

Rapport från ekonomiska avdelningen på Finansdepartementet

Arbetsutbudseffekter av reformer på inkomstskatteområdet 2007–2009

ISBN 978-91-978160-0-7

Förord

Ekonomiska avdelningen vid Finansdepartementet har som uppgift att bedöma den ekonomiska utvecklingen samt analysera hur samhällets resurser används och fördelas. Däri ingår prognoser för den realekonomiska och offentligfinansiella utvecklingen samt konsekvensanalyser av olika politiska förslag. Dessa analyser och bedömningar ligger till grund för regeringens politik. Av utrymmesskäl finns det i praktiken mycket begränsade möjligheter att i propositioner redovisa de metoder och antaganden som ekonomiska avdelningens underlagsmaterial bygger på. För att öka transparensen i redovisningen aviserade därför regeringen i budgetpropositionen för 2009 att man fortsättningsvis avser att separat publicera en mer detaljerad redovisning av ekonomiska avdelningens bedömningar. Detta sker nu i rapportserien *Rapport från ekonomiska avdelningen*.

Rapportserien vänder sig till ett flertal intressenter. I första hand tillmötesgår den önskemål från Finanspolitiska rådet och Riksrevisionen om ökad transparens i redovisningen. Andra intressenter kan vara myndigheter, forskare eller andra organisationer som arbetar med analyser av den ekonomiska utvecklingen.

Rapporten "Arbetsutbudseffekter av reformer på inkomstskatteområdet 2007–2009" har skrivits av Hans Sacklén på ekonomiska avdelningen vid Finansdepartementet. Den har seminariebehandlats på Finansdepartementet av professor Thomas Aronsson vid Umeå universitet. Vi tar tacksamt emot synpunkter på rapporten. Dessa kan lämnas direkt till författaren på telefon 08-405 49 29 eller med e-post till hans.sacklen@finance.ministry.se.

Författaren är tacksam för värdefulla synpunkter från Lennart Flood, Peter Ericson, Joakim Hussénus, Martin Söderström och Mårten Hultin.

Stockholm den 3 mars 2009

Susanne Ackum

Innehåll

| | | |
|----------|---|----|
| 1 | Introduktion | 11 |
| 2 | Data | 15 |
| 3 | Incitament och förväntade beteendeeffekter | 17 |
| 3.1 | Arbetade timmar för individer som arbetar | 18 |
| 3.2 | Deltagandebeslutet | 21 |
| 3.2.1 | Hemarbetande och övriga som frivilligt är utan förvärvsarbete | 21 |
| 3.2.2 | Arbetslösa | 22 |
| 3.2.3 | Sjukskrivna | 24 |
| 3.2.4 | Personer med sjuk/aktivitetsersättning | 25 |
| 3.2.5 | Förändrade ekonomiska incitament | 26 |
| 4 | Den empiriska modellen | 29 |
| 4.1 | Modellstruktur | 29 |
| 4.2 | Den strukturella arbetsutbudsmodellen för arbetade timmar | 33 |
| 4.3 | Sannolikhetsfunktionerna | 35 |
| 5 | Resultat | 39 |
| 5.1 | Arbetade timmar | 39 |
| 5.1.1 | Antal personer i arbete | 39 |
| 5.1.2 | Arbetade timmar för dem som arbetar både före och efter reformen | 43 |
| 5.2 | Disponibel inkomst och inkomstspridning | 45 |
| 5.3 | Rimlighetsbedömning | 49 |
| 5.3.1 | Arbetade timmar för individer som arbetar | 49 |
| 5.3.2 | Deltagande | 53 |
| 6 | Avslutning | 59 |
| | Referenser | 61 |
| Bilaga A | Den strukturella arbetsutbudsmodellen | 67 |
| Bilaga B | Skattade parametrar | 71 |
| Bilaga C | Löneelasticiteter i ett urval av studier på svenska data | 73 |
| Bilaga D | Deltagandelasticiteter i ett urval av studier på utländska data | 75 |

Tabeller

| | | |
|-------------|---|----|
| Tabell 3.1 | Individuell ersättningsgrad före och efter reformerna..... | 26 |
| Tabell 4.1 | Arbetsmarknadsstatus 2007. Offentlig statistik och HEK-data. Antal personer och avvikelse (procent) | 31 |
| Tabell 5.1 | Arbetade timmar per år, före och efter reformen..... | 40 |
| Tabell 5.2 | Andel i arbete och arbetade timmar, före och efter reformen..... | 41 |
| Tabell 5.3 | Nya i arbete: ursprunglig status (procent) | 41 |
| Tabell 5.4 | Sysselsatta: andel av befolkningen 16–64 år och arbetade timmar, före och efter reformen..... | 42 |
| Tabell 5.5 | Arbetskraften: andel av befolkningen 16–64 år, före och efter reformen..... | 42 |
| Tabell 5.6 | Arbetade timmar per år och skatter givet arbete före och efter reformen..... | 43 |
| Tabell 5.7 | Förändring i arbetstid givet arbete före och efter reformen – antal personer som byter arbetstidsklass | 44 |
| Tabell 5.8 | Förändring i kvinnors arbetstid givet arbete före och efter reformen – antal personer som byter arbetstidsklass..... | 45 |
| Tabell 5.9 | Förändring i mäns arbetstid givet arbete före och efter reformen – antal personer som byter arbetstidsklass | 45 |
| Tabell 5.10 | Disponibel inkomst före och efter reformen..... | 46 |
| Tabell 5.11 | Inkomstspridning före och efter reformen: p90/p10..... | 47 |
| Tabell 5.12 | Disponibel inkomst givet arbete både före och efter reformen | 48 |
| Tabell 5.13 | Inkomstspridning givet arbete både före och efter reformen: p90/p10 | 48 |
| Tabell 5.14 | Sammanfattande statistik för dem som arbetar före och efter reformen..... | 51 |
| Tabell 5.15 | Förändring i arbetade timmar (procent), givet arbete före och efter reformen, när vi använder externa elasticiteter..... | 51 |
| Tabell 5.16 | Implicita löneelasticiteter för dem som arbetar och får sänkt effektiv marginalskatt..... | 52 |
| Tabell 5.17 | Deltagandeelasticiteter | 55 |
| Tabell 5.18 | Sjukskrivna, arbetslösa och personer med sjuk/aktivitetsersättning (SA), före och efter reformen..... | 55 |
| Tabell 5.19 | Elasticiteter med avseende på ersättningsgraden..... | 55 |
| Tabell B1 | Skattade parametrar i den strukturella arbetsutbudsmodellen (urval)..... | 71 |
| Tabell C1 | Skattade (okompenserade) löneelasticiteter för män, svenska data | 73 |

| | | |
|-----------|---|----|
| Tabell C2 | Skattade (okompenserade) löneelasticiteter för kvinnor, svenska data | 74 |
| Tabell D1 | Elasticiteter med avseende på deltagande..... | 75 |

Figurer

| | | |
|-----------|---|----|
| Figur 3.1 | Marginalskatt före och efter reformer..... | 19 |
| Figur 3.2 | Genomsnittlig skatt före och efter reformer | 20 |
| Figur 4.1 | Struktur för modellen..... | 32 |

1 Introduktion

För att öka drivkrafterna för arbete infördes ett första s.k. jobbskatteavdrag den 1 januari 2007 och förstärkningar av jobbskatteavdraget följde den 1 januari 2008 och den 1 januari 2009. I samband med den senaste förstärkningen höjdes även den nedre skiktgränsen för uttag av statlig inkomstskatt.

