används kräver att det finns numeriska värden för samtliga individer. Icke observerbar timlön är inte ekvivalent med en timlön lika med noll kronor eftersom den representerar den timlön individen skulle ha vid arbete om han arbetat. Istället bör tolkningen vara att individens arbetsutbud är noll timmar eftersom denne inte blivit erbjuden en timlön som överstiger reservationslönen. I forskningslitteraturen har detta problem lösts på ett antal olika sätt, mer eller mindre restriktiva. Den enklaste och därför också ofta använda metoden föreslogs av Hausman (1981) och bygger på idén att en löneekvation specificeras och skattas för dem som har en observerad timlön. Denna skattning selektionsjusteras med hjälp av en kontrollfunktion som kontrollerar för de individer som selekterats ut från modellen på grund av att deras timlöner är icke observerbara. Med hjälp av den skattade lönefunktionen predikteras därefter timlönerna för de med icke observerbara löner. Detta sätt att lösa problemet introducerar två olika fördelningar för individers löner; en för observerade löner och en för predikterade löner. Vilken fördelning individens lön får beror på om individen arbetar eller inte. Detta i sig innebär att formuleringen

---

<sup>13</sup> Eftersom  $H$  förekommer kvadrerad i nyttofunktionen kommer partialderivatan av nyttofunktionen med avseende på  $H$  att innehålla  $H$ . Genom att sätta  $H$  lika med noll erhålls ett uttryck för marginalnyttan som är relaterad till den extensiva marginalen. Det vill säga, marginalnyttan med avseende på  $H$  kommer att vara lika med den beroende variabeln i ekvation (3) när  $H$  är satt till noll.

av likelihoodfunktionen producerar en meningslös statistisk specifikation (MaCurdy et al., 1990).<sup>14</sup> Ett alternativ skulle kunna vara att ersätta samtliga observerade löner med predikterade löner (Se till exempel Meghir, 2009), vilket skulle göra att den statistiska specifikationen blev korrekt. Detta medför dock att budgetmängden blir felspecificerad för samtliga individer i urvalet, eftersom den korrekta lönen är den som är observerad och inte den som är predikterad. Metoden skulle enbart generera konsistenta skattningar om samtliga individer baserade sina konsumtions- och arbetsutbudsbeslut på ekonometrikerns löneprediktioner.

En mer teorikonsistent lösning på problemet och som ger konsistenta skattningar av parametrarna i nyttofunktionen är att skatta löneekvationen simultant med utbudsekvationen och integrera ut icke observerbara löner för personer som inte arbetar.<sup>15</sup> Detta angreppssätt beskrivs bland annat av Van Soest (1995) som också tillämpar metoden. Metoden är effektiv, leder till en korrekt stokastisk specifikation för samtliga individer och tar även hänsyn till förekomsten av ”frånvarostraff” som kommer av att individer arbetar deltid.<sup>16</sup> Eftersom en betydande andel kvinnor arbetar deltid är detta en relevant detalj. Fördelarna med denna metod är således stora varför den används här.

#### 4.4 Socialbidragsstigma

Ett förekommande fenomen hos individer och hushåll som är behöriga för ekonomiskt bistånd (socialbidrag) är att en del av dessa inte observeras som mottagare av ekonomiskt bistånd. Det innebär att en del hushåll avstår från inkomster trots att de har rätt till detta. Från ett teoretiskt perspektiv innebär det att hushållet bryter mot ett viktigt antagande som görs inom teorin för konsumtionsefterfrågan och som bygger på idén att mer är bättre än mindre, det vill säga, att hushållets nytta ska öka med den disponibla inkomsten. Hushåll som inte tar emot bidrag trots att de är behöriga till det maximerar således inte sin nytta så som den är specificerad i modellen. I den ekonomiska forskningslitteraturen har detta beteende förklarats av att bidraget är kopplat till stigma (onytta) som i sig gör att hushållet avstår från biståndet (Moffitt, 1983). I praktiken behöver det dock inte handla om stigma, utan orsaken kan i många fall handla om okunskap om rättigheten till bidrag, eller att bidragsbeloppet är av en sådan storlek att hushållet avstår från att genomgå den ekonomiska utredning som föregår ett mottagande av ekonomiskt bistånd. Det kan också handla om mätfel i data. Oavsett

---

<sup>14</sup> Ett alternativ ansats skulle också kunna vara att erkänna att prediktionerna innehåller mätfel, och därför kontrollerar för dessa mätfel genom att inkorporera en felterm som tar hänsyn till detta. I någon mening kommer detta att motsvara ansatsen med att integrera ut icke observerbara löner.

<sup>15</sup> Eftersom parametrarna skattas med hjälp av simulering integreras de icke observerbara lönerna ut med hjälp av simulering. Löneekvationens residual kommer från en bivariat normalfördelning tillsammans med residualen från ekvationen för marginalnyttan för arbete. Denna fördelning beror av skattade varianser och kovariansen mellan marginalnyttan för arbete och timlön. Det är från denna fördelning som dragningar görs och insättningar sker i uttrycket för respektive individs sannolikhet som ingår i log-likelihoodfunktionen. Det är medelvärdet av dessa dragningar som går in i log-likelihoodfunktionen.

<sup>16</sup> Med lönestraff eller frånvarostraff avses den skillnad i gensomsnittlig lönen som finns mellan hel- och deltidsarbetande och som inte kan förklaras av observerbara karaktäristika. Detta förklaras bland annat av att ackumuleringen av humankapital går långsammare över tiden för deltidsarbetande, och att deltid kan ge signaler om lägre produktivitet hos individen.

orsak, innebär dock företeelsen att hushållet suboptimerar, vilket innebär att modellen i den empiriska tillämpningen är inkonsistent med hur dessa hushåll beter sig, eftersom nytto-maximering antas vara ett grundläggande beteende hos alla individer. Detta problem löses dock på ett relativt enkelt sätt genom att bifoga nyttofunktionen en diskret deltagarindikator ( $P_{EB}$ ) som anger om individen eller hushållet är mottagare av ekonomiskt bistånd eller ej. Nyttofunktionen får då följande utseende:

$$U = U(H, Y) + \phi P_{EB} \quad (5)$$

Koefficienten ( $\phi$ ) framför deltagarindikatorn ( $P_{EB}$ ) representerar ett mått på onyttan eller storleken på stigmaeffekten i termer av nytta som är associerat med att få ekonomiskt bistånd. Om ekonomiskt bistånd är förenat med stigma kommer denna koefficient att vara negativ och signifikant skild från noll. Som nämntes finns det flera orsaker till att individer inte erhåller ekonomiskt bistånd. Detta innebär att tolkningen av parametern är svår.

#### 4.5 Fasta kostnader för arbete

Det visar sig att reservationslöneansatsen som bygger på resonemanget om att en individ väljer att arbeta om den erbjudna lönen överstiger reservationslönen inte är komplett eftersom det resonemanget inte tar hänsyn till fasta kostnader för arbete. De fasta kostnaderna relaterade till arbete kan handla om transportkostnader till och från jobbet, barnomsorgskostnader eller andra kostnader som initieras på grund av att ett arbete påbörjas. Det kan också handla om kostnader i termer av nytta. Det är den här senare typen av kostnader som Van Soest (1995) använder som ett sätt att öka precision av prediktionerna från modellen. Det visar sig att den grundläggande modellen som inte tar hänsyn till fasta kostnader av arbete har en benägenhet att överprediktera andelarna som arbetar deltid och underprediktera andelen utanför arbetskraften. Van Soest kontrollerar eller justerar för detta genom att lägga till nyttojusteringstermer på följande sätt:

$$U = U(H, Y) + \gamma_1 \delta_1 + \dots + \gamma_r \delta_r, \quad (6)$$

där  $\delta_i$  representerar en indikatorvariabel för arbetsutbudsalternativ  $i$ , och  $\gamma_i$  motsvarande parameter som anger i vilken grad nyttan påverkas av respektive utbudsalternativ. Storleken på  $r$ , som representerar antalet nyttokonstanter, behöver inte sammanfalla med antalet diskreta utbudsalternativ som finns i modellen, utan är oftast mycket lägre. Om det är förenat med onyttan att arbeta kommer parametrarna att anta negativa värden då de mäter skillnaden i nytta i förhållande till att inte arbeta.

#### 4.6 Metod för skattning av parametrar

Parametrarna i modellen skattas med hjälp av ”maximum likelihood” teknik vilket innebär att en fördelning för de icke-observerbara faktorerna måste fastställas. Den fördelning som ofta antas vid

empiriska applikationer är normalfördelningen och eftersom vi har två ekvationer (se ekvation (3) och (4)) med varsin residual används en bivariat normalfördelning som bas för likelihoodfunktionen.

Givet det införda fördelningsantagandet så handlar detta om en diskret-val-modell, och eftersom vi har sju diskreta arbetsutbudsalternativ så blir modellformuleringen av ”probit-typ” med sju alternativ. Tyvärr går det inte att använda den vanliga probitansatsen i den här applikationen eftersom det är svårt eller omöjligt att bryta ut residualerna från målfunktionen på ett sådant sätt att sannlikheterna för de olika arbetsutbudsalternativen kan bestämmas. Istället måste en mer generell ansats användas.

Individens beslutssituation ser ut på följande sätt: Låt  $j=1, \dots, 7$  indexera alternativen som ingår i valmängden av diskreta utbudsalternativ. Individens ställs då inför följande problem:

$$\text{Välj alternativ } j \text{ om och endast om } U_j \geq U_k \text{ för alla } k = 1, \dots, 7, \quad (7)$$

där  $U_j$  representerar det numeriska värdet beräknat med hjälp av ekvation (1) för alternativ  $j$  och som erhålls genom att substituera in ekvationerna (2), (3) och (4) i ekvation (1) evaluerade för alternativ  $j$ . Som nämndes ovan innebär dessa substitueringar att det inte på ett enkelt sätt går att bryta ut residualerna vilket kräver en alternativ ansats. Simulerad maximum likelihood kan användas för att lösa detta problem.

Individens bidrag till likelihoodfunktionen vid diskreta-val-modeller representeras av sannolikheter. Det handlar följaktligen om att bestämma  $P(U_j \geq U_k)$  när  $k = 1, \dots, 7$ , för samtliga  $j$  och för varje individ i urvalet. Det enklaste sättet att bestämma dessa sannolikheter med hjälp av simulering är att helt enkelt använda sig av den så kallade frekvenssimulatorn. Detta sker genom att göra dragningar från den antagna bivariata fördelningen och sedan bestämma hur stor andel av de gjorda dragningarna som gör att villkor (7) uppfylls. Dessvärre har frekvenssimulatorn ett par egenskaper som gör användandet problematiskt. För det första är frekvenssimulatorn en stegfunktion vilket gör att gradientbaserade metoder vid optimeringen av log-likelihoodfunktionen inte går att använda. För det andra kan de simulerade sannolikheterna för en given individ summera till ett värde som är skilt från ett.

En alternativ simulator som bygger på frekvenssimulatorn men som löser dessa problem är den så kallade ”Kernel Smoothed Frequency Simulator” (KFS). Den grundläggande idén bakom denna simulator är att den utgår från frekvenssimulatorn och lägger till brus på ett sådant sätt att simulatorn blir jämn (smooth). Dessutom kommer de beräknade sannolikheterna alltid att summera till ett. Simulatorn bygger på extrem-värde fördelningsfunktionen som här används som simulator-

kärna (kernel). I praktiken innebär detta att nyttofunktionen för varje alternativ bifogas en extremvärdefördelad slumpterm som är oberoende och likafördelad för respektive individ och som står för det utjämnande bruset. KFS definierar sannolikheten för alternativ  $j$  på följande sätt:

$$P(H = j | \theta) = \frac{\exp(U(H = j | \theta) / \sigma)}{\sum_s \exp(U(H = s | \theta) / \sigma)}, \text{ för } s = 1, \dots, 7. \quad (8)$$

För att bestämma respektive sannolikhet enligt (8) görs dragningar från den givna fördelningen som därefter sätts in i uttrycken för att därefter beräkna medelvärdet av dessa. De erhållna medelvärdena representerar de eftersökta sannolikheterna vid optimala skattningar i parametervektorn  $(\theta)$ .<sup>17</sup> Med hjälp av dessa sannolikheter kan sedan log-likelihoodfunktionen formuleras på följande sätt:<sup>18</sup>

$$L(\theta, \Sigma_\epsilon | X, w) = \sum_{i \in A} \sum_{j=1}^J \delta_{ij} \ln [P(j | \theta_i, X_i, w_i) \phi(w_i | \theta_i, X_i)] + \sum_{i \in EA} \sum_{j=1}^J \delta_{ij} \ln \left[ \int_0^\infty P(j | \theta_i, X_i, w_i) \phi(w_i | \theta_i, X_i) dw_i \right] \quad (9)$$

För att erhålla bättre precisionen vid simuleringen av log-likelihoodfunktionen kan de sedvanliga pseudo-slumptalen bytas ut mot quasi-slumptal, vilket görs här.<sup>19</sup> En relativt enkel form av quasi-slumptal går under namnet Halton-slumptal (Halton random sequence) och uppfyller kraven för slumptal men har en betydlig bättre precision vilket innebär att simuleringsbruset blir lägre. Simuleringsbruset reduceras med en faktor 10, vilket innebär att 100 Haltondragningar har samma precision som 1000 pseudo-dragningar. I den här studien används 10 Haltondragningar per individ. För vidare diskussion om dessa slumptal, se till exempel Train (2003).<sup>20</sup>

#### 4.7 Hushåll med två vuxna personer

Fram till nu har diskussionen rört modeller för hushåll som innehåller en vuxen person, där beslutet om hur mycket som ska konsumeras och hur mycket som ska arbetas har styrts av dennes preferen-

<sup>17</sup> Den okända parametern  $\sigma$  representerar standardavvikelsen för extremvärdefelen. När denna parameter går mot noll kommer sannolikheterna att vara väntevärdesriktiga och konvergera mot de sannolikheter som erhålls från den enkla frekvenssimulatorens. I praktiken kommer denna parameter att sättas till ett lågt tal som gör att det värde som exponentieras inte blir för stort. Om parametern sätts till noll eller ett tal mycket nära noll kommer kvoten att bli mycket stor, vilket resulterar i "number overflow" som gör att beräkningen inte kan genomföras rent tekniskt med en vanlig persondator.

<sup>18</sup> De simulerade sannolikheterna kan inte användas rakt av på grund av att vi även skattar en löneekvation simultant i modellen. Detta gör att de sannolikheter som simuleras kommer att vara betingade dessa löner, vilket innebär att vi får en betingad sannolikhet snarare än en obetingad. Det är den obetingade sannolikheten som efterfrågas vilket innebär att sannolikheten måste viktas. Detta görs enkelt med hjälp av täthetsfunktionen för normalfördelningen. Mer specifikt; de simulerade sannolikheterna som vi erhåller motsvaras av  $P(H | \theta, w)$ , men vi behöver  $P(H, w | \theta)$ . Med hjälp av den första sannolikheten kan den eftersökta sannolikheten skapas genom viktning. Detta innebär att  $P(H, w | \theta) = P(H | \theta, w)P(w | \theta)$  där det andra uttrycket i högerledet representerar täthetsfunktionen för normalfördelningen.

<sup>19</sup> Pseudo-slumptal som i princip varje persondator genererar skapas enligt en deterministisk process vars sekvensstart beror på ett slumptalsfrö som användaren anger. För ett givet frö erhålls därför alltid samma simulerade värden vilket gör det möjligt för andra forskare att använda samma slumptalssekvens i jämförande studier. Pseudo-slumptal uppfyller vissa kriterier som ställs på en slumptalsgenerator för att de genererade värdena ska kunna betraktas som slumpmässiga. En speciellt otrevlig egenskap som pseudo-slumptalen är behäftade med, är att de har en tendens att hamna i kluster. Av den anledningen är de därför inte speciellt effektiva om de ska användas vid numeriska metoder som bygger på skattningar av parametrar. Detta har föranlett en utveckling av mer effektiva slumptal som har bättre egenskaper i form av att simuleringsbruset är mindre.