I budgetpropositionen för 2009 (BP09) redovisades ett antal effektberäkningar på hög aggregeringsnivå, t.ex. den förväntade effekten på antalet arbetade timmar i ekonomin och den förväntade effekten på sysselsättningen. Syftet med den här rapporten är att redovisa och dokumentera hur Finansdepartementet beräknar effekter av regeringens politik på inkomstskatteområdet. Rapporten kan även fungera som ett detaljerat beräkningsunderlag till de siffror som redovisades i BP09. I den här rapporten redovisas såväl aggregerade effekter som effekter för olika undergrupper indelade efter bl.a. kön, inkomstnivå och arbetsmarknadsstatus.

De förväntade långsiktiga effekterna av regeringens skattereformer under åren 2007–2009, dvs. jobbskatteavdragets tre steg och höjningen av den nedre skiktgränsen för uttag av statlig inkomstskatt, analyseras med hjälp av en s.k. mikrosimuleringsmodell. Att fokus ligger på de långsiktiga effekterna innebär att vi jämför två jämviktslägen med varandra, dels ett hypotetiskt läge utan regeringens reformer och dels läget efter att alla predikterade beteendeförändringar har fått fullt genomslag. Däremot analyseras inte anpassningsbanan till den nya jämvikten. Analysen säger därför heller inget om hur lång tid en sådan anpassning kan ta, men det kan röra sig om ett antal år. Mikrosimulering betyder att beräkningarna genomförs med detaljerad information på individ- och hushållsnivå. Metoden beaktar att individer/hushåll är olika och att alla inte beter sig som en genomsnittlig representativ individ eller ett typhushåll. Med en mikrosimuleringsmodell kan man därför beräkna effekter över hela fördelningen av individer och hushåll.

Mikrosimuleringsmodellen innehåller ett antal skattade ekvationer som 1) beskriver individers preferenser för marknadsarbete, och 2) beräknar sannolikheter för övergångar från icke-arbete (arbetslöshet, sjukskrivning eller sjuk/aktivitetsersättning) till arbete samtidigt som de ekonomiska incitamenten beaktas. Modellen innehåller även detaljerade regler för skatter och bidrag, och använder faktiska uppgifter om inkomster, skatter m.m. för ett representativt urval av befolkningen.

Sammantaget bedöms de tre stegen i jobbskatteavdraget och den sänkta statliga inkomstskatten leda till att antalet sysselsatta på lång sikt ökar med 1,6 procent och att antalet arbetade timmar ökar med 2,3 procent. Bakom totaleffekterna döljer sig dock skillnader i beteendeffekter mellan individer i

olika inkomstgrupper. Av den totala ökningen i arbetade timmar på 2,3 procent kan drygt 70 procent tillskrivas beteendeeffekter bland individer i den lägsta inkomstkvartilen. Merparten av ökningen i arbetstimmar i denna grupp, drygt 80 procent, kan i sin tur förklaras av att fler personer arbetar efter reformerna. Inkomstspridningen kan förväntas öka på kort sikt, vilket förklaras av att de som inte förvärvsarbetar får en relativ försämring (de är inte berättigade till jobbskatteavdraget). På lång sikt, dvs. efter att alla beteendeförändringar har fått fullt genomslag, kompenseras detta emellertid av en ökad förvärvsandel bland dem med lägre inkomster.

I rapporten görs även en bedömning av huruvida resultaten är rimliga utifrån kunskapsläget i den empiriska forskningslitteraturen. Slutsatsen är att resultaten tycks vara högst rimliga.

Resultaten i den här rapporten bygger på statistiska modeller, och det behöver förmodligen inte sägas att det finns en betydande osäkerhet inbyggd i en sådan analys. Utöver den rent statistiska osäkerheten finns åtminstone två potentiella felkällor. För det första, i sitt nuvarande skick tillåter inte mikrosimuleringsmodellen att föräldralediga, pensionärer och studenter ändrar sitt arbetsutbud. Att dessa grupper inte tillåts reagera på ekonomiska incitament var närmast en fråga om tidsbrist och prioritering när modellen byggdes. Om de skulle inkluderas i modellen, på motsvarande sätt som vi idag hanterar arbetslösa, sjukskrivna och personer med sjuk/aktivitetsersättning, så skulle sysselsättningen sannolikt öka något mer än vad vi finner i rapporten.

För det andra, den modell som tillämpas i den här rapporten tar inte hänsyn till att skattereformerna eventuellt kan påverka lönebildningen, vilket i sin tur kan ge upphov till ytterligare effekter, s.k. jämviktseffekter. Forslund (2008) resonerar kortfattat om eventuella jämviktseffekter till följd av jobbskatteavdragets två första steg. Lönebildningsstudier på svenska aggregerade data tyder på att skatteförändringar i regel påverkar lönerna för löntagarna. Studierna avser den aggregerade lönebildningen, men de grupper som främst berörs av jobbskatteavdraget – de som väljer att gå in på arbetsmarknaden – kan rimligen beskrivas som "outsiders". Det måste därför anses oklart hur valida de aggregerade studierna är för lönebildningen inom detta segment av arbetsmarknaden. Kolm och Tonin (2008) analyserar jämviktseffekterna av förvärvsavgift i en teoretisk sökmodell och finner att lönerna under rimliga antaganden kommer att falla. Jämfört med analysen där hänsyn inte tas till lönebildningen skulle detta innebära högre sysselsättning, lägre arbetslöshet och lägre arbetskraftsdeltagande. Hur stor denna effekt via lönebildningen kan vara är det dock omöjligt att ha en empiriskt grundad uppfattning om.

Resten av rapporten disponeras som följer. I kapitel 2 presenteras de data som används i den empiriska analysen. Kapitel 3 avhandlar först kortfattat huvuddragen i skattereformerna. Därefter tittar vi på vad den teoretiskt inriktade forskningslitteraturen har att säga om reformernas förväntade beteendeeffekter. Slutsatserna från kapitel 3 ligger sedan till grund för den

empiriska modell som presenteras i kapitel 4. Resultaten från den empiriska analysen diskuteras i kapitel 5. Rapporten rundas av med några avslutande synpunkter i kapitel 6.