<sup>20</sup> Halton-slumptal är baserade på primtal och i denna studie används de fyra första primtalen i talserien.

ser. För hushåll med potentiellt två arbetande vuxna individer formuleras arbetsutbudsproblemet på ungefär samma sätt som för hushåll med en person, det vill säga en nyttofunktion för hushållets arbetsutbudsprefereenser som ska optimeras under bivillkoret av en budgetmängd som representerar hushållets disponibla inkomst. Att formulera en nyttofunktion för ett hushåll med två personer kan göras på ett antal olika sätt. Utformningen beror på vilka antaganden som införs över hur de enskilda medlemmarna i hushållet betar sig. Den vanligaste ansatsen bygger på idén att hushållet har en gemensam nyttofunktion som i princip består av summan av två individuella nyttofunktioner som beskrevs i avsnitt 3.1.<sup>21</sup>

#### 4.7.1 Nyttofunktion och budgetmängd

Nyttofunktionen innehåller i sin mest grundläggande form tre argument; mannens arbetade timmar, kvinnans arbetade timmar och hushållets disponibla inkomst. Den kan betecknas och formuleras på följande sätt:

$$U(H_m, H_k, Y_{hus}) = \beta_m H_m + \beta_k H_k + \beta_y Y + \alpha_m H_m^2 + \alpha_k H_k^2 + \alpha_{my} H_m Y + \alpha_{ky} H_k Y + \alpha_{km} H_k H_m \quad (10)$$

Modellen är diskret i så måtto att arbetade timmar antar diskreta val som individen kan välja mellan snarare än ett kontinuum av arbetade timmar. Antalet arbetade timmar som respektive individ i hushållet kan välja mellan är samma som för hushåll med en person:  $H_m \in \{0, 12, 27, 35, 38, 41, 50\}$  och  $H_k \in \{0, 12, 27, 35, 38, 41, 50\}$ .

Hushållets disponibla inkomst beräknas med följande formel:

$$Y = Y_m + Y_k + B_{SA}d_{SA} + B_{HA}d_{HA} - C_{CC}d_{CC}, \quad (11)$$

där

$$Y_m = H_m w_m + N_m - t_m, \quad (\text{Mannens disponibla inkomst}) \quad (12)$$

$$Y_k = H_k w_k + N_k - t_k. \quad (\text{Kvinnans disponibla inkomst}) \quad (13)$$

Ekvationerna (12) och (13) är individuella. Därutöver tillkommer gemensamma komponenter som är relaterade till hushållet. Den första gemensamma komponenten som ingår i modellen avser potentiellt socialbidrag ( $B_{SA}d_{SA}$ ) som bidrar till hushållets inkomst med ett beräknat potentiellt belopp vars storlek bland annat beror på hur familjen är sammansatt och vilken inkomst hushållet har.<sup>22</sup> Dessutom ingår en bidragsfunktion för potentiellt bostadsbidrag ( $B_{HA}d_{HA}$ ) samt en kostnadsfunk-

<sup>21</sup> Den här typen av nyttofunktion (unitary model) är vanligt förekommande vid empiriska tillämpningar med diskreta arbetsutbuds modeller. Ansatsen är dock restriktiv eftersom den inte tar hänsyn till den förhandlings- och beslutssituation som potentiellt tar plats i ett hushåll med två vuxna individer och som potentiellt påverkar arbetsutbudet hos de interagerande parterna. På senare tid har även modeller som i någon mån tar hänsyn till beslutssituationen inom hushållet börjat uppkomma i forskningslitteraturen (Collective model). Här är dock den empiriska forskningen fortfarande i sin linda (se till exempel Blundell med flera 2007).

<sup>22</sup> Här används reglerna för socialbidragets riksnorm.

tion för kommunal barnomsorg ( $C_{CC}d_{CC}$ ) för de familjer som har barn och använder sig av kommunal barnomsorg.

#### 4.7.2 Icke observerbara löner för en eller två personer i hushållet

Den strukturella arbetsutbudsmodellen har fyra endogena variabler och därmed fyra ekvationer med parametrar som ska skattas. Det handlar om två löneekvationer och två arbetsutbudspreferensekvationer som fördelas på man och kvinna i hushållet. Dessa är formulerade på följande sätt:

$$\alpha_m = Z_m \gamma_m + \eta_m, \quad (\text{Mäns arbetsutbudspreferenser}) \quad (14)$$

$$\alpha_k = Z_k \gamma_k + \eta_k, \quad (\text{Kvinnors arbetsutbudspreferenser}) \quad (15)$$

$$\ln(w_m) = X_m \beta_m + \varepsilon_m, \quad (\text{Mäns lönefunktion}) \quad (16)$$

$$\ln(w_k) = X_k \beta_k + \varepsilon_k. \quad (\text{Kvinnors lönefunktion}) \quad (17)$$

Eftersom det är hushållet snarare än individen som bidrar till likelihoodfunktionen måste fyra olika tillstånd specificeras och hanteras. Tillstånden uppstår på grund av att inte alla individer i hushållet behöver delta i arbetskraften och därför i vissa fall inte har någon observerbar lön. Som beskrevs i avsnitt 4.3 hanteras detta genom att integrera ut den icke observerbara lönen för att på så sätt erhålla ett väntevärde för de fall där lönen inte observeras. Vi behöver därför hantera följande fyra fall; 1) hushåll där båda personer i hushållet arbetar ( $P(j, w_m, w_k | \theta, X, Z)$ ), 2) hushåll där mannen arbetar och kvinnan inte arbetar ( $P(j, w_m | \theta, X, Z)$ ), 3) hushåll där kvinnan arbetar och mannen inte arbetar ( $P(j, w_k | \theta, X, Z)$ ), samt 4) hushåll där varken mannen eller kvinnan arbetar ( $P(j | \theta, X, Z)$ ). Detta ger följande log-likelihoodfunktion:

$$\begin{aligned} \ln(L) = & \sum_{i \in \Theta_1} \sum_{j=1}^J \delta_1 \ln P(j, w_m, w_k | \theta, X, Z) + \sum_{i \in \Theta_2} \sum_{j=1}^J \delta_2 \ln P(j, w_m | \theta, X, Z) + \\ & \sum_{i \in \Theta_3} \sum_{j=1}^J \delta_3 \ln P(j, w_k | \theta, X, Z) + \sum_{i \in \Theta_4} \sum_{j=1}^J \delta_4 \ln P(j | \theta, X, Z) \end{aligned} \quad (18)$$

där  $i$  avser ett index för individer och  $j$  ett index för arbetsutbudsvalet.<sup>23</sup>

## 5 Data

Data som används i den här uppsatsen kommer från Statistiska centralbyrån (SCB) och HEK-urvalet (Hushållens Ekonomi).<sup>24</sup> Datamaterialet utgör ett representativt slumpmässigt urval av hus-

håll i Sverige från 2007 och innehåller en stor mängd information om hushållens ekonomi. Urvalet är begränsat till individer i åldern 18-64 år, som inte helt eller delvis studerar, är förtidspensionerade eller arbetar som egenföretagare. Med dessa selektioner återstår ett urval med omkring 7 300 hushåll. Denna grupp delas i sin tur in i ensamstående kvinnor och män samt sammanboende med och utan barn. De ensamstående uppgår till 1 901 och 1 616 för män respektive kvinnor. Hushåll med sammanboende är mycket större till antal. Eftersom den strukturella arbetsutbudsmodellen för sammanboende är numeriskt mer komplicerad att skatta, tar det också längre tid ju fler observationer som används. Av den anledningen används endast hälften av de tillgängliga observationerna för sammanboende med och utan barn. Det resulterar i 1 051 och 824 hushåll med barn respektive utan barn.

Två centrala variabler för analysen i den här uppsatsen utgörs av antal arbetade timmar per vecka och timlön. I HEK finns information om individens sysselsättningsgrad. Sysselsättningsgraden beräknas för alla som angett en arbetstid i intervjuundersökningen även om de inte klassificerats som förvärvsarbetande. Detta är en variabel som anges i procent av normal arbetstid där antalet arbetade timmar per månad summeras över året och sätts i relation till årsnormtalet 2 080. Variabeln för antal arbetade timmar per vecka som används här är därför en konstruktion baserad på sysselsättningsgraden från HEK. Individer som varit arbetslösa eller föräldralediga hela året kommer därför att ha en sysselsättningsgrad lika med noll. Dessa individer kategoriseras som om de inte tillhör arbetskraften. Det vill säga de arbetar noll timmar per vecka. Individer som varit arbetslösa eller föräldralediga under året men mindre än ett år, påverkas genom att deras arbetade timmar är lägre än full tid, oavsett om de arbetar heltid vid intervjutillfället. Detta gäller även i viss mån andra frånvaroorsaker.

HEK innehåller också information om individens timlön. Bland tjänstemän är dock månadslön snarare regel än undantag vilket också gäller för många arbetare. Detta innebär att det mått på timlön som finns i HEK är en konstruktion baserad på observerad månadslön som dels är uppviktad för att motsvara en heltidslön, dels i en del fall dessutom nedskalad för att representera en timlön.

## 5.1 Beskrivande statistik för ensamstående

I detta avsnitt beskrivs de urval och de variabler som används i analysen med avseende på de grupper analysen bygger på. Tabell 2 beskriver urvalen för ensamstående män och kvinnor. Här framgår att kvinnor har en genomsnittlig ålder som ligger 1,5 år över männens. Utbildning är en annan intressant variabel som också är relaterad till individens arbetsutbud. Andelen kvinnor med högskole-

---

<sup>23</sup> Observera att timlönen försvinner från sannolikhetsuttrycken eftersom det har integrerats ut i de fall de inte är observerbara.

<sup>24</sup> Mer information om HEK-urvalen finns på [www.scb.se](http://www.scb.se).



utbildning är större än för männen, med en skillnad på omkring sex procentenheter. Denna skillnad motsvaras av att andelen män med grundskole- och gymnasieutbildning är något större än för kvinnor. Skillnaden i utbildningsnivå mellan män och kvinnor är inte något som är unikt för ensamstående. Dessutom antyder den nuvarande utvecklingen att skillnaden kommer att öka över tiden (Jernelöv, 2010).

**Tabell 2** Beskrivande statistik för ensamstående hushåll

Variabler	Ensamstående, 18-64 år	
	Män	Kvinnor
Ålder	35,5	37,1
Grundskoleutbildning (%)	21,0	19,7
Gymnasieutbildning (%)	54,7	50,0
Universitetsutbildning (%)	24,3	30,3
Svenskfödd (%)	80,9	80,5
Har barn 0-5 år (%)	3,3	12,2
Har barn 6-11år (%)	1,6	7,2
Har bostadsbidrag (%)	2,5	9,7
Har socialbidrag (%)	5,8	6,3
Andel heltid (>34h)	56,2	49,4
Andel deltid (1-34h)	26,2	31,3
Andel ej i arbete (H=0)	17,6	19,3
Antal individer	1901	1616

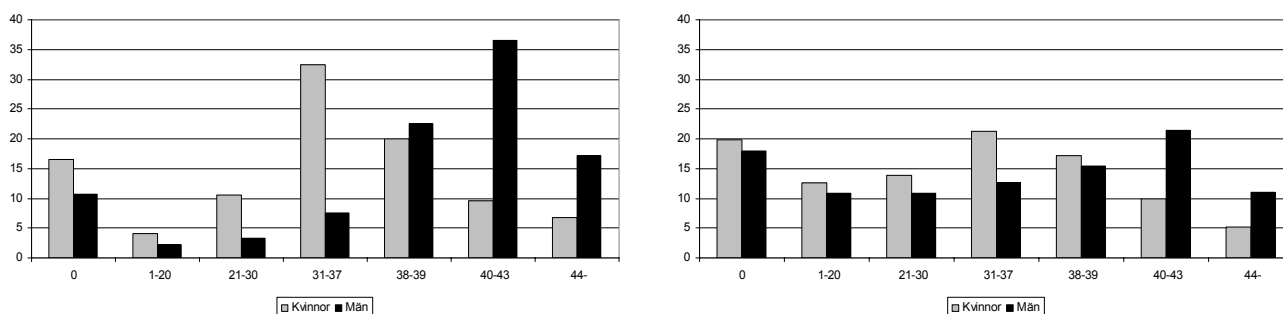
Under lång tid har den vanliga ordningen vid separation varit att barnen följt kvinnan. På senare tid har dock gemensam vårdnad blivit ett mycket vanligare alternativ. Statistiken ger dock vid handen att det fortfarande är vanligare att barnen bor hos kvinnan. Här finns dock ett dataproblem eftersom det inte framgår om vårdnaden är delad eller ej. Barnet blir därför registrerat hos den förälder där barnet är folkbokförd, vilket oftast är kvinnan. Detta gör att statistiken i någon mån kan bli missvisande. Bland de ensamstående kvinnorna i HEK är det drygt 12 procent som har barn mellan 1-5 år medan motsvarande andel för männen uppgår till drygt 3 procent.

Att vara ensamstående och ha vårdnaden om yngre barn påverkar arbetsutbud och därmed den disponibla inkomsten. Det är därför inte överraskande att andelen hushåll med bostadsbidrag och socialbidrag är större för kvinnor än för män.

Utbudet av arbetade timmar skiljer sig en del mellan ensamstående män och kvinnor och en del av detta kan förmodligen härledas till förekomsten av barn i hushållet och att män och kvinnor betar sig olika när barn finns i hushållet. Diagram 5 ger en bild av hur arbetsutbudet fördelar sig över de arbetsutbudsklasser som används i den här studien. Ensamstående är uppdelade efter huruvida hushållet har barn under 18 år eller ej. Ensamstående kvinnor med barn arbetar deltid i mycket högre omfattning jämfört med män. Denna skillnad är inte lika stor för ensamstående utan barn. Det är dock värt att understryka att antalet ensamstående män med barn är mycket litet i det urval som

används här, vilket gör statistiken i den här dimensionen något osäker. Bilden antyder dock att förekomsten av barn har en större inverkan på arbetsutbudsbeteendet för kvinnor än för män.

**Diagram 5** Arbetsutbudsfordelning efter arbetade timmar per vecka för ensamstående män och kvinnor (procent)



**a) Ensamstående med barn**

**b) Ensamstående utan barn**

**Anm.** Antal ensamstående män med barn uppgår till 93 personer (cirka 5 %) i urvalet av ensamstående män vilket medför risk för urvalsfel.

Hur arbetsutbudet varierar med avseende på olika variabler framgår av den beskrivande statistiken i tabell 3. Här redovisas en uppdelning efter utbildning, ålder, förekomst av barn och timlön. Män och kvinnor som befinner sig utanför arbetskraften ( $H=0$ ) har en utbildningsfördelningen som är mycket lik. Omkring 45 procent har en grundskoleutbildning medan omkring 18 procent har en högskoleutbildning som högsta utbildningsnivå. För deltidsarbetande är utbildningsfördelningen för män och kvinnor också mycket jämn. För heltidsarbetande förändras dock bilden något och andelen högskoleutbildade är större för kvinnor än för män, med en skillnad som uppgår till närmare 10 procentenheter. Den högre andelen kvinnor med högskoleutbildning får dock inget större genomslag på den genomsnittliga timlönen som här är något högre för männen. Skillnaden i timlön är dock endast marginell för deltidsarbetande kvinnor och män.