2 Data

Hushållens ekonomi, HEK, är en årlig urvalsundersökning som genomförs av Statistiska Centralbyrån (SCB). Undersökningen kallades tidigare Inkomstfördelningsundersökningen, HINK. HEK bygger på årliga tvärsnitt av befolkningen, vilket innebär att det inte är samma individer som studeras över tid. Urvalsstorleken har under åren varierat mellan ca 10 000 och ca 19 000. Både urvalspersonen och tillhörande hushållsmedlemmar ingår i undersökningen. Uppgifterna i HEK samlas in från deklaraionsuppgifter, telefonintervjuer och olika administrativa register. Denna information kan sedan kopplas ihop med programmerade skatte-, bidrags-, pensions-, arbetslöshetsregler etc. Det är denna sammankoppling av databaser och programmerade regelverk som utgör mikrosimuleringsmodellen *FASIT*. *FASIT* har utvecklats av SCB i samarbete med Finansdepartementet. Den första *FASIT*-modellen baserades på inkomstfördelningsundersökningen 1989/90, och användes i samband med skattereformen 1991. *FASIT* har sedan byggts ut successivt.

FASIT-modellen kan beräkna inkomster, skatter, bidrag och ersättningar för varje individ och hushåll som ingår i databasen, och sannolikt med relativt hög precision. Ett viktigt begrepp i konsekvensberäkningarna nedan är hushållens disponibla inkomster. Disponibel inkomst definieras som inkomster efter skatter och transfereringar. För sammanboende beräknas (något stiliserat) hushållets disponibla inkomst, C , som

$$(1) \quad C = C_H + C_W + G(C_H, C_W)$$

där C_H och C_W är mannens respektive kvinnans nettoinkomst och G hushållsspecifika inkomstberoende bidrag/subventioner (t.ex. försörjningsstöd, bostadsbidrag och barnomsorgsavgifter). Mannens nettoinkomst, C_H , ges av

$$(2) \quad C_H = W_H h_H + Y_H^T + Y_H^{NT} - t(W_H h_H, Y_H^T, D_H)$$

där $W_H h_H$ är arbetsinkomsten (W_H är bruttotimplönen och h_H är arbetade timmar), Y_H^T den beskattningsbara arbetsfria inkomsten, Y_H^{NT} den icke-beskattade arbetsfria inkomsten, D_H är avdrag och $t(\cdot)$ inkomstskattefunktionen. Kvinnans nettoinkomst, C_W , beräknas på motsvarande sätt. För ensamstående ges disponibel inkomst av

$$(3) \quad C = Wh + Y^T + Y^{NT} - t(Wh, Y^T, D) + G(\cdot)$$

där $G(.)$ är inkomstberoende bidrag/subventioner. I den fortsatta framställningen används omväxlande ett individ- respektive hushållsbaserat inkomstbegrepp. När vi för sammanboende använder ett individbaserat inkomstbegrepp så delar vi de gemensamma bidragen/subventionerna i två lika stora delar och adderar dessa till de individuella inkomsterna.

För en analys av senare år än urvalsåret görs en framskrivning av de ekonomiska och demografiska förhållanden som gäller för det aktuella året. Effekterna av en regeländring kan undersökas för olika grupper (inkomstgrupper, kön etc.) eller aggregerat till totalpopulationen genom att använda de vikter för urvalssannolikhet som finns inkluderade i data.

3 Incitament och förväntade beteendeeffekter

För att öka drivkrafterna för arbete infördes ett första s.k. jobbskatteavdrag den 1 januari 2007. Förstärkningar av jobbskatteavdraget följde den 1 januari 2008 och den 1 januari 2009. I samband med den senaste förstärkningen höjdes även den nedre skiktgränsen för uttag av statlig inkomstskatt. Nedan behandlar vi jobbskatteavdragets tre steg som en enda integrerad reform, ”jobbskatteavdraget”.

Jobbskatteavdraget innebär en generell skattesänkning för alla med förvärvsarbete. För personer som har hela sin inkomst från arbete samt är under 65 år ger jobbskatteavdraget följande effekter: Vid en årsinkomst på 100 000 kronor år 2009 blir skatteminskningen ca 7 600 kronor. Med en årsinkomst på 200 000 kronor är motsvarande skattesänkning ca 11 800 kronor. Som mest sänks skatten till följd av jobbskatteavdraget med ca 18 000 kronor. Höjningen av den nedre skiktgränsen för statlig inkomstskatt från 364 000 till 382 000 kronor ger en ytterligare skattelättnad på 0–3 600 kronor för personer med inkomster i detta intervall. För personer med inkomster över 382 000 kronor innebär den höjda skiktgränsen en ytterligare skattelättnad på 3 600 kronor per år.

Det svenska jobbskatteavdraget skiljer sig från de amerikanska eller brittiska utformningarna av liknande avdrag (s.k. tax credits). Det amerikanska EITC (Earned Income Tax Credit) är en subvention som betalas kontant till hushållet. Till skillnad från det svenska jobbskatteavdraget så fasas EITC ut med stigande inkomster. Fördelen med en sådan konstruktion är att den är mindre kostsam för de offentliga finanserna. Nackdelen är att den skapar potentiellt höga marginaleffekter i det inkomstintervall där skattesubventionen fasas ut.¹

Ett uttalat syfte med regeringens skattereformer är att öka drivkrafterna för arbete. När det gäller arbetsutbudet brukar det sägas att skatter påverkar två viktiga beslut: dels om vi överhuvudtaget ska arbeta, dels hur mycket vi ska arbeta givet att vi väljer att arbeta. För att få en första preliminär uppfattning om reformerna kan tänkas få avsedd effekt på sysselsättning och arbetade timmar kan det vara av intresse att titta på vad den teoretiskt inriktade forskningslitteraturen har att säga om incitament och beteendeeffekter. I avsnitt 3.1 analyseras arbetsutbudsbeslutet med avseende på arbetade timmar för dem som väljer att arbeta, medan avsnitt 3.2 behandlar deltagandebeslutet.

¹ Blundell & Hoynes (2004) innehåller en utförlig utvärdering av EITC och det brittiska WFTC (Working Families' Tax Credit).

3.1 Arbetade timmar för individer som arbetar

Den grundläggande teoretiska utgångspunkten i en konventionell modell för individbeteende är att individen antas välja den kombination av varor som genererar mest nytta givet den budgetrestriktion som individen möter. I en modell för arbetsutbud erhålls nytta dels av den konsumtion av varor och tjänster som blir möjlig genom inkomsterna från arbete, dels av konsumtionen av fritid. Budgetrestriktionen, dvs. kombinationen av möjliga val av konsumtion och fritid, bestäms bl.a. av individens bruttolön och kapitalinkomster, men också av skatte- och transfereringssystemens utformning.