**Tabell 3** Beskrivande statistik för män och kvinnor över olika arbetsutbudsintervall

	Män			Kvinnor		
	$H=0$	$H=(1-34)$	$H=(35-)$	$H=0$	$H=(1-34)$	$H=(35-)$
Grundskoleutbildning (%)	44,5	24,9	11,9	46,1	22,1	8,0
Gymnasieutbildning (%)	37,0	58,8	58,4	35,8	57,8	50,6
Universitetsutbildning (%)	18,5	16,3	29,7	18,1	20,1	41,4
Ålder (år)	33,7	29,1	39,1	32,2	31,5	42,7
Har barn (%)	1,5	1,6	5,9	15,5	13,8	17,5
Timlön (kronor)	-	124	166	-	120	154

**Anm.** Timlönen som redovisas här är nedskalade heltidsekvivalenta månadslöner. Heltidsekvivalent månadslön i HEK kommer ifrån lönestrukturstatistiken och är dividerad med 165.

Ensamstående kvinnor med barn är tämligen jämt fördelad över de tre utbudsalternativen som anges i tabellen, där heltidsarbetande har den marginellt största andelen. Bilden av hur kvinnors arbetsut-

bud reagerar på förekomsten av barn i hushållet som gavs av diagram 5 var därför något missvisande medan bilden för männen i någon mån bekräftades.

## 5.2 Beskrivande statistik för sammanboende

Det är fullt möjligt att arbetsutbudspreferenserna för individer i viss mån påverkas av eller är relaterade till den hushållskategori individen lever i. Från en rent ekonomisk synvinkel betyder ett sammanboende att heltidsarbete inte är lika viktigt, vilket skulle kunna innebära att valet av arbetstid blir mer relaterat till individens preferenser för fritid än om individen var ensamstående.

Tabell 4 innehåller beskrivande statistik för män och kvinnor i hushåll med och utan barn. Av naturliga skäl är sammanboende med barn något yngre än gruppen sammanboende utan barn, eftersom den senare gruppen även innehåller hushåll som har barn äldre än 18 år och därför potentiellt inte bor hemma längre.<sup>25</sup>

Skillnaden i ålder mellan kvinnor och män uppgår till omkring två år och är lika stor för båda grupper. Fördelningen i utbildningsnivå för män och kvinnor för hushåll med och utan barn är mycket lika där kvinnor tycks ha en något högre utbildningsnivå än män med en högre andel högskoleutbildade kvinnor än män. Denna skillnad är något större för sammanboende utan barn.

**Tabell 4** Beskrivande statistik för hushåll med sammanboende män och kvinnor med och utan barn

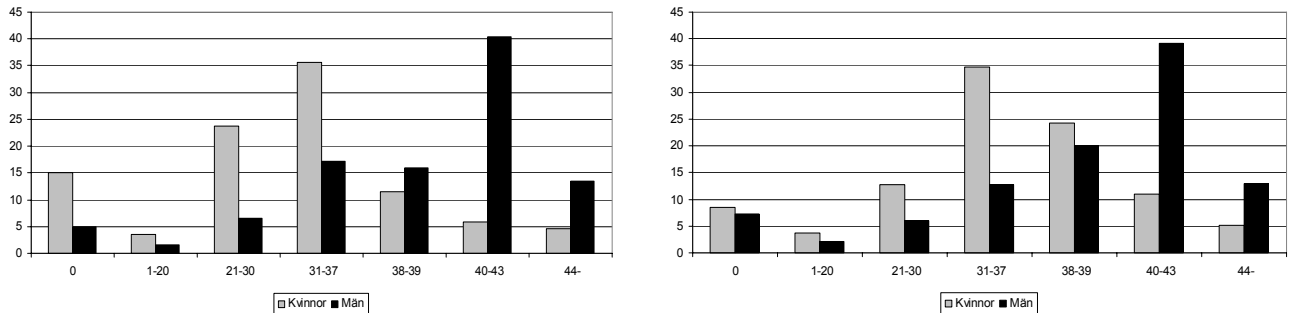
Variabler	Sammanboende med barn		Sammanboende utan barn	
	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor
Ålder (år)	40,5	38,0	49,1	47,1
Grundskoleutbildning (%)	12,4	10,2	13,1	11,7
Gymnasieutbildning (%)	51,5	47,0	46,8	42,7
Universitetsutbildning (%)	36,1	42,8	40,1	45,6
Svenskfödd (båda) (%)		71,9		79,6
Svenskfödd (ena) (%)		14,9		11,2
Svenskfödd (ingen)		13,2		9,2
Andel m. socialbidrag (%)		2,4		1,0
Andel m. bostadsbidrag (%)		4,9		0,4
Andel m. barn 0-5 år (%)		78,6		0
Andel m. barn 6-11 år (%)		43,9		0
Antal individer		1051		824
Andel heltid (H>34) (%)	82,5	46,2	80,7	65,7
Andel deltid (0<H<34) (%)	12,6	38,8	12,0	25,9
Andel ej arbete (H=0) (%)	4,9	15,0	7,3	8,4

Precis som för ensamstående tycks utnyttjandet av socialbidrag och bostadsbidrag vara störst för hushåll med barn. Att andelen hushåll med bostadsbidrag är större för barnfamiljer är dock ingen överraskning eftersom bostadsbidragets tilldelningsregler till stor del är utformat för dem. Andelen

<sup>25</sup> Från den offentliga statistiken vet vi att barn flyttar hemifrån vid en allt senare ålder. Det är därför mycket troligt att det finns barn äldre än 18 år som fortfarande bor i hushållet, men som inte framgår av statistiken. Detta torde dock inte vara en faktor som reducerar hushållets arbetsutbud. Däremot skulle det kunna öka behovet av en högre disponibel inkomst, vilket ökar incitamenten att arbeta fler timmar. Det här problemet beaktas dock ej i analysen.

hushåll med socialbidrag är dock ungefär dubbelt så stor för barnfamiljer vilket antyder att förekomsten av barn medför att den disponibla inkomsten hamnar under socialbidragsnormen för vissa hushåll. Andelen är dock betydligt lägre än för ensamstående.

**Diagram 6** Arbetsutbudsfordelning efter arbetade timmar per vecka för sammanboende män och kvinnor (procent)



a) Sammanboende med barn

b) Sammanboende utan barn

Diagram 6 ger en bild av hur arbetsutbudet skiljer sig mellan kvinnor och män för hushåll med och utan barn. Diagrammet visar att kvinnor arbetar deltid i mycket högre omfattning än män och att fördelningen av arbetade timmar för män inte skiljer speciellt mycket beroende på om det finns barn i hushållet eller ej. Det gäller också för kvinnor med ett viktigt undantag. Andelen kvinnor utanför arbetskraften är betydligt större i hushåll med barn än för hushåll utan barn. Benägenheten att befinna sig utanför arbetskraften ( $H=0$ ) tycks därmed i betydande omfattning vara relaterad till förekomsten av barn i hushållet. Denna koppling fanns inte på samma sätt för ensamstående där andelen individer utanför arbetskraften i själva verket var större för hushåll utan barn. Orsakerna till att befinna sig utanför arbetskraften tycks därför skilja sig mellan sammanboende och ensamstående kvinnor.

Hur olika variabler är relaterade till arbetsutbudet hos sammanboende män och kvinnor med barn framgår av tabell 5. Andelen män och kvinnor med grundskola som högsta utbildningsnivå är i hög grad koncentrerad till personer utanför arbetskraften. Däremot visar det sig att sammanboende män med barn har en relativt stor andel högutbildade som befinner sig utanför arbetskraften och som är närmare 15 procentenheter större än motsvarande andel för kvinnor. Andelen män med högskoleutbildning tenderar här att i någon mån minska med arbetsutbudet. För kvinnorna är situationen den omvända där andelarna med högre utbildning är betydligt större för del- och heltidsarbete.

Den genomsnittliga åldern har inget tydligt samband med arbetsutbudet för män, medan arbetsutbudet tenderar att öka med högre genomsnittlig ålder för kvinnor. En rimlig orsak till detta

skulle kunna vara knutet till att barnen i hushållet blir äldre och därmed mindre beroende av sina föräldrar, vilket i sin tur leder till att kvinnan får en ökad benägenhet att arbeta.

**Tabell 5** Beskrivande statistik för olika arbetsutbudsalternativ för sammanboende kvinnor och män med barn

	Män			Kvinnor		
	$H=0$	$H=(1-34)$	$H=(35-)$	$H=0$	$H=(1-34)$	$H=(35-)$
Grundskoleutbildning (%)	25,0	15,2	11,2	24,1	8,6	7,0
Gymnasieutbildning (%)	34,6	48,5	53,1	49,4	46,3	46,8
Universitetsutbildning (%)	40,4	36,3	35,8	26,5	45,1	46,2
Ålder (år)	41,5	38,8	40,7	34,8	37,3	39,7
Har barn under 6 år (%)	76,9	87,1	77,4	89,9	79,7	74,0
Timlön i kronor (kronor)	-	148	188	-	135	155

För sammanboende utan barn framkommer en annan situation och tabell 6 beskriver hur arbetsbudet varierar med ett antal centrala variabler för denna grupp. Precis som tidigare tenderar andelen individer med endast grundskoleexamen att minska med arbetsbudet. Men i det här fallet gäller det enbart kvinnor. För männen är till och med andelen lågutbildade något större för dem som arbetar heltid jämfört med dem som står utanför arbetskraften. Däremot finns det ett gemensamt mönster för både män och kvinnor som pekar mot att andelen individer med högskoleutbildning ökar med arbetsbudet. Så var det inte för sammanboende män i hushåll med barn.

**Tabell 6** Beskrivande statistik för olika arbetsutbudsalternativ för sammanboende kvinnor och män utan barn

	Män			Kvinnor		
	$H=0$	$H=(1-34)$	$H=(35-)$	$H=0$	$H=(1-34)$	$H=(35-)$
Grundskoleutbildning (%)	11,7	13,1	13,2	21,4	14,1	9,4
Gymnasieutbildning (%)	58,3	55,6	44,5	45,7	46,9	40,7
Universitetsutbildning (%)	30,0	31,3	42,3	32,9	39,0	49,9
Ålder (år)	55,5	47,7	48,7	47,3	47,8	46,8
Timlön i kronor (kronor)	-	155	197	-	146	156

Den genomsnittliga åldern för män är högre än för kvinnor, vilket är förväntat. Dessutom är medelåldern högre för individer utanför arbetskraften jämfört med dem som arbetar heltid. Skillnaden är speciellt stor för män och uppgår till närmare 7 år, trots att förtidspensionärer inte ingår i analysen. Den genomsnittliga åldern för kvinnor är dock i princip den samma för de arbetsutbudsgrupperingar som redovisas i tabell 6.

## 6 Modellskattningar och löneelasticiteter

Tabell 7 innehåller de skattade parametrarna från den strukturella arbetsutbudsmodellen för ensamstående kvinnor och män. Två ekvationer har skattats för respektive grupp; en ekvation som repre-

senterar gruppens arbetsutbudsprefereanser (ekvation 3) och en löneekvation (ekvation 4)<sup>26</sup>. Tolkningen av parametrarna i löneekvationerna sker på vanligt sätt, vilket innebär att de kan tolkas som marginaleffekter på individens timlön.<sup>27</sup> Tolkningen av parametrarna i arbetsutbudsekvationen är mer komplicerad eftersom de är uttryckta i nyttotermer. Fokus bör därför i första hand vara på parameterskattningens tecken och signifikans.

### 6.1 Parameterskattningar för ensamstående män och kvinnor

Vilka variabler som ska ingå i en utbudsfunktion och en löneekvation är inte självklart. Utbildning och arbetslivserfarenhet är två centrala variabler som bör vara med. Eftersom arbetslivserfarenhet ofta inte finns som observerbar variabel kan ibland ålder användas som proxy eftersom de är starkt korrelerade. Av identifieringsskäl bör dock variabeluppsättningen skilja något mellan de två ekvationerna.

För de ensamstående männen och kvinnorna antar skattningarna värden som ligger i linje med motsvarande skattningar i forskningslitteraturen. I löneekvationen är effekten av ålder på lönen signifikant skild från noll. Eftersom den kvadratiske termen är negativ och signifikant skild från noll ger det en indikation om att effekten av ålder ökar med en avtagande takt med individens ålder. Männens ålderskoefficient är något större än kvinnornas vilket antyder att effekten av ålder på lönen är något starkare för dem.

Variablerna för utbildningsnivå är satta i relation till grundskolenivå. Skattningarna antyder därför att män med gymnasieutbildning i genomsnitt tjänar 18 procent mer än män med enbart grundskolekompetens, allt annat lika. Motsvarande effekt för män med en högskoleutbildning är 34 procent. Här framkommer dock att utbildningens effekt på lönen är betydligt lägre för ensamstående kvinnor än för ensamstående män.

Från den beskrivande statistiken framkom att förekomsten av barn i hushållet kunde ha en effekt på arbetsutbudet, samtidigt som lönen var högre för heltidsarbetande jämfört med deltidsarbetande. Med det urval som används här går det dock inte att hitta några signifikanta effekter på lönen av att ha en eller flera barn i hemmet. I männens fall kan dock en viktig förklaring vara att urvalet av individer med barn är mycket litet.

När det gäller utbudsekvationernas parameterskattningar i tabell 7 är det som nämndes tidigare framför allt tecken och signifikans som är av intresse och skillnader mellan män och kvinnor i det avseendet. De flesta parameterskattningarna pekar dock åt samma håll för män och kvinnor. Ett

<sup>26</sup> På det sätt modellen är formulerad här representerar den beroende variabeln för utbudsekvationen marginalnyttan av att arbeta när  $H=0$ . Parametrarna i ekvationen ger därför en bild av hur denna marginalnytta varierar och påverkas av de faktorer som ingår i modellen.

<sup>27</sup> Parametrarnas tolkning som marginaleffekter på lönen avser enbart de parametrar som är kopplade till kontinuerliga variabler. De diskreta variablernas skattade parameterar måste dock transformeras först innan de representerar den procentuella förändringen på lönen av en enhets förändring i den diskreta variabeln. Det sker då med följande formel:  $\exp(\text{parameter})-1$ . Skillnaden brukar dock oftast vara marginell.

undantag utgörs av effekten av att bo i en storstadsregion. För män är den positiv och signifikant, medan den är hälften så stor och inte signifikant skiljd från noll för kvinnor. Ett annat kanske mer intressant undantag utgörs av effekterna av att ha yngre barn i åldern 0-5 år i hushållet. Varken för män eller kvinnor kan någon signifikant effekt på arbetsutbudet hittas. För kvinnor har barn i åldern 6-11 år en negativ effekt på arbetsutbudet, medan samma avsaknad av signifikans som tidigare gäller för männen.