En individ väljer att arbeta om det finns någon valbar kombination av positivt antal arbetstimmar och konsumtion som genererar en större nytta än den nytta som är förknippad med icke-arbete. Anta att en individ som arbetar får (allt annat lika) sänkta marginalskatter. En ökning av marginallönen kan i teorin ha två motverkande effekter på arbetsutbudet. Å ena sidan innebär det att individen, vid en given arbetsinsats, "har råd med" mer fritid. Om fritid är en s.k. "normal vara", dvs. något som människor konsumerar mer utav om deras inkomst ökar, så kommer en ökning av marginallönen att ge impulser till ökad konsumtion av fritid. Denna påverkan kallas inkomsteffekt. Å andra sidan innebär den högre nettolönen att alternativkostnaden för fritid ökar (priset på fritid är inkomsten från den mängd arbete som går förlorad när man inte arbetar), vilket tenderar att minska fritiden och öka arbetstiden. Denna effekt kallas för substitutionseffekt eftersom den innebär att fritid substitueras mot arbetstid. Från en teoretisk utgångspunkt kan man inte dra någon slutsats om vilken av dessa effekter, inkomst- eller substitutionseffekten, som dominerar.

Anta istället att reformen sänker individens genomsnittsskatt, samtidigt som marginalskatten är oförändrad. I detta fall är endast inkomsteffekten relevant. Vi skulle då förvänta oss att individer som redan jobbar snarast kommer att minska sitt arbetsutbud.

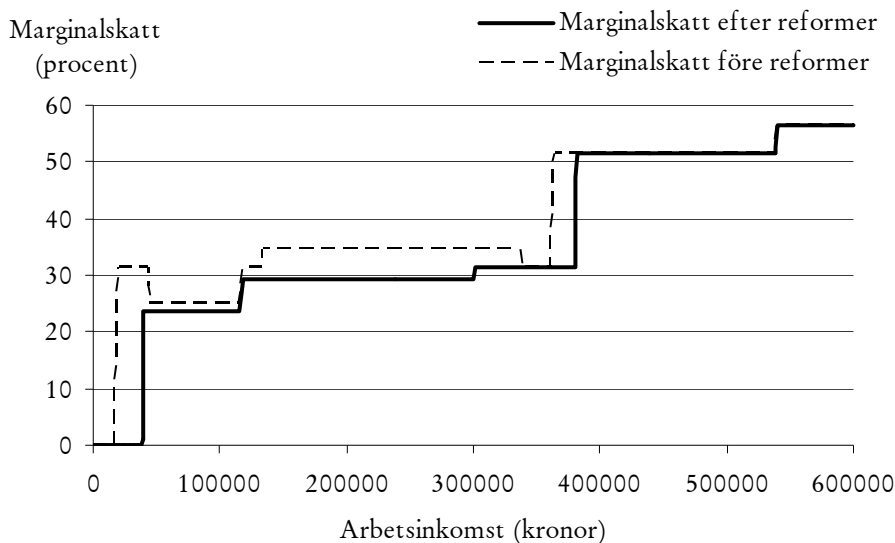
Den modell som vi hittills har diskuterat är mycket förenklad och bortser från ett antal viktiga aspekter på en individs val av arbetsutbud, t.ex. att en enskild individs val av arbetsutbud ofta påverkas av andra hushållsmedlemmars val eller att sociala normer kan påverka beslutet.² När individmodellen tillämpas på sammanboende har man vanligtvis låtit makens/makans inkomster ingå i de arbetsfria inkomster som tillsammans med arbetsinkomsten bestämmer en individs budgetmängd. Det faktum att beslut om arbetsutbud ofta fattas gemensamt inom familjen har inkorporerats i s.k. hushållsmodeller. I en sådan modell läggs istället hushållets samlade resurser samman till en gemensam budget, och makarnas arbetsutbud bestäms simultant. Förändringar i lönen för en person i hushållet kommer då att ge upphov till s.k. korslöneeffekter på

² Se t.ex. Aronsson & Walker (2007) för en diskussion kring olika utvidgningar av den standardmässiga arbetsutbudsmodellen.

övriga personer i hushållet. På basis av en teoretisk modell är det inte möjligt att avgöra i vilken riktning dessa effekter går.³

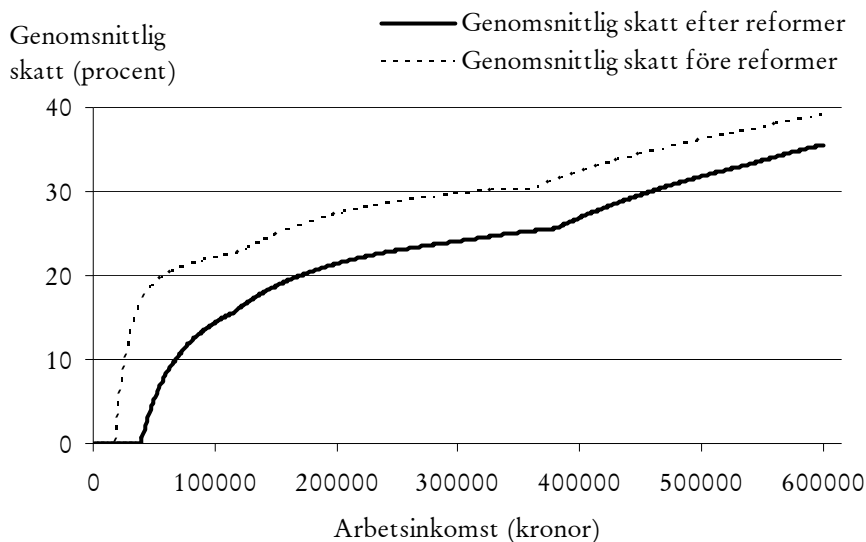
Figur 3.1 och Figur 3.2 visar hur marginalsatt och genomsnittlig skatt har påverkats av regeringens skattereformer. Beräkningen har genomförts för en genomsnittlig kommunalskatt på 31,40 procent. Jobbskatteavdraget innebär en relativt kraftig skatteminskning. Inkomster under knappt 40 000 kronor är skattebefriade (utan regeringens reformer hade inkomster under ca 20 000 kronor varit skattebefriade). Med jobbskatteavdraget får individer med låga inkomster också låga skattesatser. Vid t.ex. en årsinkomst på 170 000 kronor är den genomsnittliga skatten endast 20 procent (26 procent utan regeringens reformer). För individer med inkomster i intervallet 134 000–300 000 kronor per år innebär jobbskatteavdraget att marginalsakten blir drygt fem procentenheter lägre. Höjningen av den nedre skiktgränsen för statlig inkomstskatt innebär slutligen att marginalsakten sänks med 20 procentenheter för arbetsinkomster mellan 364 000 och 382 000 kronor per år.

Figur 3.1 Marginalsatt före och efter reformer



³ Om t.ex. mannens och kvinnans fritid är komplementära (nyttan av mannens fritid ökar om kvinnan ökar sin fritid), så tenderar mannen att öka sitt arbetsutbud om kvinnan ökar sitt arbetsutbud som en följd av högre nettotimlön. Å andra sidan tenderar mannens arbetsutbud att minska när kvinnans arbetsutbud ökar, på grund av att löneförändringen gjort hushållet rikare.

Figur 3.2 Genomsnittlig skatt före och efter reformer



Från den individmodell som beskrevs ovan kan vi dra följande slutsatser. I de inkomstskikt där reformerna sänker marginalskatten (vilket gäller för ca 85 procent av arbetande kvinnor och för drygt 65 procent av arbetande män⁴), kommer substitutionseffekten att ge impulser till ett ökat arbetsutbud, medan inkomsteffekten kommer att verka i motsatt riktning. Vilken effekt som dominerar, och därmed bestämmer om arbetsutbudet ökar eller minskar, är en empirisk fråga. I de inkomstskikt där marginalskatten är oförändrad (inkomster mellan 338 000 och 362 000 och inkomster över 382 000) kommer den sänkta genomsnittsskatten endast att ge upphov till en inkomsteffekt. Givet att fritid är en s.k. normal vara kommer den senare effekten entydigt att ge impulser till ett reducerat arbetsutbud.

⁴ Detta resultat kommer från mikrosimuleringsmodellen FASIT och gäller om vi implementerar regeringens skattereformer som en integrerad reform år 2009. I strikt mening är det dock inte skattereglerna som är den centrala variabeln för bestämning av arbetsutbudet, utan det är hushållens disponibla inkomst, dvs. inkomsten efter skatter och transfereringar. Det är således den totala margineffekten (den *effektiva* marginalskatten), inte enbart marginalskatten, som är av betydelse. Om en skattesänkning även påverkar de inkomstberoende bidragen i negativ riktning (t.ex. försörjningsstöd som fasas ut med 100 procent mot inkomstökningar) så kan detta i princip neutralisera de incitamentseffekter som skapas av skattesänkningen.

3.2 Deltagandebeslutet

När det gäller deltagandebeslutet är det rimligt att använda olika analysverktyg beroende på den arbetsmarknadsstatus individen har. För hemarbetande och andra som valt att inte förvärvsarbeta (individer som inte uppbär ersättning från t.ex. arbetslöshetsförsäkring, sjukförsäkring eller sjuk/aktivitetsersättning) kan beteendeeffekter lämpligen analyseras inom ramen för en vanlig arbetsutbudsmodell. För denna grupp av potentiellt förvärvsarbetande är det, precis som för gruppen som redan arbetar, rättframt att tolka det observerade arbetsutbudet i termer av nyttomaximerande beteende. För t.ex. sjuka och arbetslösa, för vilka nedsatt fysisk förmåga eller restriktioner från ekonomins efterfrågesida kan medföra tvingande begränsningar, är en traditionell arbetsutbudsmodell ett mindre lämpligt analysverktyg. Förändringar i t.ex. arbetslöshetsersättningen brukar främst förknippas med ändrad sökintensitet, en storhet som arbetsutbudsmodellen inte har någonting att säga om. Arbetslöshetsersättningen är dessutom svår att modellera i standardmodeller för arbetsutbud eftersom dessa ersättningar är temporära medan arbetsutbudsmodeller i regel är statiska.

Föräldralediga och studenter ingår inte i analysen i det här avsnittet. Dessa reagerar möjligen också på ekonomiska incitament, men är i dagsläget inte inkluderade i den empiriska modell som används för att analysera effekterna av regeringens skattereformer (se kapitel 4 nedan). Även ålderspensionärer lämnas utanför analysen.

3.2.1 Hemarbetande och övriga som frivilligt är utan förvärvsarbete

I den konventionella arbetsutbudsmodellen väljer individen icke-arbete om det inte finns någon möjlig arbetstid för vilken nyttan av arbete överstiger nyttan av icke-arbete. Den s.k. reservationslönen definierar den nivå timlönen måste överstiga för att individen ska välja att arbeta. För alla timlöner högre än reservationslönen kommer individen att bjuda ut arbete, och för alla löner lägre än reservationslönen kommer arbetsutbudet att vara noll timmar. Reservationslönens storlek bestäms av skatte- och transfereringssystemets parametrar, storleken på arbetsfria inkomster, försörjningsstödet generositet och fritidsvärdet av att inte arbeta.

Villkoret för icke-arbete kan även formuleras i termer av det ekonomiska utbytet av att arbeta jämfört med att inte arbeta. Anta, för att förenkla framställningen, att nyttofunktionen är kvasilinjär och kan skrivas

$$(4) \quad U(C(h), h) = Wh - T(Wh) - h^\alpha$$

där $Wh - T(Wh) = C$ är real disponibel inkomst, h arbetade timmar, W bruttotimlönen, $T(\cdot)$ är total skatt på arbete och α en parameter som beskriver

onyttan av arbete. Individer som inte arbetar antas få en positiv nettotransferering från staten, $-T(0)=G$. Anta också att individer som står utanför arbetskraften kan välja mellan att inte arbeta eller att arbeta \bar{h} timmar. Det ekonomiska utbytet av att arbeta jämfört med att inte arbeta kan uttryckas på en rad olika sätt. Individen arbetar inte om $W\bar{h} - T(W\bar{h}) - G < \bar{h}^\alpha$, dvs. om nettovinsten av att arbeta jämfört med att inte arbeta, $W\bar{h} - T(W\bar{h}) - G$, är tillräckligt liten. Eller, individen arbetar inte om $(G + T(W\bar{h})) / W\bar{h} > 1 - \bar{h}^\alpha / W\bar{h}$. Vänsterledet i det senare uttrycket definierar den s.k. tröskel-effekten som visar hur stor andel av bruttointkomsten från arbete som individen inte får behålla vid en övergång från icke-arbete till arbete, dvs. den effektiva "genomsnittsskatt" som man får betala på lönen. Den effektiva genomsnittsskatten består i detta fall av de inkomstskatter individen börjar betala och de ersättningar som faller bort.