**Tabell 7** Parameterskattningar från den strukturella arbetsutbudsmodellen för ensamstående

Variabler	Ensamstående män 18-64 år				Ensamstående kvinnor 18-64			
	Lön		Arbetsutbud		Lön		Arbetsutbud	
	(ekvation 3)		(ekvation 4)		(ekvation 3)		(ekvation 4)	
	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.
Konstant	3,429*	(0,035)	13,934*	(7,054)	3,589*	(0,024)	12,999*	(6,862)
Ålder/10	0,528*	(0,011)	0,562*	(0,129)	0,493*	(0,003)	1,387*	(0,148)
Ålder*Ålder/100	-0,052*	(0,002)			-0,051*	(0,001)		
Gymnasieutbildning (jfr grundskola)	0,180*	(0,028)	5,698*	(0,641)	0,063*	(0,017)	7,151*	(0,592)
Universitetsutbildning (jfr grundskola)	0,341*	(0,032)	6,556*	(0,777)	0,226*	(0,024)	5,425*	(0,601)
Storstadsregion (Stockholm)	0,120*	(0,026)	0,882*	(0,354)	0,064*	(0,018)	0,463	(0,353)
Född i Sverige	0,081*	(0,026)	3,081*	(0,462)	0,086*	(0,022)	1,336*	(0,441)
Barn 0-5 år			1,892	(1,788)			0,003	(0,567)
Barn 6-11 år			3,119	(2,379)			-1,391*	(0,571)
Antal barn (hemmaboende, <18 år)	0,056	(0,042)			-0,015	(0,013)		
Residual varians	0,212*	(0,003)	180,038*	(38,135)	0,109*	(0,002)	180,158*	(26,042)
Residual korrelation	-0,013	(0,062)			-0,020*	(0,004)		
Antal individer (n)			1901				1616	
Loglikelihood/n			-2,769				-2,423	
<i>Nyttoparametrar</i> (ekvation 1)								
		P. E.		S. F.		P. E.		S. F.
$\beta_{HH}$		-5,285*		(1,808)		-5,522*		(1,759)
$\beta_{YY}$		-2,994*		(0,561)		8,006*		(1,024)
$\beta_{HY}$		1,349*		(0,209)		-0,167		(0,211)
$\phi$ (Stigmaeffekt)		-2,957*		(0,106)		-3,216*		(0,127)
$\gamma_1$ (FC, $H \in (12,27)$ )		-8,736*		(0,586)		-9,150*		(0,570)
$\gamma_2$ (FC, $H \in (35)$ )		-3,891*		(0,253)		-3,397*		(0,246)
$\gamma_3$ (FC, $H \in (38)$ )		-1,976*		(0,687)		-2,018*		(0,668)
$\gamma_4$ (FC, $H \in (41)$ )		-0,749*		(0,148)		-1,791*		(0,144)
$\gamma_5$ (FC, $H \in (50)$ )		-1,641		(0,994)		-0,635		(0,967)

Anm. P. E. står för parameter estimat. S. F. står för standard fel. \* avser signifikans på 5 procents nivå.

### 6.1.1 Simulerade utbudselasticiteter för ensamstående män och kvinnor

För att få en uppfattning om hur stor den genomsnittliga arbetsutbudseffekten är vid förändringar i individens disponibla inkomst kan de skattade parametrarna från nyttofunktionen användas. Med hjälp av de skattade parametrarna härleds dels väntevärdet på arbetade timmar per vecka, dels arbetsutbudselasticiteten med avseende på lön med hjälp av följande formler:

$$E[H | Y, X] = \sum_{k=1}^7 P(H_k | Y, X) H_k, \quad (\text{Genomsnittlig arbetstid}) \quad (19)$$

$$\varepsilon = \frac{E[H | Y_1, X] - E[H | Y_0, X]}{E[H | Y_0, X]} \times \frac{1}{0,01}. \quad (\text{Arbetsutbudselasticitet}) \quad (20)$$

Arbetsutbudselasticiteten simuleras med hjälp av den strukturella arbetsutbudsmodellen genom att se hur sannolikheterna för de olika arbetsutbudsalternativen förändras när timlönen förändras med en procent. Eftersom individen reagerar på förändringar av nettolönen eller den disponibla inkomsten borde förändringen i lön avse just nettolönen. Eftersom flertalet av de skattade löneelasticiteter som presenterades i tabell 1 avser den procentuella förändringen i bruttolön görs så även här i syfte öka jämförbarheten med dessa studier.

Tabell 8 ger en bild av hur ensamstående män och kvinnor fördelar sig över de olika utbudsalternativen och som i sin tur kan jämföras med motsvarande värden som modellen predikterat. Som framgår lyckas modellerna att prediktera det observerade utbudsalternativen mycket väl. En viktig orsak bakom den goda prediktionsförmågan kommer av modellens anpassning till fasta kostnader av arbete som diskuterades i avsnitt 4.5. Dessutom klarar modellen av att prediktera det genomsnittliga arbetsutbudet mycket väl. Detta är en bra utgångspunkt när modellen ska användas för att prediktera förändringar i hushållens arbetsutbud som uppkommer till följd av förändringar i hushållets disponibla inkomst.

**Tabell 8** Observerat och predikterat arbetsutbud för ensamstående män och kvinnor (procent)

Män	H=0	H=12	H=27	H=35	H=38	H=41	H=50	E[H]
Observerat	17,6	10,5	10,5	12,4	15,7	22,1	11,3	29,1
Predikterat	18,7	9,6	9,9	12,8	15,7	20,8	12,7	29,1
Kvinnor								
Observerat	19,2	10,9	13,2	23,5	17,8	9,8	5,6	26,7
Predikterat	19,2	13,4	12,3	21,1	16,1	9,2	8,6	26,6

**Ann.** H representerar arbetad tid enligt den arbetstidsklassificering som är gjord här. E[H] representerar genomsnittlig arbetstid.

Med hjälp av de skattade parametrarna kan okompenserade löneelasticiteter bestämmas med hjälp av (19) och (20). Ekvation (19) som avser det genomsnittliga arbetsutbudet påverkas av förändringar i nivå av den disponibla inkomsten. Genom att förändra timlönen ( $w$ ) kan procentuella förändringar på arbetsutbudet via hushållets disponibla inkomst beräknas.

Tabell 9 redovisar simulerade effekter av att förändra bruttolönen med 1 respektive 10 procent. Som framgår skiljer sig reaktionen ganska mycket mellan kvinnor och män, där kvinnors löneelasticitet uppgår till 0,22 procent, medan männens är ungefär hälften så stor. Det vill säga, när kvinnors löner ökar med en procent så förorsakar den en ökning av det genomsnittliga arbetsutbudet med 0,22 procent. Motsvarande effekt för männen uppskattas här till 0,12 procent. Detta innebär att



ensamstående kvinnors arbetsutbud är mycket känsligare för förändringar i den ekonomiska miljön. När simuleringen görs för en 10-procentig höjning av lönen är effekten i det närmaste linjär, det vill säga, effekten på arbetsutbudet blir ungefär 10 gånger så stor.

**Tabell 9** Procentuell förändring i arbetsutbud och andel utanför arbetskraften för ensamstående kvinnor och män vid förändring av bruttolönen (procent)

	Män	Kvinnor
Löneelasticitet ( $w + 1\%$ )	0,12	0,22
Förändring i arbetsutbud ( $w + 10\%$ )	1,18	2,21
Förändring i andel utanför arbetskraften ( $w + 1\%$ )	-0,17	-0,29

Anm. Beräkningarna är baserade på ett skattesystem utan jobbskatteavdrag.

De redovisade elasticiteterna på arbetsutbudet avser den totala effekten av den intensiva och extensiva marginalen. Förändringen på den extensiva marginalen redovisas separat på den sista raden och som framgår sjunker andelen som ligger utanför arbetskraften mer för kvinnor än för män. För kvinnor minskar andelen som inte arbetar med 0,29 procent medan motsvarande minskning för männen uppgår till 0,17 procent.

**Tabell 10** Löneelasticiteter efter högsta utbildningsnivå för ensamstående kvinnor och män

	Män	Kvinnor
Grundskolenivå	0,164	0,239
Gymnasienivå	0,131	0,215
Universitetsnivå	0,118	0,285

Anm. Beräkningarna är baserade på ett skattesystem utan jobbskatteavdrag.

Löneelasticiteter kan även bestämmas för olika undergrupper som kan förväntas ha en avvikande respons på förändringar i timlön. I tabell 10 presenteras löneelasticiteter för olika utbildningsgrupper. För männen tenderar löneelasticiteten att minska med högre utbildning och är runt 4 procentenheter högre för individer med enbart en grundskoleutbildning jämfört med individer med en utbildning på högskolenivå.

**Tabell 11** Löneelasticiteter efter förekomst av barn för ensamstående kvinnor och män

	Män	Kvinnor
Hushåll med barn	0,101	0,269
Hushåll utan barn	0,134	0,239

Anm. Beräkningarna är baserade på ett skattesystem utan jobbskatteavdrag.

Slutligen genomförs även en simulering av hur löneelasticiteten påverkas av förekomsten av barn. Som framgår av tabell 11 hittar modellen inga större förändringar här heller. En betydande majoritet av de ensamstående lever utan barn i hushållet. För männen med barn minskar löneelasticiteten något, medan den ökar marginellt för kvinnor.

## 6.2 Parameterskattningar för sammanboende män och kvinnor med barn

Nästa hushållskategori som analyseras här utgörs av sammanboende med barn. I tabell 12 presenteras de skattade parametrarna för den modellen, det vill säga för de parametrar som förekommer i ekvation (14)-(17). Eftersom hushållet innehåller två vuxna individer skattas totalt fyra ekvationer simultant, det vill säga en löneekvation och en utbudsfunktion för mannen respektive kvinnan i hushållet.<sup>28</sup>

**Tabell 12** Parameterskattningar för parhushåll med barn

Variabler	Löneekvationer				Arbetsutbudspreferenser			
	Män		Kvinnor		Män		Kvinnor	
	(Ekvation 16)		(Ekvation 17)		(Ekvation 14)		(Ekvation 15)	
	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.
Konstant	3,618*	(0,078)	3,157*	(0,109)	33,933*	(2,333)	10,608*	(1,198)
Gymnasieutb.	0,136*	(0,051)	-0,021	(0,031)	3,043*	(1,419)	5,277*	(1,868)
Högskoleutb.	0,316*	(0,048)	0,136*	(0,032)	1,869	(1,546)	7,950*	(2,152)
Ålder/10	0,473*	(0,027)	0,690*	(0,058)	-2,067*	(0,793)	1,890	(0,996)
Ålder*Ålder/100	-0,049*	(0,003)	-0,072*	(0,008)	-		-	
Stockholm	0,181*	(0,031)	0,134*	(0,022)	0,372	(1,331)	0,504	(1,382)
Född i Sverige	0,183*	(0,029)	0,071*	(0,023)	5,111*	(1,261)	6,167*	(1,546)
Antal barn 0-5 år	-		-		-2,551*	(0,797)	-4,377*	(0,986)
Varians	0,145*	(0,002)	0,092*	(0,002)	114,909*	(34,872)	189,115*	(67,231)
Observationer (n)	2102							
Loglikelihood/n	-3,805							
<i>Nyttoparametrar</i> (ekvation 5,6,10)			Fasta kostnader		Kvinnor		Män	
	P. E.	S. F.			P. E.	S. F.	P. E.	S. F.
$\alpha_k$	-5,317*	(0,131)	$\gamma_1$ (FC, $H \in (12,27)$ )		-18,742*	(1,248)	-17,125*	(1,938)
$\alpha_m$	-4,468*	(0,598)	$\gamma_2$ (FC, $H \in (35)$ )		-1,531*	(0,227)	-3,347*	(0,837)
$\alpha_y$	2,395*	(0,153)	$\gamma_3$ (FC, $H \in (38)$ )		14,595*	(2,582)	-3,178*	(0,227)
$\alpha_{ky}$	-0,135*	(0,059)	$\gamma_4$ (FC, $H \in (41)$ )		-5,238*	(2,653)	13,614*	(0,490)
$\alpha_{my}$	-0,134*	(0,033)	$\gamma_5$ (FC, $H \in (50)$ )		-8,027*	(2,700)	-4,901*	(0,329)
$\alpha_{mk}$	-0,053	(0,073)						
$\phi$ (Stigmaeffekt)	-38,869	(2,356)						
<i>Korrelationsmatris</i>	Utbud (Kvinnan)		Utbud (Mannen)		Lön (Kvinnan)		Lön (Mannen)	
	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.
Utbud (Kvinnan)	189,115*	(67,231)	0,507*	(0,064)	0,001	(0,014)	0,021	(0,016)
Utbud (Mannen)			114,909*	(34,872)	-8,9E-05	(0,019)	0,103*	(0,022)
Lön (Kvinnan)					0,092*	(0,002)	0,144*	(0,032)
Lön (Mannen)							0,145*	(0,002)

**Anm.** P. E. står för parameter estimat. S. F. står för standard fel. \* avser signifikans på 5 procents nivå.

De skattade parametrarnas tecken och signifikans i löneekvationerna ligger i linje med det som kunde förväntas. Avkastningen på utbildning i form av högre lön skiljer sig något mellan män och kvinnor för hushåll med barn. För kvinnor går det inte att finna någon signifikant effekt på lönen av att gå från grundskolenivå till gymnasienivå. Däremot kan en liten effekt hittas för de med en högskoleutbildning. Kvinnor med högskoleutbildning tjänar i genomsnitt 14 procent mer än kvinnor

<sup>28</sup> HEK innehåller ett litet antal samkönade hushåll. De ingår dock inte i analysen.

med enbart grundskoleutbildning i denna grupp, vilket är anmärkningsvärt lågt. Det är mindre än hälften av motsvarande effekt för männen.

De skattade parametrarnas tecken i utbudsekvationerna ligger i linje med förväntningarna. Skattningen av parametern för högskoleutbildning är positiv för män men inte signifikant skild från noll som för kvinnorna. Det hänger ihop med det faktum att andelen högskoleutbildade män inte ökade med antalet arbetade timmar. Som framgick av den beskrivande statistiken i tabell 5 var det snarare så att andelen högskoleutbildade sjönk något och var mindre för heltidsarbetande jämfört med gruppen utanför arbetskraften.

Förekomsten av förskolebarn (barn i åldern 0-5 år) i hushållet har en negativ och signifikant effekt på arbetsutbudet för både män och kvinnor. Uttryckt i nyttotermer antyder resultaten dock att den negativa nyttoeffekten är dubbelt så stor för kvinnor jämfört med män vilket därmed får konsekvenser för arbetsutbudet. Detta antyder att kvinnors arbetsutbud kommer att påverkas mer än mäns vid ökat antal barn i åldern 0-5 år i hushållet.

Eftersom modellens ekvationer har skattats simultant erhålls också skattningar för korrelationer mellan de icke observerbara faktorerna för de olika ekvationerna. Ett antal av dessa korrelationer är dessutom signifikant skilda från noll. En positiv och signifikant korrelation skattades för relationen mellan kvinnors och mäns icke observerbara egenskaper relaterade till arbetsutbudet. Detta antyder att icke observerbara faktorer som påverkar mäns arbetsutbud också är positivt korrelerade med motsvarande faktorer för kvinnor. I princip skulle det kunna handla om att män med positiva (negativa) preferenser för arbete lever tillsammans med kvinnor som har positiva (negativa) preferenser för arbete. Det är dock svårt att helt fastställa vad som ingår i de icke observerbara egenskaperna och vad det är som driver korrelationen. Det faktum att korrelationen existerar gör det dock viktigt att beakta den när parametrarna skattas.

Korrelationen mellan mannens arbetsutbud och mannens lön i termer och icke observerbara egenskaper är också positiv och signifikant. I nivå är den dock betydligt lägre än den som skattades för mannens och kvinnans arbetsutbud. Dessutom visar skattningarna att korrelationen mellan mannens timlön och kvinnans timlön i hushållet är positiv och signifikant. Detta hänger i viss mån ihop med att individer med liknande utbudspreferenser bor tillsammans.

### **6.2.1 Simulerade löneelasticiteter för sammanboende män och kvinnor med barn**

Skattningar av utbudsmodeller för sammanboende är ekonometriskt mycket mer komplicerat än motsvarande skattningar för ensamstående. En orsak är att fler ekvationer är inblandade och detta medför ett mer komplicerat optimeringsproblem. Det får bland annat som konsekvens att det är svårt att få samma precision på prediktionerna av arbetsutbudsalternativen som vid modeller för

ensamstående, trots att hänsyn tagits till fasta kostnader av arbete på det sätt som beskrevs i avsnitt 4.5.