Sannolikheten för att individer ska välja arbete istället för icke-arbete kan påverkas av policymakare via skattesystemet, T , och/eller via nettoersättningen vid icke-arbete, G . Jobbskatteavdraget, med dess förvärvsvillkor, innebär att det ekonomiska utbytet av att arbeta jämfört med att inte arbeta stiger. Den sänkta skatten på arbete leder till att den effektiva genomsnittsskatten faller och att nettovinsten av att arbeta ökar. Sannolikheten för att individer väljer arbete istället för icke-arbete kommer därmed otvetydigt att öka.⁵

3.2.2 Arbetslösa

Sedan 1980-talet har så kallade "sökmodeller" dominerat den empiriska forskningen om arbetslöshetsförsäkringens effekter på individers beteende (för en beskrivning av denna typ av modell, se t.ex. Mortensen (1977) och Holmlund (1998)). Individen maximerar nuvärdet av förväntad livsinkomst (eller nytta). Den "fritid" som uppstår på grund av arbetslöshet ses som något positivt, samtidigt som lönearbete värderas negativt. I modellen härleds den arbetslöses reservationslön, och individen kommer bara att acceptera ett jobberbjudande om lönen som är förknippad med detta jobberbjudande överstiger reservationslönen. De hypoteser som kan härledas från modellen är bl.a. följande:

⁵ Resonemanget i detta avsnitt utgår från en individmodell, och i princip gäller slutsatsen (att deltagandet bör öka) endast för singelhushåll. Om vi tillämpar en hushållsmodell för att analysera hur arbetskraftsdeltagandet påverkas för sammanboende blir det genast mer komplicerat. Vi kan t.ex. inte utesluta möjligheten att en del personer som arbetar före reformerna kan komma att dra tillbaka sitt arbetsutbud. Om en person i hushållet får en stor marginalsattesänkning kan det vara rationellt för hushållet att den personen ökar sitt arbetsutbud, medan partnern minskar sitt arbetsutbud eller t.o.m. helt övergår till hushållsproduktion.

- De arbetslösas reservationslön kommer att stiga, och sökintensiteten sjunka, i takt med att arbetslöshetsersättningen blir mer generös, dvs. ju högre ersättningsgrad (arbetslöshetsersättningen relativt inkomsten vid arbete), desto högre lön måste de jobberbudanden som en arbetslös möter ha för att den arbetslöse ska acceptera dessa.
- En ökad ersättningsgrad gör att det för arbetslösa som inte uppfyller villkoren för arbetslöshetsersättningen blir attraktivare att ta ett arbete för att i framtiden kunna kvalificera sig för ersättningen. En ökad ersättningsnivå leder därmed till en ökning i utflödet från arbetslöshet.

Införandet av skatter har i denna modell ingen effekt på utflödet från arbetslöshet om skatten, t.ex. en proportionell skatt, inte påverkar nuvärdet av att vara arbetslös relativt nuvärdet av att arbeta. Om arbetslöshetsersättningen är beskattad påverkas inte det relativa värdet av att vara arbetslös av en förändrad skattesats. Om arbetslöshetsersättningen är obesattad, eller om förändringen i skatteuttag endast berör arbetsinkomster, kommer en skattereform däremot att påverka det relativa värdet av att vara arbetslös, vilket i sin tur påverkar reservationslönen och sök beteendet. Detta gäller oavsett om man är kvalificerad för arbetslöshetsersättningen eller ej. För arbetslösa som inte uppfyller villkoren för arbetslöshetsersättningen uppstår även en indirekt effekt eftersom den förändrade ersättningen påverkar värdet av att acceptera ett jobberbudande för att i framtiden kunna kvalificera sig för arbetslöshetsersättning.⁶

Hur kommer en reform som jobbskatteavdraget in i den här typen av modell? Om arbetslöshetsersättningen traditionellt brukar tolkas som en subvention av fritid, kan jobbskatteavdraget på motsvarande sätt ses som en subvention av arbete. Ersättningsnivån, i relativa termer, faller, vilket ökar det relativa värdet av att vara sysselsatt. Modellens prediktioner blir därmed analoga med dem som visats ovan. De arbetslösas reservationslön kommer att falla, och allt annat lika bör det ökade värdet av att vara sysselsatt leda till ett ökat utflöde från arbetslöshet till arbete.

⁶ Det bör noteras att sök teorin bygger på ett antal förutsättningar som möjligen kan ifrågasättas. För det första, att den fritid som uppstår på grund av arbetslöshet värderas positivt av den arbetslöse är inte självklart. För det andra ignoreras ofta efterfrågesidan i ekonomin. Under perioder med hög arbetslöshet och få lediga jobb har modellen troligen begränsad giltighet. För det tredje, regler och sanktioner gör att individer inte har ett fritt val mellan att arbeta och att uppbära ersättning från försäkringen. Med fullt effektiva kontroller/sanktioner skulle ersättningssystemets eventuella incitamentseffekter helt sakna betydelse.

3.2.3 Sjukskrivna

Den ekonomiska forskningen när det gäller sjukförsäkringen har under de senaste två decennierna varit omfattande. Sjukfrånvaro brukar analyseras inom ramen för en utvidgad arbetsutbudsmodell.⁷ För arbetsgivare kan det vara rationellt att endast erbjuda jobb som kräver ett minimum av arbetstimmar. Anta att kontrakterad arbetstid, som individen inte kan påverka på kort sikt, överstiger det antal timmar som maximerar individens nytta givet hennes budgetrestriktion. Frånvaro, som kan varieras på daglig basis, kan då ses som en möjlighet för individen att anpassa sin arbetstid så att faktiskt antal arbetade timmar närmar sig det för individen optimala antalet timmar. Frånvaro är naturligtvis förknippad med en kostnad för individen, men denna kostnad mildras av tillgången till sjukförsäkring.

I modellen analyseras hur mycket frånvaro som individen efterfrågar. De faktorer som bestämmer frånvaron är desamma som i arbetsutbudsmodellen med tillägg för försäkringssystemets parametrar. En central parameter i ett sjukförsäkringssystem är ersättningsnivån vid sjukfrånvaro. En lägre ersättningsnivå ökar kostnaden för frånvaro, vilket direkt påverkar individens budgetrestriktion. Om fritid/frånvaro är en normal vara kommer den lägre ersättningsnivån att leda till minskad sjukfrånvaro; individen väljer mindre frånvaro eftersom hon blir fattigare (inkomsteffekten) samtidigt som alternativkostnaden för frånvaro ökar (substitutionseffekten), vilket också tenderar att minska frånvaron och öka arbetstiden.⁸

Vilka effekter kan vi förvänta oss att jobbskatteavdraget har på sjukfrånvaron? I en sådan modell som skisserades ovan blir effekten oklar. Ökningen av disponibel inkomst som följer av skattelättnaden kommer, givet att fritid/frånvaro är en normal vara, att ge impulser till ökad frånvaro för individer som önskar justera ned sin arbetstid. Samtidigt ökar alternativkostnaden för frånvaro (substitutionseffekten), vilket tenderar att minska frånvaron och öka arbetstiden. För långtidssjukskrivna som helt saknar

⁷ Se t.ex. Allen (1981). Det kan förefalla märkligt att diskutera sjukfrånvaro i termer av beteende. Man väljer inte att bli sjuk och inte heller kan man alltid välja huruvida man ska gå till jobbet eller inte när man är sjuk. För vissa svårare sjukdomstillstånd är alternativet att gå till jobbet knappast tillgängligt. Av analytiska skäl kan det dock vara fruktbart att se sjukfrånvaro som resultatet av en beslutsprocess. Det finns svåra sjukdomsfall där sannolikheten att gå till jobbet är oändligt liten, men även lättare sjukdomstillstånd där närvaroalternativet är fullt realistiskt. Däremellan finns en mängd andra tillstånd där närvaro i högre eller lägre utsträckning är möjlig.

⁸ Barmby et al (1994) formulerar en modell där individens hälsotillstånd spelar en mer explicit roll. Ju sjukare en individ är, desto högre värderar individen fritid/frånvaro i förhållande till inkomst. Givet hälsotillståndet, budgetrestriktionen och försäkringssystemets parametrar har individer en s.k. *reservation level of sickness*. För sjukdomsfall vars svårighetsgrad överstiger reservationsnivån kommer individens nyttomaximum att vara förknippad med sjukfrånvaro. Effekten av en sänkt ersättningsnivå blir densamma som i modellen ovan.

arbetsinkomster kommer inkomsteffekten däremot inte att vara relevant. För denna grupp blir närvaroalternativet entydigt mer attraktivt eftersom alternativkostnaden för frånvaro ökar.

3.2.4 Personer med sjuk/aktivitetsersättning

Socialförsäkringar som kompenserar individen för en varaktig nedsättning av arbetsförmågan kallas i den engelska litteraturen för "disability insurance" eller "disability pension". Den svenska varianten ger två slags ersättningar, aktivitetsersättning för åldrarna 19–29 år och sjukersättning för åldrarna 30–64 år. Syftet med försäkringen är att ge kompensation för inkomstbortfall till följd av varaktig arbetsoförmåga. All ohälsa innebär dock inte total arbetsoförmåga. Vissa förmånstagare kan, även om de har en viss arbetsoförmåga, delta i arbetslivet. En av utmaningarna för socialförsäkringssystemet är att få dessa individer i arbete.

Från en teoretisk utgångspunkt bör regeringens skattereformer reducera benägenheten att söka sjuk/aktivitetsersättning, eftersom jobbskatteavdraget innebär att det ekonomiska utbytet av att arbeta jämfört med att inte arbeta stiger. Inom den internationella empiriska forskningen råder i det närmaste konsensus om att den relativa förmånsnivån påverkar antalet förmånstagare, men det råder delade meningar om hur stark effekten är.⁹ I en empirisk studie analyserar Kreider (1999) effekterna av den amerikanska försäkringen på mäns beslut rörande arbetskraftsutbudet. Sammantaget visar Kreider att individer med högre grad av arbetsoförmåga, lägre utbildningsnivå och lägre förväntad lön är mer benägna att ansöka om ersättning. Studien visar också att dessa grupper är mer känsliga för förändringar i ersättningsnivån.

Det finns ytterst lite svensk forskning på området. I en studie som omfattar åren 1981–1990 finner Skogman Thoursie (1999) att förtidspensionsnivån relativt potentiell arbetsinkomst hade en effekt på benägenheten att söka förtidspension. Den kvantitativa effekten är dock liten. Om ersättningen från förtidspension ökar med 1 000 kr/år skulle sannolikheten för en person att bli förtidspensionär öka med 0,1 procentenheter. Under 1980-talet var alternativet förtidspension av arbetsmarknadsskäl fortfarande tillgängligt. Rimligen har utrymmet för individens möjligheter att själv välja reducerats sedan dess, vilket bör ha bidragit till att effekten av ekonomiska incitament är mindre idag.

⁹ I en litteraturöversikt, Bound & Burkhauser (1999), varierar den uppmätta minskningen i den tillgängliga arbetskraften givet en procents ökning i förmånsnivån från 0,21 till 0,93 procent. Översikten avser i huvudsak studier på amerikanska data.

3.2.5 Förändrade ekonomiska incitament

Jobbskatteavdraget innebär, som visats ovan, att den genomsnittliga skatten sänks för alla med förvärvsarbete. Jobbskatteavdragets förvärvsvillkor innebär, till skillnad från t.ex. en höjning av grundavdraget, att avdraget bara får göras mot förvärvsinkomster. Därmed blir det också otvetydigt relativt mer lönsamt att arbeta jämfört med att inte arbeta för dem som i dag står utanför arbetsmarknaden.

Tabell 3.1 sammanfattar hur regeringens inkomstskattereformer påverkar det ekonomiska utbytet av att arbeta jämfört med att inte arbeta. Siffrorna baseras på ett urval från HEK2004 om knappt 22 000 individer mellan 16 och 64 år. För detta urval har vi med hjälp av FASIT-modellen beräknat den disponibla inkomsten dels när individen antas uppbära arbetslöshetsersättning, sjukpenning eller sjuk/aktivitetsersättning (SA) under hela året, dels när individen antas arbeta heltid (1 800 timmar per år). Kvoten mellan dessa inkomster utgör den s.k. *ersättningsgraden*. Ersättningsgraden visar hur stor andel av inkomsten vid arbete som individen får behålla vid arbetslöshet, sjukskrivning eller i sjuk/aktivitetsersättning. Ju högre ersättningsgrad desto mindre lönsamt är det att arbeta. Beräkningarna har även gjorts separat för män och kvinnor samt för olika inkomstklasser.

Tabell 3.1 Individuell ersättningsgrad före och efter reformerna

| Urval och inkomstklass | Sjukskrivning | | | Arbetslöshet | | | SA | | |
|------------------------|---------------|-------|----------------------|--------------|-------|----------------------|------|-------|----------------------|
| | Före | Efter | Förändring (procent) | Före | Efter | Förändring (procent) | Före | Efter | Förändring (procent) |
| <i>Kvinnor och män</i> | | | | | | | | | |
| Alla | 0,83 | 0,77 | -7,2 | 0,74 | 0,69 | -7,3 | 0,68 | 0,63 | -7,2 |
| Låg inkomst | 0,85 | 0,79 | -7,3 | 0,83 | 0,77 | -7,3 | 0,73 | 0,68 | -7,3 |
| Hög inkomst | 0,79 | 0,74 | -6,7 | 0,57 | 0,53 | -6,8 | 0,60 | 0,56 | -6,8 |
| <i>Kvinnor</i> | | | | | | | | | |
| Alla | 0,83 | 0,77 | -7,3 | 0,77 | 0,72 | -7,3 | 0,70 | 0,65 | -7,3 |
| Låg inkomst | 0,85 | 0,79 | -7,2 | 0,83 | 0,77 | -7,2 | 0,74 | 0,68 | -7,1 |
| Hög inkomst | 0,82 | 0,76 | -7,1 | 0,64 | 0,60 | -7,1 | 0,65 | 0,61 | -7,1 |
| <i>Män</i> | | | | | | | | | |
| Alla | 0,82 | 0,76 | -7,2 | 0,71 | 0,66 | -7,2 | 0,67 | 0,62 | -7,2 |
| Låg inkomst | 0,84 | 0,78 | -7,4 | 0,83 | 0,76 | -7,5 | 0,72 | 0,67 | -7,4 |
| Hög inkomst | 0,77 | 0,72 | -6,5 | 0,53 | 0,49 | -6,5 | 0,56 | 0,52 | -6,6 |

Källa: HEK, SCB, Finansdepartementets beräkningar.