**Tabell 13** Observerat och predikterat arbetsutbud för sammanboende män och kvinnor med barn (procent)

Män	H=0	H=12	H=27	H=35	H=38	H=41	H=50	E[H]
Observerat	4,9	1,6	6,6	17,1	15,9	40,4	13,4	37,3
Predikterat	5,4	2,4	3,2	11,6	11,3	57,7	8,4	37,4
<i>Kvinnor</i>								
Observerat	15,0	3,6	23,7	35,6	11,5	5,9	4,7	28,4
Predikterat	15,3	3,7	15,1	51,9	6,2	4,2	3,5	28,5

**Anm.** H representerar arbetad tid enligt den arbetstidsklassificering som är gjord här. E[H] representerar genomsnittlig arbetstid.

Tabell 13 presenterar modellens prediktioner för de olika arbetsutbudsalternativen tillsammans med motsvarande observerade värde för män och kvinnor för det urval av individer som används här. Modellen är bra på att skatta andelen män och kvinnor som befinner sig utanför arbetskraften ( $H=0$  i tabell 13). Däremot överskattar den andelarna för män och kvinnor där utbudet är som störst. Detta gäller vid  $H=35$  för kvinnorna och  $H=41$  för männen. Däremot är prediktionen av den genomsnittliga arbetstiden mycket pricksäker vilket är en fördel eftersom det är längs den marginalen effekter av reformer ska mätas.

**Tabell 14** Procentuell förändring i arbetsutbud och andel utanför arbetskraften för sammanboende män och kvinnor med barn (procent)

	Männens lön ökar med 1 %	Kvinnans lön ökar med 1 %
Löneelasticitet (%)	0,04	0,07
Förändring i andel utanför arbetskraften (%)	-0,37	-0,26

**Anm.** Beräkningarna är baserade på ett skattesystem utan jobbskatteavdrag.

Tabell 14 innehåller skattade löneelasticiteter för sammanboende kvinnor och män med barn. Precis som för de ensamstående är kvinnors elasticiteter betydligt högre än männens. Här är dock nivån betydligt lägre för både män och kvinnor jämfört med de ensamstående. Männens genomsnittliga löneelasticitet uppgår till 0,04 procent, medan motsvarande siffra för kvinnor uppgår till 0,07 procent. Det vill säga, om bruttolönen ökar med en procent så ökar män och kvinnors genomsnittliga arbetsutbud med 0,04 respektive 0,07 procent.

**Tabell 15** Löneelasticiteter för sammanboende män och kvinnor med barn efter utbildningsnivå (procent)

	Männens lön ökar med 1 %	Kvinnans lön ökar med 1 %
Båda har universitetsutbildning (%)	0,037	0,069
Ingen har universitetsutbildning (%)	0,054	0,078

**Anm.** Beräkningarna är baserade på ett skattesystem utan jobbskatteavdrag.

Från modellens parameterskattningar i tabell 12 framkom att mäns och kvinnors arbetsutbud och mäns och kvinnors timlöner i någon mån är korrelerade med varandra. Eftersom utbildning i någon mån är relaterad till både arbetsutbud och lön är det intressant att studera hur elasticiteterna skiljer sig mellan hushåll med olika utbildningsnivåer. I hushåll där båda har en högskoleutbildning visar det sig att elasticiteterna är något lägre än i de hushåll där ingen har någon högskoleutbildning. I båda fallen är mäns elasticitet betydligt lägre än kvinnors.

**Tabell 16** Löneelasticiteter för sammanboende män och kvinnor med barn efter antal barn i hushållet (procent)

	Männens lön ökar med 1 %	Kvinnans lön ökar med 1 %
0 barn yngre än 6 år (%)	0,04	0,06
1 barn yngre än 6 år (%)	0,04	0,08
2 barn yngre än 6 år (%)	0,05	0,10

**Anm.** Beräkningarna är baserade på ett skattesystem utan jobbskatteavdrag.

Antalet yngre barn i hushållet har också en viss betydelse för hur elasticiteten ser ut. I tabell 16 redovisas hur elasticiteten för män och kvinnor ändras beroende på hur många barn under 6 år som finns i hushållet. Som framgår är löneelasticiteten närmast oberoende av hur många förskolebarn som finns i hushållet. Situationen för kvinnor är dock en annan, och för dem har antalet förskolebarn en stor inverkan som bland annat innebär att kvinnors elasticitet i det närmaste är dubbelt så stor i hushåll med två förskolebarn jämfört med hushåll utan förskolebarn.

### 6.3 Parameterskattningar för sammanboende män och kvinnor utan barn

För sammanboende kvinnor och män med barn innebar förekomsten av yngre barn i hushållet ett reducerat arbetsutbud för framförallt kvinnor. När barn inte finns i hushållet är det rimligt att tänka sig att arbetsutbudet ser ut på ett annat sätt för framför allt kvinnan. Möjligheten för kvinnan att närma sig mannens arbetsutbud är i det fallet mycket större om sådana preferenser finns.

I det här avsnittet skattas preferenserna för sammanboende utan barn och i tabell 17 presenteras parameterskattningarna. I löneekvationerna för män och kvinnor ser parameterskattningarna ut enligt förväntningarna. I genomsnitt tjänar män och kvinnor med gymnasieutbildning marginellt mer än män och kvinnor med grundskoleutbildning men parameterskattningarna är inte statistiskt signifikant skilda från noll. Män med högskoleutbildning tjänar i genomsnitt 28 procent mer än motsvarande individer med enbart grundskoleutbildning. För kvinnor uppgår denna siffra till omkring 19 procent.

Den statistiska signifikansen hos de skattade parametrarna i utbudsekvationerna är låg för både män och kvinnor. Den skattade parametern för indikatorvariabeln för att vara född i Sverige är dock positiv och signifikant för kvinnor men är inte signifikant för män. Detta indikerar att prefe-

rensarna för att arbeta är något starkare för sammanboende kvinnor födda i Sverige jämfört med motsvarande kvinnor födda utomlands.

**Tabell 17** Parameterskattningar för parhushåll utan barn

Variabler	Löneekvationer				Arbetsutbudspreferenser			
	Män		Kvinnor		Män		Kvinnor	
	(ekvation 16)		(ekvation 17)		(ekvation 14)		(ekvation 15)	
	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.
Konstant	4,261*	(0,101)	4,425*	(0,052)	22,490*	(3,217)	14,502*	(1,359)
Gymnasieutb.	0,051	(0,059)	0,032	(0,034)	-0,956	(1,705)	1,729	(1,608)
Universitetsutb.	0,282*	(0,060)	0,191*	(0,033)	0,146	(1,888)	2,780	(1,761)
Ålder/10	0,231*	(0,034)	0,141*	(0,018)	-0,642	(0,514)	-0,106	(0,459)
Ålder*Ålder/100	-0,021*	(0,004)	-0,014*	(0,002)				
Stockholm	0,072	(0,037)	0,159*	(0,025)	-0,566	(1,476)	0,668	(1,543)
Född i Sverige	0,102*	(0,041)	0,050*	(0,026)	2,738	(1,738)	4,223*	(1,681)
Varians	0,159*	(0,004)	0,079*	(0,002)	139,597*	(53,876)	134,859*	(53,388)
Observationer (n)	1648							
Loglikelihood/n	-3,848							
<i>Nyttoparametrar</i> (ekvation 5,6,10)	P. E.		S. F.		P. E.		S. F.	
$\alpha_k$	-4,681*	(1,494)	$\gamma_1$ (FC, $H \in (12,27)$ )		-19,884*	(1,416)	-25,957*	(2,672)
$\alpha_m$	-2,909	(8,248)	$\gamma_2$ (FC, $H \in (35)$ )		-7,911*	(2,582)	-16,424*	(1,154)
$\alpha_y$	5,359*	(1,623)	$\gamma_3$ (FC, $H \in (38)$ )		15,883*	(2,928)	-12,823*	(3,134)
$\alpha_{ky}$	-0,775*	(0,389)	$\gamma_4$ (FC, $H \in (41)$ )		3,244	(3,009)	1,424	(6,763)
$\alpha_{my}$	-0,875*	(0,369)	$\gamma_5$ (FC, $H \in (50)$ )		-1,920	(3,063)	-23,739*	(4,536)
$\alpha_{mk}$	2,272*	(0,573)						
$\phi$ (Stigmaeffekt)	-48,661*	(4,330)						
<i>Korrelationsmatris</i>	Utbud(Kvinnan)		Utbud(Mannen)		Lön (Kvinnan)		Lön (Mannen)	
	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.	P. E.	S. F.
Utbud (Kvinnan)	134,859*	(53,388)	-0,096	(0,101)	-0,011	(0,016)	-0,001	(0,027)
Utbud (Mannen)			139,597*	(53,876)	0,014	(0,016)	0,108*	(0,029)
Lön (Kvinnan)					0,079*	(0,002)	0,195*	(0,033)
Lön (Mannen)							0,159*	(0,004)

**Anm.** P. E. står för parameter estimat. S. F. står för standard fel. \* avser signifikans på 5 procents nivå.

Korrelationsmatrisen innehåller också ett fåtal signifikanta korrelationer. Korrelationen mellan män och kvinnors arbetsutbud är inte signifikant för den här gruppen, och skattningen indikerar att den i urvalet är svagt negativ. Mannens utbud och kvinnans lön är båda positivt korrelerade med mannens lön. Att mannens och kvinnans lön är positivt korrelerad antyder att det finns en viss grad av positiv selektion vid matchningen av par. Korrelationen är dock på en relativt låg nivå.

### 6.3.1 Simulerade löneelasticiteter för sammanboende män och kvinnor utan barn

Med hjälp av nyttofunktionens skattade parametrar kan utbudsprediktioner beräknas dels på respektive utbudsalternativ, dels på det genomsnittliga utbudet som helhet. I tabell 18 presenteras modellens utbudsprediktioner för sammanboende män och kvinnor utan barn. Precis som för de sammanboende med barn har modellen speciellt svårt att prediktera de utbudsalternativ som flest individer

har valt. För män handlar det om  $H=41$  och för kvinnor om  $H=35$ . Däremot är prediktionen av det totala genomsnittliga arbetsutbudet tillfredställande bra för både män och kvinnor.

**Tabell 18** Observerat och predikterat arbetsutbud för sammanboende män och kvinnor utan barn (Procent)

Män	$H=0$	$H=12$	$H=27$	$H=35$	$H=38$	$H=41$	$H=50$	$E[H]$
Observerat	7,3	2,1	5,9	12,7	20,0	39,1	12,9	36,4
Predikterat	10,1	1,5	2,5	7,8	12,2	57,3	8,6	36,0
Kvinnor								
Observerat	8,5	3,6	12,7	34,7	24,3	10,9	5,2	32,3
Predikterat	10,8	2,7	7,5	55,3	13,2	6,6	3,9	31,4

**Anm.** H representerar arbetad tid enligt den arbetstidsklassificering som är gjord här.  $E[H]$  representerar genomsnittlig veckoarbetstid.

Med utgångspunkt från de skattade genomsnittliga arbetsutbuderna för män och kvinnor kan löneelasticiteter simuleras med hjälp av den strukturella modellen och som presenteras i Tabell 19. Som framgår är skillnaden mellan män och kvinnor relativt liten. Förekomsten av barn i hushållet har därmed en relativt stor inverkan på hur stor löneelasticiteten är, vilket blir tydligt om tabell 19 jämförs med tabell 14. Förändringen i andelen individer utanför arbetskraften är relativt stor. Dessutom är effekten i princip lika stor för män som för kvinnor där männens andel minskade med 0,37 procent medan kvinnornas andel minskade med 0,40 procent.

**Tabell 19** Procentuell förändring i arbetsutbud och andel utanför arbetskraften för sammanboende män och kvinnor utan barn (procent)

	Mannens lön ökar med 1 %	Kvinnans lön ökar med 1 %
Arbetstidsreaktion (%)	0,06	0,07
Förändring i andel utanför arbetskraften (%)	-0,37	-0,40

Den observerade benägenheten att arbeta varierar också med avseende på utbildning och kanske i viss mån efter hur skillnaden i utbildningsnivå ser ut inom hushållet. I tabell 20 presenteras löneelasticiteter för olika utbildningsnivåer inom hushållet. Elasticiteten är som störst när båda har en högskoleutbildning och som lägst när ingen i hushållet har en högskoleutbildning. Skillnaden mellan män och kvinnor är dock mycket liten över de olika alternativen. Det bör dock poängteras att löneelasticiteterna för olika undergrupper är behäftade med stor osäkerhet eftersom signifikansen av de skattade parametrarna i utbudsekvationerna var mycket låg.

**Tabell 20** Löneelasticiteter för sammanboende män och kvinnor utan barn efter utbildningsnivå (procent)

	Mannens lön ökar 1 %	Kvinnans lön ökar 1 %
Båda har universitetsutbildning	0,08	0,09
Mannen har universitetsutbildning	0,07	0,08
Kvinnan har universitetsutbildning	0,05	0,06
Ingen har universitetsutbildning	0,05	0,06

**Anm.** När mannen respektive kvinnan har en högskoleutbildning implicerar det att respektive partner har en lägre utbildningsnivå.

## 6.4 Sammanfattande slutsatser

I detta kapitel har arbetsutbudspreferenserna för män och kvinnor i fyra olika hushållskategorier skattats och analyserats och syftet har varit att studera hur mäns och kvinnors arbetsutbud reagerar på förändringar i timlönen. Ett annat syfte har också varit att utvärdera hur modellen fungerar, hur prediktionerna för modellen ser och hur simulerade effekter med modellen jämför med andra modellers simuleringar. Detta som ett inledande steg inför analysen av jobbskatteavdragets effekt på individers arbetsutbud.

Analysen börjar med ensamstående män och kvinnor. Prediktionerna för hushållens olika arbetsutbudsalternativ är mycket bra. Detta kan till viss del tillskrivas kontrollen för fasta kostnader av arbete som bifogats nyttofunktionen. Dessutom eller på grund av detta blir prediktionerna av de genomsnittliga arbetstiderna för grupperna mycket bra.

De simulerade löneelasticiteterna för ensamstående män och kvinnor visar på stora skillnader mellan könen. Kvinnors elasticiteter uppgår till 0,22 procent medan motsvarande elasticitet för männen uppgår till 0,12 procent. Detta är intressant eftersom den genomsnittliga arbetstiden i timmar per vecka inte skiljer sig med mer än drygt två timmar.

Nästa hushållskategori som analyseras i den här uppsatsen utgörs av sammanboende män och kvinnor med barn. Strukturella utbudsmodeller med två personer är mycket mer komplicerade att skatta vilket också resulterade i betydligt sämre prediktioner av män och kvinnors arbetsutbudsalternativ. Avvikelsen är speciellt stor i de alternativ där majoriteten av individer har gjort sina val. Däremot är prediktionen relativt bra för dem som befinner sig utanför arbetskraften och för det genomsnittliga arbetsutbudet som helhet.

Löneelasticiteterna för denna grupp är betydligt mindre jämfört med den tidigare gruppen. Skillnaden mellan män och kvinnor är dock fortfarande betydande. Kvinnors löneelasticitet uppgår till 0,07 procent medan männens uppgår till 0,04 procent. Mycket tyder på att den stora skillnaden i elasticitet mellan män och kvinnor beror på förekomsten av barn i hushållet.

Slutligen analyseras även arbetsutbudet för sammanboende män och kvinnor utan barn (eller med barn äldre än 18 år). På samma sätt som tidigare är precisionen på prediktionerna av mäns och kvinnors arbetsutbudsval mindre bra. Däremot är prediktionen av den genomsnittliga arbetstiden relativt bra. Detta problem är dock inte unikt för den här modellen utan är ett mer generellt problem för diskreta strukturella arbetsutbudsmodeller, vilket kräver mer forskning.

Simuleringen av utbudselasticiteterna för sammanboende utan barn visar att skillnaden mellan män och kvinnor är mycket mindre här jämfört med sammanboende med barn. Löneelasticiteten för sammanboende kvinnor visade sig ligga på samma nivå för hushåll med och utan barn. Den tillsynes identiska löneelasticiteten för sammanboende kvinnor med och utan barn döljer dock skillnader



i utbudsreaktion på den intensiva och extensiva marginalen. För sammanboende kvinnor utan barn sjunker andelen utanför arbetskraften mycket mer för kvinnor än när yngre barn finns i hushållet, vilket indikerar att barn håller tillbaks kvinnors benägenhet att delta i arbetskraften.

För män är den genomsnittliga elasticiteten något högre medan den procentuella förändringen av andelen utanför arbetskraften är identisk med fallet utan barn. Detta speglar intressanta skillnader i arbetsutbudsreaktioner för män och kvinnor i relation till förekomsten av barn i hushållet, där mäns benägenhet att befinna sig utanför arbetskraften inte är relaterad till förekomsten av barn i någon större omfattning.

**Tabell 21** Sammanfattning av löneelasticiteter för män och kvinnor

	Män	Kvinnor
Ensamstående	0,12 (0,18)	0,22 (0,31)
Sammanboende med barn	0,04 (0,05)	0,07 (0,08)
Sammanboende utan barn	0,06 (0,06)	0,07 (0,08)

**Anm.** Simuleringen avser en procentökning av bruttolönen. Värden inom parentes avser implicita löneelasticiteter. De är beräknade som kvoten mellan den procentuella förändringen i arbetstid och den procentuella förändringen i disponibel inkomst som en följd av att kommunalskatten förändrats med 10 procent.

Tabell 21 sammanfattar löneelasticiteterna för män och kvinnor för de hushållskategorier som finns representerade i den här studien. Tabellen innehåller även implicita löneelasticiteter som avser en förändring av nettolönen (disponibel inkomst) och dess effekt på arbetsutbudet. Här framgår hur män och kvinnor påverkas av förändringar i den ekonomiska miljön och hur det skiljer sig mellan olika hushållskategorier. Dessutom förefaller det inte spela så stor roll om löneelasticiteten beräknas med hjälp av en förändring i bruttolönen eller nettolönen om elasticiteten är låg. Däremot blir skillnaden betydligt större när elasticiteten ligger över en tiondel. Storleksrelationen mellan mäns och kvinnors elasticiteter påverkas dock inte i någon nämnvärd omfattning, vilket är den marginal som är central i denna studie.

Nivån på elasticiteterna som presenteras i tabell 21 ligger väl i nivå med de skattningar som gjorts i andra studier på svenska förhållanden (jämför med tabell 1). Beräkningen av den implicita elasticiteten kan dock genomföras på ett antal olika sätt, vilket också påverkar resultaten i någon mån. Det handlar dock om att orsaka en förändring i den disponibla inkomsten och observera vilket utslag detta får på det genomsnittliga arbetsutbudet. Här orsakas förändringen av en 10 procentig ökning av kommunalskatten. I den här studien skattas den totala effekten, det vill säga för samtliga individer som ingår i urvalen och som befinner sig i eller utanför arbetskraften.

## 7 Policysimuleringar

Den nuvarande regeringen som tillträdde sin första mandatperiod 2006 gick till val med en tydlig ambition om att öka drivkrafterna för arbete och på så sätt öka arbetsutbud och sysselsättning i ekonomin. Det skulle bland annat ske genom en uppstramad arbetslöshetsförsäkring, genom riktade subventioner mot särskilda grupper och vissa branscher samt stöd till personer som är sjukskrivna. Dessutom infördes ett jobbskatteavdrag som var riktat till personer som arbetade och som därmed skulle göra det mer lönsamt att delta på arbetsmarkanden. Syftet var att den ekonomiska skillnaden mellan att vara utanför arbetskraften och att vara i arbetskraften skulle bli större för att på så sätt få fler att söka jobb. Till dags dato har avdraget införts och förstärkts i fyra steg.

En viktig orsak till att jobbskatteavdraget infördes i Sverige var på grund av de goda erfarenheter motsvarande avdrag har gett i USA och Storbritannien.<sup>29</sup> Där visar forskning som genomförts under lång tid att effekterna av dylika reformer på arbetsutbudet är goda och har lett till högre sysselsättning. Dessutom har förstärkningen av den disponibla inkomsten haft en reducerande effekt på fattigdomen, vilket i det amerikanska fallet var en viktig del av syftet med reformen. Den ekonomiska och institutionella miljön i Sverige ser dock annorlunda ut med bland annat en snävare inkomstfördelning, ett generösare välfärdssystem och en lönebildning som inte är lika marknadsorienterad som i USA. Detta gör det därför svårare att direkt översätta de erfarna effekterna i USA och Storbritannien på Sverige.<sup>30</sup>

### 7.1 Jobbskatteavdragets förväntade effekt

Jobbskatteavdraget är tänkt att påverka och förstärka individers incitament (vilja) att arbeta. Det är viktigt i ett samhälle med ett relativt generöst välfärdssystem eftersom generositeten i sig leder till minskade ekonomiska incitament att arbeta. Eftersom det huvudsakligen är individer (i arbetsför ålder) som är löst förankrade till arbetsmarknaden eller som befinner sig utanför arbetskraften som bidragssystemen vänder sig till är det i första hand i denna grupp som stora effekter kan förväntas. Det är därför relevant att dela upp diskussionen om potentiella effekter av jobbskatteavdraget på individers arbetsutbud på två olika grupper av individer. Det handlar om 1) individer utanför arbetskraften, och 2) individer som befinner sig i arbetskraften och arbetar.

Det är framför allt två dimensioner av skatter som har en påverkan på arbetsutbudet: den genomsnittliga skatten och marginalskatten. För personer utanför arbetskraften är det huvudsakligen den genomsnittliga skatten som är relevant. Från ett teoretiskt perspektiv är det individens reservationslön i relation till erbjuden marknadslön som avgör om en individ är villig att bjuda ut sitt arbe-

<sup>29</sup> För en beskrivning av erfarenheterna gjorda i USA, se till exempel Eissa och Liebman (1996), Meyer och Rosenbaum (2001) och Meyer (2008).

<sup>30</sup> Det finns till exempel studier som antyder att de positiva effekterna av ett jobbskatteavdrag blir mindre när inkomstfördelningen är snävare (Immervol med flera, 2007).

te. Vid en skattesänkning av arbetsinkomster av det slag jobbskatteavdraget representerar kommer den genomsnittliga skatten blir lägre. Eftersom det är nettolönen (inklusive bidrag) som är relevant för individens val att arbeta, kommer reservationslönen per automatik att sänkas eftersom den associeras till bruttolönen erbjuden av arbetsgivare. Från en teoretisk synvinkel innebär sänkt skatt att fler får en reservationslön som understiger marknadslönen och därmed är villiga att ta ett jobb, vilket leder till en större arbetskraft och i förlängningen till ökad sysselsättning. Mekanismen från arbetslös till sysselsatt bygger följaktligen på att individen erhåller fler jobberbjudanden via den lägre reservationslönen. Dessutom leder de förhöjda ekonomiska incitamenten för arbete i viss mån till ökad sökaktivitet som i sig leder till en högre sannolikhet att finna ett arbete.

För personer som redan är sysselsatta är det framför allt förändringen i marginals-katten som påverkar individens ekonomiska incitament att arbeta mer eller mindre. Om marginals-katten sänks betyder det att avkastningen per arbetad timme ökar vilket gör att de ekonomiska incitamenten att substituera fritid mot mer arbete ökar. Detta är den så kallade *substitutionseffekten*. Denna effekt bedöms vara störst för personer med få arbetade timmar per vecka, och betydligt mindre för personer som arbetar heltid. Den lägre skatten leder också till att individens disponibla inkomst ökar trots ett oförändrat arbetsutbudsbeteende. Det innebär att individen skulle kunna minska sitt arbetsutbud för att behålla den nyttonivå individen hade innan skattesänkningen. Arbetsutbudet skulle alltså kunna minska med motsvarande storleken på förändringen i den disponibla inkomsten. Detta är den så kallade *inkomsteffekten*. Eftersom dessa effekter verkar mot varandra är det inte helt självklart hur den totala utbudseffekten ser ut för en given individ. En rimlig utgångspunkt är dock att substitutionseffekten är större än inkomsteffekten för individer som arbetar få timmar och har låg disponibel inkomst. Det är huvudsakligen dessa effekter som en strukturell arbetsutbudsmodell skattar, det vill säga hur individers vilja att arbeta förändras av förändringar i skatter och transfereringar. Modelleffekterna säger därför mycket lite om hur de direkta effekterna på den totala sysselsättningen ser ut, eftersom det ligger utanför en individjämviktsmodell.

Kolm och Tonin (2006) studerar med hjälp av en teoretisk allmänjämviktsmodell hur bland annat sysselsättningen påverkas av ett förvärvsskatteavdrag (jobbskatteavdrag).<sup>31</sup> Simuleringarna i studien antyder, under realistiska antaganden, att jobbskatteavdrag har en dämpande inverkan på löner, vilket i sin tur leder till att företagen anställer fler. Det vill säga, jobbskatteavdraget påverkar sysselsättningen via lönebildningen, vilket enligt deras analys är den dominerande mekanismen. Detta resonemang antyder att det kan ta lång tid innan effekten på sysselsättningen kommer. I Sverige är lönerna rörlighet till stor del styrda av avtal som löper över flera år. Tillsammans med en

---

<sup>31</sup> Jobbskatteavdraget kallas i den här forskningslitteraturen för in-work benefits.

stark fackföreningsrörelse antyder detta att anpassningen av löner kan ta tid och därmed också effekten på sysselsättningen.

Nedan följer nu en redovisning av effekter på arbetsutbudspreferenser och disponibel inkomst som följer av den strukturella arbetsutbudsmodell som tagits fram för denna studie. Det bör dock tilläggas att även om modellen innehåller de exakta reglerna för hur skattesystemet såg ut 2007 och de exakta reglerna för jobbskatteavdragens olika steg, så är fortfarande individers disponibla inkomst i modellen approximationer av hur den såg ut i verkligheten, vilket innebär att de disponibla inkomsterna i nivå kommer att avvika från det sanna värdena. I någon omfattning påverkar givetvis detta resultaten även om utgångspunkten är att procentuella förändringar av den disponibla inkomsten påverkas i mindre omfattning. En annan relevant faktor avser hur gruppen utanför arbetskraften (de som arbetar noll timmar) har definierats och vilka som selekterats bort från analysen. Studerande och personer med sjuk eller aktivitetsersättning ingår inte analysen. Dessutom har till exempel inte sjukskrivna eller arbetslösa beaktats explicit. Om detta gjordes skulle effekterna som skattas i de följande avsnitten påverkas i någon omfattning.<sup>32</sup>

### 7.1.1 Effekter av jobbskatteavdraget för ensamstående

I det här avsnittet beräknas effekten av de olika stegen av jobbskatteavdraget för ensamstående hushålls arbetsutbud med hjälp av den strukturella arbetsutbudsmodellen. I tabell 22 redovisas effekten på arbetsutbud och disponibel inkomst för ensamstående kvinnor och män. De procentuella förändringar som anges i tabellen är i relation till ett skattesystem utan något jobbskatteavdrag. Ensamstående kvinnor utgör den grupp som enligt den tidigare analysen reagerar kraftigast på förändringar i disponibel inkomst och här framgår att arbetsutbudet ökar med 2,2 procent, när steg 1-4 är genomförda, samtidigt som den genomsnittliga disponibla inkomsten för de som arbetar ökar med 8,5 procent. Detta kan jämföras med motsvarande resultat för de ensamstående männen som i termer av förändrat arbetsutbud uppgår till knappt hälften, det vill säga omkring 1,3 procent. Den procentuella förändringen av den disponibla inkomsten är dock ungefär lika stor. Att skillnaden är stor är intressant eftersom det genomsnittliga arbetsutbudet inte skiljer i någon avsevärd mening där kvinnornas genomsnittliga arbetstid uppgår till 27 timmar per vecka och männens till 29 timmar per vecka. Från den beskrivande statistiken framkom dock en avsevärd skillnad i arbetsutbud mellan ensamstående män och kvinnor med barn. Eftersom andelen ensamstående kvinnor med barn är mycket större än motsvarande andel män kan detta vara en bidragande orsak till den stora skillnaden i utbudseffekt. Dessutom har kvinnor en lägre timlön än män vilket gör att arbetsinkomsten och därmed den disponibla inkomsten blir lägre än vad som framkommer av de procentuella förändringar-

---

<sup>32</sup> Eftersom detta är en modell under uppbyggnad kommer dock dessa grupper att beaktas i framtida versioner av modellen.

na. Tidigare studier antyder att ensamstående mödrar har tämligen höga arbetsutbudselasticiteter, vilket innebär att dessa kvinnor reagerar på ekonomiska incitament i högre grad än andra.

**Tabell 22** Jobbskatteavdragets effekt på genomsnittligt arbetsutbud och disponibel inkomst för ensamstående män och kvinnor (procent)

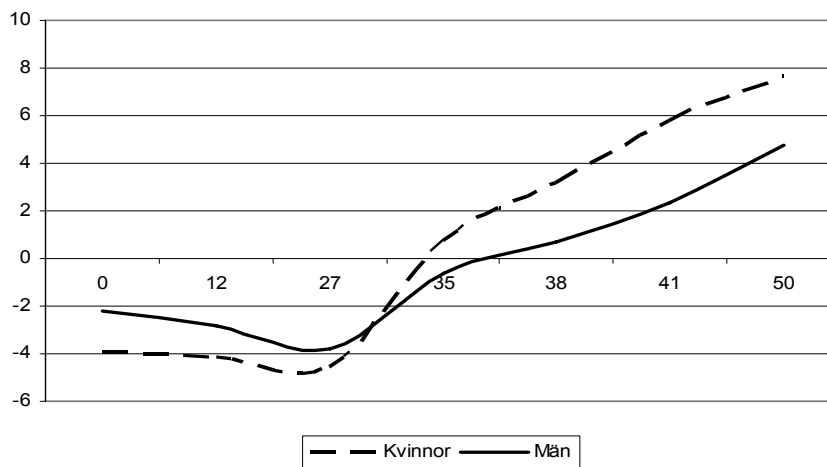
<i>Kvinnor</i>	Utan JSA	Steg 1	Steg 2	Steg 3	Steg 4
E[H]	26,56	26,87	26,96	27,05	27,14
Förändring i arbetsutbud (%)		1,185	1,523	1,857	2,191
Förändring i disponibel inkomst (%)		4,721	6,036	7,259	8,474
<i>Män</i>	Utan JSA	Steg 1	Steg 2	Steg 3	Steg 4
E[H]	28,744	28,948	29,003	29,055	29,107
Förändring i arbetsutbud (%)		0,709	0,899	1,082	1,262
Förändring i disponibel inkomst (%)		4,691	5,962	7,148	8,334

**Anm.** JSA står för jobbskatteavdrag. E[H] representerar genomsnittlig veckoarbetstid för gruppen. Förändringen i arbetstid avser hela urvalet medan förändringen i disponibel inkomst enbart är baserat på individer som arbetar.

Diagram 7 visar hur de olika utbudsalternativens andelar förändras av de fyra stegen i jobbskatteavdraget för ensamstående kvinnor och män. För positiva utbudsalternativ handlar det om totaleffekter eftersom det inte framgår hur övergångarna mellan olika alternativ ser ut. Det vill säga, eftersom deltidsarbetande individer får ökade incitament att arbeta kommer utbudsalternativ med lågt antal timmar att minska, samtidigt som utbudsalternativ med högt antal timmar kommer att öka. Bland individer med högt antal arbetande timmar finns dock möjligheten att ett visst antal har minskat sitt arbetsutbud om inkomsteffekten överskrider substitutionseffekten. Förändringen av andelen utanför arbetskraften bör dock huvudsakligen avse individer som ökar sitt arbetsutbud eftersom det inte finns någon inkomsteffekt för dessa individer. Det vill säga, få individer lämnar rimligtvis arbetskraften som ett resultat av ett infört jobbskatteavdrag. Här framgår att kvinnor utanför arbetskraften reagerar mycket kraftigare än män och i procentenheter räknat är effekten närmare dubbelt så stor för kvinnorna.

Eftersom marginalsikten har sänkts för de lägre arbetsinkomstnivåerna finns det också förstärkta incitament för deltidsarbetarna att öka sitt arbetsutbud. Det torde vara en viktig orsak till att andelen deltidsarbetande har sjunkit i så stor omfattning (se diagram 7 där effekten på alternativ 12 och 27 är tydligt negativ) vilket också har bidragit till att övriga utbudsalternativ har ökat relativt mycket.

**Diagram 7** Förändring i andelar för ensamstående män och kvinnor över olika arbetsutbudsalternativ på grund av jobbskatteavdraget (procent)



**Anm.** Här jämförs andelarna för de olika arbetsutbudsalternativen med ett skattesystem utan jobbskatteavdrag och ett med jobbskatteavdragets fjärde steg.

Preferenser för arbete varierar också efter utbildningsnivå. I tabell 23 redovisas hur jobbskatteavdraget har påverkat grupper med olika utbildningsnivå. I allmänhet brukar högutbildade arbeta fler timmar än lågutbildade vilket antyder att effekter på arbetsutbudet i allmänhet är lägre för högutbildade. Från tabellen framgår att effekten på arbetsutbudet sjunker med utbildningsnivån för män. För kvinnor är dock arbetsutbudseffekten för de högutbildade något högre än för de som har gymnasieutbildning. Detta kunde också utläsas från parameterskattningarna av utbudsekvationen som presenterades i tabell 7 där högskolenivå hade en lägre effekt än gymnasienivå på nyttan av att arbeta. Från den beskrivande statistiken är de dock inte uppenbart vad det är som driver denna effekt. En möjlig orsak skulle kunna vara att högutbildade kvinnor har en relativt låg lön. Effekten på den disponibla inkomsten tenderar dock att minska med utbildningsnivån för både män och kvinnor.

**Tabell 23** Jobbskatteavdragets totala effekt på genomsnittlig arbetstid och disponibel inkomst för ensamstående män och kvinnor efter utbildningsnivå (procent)

<i>Kvinnor</i>	Grundskola	Gymnasium	Universitet/högskola
Förändring i arbetad tid (%)	2,545	2,016	2,438
Förändring i disponibel inkomst (%)	9,258	8,797	7,896
<i>Män</i>	Grundskola	Gymnasium	Universitet/högskola
Förändring i arbetad tid (%)	1,683	1,285	1,075
Förändring i disponibel inkomst (%)	9,123	8,680	7,415

**Anm.** Förändringen i arbetstid avser hela urvalet medan förändringen i disponibel inkomst enbart avser individer som arbetar.

### 7.2.2 Effekter av jobbskatteavdraget för sammanboende

Eftersom det genomsnittliga antalet timmar skiljde sig ganska lite för ensamstående män och kvinnor var det inte uppenbart att skillnaden i respons på jobbskatteavdraget skulle vara så stor. För

sammanboende män och kvinnor med barn är dock skillnaden i genomsnittlig arbetad tid relativt stor och uppgår till närmare 9 timmar per vecka. Det är därför inte orimligt att skillnaden i utbudseffekt skulle vara stor även här. Från tabell 24 framgår att skillnaden är tämligen stor och att jobbskatteavdragets samlade effekt på kvinnors arbetsutbud är dubbelt så stor jämfört med männen. Kvinnors arbetsutbud ökar med omkring 0,9 procent medan motsvarande siffra för männen uppgår till omkring 0,5 procent, vilket innebär att nivån på förändringen är betydligt lägre än för ensamstående. Den större effekten för kvinnor har även medfört att skillnaden i genomsnittlig arbetstid har minskat marginellt mellan kvinnor och män.

Eftersom kvinnors timlöner är lägre samtidigt som arbetstiden är lägre kommer också arbetsinkomsten att vara betydligt lägre för kvinnor jämfört med män. Detta innebär därmed att den disponibla inkomsten kommer att öka mer för kvinnor än för män eftersom effekten är störst för individer med lägre inkomster. Att det också är så framgår av den genomsnittliga förändringen av den disponibla inkomsten som för kvinnor uppgår till drygt 8 procent medan mäns förändring är omkring en procentenhet lägre.

**Tabell 24** Jobbskatteavdragets effekt på genomsnittlig arbetstid och disponibel inkomst för sammanboende kvinnor och män med barn (procent och timmar)

<i>Kvinnor</i>	Utan JSA	Steg 1	Steg 2	Steg 3	Steg 4
E[H]	28,542	28,684	28,725	28,765	28,805
Förändring i arbetad tid (%)		0,496	0,639	0,800	0,921
Förändring i disponibel inkomst (%)		4,514	5,785	6,991	8,205
<i>Män</i>	Utan JSA	Steg 1	Steg 2	Steg 3	Steg 4
E[H]	37,359	37,455	37,481	37,507	37,533
Förändring i arbetad tid (%)		0,255	0,326	0,396	0,465
Förändring i disponibel inkomst (%)		4,004	5,113	6,118	7,239

**Anm.** JSA står för jobbskatteavdrag. Förändringen i arbetstid avser hela urvalet medan förändringen i disponibel inkomst enbart är baserat på individer som arbetar.

Hur utbildningsnivån hos sammanboende kvinnor och män med barn är relaterad till effekten av jobbskatteavdraget framgår av tabell 25. Högre utbildningsnivå medför oftast högre inkomster vilket ska innebära en procentuellt mindre förändring av den disponibla inkomsten av ett jobbskatteavdrag som är riktat mot låg och medelinkomsttagare. Hos männen ser vi också att den procentuella effekten är avtagande med ökande utbildningsnivå. Så sker dock inte för kvinnorna där den största procentuella förändringen ligger hos kvinnor med gymnasieutbildning. Trots det förefaller arbetsutbudseffekten vara avtagande för kvinnorna i den här gruppen, även om skillnaden mellan kvinnor med gymnasieutbildning och högskoleutbildning är obetydlig.

**Tabell 25** Jobbskatteavdragets effekt på genomsnittlig arbetstid och disponibel inkomst för sammanboende män och kvinnor med barn efter utbildningsnivå (procent)

<i>Kvinnor</i>	Grundskola	Gymnasium	Universitet/högskola
Förändring i arbetad tid (%)	1,289	0,890	0,885
Förändring i disponibel inkomst (%)	8,513	8,749	7,719
<i>Män</i>	Grundskola	Gymnasium	Universitet/högskola
Förändring i arbetad tid (%)	0,564	0,409	0,497
Förändring i disponibel inkomst (%)	8,200	7,776	6,395

**Anm.** Förändringen i arbetstid avser hela urvalet medan förändringen i disponibel inkomst enbart är baserat på individer som arbetar.

För männen framkommer en annan bild. Medan förändringen av den disponibla inkomsten är strikt avtagande med högre utbildningsnivå, förefaller utbudseffekten att vara minst för individer med gymnasieutbildning och något högre för individer med en högskoleutbildning. Över det hela taget är dock skillnaden i effekt efter utbildningsnivå mycket liten för männen vilket gör att skillnaderna inte kan sägas vara statistiskt säkerställda.

Den sista hushållskategorin som studeras här utgörs av sammanboende män och kvinnor utan barn. Effekterna på arbetsutbud och disponibel inkomst för denna grupp presenteras i tabell 26. Skillnaden i arbetsutbud mellan kvinnor och män är i denna grupp något mindre jämfört med hushåll med barn och uppgår till närmare 5 timmar per vecka. Den reducerade skillnaden i arbetade timmar är ett resultat av att kvinnor arbetar fler timmar, men också att männen arbetar något färre timmar, vilket antyder att männens preferenser för arbete är lägre.

Resultaten antyder att jobbskatteavdragets samlade effekt på kvinnor är ungefär lika stor för denna grupp. Däremot tycks arbetsutbudseffekten vara något större för män i denna grupp och som uppgår till 0,7 procent, vilket kan jämföras med effekten för sammanboende män med barn som uppgår till 0,5 procent. Precis som för tidigare beskrivna hushåll ökar också den disponibla inkomsten mer för kvinnor än för män.

**Tabell 26** Jobbskatteavdragets effekt på genomsnittlig arbetstid och disponibel inkomst för sammanboende män och kvinnor utan barn (procent och timmar)

<i>Kvinnor</i>	Utan JSA	Steg 1	Steg 2	Steg 3	Steg 4
$E[H]$	31,382	31,538	31,584	31,629	31,675
Förändring i arbetad tid (%)		0,496	0,641	0,785	0,931
Förändring i disponibel inkomst (%)		4,602	5,902	7,143	8,384
<i>Män</i>	Utan JSA	Steg 1	Steg 2	Steg 3	Steg 4
$E[H]$	36,042	36,177	36,216	36,255	36,294
Förändring i arbetad tid (%)		0,374	0,483	0,590	0,698
Förändring i disponibel inkomst (%)		3,982	5,082	6,140	7,190

**Anm.** Förändringen i arbetstid avser hela urvalet medan förändringen i disponibel inkomst enbart är baserat på individer som arbetar.

I tabell 27 redovisas hur jobbskatteavdraget påverkar sammanboende män och kvinnor utan barn med olika utbildningsnivå. Som framgår kan modellen inte identifiera några betydande skillnader i effekt på arbetsutbudet. För kvinnor varierar effekten på arbetsutbudet mellan 0,9 och 1,0 och för



män är effekten något mindre med en spridning av effekter mellan 0,6 och 0,7. Effekten på den disponibla inkomsten är dock klart avtagande efter högre utbildning för både män och kvinnor.

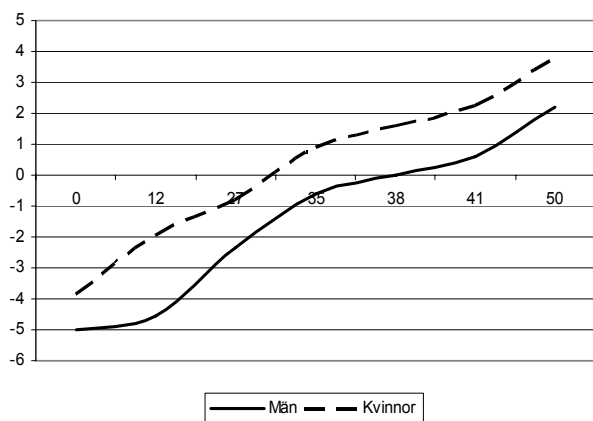
**Tabell 27** Jobbskatteavdragets effekt på genomsnittlig arbetstid och disponibel inkomst för sammanboende män och kvinnor utan barn efter utbildningsnivå (procent)

<i>Kvinnor</i>	Grundskola	Gymnasium	Universitet/högskola
Förändring i arbetad tid (%)	0,950	0,851	0,996
Förändring i disponibel inkomst (%)	8,025	7,696	6,522
<i>Män</i>	Grundskola	Gymnasium	Universitet/högskola
Förändring i arbetad tid (%)	0,588	0,660	0,746
Förändring i disponibel inkomst (%)	8,895	8,631	8,108

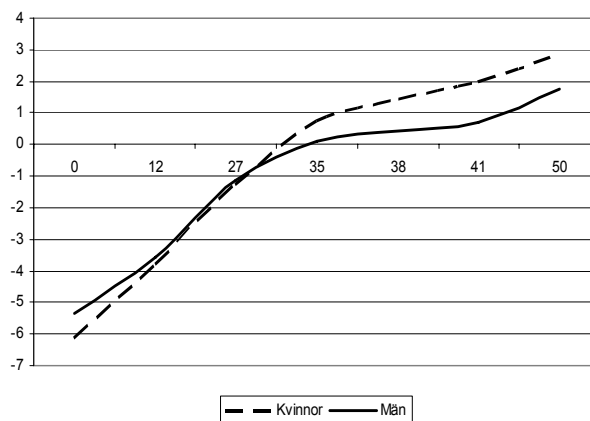
**Anm.** Förändringen i arbetstid avser hela urvalet medan förändringen i disponibel inkomst enbart är baserat på individer som arbetar.

Den genomsnittliga effekten på arbetsutbudet är intressant, men förändringen av andel individer över de olika utbudsalternativen (arbetstidsklasserna) ger ytterligare en dimension av hur jobbskatteavdraget påverkar sammanboende mäns och kvinnors arbetsutbud. I diagram 8 presenteras de procentuella förändringarna av respektive andel för utbudsalternativen för sammanboende män och kvinnor med och utan barn.

**Diagram 8** Procentuell förändring av andel individer för respektive arbetstidsklass för sammanboende män och kvinnor som en följd av jobbskatteavdragets fyra steg (procent)



a) Hushåll med barn



b) Hushåll utan barn

En del intressanta skillnader mellan män och kvinnor kan observeras. För sammanboende kvinnor och män med barn tenderar förändringen att vara störst för gruppen utanför arbetskraften. Trots att den totala genomsnittliga effekten är större för kvinnor än för män, visar det sig dock att männen har större procentuell förändring vid de olika andelarna under 35 timmar per vecka. Detta kan vara ett utslag av att männen arbetar heltid i mycket större omfattning och att andelarna är större för kvinnor vilket därför kräver att ett större antal individer ändrar sitt arbetsutbud för att erhålla motsvarande utbudsförändringar i respektive utbudsalternativ. Andelen män utanför arbetskraften är bara en tredjedel så stor jämfört med kvinnor, och deltidsarbetet är betydligt mer omfattande bland

kvinnor där fördelningen är än mer ojämn. Förändringen av andelar för utbudsalternativen över 35 timmar per vecka bör därför huvudsakligen vara ett utslag av att deltidsarbetande kvinnor börjar arbeta heltid i högre omfattning.

För sammanboende utan barn ser bilden något mer jämn ut, och här är också skillnaden i arbetstid mycket mindre. Reaktionen på den extensiva marginalen tycks dock vara större för kvinnor än för män med en skillnad på närmare en procentenhet. I urvalet var det omkring 7 procent av männen och 9 procent av kvinnorna som befann sig utanför arbetskraften, vilket kan jämföras med 5 respektive 15 procent för sammanboende män och kvinnor med barn.

## Referenser

- Andrén, T. (2003), "The choice of paid childcare, welfare, and labor supply of single mothers", *Labour Economics* 10.
- Blundell, R., R. Chiappori, T. Magnac och C. Meghir (2007), "Collective Labour Supply: Heterogeneity and Non-participation", *Review of Economic Studies*, Vol. 74, Issue 2.
- Breunig, R., D. A. Cobb-Clark och X. Gong (2005), "Improving the Modeling of Couples' Labour Supply", IZA, Discussion Paper No. 1773.
- Creedy, J. och G. Kalb (2004), "Behavioural Microsimulation Modelling With the Melbourne Institute Tax and Transfer Simulator (MITTS): Uses and Extentions", Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, working paper.
- Duncan, A. och J. MacCrae (1999), "Household Labour Supply, childcare Costs and In-Work Benefits: modelling the impact of the Working Families Tax Credit in the UK", Institute of Fiscal Studies, working paper.
- Eissa, N. och J. B. Liebman (1996), "Labor Supply Responses to the Earned Income Tax Credit", *Quarterly Journal of Economics*, No. 61.
- Finansdepartementet (2010), "Arbetsutbudseffekter av ett förstärkt jobbskatteavdrag och förändrad statlig inkomstskatt", Ds 2010:37.
- Flood, L. och R. Wahlberg (1999), "Maxtaxa i barnomsorgen - en analys av effekter på hushållens arbetsutbud, inkomster och efterfrågan på barnomsorg", Sveriges kommuner och landsting, <http://gap.skl.se/artikel.asp?A=2503&C=1051>
- Flood, L., J. Hansen och R. Wahlberg (2004), "Household Labor Supply and Welfare Participation in Sweden", *Journal of Human Resources* 39.
- Flood, L., R. Wahlberg och E. Pylkkänen (2007), "From Welfare to Work: Evaluating a Tax and Benefit Reform Targeted at Single Mothers in Sweden", *LABOUR* 21 (3).
- Hausman, J. (1981), "Income and Payroll Tax Policy and Labor Supply", i *The Supply-Side Effects of Economic Policy*, Proceedings of the 1980 Economic Policy Conference, St. Lter for the Study of American Business.
- Hoynes, H. W. (1996), "Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation under AFDC-UP", *Econometrica*, 64(2).
- Immervoll, H., H. J. Kleven, C. T. Kreiner och E. Saez (2007), "Welfare Reform in European Countires: a Microsimulation Analysis", *The Economic Journal*, Vol. 117, no. 516.

Jernelöv, A. (2010), "Amazonia – den framtida värld där kvinnor styr", Framtidsinstitutet.

Kalb, G. (2000), "Labour Supply and Welfare Participation in Australian Two-Adult Households: Accounting for Involuntary Unemployment and the Cost of Part-time Work", Monash University, Department of Econometrics and Business Statistics, Working paper No. BP-35.

Keane, M. och R. Moffitt (1998), "A Structural Model of Multiple Welfare Program Participation and Labor Supply", *International Economic Review*, 39(3).

Labeaga, J. M., X. Oliver och A. Spadaro (2005), "Discrete Choice Models of Labour Supply, Behavioral Microsimulation and the Spanish Tax Reform", Working paper. 2005-14 FEDEA, <http://www.fedea.es>.

Löfström, Å (2004), "Den könsuppdelade arbetsmarknaden", SOU 2004:43.

MaCurdy, T., D. Green, and H. Paarsch (1990), "Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply", *Journal of Human Resources*, 25.

Meyer, B. D. (2008), "The US earned income tax credit, its effects and possible reforms", IFAU, working paper 2008:14.

Meyer, B. D. och D. Rosenbaum (2001), "Welfare, The Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers", *Quarterly Journal of Economics*, No. 66.

Moffitt, R. (1983), "An Economic Model of Welfare Stigma", *American Economic Review*, 73.

Pacifico, D. (2009), "A Behavioral Microsimulation Model with Discrete Labour Supply for Italian Couples", University of Bologna, Department of Economics, MPRA Paper No. 14198.

Pacifico, D. och E. Reggio (2009), "Modelling Unobserved Heterogeneity in Discrete Choice Models of Labour Supply", University of Bologna, Department of Economics, MPRA Paper No. 19030.

Train, K. E. (2003), "Discrete Choice Methods with Simulation", Cambridge University Press.

Van Soest, A. (1995), "Structural Models of Family Labor Supply – A Discrete Choice Approach", *The Journal of Human Resources* 30 (1).

Van Soest, A. och M. Das (2001), "Family Labor Supply and Proposed Tax Reforms in the Netherlands", *De Economist* 149, No. 2.

Van Soest, A., M. Das och X. Gong (2002), "A Structural Labor Supply Model with Flexible Preferences", *Journal of Econometrics* 107.

## Bilagor

### B1. Inkomstskattesystemet för 2007 i den strukturella modellen

De komponenter av inkomstskattesystemet för privatpersoner som ingår i den strukturella arbetsutbudsmodellen beskrivs kortfattat i denna bilaga. Individens inkomster från lönearbete erhållna under året med avdrag för allmänna avdrag kallas här för taxerad förvärvsinkomst. Allmänna avdrag beaktas dock ej i analysen. Den taxerade förvärvsinkomsten reduceras med grundavdraget för att erhålla beskattningsbar inkomst. Grundavdraget beräknas på följande sätt:

**Tabell A1** Beräkningsregel för grundavdrag

Taxerad inkomst (TI)	Grundavdrag (GA)
0 – 0,99 PBB	0,423 PBB
0,99 PBB – 2,72 PBB	0,225 PBB + 0,2 TI
2,72 PBB – 3,11 PBB	0,770 PBB
3,11 PBB – 7,88 PBB	1,081 PBB – 0,1 TI
7,88 PBB	0,293 PBB

Anm. PBB = prisbasbelopp (40 300 år 2007).

Den beskattningsbara inkomsten beskattas med kommunalskatt och i förekommande fall av statlig skatt. Den kommunala skatten varierar från kommun till kommun och ingår som variabel i HEK. År 2007 uppgick den genomsnittliga kommunalskatten till 31,55 procent över landets samtliga kommuner. Den statliga skatten är dock gemensam för hela landet vars storlek beror på hur stor den beskattningsbara inkomsten är. Statlig skatt utgår med 20 procent på belopp över den nedre skiktgränsen och med 5 procent på belopp över den övre skiktgränsen (värns skatten). Storleken på individens skatt beräknas därför på följande sätt enligt 2007 års regler:

$$\text{Skatt} = \text{BI} * \text{KI} + \text{Max}[0, (\text{BI} - \text{Skikt1}) * 0,2] + \text{Max}[0, (\text{BI} - \text{skikt2}) * 0,05],$$

där

BI = Beskattningsbar inkomst

KI = Kommunal inkomstskatt

Skikt1 = 316 700 kr (nedre skiktgräns)

Skikt2 = 476 700 kr (övre skiktgräns)

Den totala skatten reduceras slutligen med jobbskatteavdraget. Beräkningen av jobbskatteavdragets storlek framgår av tabell A2 till tabell A5. Jobbskatteavdraget reducerar dock endast skatt från förvärvsarbete. Andra skatter berörs ej.

**Tabell A2** Beräkning av jobbskatteavdraget (första steget, infördes 1 januari 2007)

Arbetsinkomst (AI)	Jobbskatteavdrag (JSA)
0 – 0,79 PBB	(AI – GA) KI
0,79 PBB – 2,72 PBB	(0,79 PBB + 0,2 (AI – 0,79 PBB) – GA ) KI
2,72 PBB –	(1,176 PBB – GA) KI

Anm. PBB = prisbasbelopp (40 300 år 2007), KI = kommunal inkomstskatt, GA = grundavdrag.

**Tabell A3** Beräkning av jobbskatteavdraget (andra steget, infördes 1 januari 2008)

Arbetsinkomst (AI)	Jobbskatteavdrag (JSA)
0 – 0,91 PBB	(AI – GA) KI
0,91 PBB – 2,72 PBB	(0,91 PBB + 0,2 (AI – 0,91 PBB) – GA) KI
2,72 PBB – 7,00 PBB	(1,272 PBB + 0,033 (AI – 2,72 PBB) – GA) KI
7,00 PBB –	(1,413 PBB – GA) KI

Anm. PBB = prisbasbelopp (40 300 år 2007), KI = kommunal inkomstskatt, GA = grundavdrag.

**Tabell A4** Beräkning av jobbskatteavdraget (tredje steget, infördes 1 januari 2009)

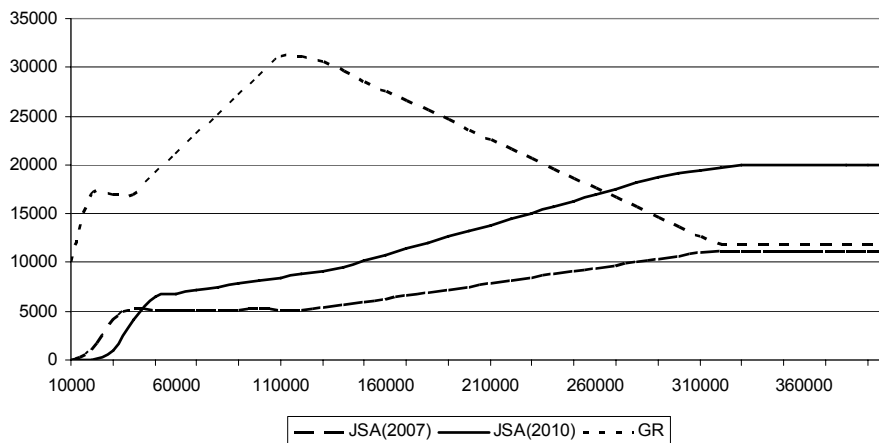
Arbetsinkomst (AI)	Jobbskatteavdrag (JSA)
0 – 0,91 PBB	(AI – GA) KI
0,91 PBB – 2,72 PBB	(0,91 PBB + 0,25 (AI – 0,91 PBB) – GA) KI
2,72 PBB – 7,00 PBB	(1,363 PBB + 0,065 (AI – 2,72 PBB) – GA) KI
7,00 PBB –	(1,642 PBB – GA) KI

Anm. PBB = prisbasbelopp (40 300 år 2007), KI = kommunal inkomstskatt, GA = grundavdrag.

**Tabell A5** Beräkning av jobbskatteavdraget (fjärde steget, infördes 1 januari 2010)

Arbetsinkomst (AI)	Jobbskatteavdrag (JSA)
0 – 0,91 PBB	(AI – GA) KI
0,91 PBB – 2,72 PBB	(0,91 PBB + 0,304 (AI – 0,91 PBB) – GA) KI
2,72 PBB – 7,00 PBB	(1,461 PBB + 0,095 (AI – 2,72 PBB) – GA) KI
7,00 PBB –	(1,868 PBB – GA) KI

Anm. PBB = prisbasbelopp (40 300 år 2007), KI = kommunal inkomstskatt, GA = grundavdrag.

**Diagram A1** Grundavdrag och jobbskatteavdrag med 2007 och 2010 års regler

Anm. Horisontell axel representerar årlig arbetsinkomst i kronor och vertikal axel anger avdragets storlek i kronor. JSA(2007) = jobbskatteavdraget steg 1, JSA(2010) = jobbskatteavdraget steg 4, GR = grundavdraget för 2007.

Inkomst av kapital beskattas också inom modellen. Storleken på denna inkomst är dock exogen i modellen och uppgår till det belopp som finns angivet i inkomstdeklarationen. Storleken varierar därför inte med avseende på hur många timmar individen arbetar. Skatten uppgår till 30 procent.

## B2. Budgetmängdens komponenter i den strukturella modellen

En enskild individs disponibla inkomst beräknas på följande sätt i modellen:

$$Y = Hw + N + PB + BO - (\text{skatt} - JSA)$$

### Inkomster oberoende av arbetade timmar (N)

*N* representerar inkomster som inte är relaterade till arbetade timmar. I den empiriska delen ingår barnbidrag, inkomst av kapital och underhållsbidrag. Barnbidraget påverkas inte av hur mycket individen arbetar, är skattefritt och erhålls av samtliga hushåll med barn i relevant ålder. Uppgifter om inkomst av kapital kommer från skatteregister och beskattas med 30 procent.

Underhållsbidrag går till den förälder som har huvudsaklig vårdnad om barnet. Om vårdnaden delats lika behöver inget underhållsbidrag betalas, om inte skillnaderna i inkomst skiljer stort mellan mamman och pappan. De båda parterna kommer då överens om hur stort bidrag som är lämpligt. Underhållsbidraget tas inte upp till deklaration.

### Bidrag

Hushåll med låga inkomster kan också erhålla socialbidrag eller bostadsbidrag i modellen. Beräkningen av socialbidragets storlek sker baserat på riksnormen för 2007 i Sverige och avser endast rörliga utgifter. Socialbidragets storlek är baserat på om det är en eller två vuxna i hushållet, och beroende av antalet barn och hur gamla barnen är. Det totala försörjningsstödet från socialtjänsten innehåller också bidrag för skäliga kostnader utanför riksnormen. Dessa ingår inte modellen.

Bostadsbidraget riktar sig till barnfamiljer och ungdomar utan barn mellan 18 och 29 år. För att få bostadsbidrag måste man vara folkbokförd och bo i Sverige. Storleken på bidraget beror på flera faktorer såsom antal personer i hushållet, hushållets inkomst samt bostadskostnaden. Dessa uppgifter finns i HEK vilket innebär att potentiellt bostadsbidrag kan beräknas med hjälp av de beräkningsregler som gäller för 2007.

### Barnomsorg

För familjer med barn finns möjligheten att ha barnen på kommunal barnomsorg. Detta kan ske under vissa förutsättningar och utnyttjandegraden beror på hur många timmar den vuxne individen arbetar. Här antas att barnet använder kommunal barnomsorg i den omfattning föräldern eller föräldrarna arbetar.

## Titlar i serien Specialstudier

Nr	Författare	Titel	År
1	Konjunkturinstitutet	Penningpolitiken	2002
2	Konjunkturinstitutet	Egnahemsposten i konsumentprisindex – En granskning av KPI-utredningens förslag	2002
3	Elofsson, Katarina och Ing-Marie Gren	Kostnadseffektivitet i svensk miljöpolitik för Östersjön – en utvärdering	2003
4	Gren, Ing-Marie and Lisa Svensson	Ecosystems, Sustainability and Growth for Sweden during 1991-2001	2004
5	Bergvall, Anders	Utvärdering av Konjunkturinstitutets prognoser	2005
6	Konjunkturinstitutet	Produktivitet och löner till 2015	2005
7	Öberg, Ann	Samhällsekonomiska effekter av skattelättnader för hushållsnära tjänster	2005
8	Söderholm, Patrik och Henrik Hammar	Kostnadseffektiva styrmedel i den svenska klimat- och energipolitiken	2005
9	Öberg, Ann och Joakim Hussénus	Marginell utbytesgrad – ett mått på drivkrafterna för arbete	2006
10	Hammar, Henrik	Konsekvenser för skogsindustrin vid ett eventuellt införande av en svensk kilometerskatt	2006
11	Lundborg, Per, Juhana Vartiainen och Göran Zettergren	Den svenska jämviktsarbetslösheten: En översikt av kunskapsläget	2007
12	Samakovlis, Eva and Maria Vredin Johansson	En utvärdering av kostnadseffektiviteten i klimatinvesteringsprogrammen	2007
13	Forslund, Johanna, Per-Olov Marklund and Eva Samakovlis	Samhällsekonomiska värderingar av luft- och bullerrelaterade hälsoproblem	2007
14	Sjöström, Magnus	Monetär värdering av biologisk mångfald. En sammanställning av metoder och erfarenheter	2007
15	Hammar, Henrik och Lars Drake	Kan ekonomiska styrmedel bidra till en giftfri miljö?	2007
16	Konjunkturinstitutet	Konjunkturinstitutets finanspolitiska tankeram	2008
17	Konjunkturinstitutet	Hours, Capital and Technology – What Matters Most? Analyzing Productivity Growth by the Means of Growth Accounting	2008
18	Broberg, Thomas, Samakovlis, Eva, Sjöström, Magnus och Göran Östblom	En samhällsekonomisk granskning av Klimatberedningens handlingsplan för svensk klimatpolitik	2008
19	Konjunkturinstitutet	Utvärdering av prognoser för offentliga finanser	2009
20	Vredin Johansson, Maria och Johanna Forslund	Klimatanpassning i Sverige Samhällsekonomiska värderingar av hälsoeffekter	2009
21	Andrén Thomas, Jenny von Greiff och Juhana Vartiainen	Ekonomiska drivkrafter för att arbeta	2009



22	Broberg, Thomas, Johanna Forslund och Eva Samakovlis	En utvärdering av kostnadseffektiviteten i stödet till energiinvesteringar i lokaler för offentlig verksamhet	2009
23	Vredin Johansson, Maria	En utvärdering av det ekonomiska stödet till åtgärder för att främja hållbara städer	2010
24	Andrén, Thomas	Kvinnors och mäns arbetsutbudsprefereenser: analys med en strukturell diskret arbetsutbudsmodell	2011