Anm.: SA avser sjuk/aktivitetsersättning. Indelningen i inkomstklasser utgår från individens potentiella arbetsinkomst vid heltidsarbete 1 800 timmar per år. Denna inkomst delas in i tre grupper där den första avser de 25 procenten med lägst inkomst, den andra de mellan 25 och 75 procent och till sist de 25 procenten med högst inkomst. Uppgifter om individernas timlön kommer från SCB:s Strukturlönestatistik. För individer som saknar uppgift om timlön används predikerade löner från en skattad löneekvation, med kontroll för selektionsbias.

Före reformen ligger ersättningsgraden i genomsnitt mellan 68 och 83 procent, dvs. i genomsnitt ersätts 68–83 procent av inkomstbortfallet när man är sjukskriven, arbetslös eller i sjuk/aktivitetsersättning jämfört med inkomsten vid heltidsarbete. Kvinnor har i genomsnitt högre ersättningsgrad än män, vilket beror på att en större andel av männen har inkomster över takbeloppen i de olika ersättningssystemen. Av samma anledning är ersättningsgraden genomgående högst vid låga inkomster och lägre vid högre inkomster. Regeringens reformer på inkomstskatteområdet gör att skillnaden mellan att vara i arbete och att få sin försörjning från socialförsäkringssystemet ökar. Sänkningen av ersättningsgraden ligger i genomsnitt runt 5–6 procentenheter i de olika systemen. Ersättningsgraden sjunker i genomsnitt relativt mer för låginkomsttagare än för höginkomsttagare, och mer för kvinnor än för män.

4 Den empiriska modellen

4.1 Modellstruktur

Den traditionella metoden för att analysera effekterna av ändringar i skatte- och transfereringssystemen är att simulera beteendeförändringar med hjälp av en strukturell modell för hushållens arbetsutbud. I en sådan modell skattar man först nyttofunktionens parametrar, dvs. de parametrar som beskriver individernas/hushållens preferenser. Med kunskap om preferensernas utseende kan man därefter genomföra olika experiment för att se hur det optimala antalet arbetade timmar förändras till följd av förändringar i skattesystemet.

Det individurval som används för att skatta nyttofunktionens parametrar, och som därefter också används för konsekvensanalyser, brukar begränsas till individer för vilka det är rimligt att tro att det antal arbetade timmar som vi observerar i data återspeglar det nyttomaximerande antalet arbetade timmar. Därför begränsas urvalet i regel till individer som redan arbetar, eller individer som frivilligt är utan förvärvsarbete och heller inte erhåller inkomster från något socialt ersättningssystem. Övriga lämnas därmed utanför analysen, vilket innebär att man implicit antar att skattereformer inte leder till några beteendeeffekter för t.ex. långtidssjukskrivna, arbetslösa, yngre pensionärer och studerande.

Som visades i föregående avsnitt bör en reform som t.ex. jobbskatteavdraget enligt gängse teoribildning emellertid ge upphov till beteendeeffekter även hos individer som får sin försörjning från olika socialförsäkringssystem (eftersom ersättningsgraden minskar för dem som saknar arbetsinkomst). Om vi vill genomföra en trovärdig konsekvensanalys av jobbskatteavdraget är det därför inte rimligt att enbart beakta effekter på arbetstiden för dem som redan arbetar eller är frivilligt utan arbete. När Finansdepartementet uppskattar effekterna av regeringens reformer på inkomstskatteområdet tillämpas därför en modell som utvecklats just med syftet att regelförändringar ska kunna påverka beteendet även hos dem som av olika skäl inte förvärvsarbetar. Modellen har utarbetats av Lennart Flood vid Handelshögskolan i Göteborg, i samarbete med Finansdepartementet. En variant av modellen användes i SNS-rapporten *Vägar till full sysselsättning* (2008).

Modellen bygger på att vi har tillgång till mikrodata på individ- och hushållsnivå. I den empiriska analysen används HEK-data från 2004. För att förenkla analysen behandlar vi regeringens skattereformer (jobbskatteavdragets tre steg och den höjda skiktgränsen för statlig inkomstskatt) som en integrerad reform som implementerades år 2007. För att datamaterialet ska kunna appliceras på regelåret 2007 gör FASIT-modellen (se kapitel 2 ovan) en

framskrivning av de ekonomiska och demografiska förhållanden som gällde för urvalsåret 2004.

I modellen tilldelas individer först en observerad arbetsmarknadsstatus baserad på huvudsaklig inkomstkälla:

- barn (0–15 år)
- pensionär
- studerande
- personer med sjuk/aktivitetsersättning
- föräldraledig
- arbetslös
- sjukskriven
- i arbete
- övriga (ej arbetsinkomst eller ersättning från socialförsäkringssystemet)

De som huvudsakligen har inkomst från förvärsarbete klassas som ”i arbete”, de som huvudsakligen har arbetslöshetsersättning klassas som arbetslösa osv. Gruppen ”övriga” är de som varken har arbetsinkomst eller någon bidragsform som huvudsaklig inkomstkälla. Indelningen avser helår, vilket följaktligen innebär att en individ endast kan ha en status under ett givet år. Indelningskriterierna kalibreras så att utfallet efterliknar de årsmedelvärden som redovisas i t.ex. Arbetskraftsundersökningarna (AKU). Som framgår av *Tabell 4.1* så lyckas HEK-data i princip replikera de offentliga statistikställorna med avseende på antal personer med viss arbetsmarknadsstatus år 2007.

På basis av observerad arbetsmarknadsstatus i HEK skattas därefter ett antal olika modeller som behövs för de fortsatta beräkningarna. För det första, individer som HEK klassificerar som ”i arbete” eller ”övriga” enligt de givna kriterierna utgör underlag för att skatta parametrarna i en strukturell arbetsutbudsmodell.¹⁰ Modellen skattas separat för fyra olika typer av hushåll: ensamstående mödrar, ensamstående kvinnor, ensamstående män och sammanboende. Modellen beskrivs mer i detalj i 4.2 nedan. Denna modell behövs för att vi i ett senare skede ska kunna bestämma antal arbetade timmar (inklusive alternativet noll timmar) för dem som *predikteras* tillhöra kategorin potentiellt förvärsarbetande. För det andra skattas ett antal (icke-strukturella) sannolikhetsfunktioner, nämligen sannolikheten för att en individ är arbetslös, sjukskriven och i sjuk/aktivitetsersättning. Dessa modeller beskrivs närmare i avsnitt 4.3 nedan. En central förklarande variabel i dessa funktioner är ersättningsgraden. Denna variabel gör det möjligt att beakta att ekonomiska incitament kan påverka en persons sysselsättningsstatus.

¹⁰ I själva verket slår vi samman två årgångar av HEK, 2003 och 2004, för att skatta parametrarna i den strukturella arbetsutbudsmodellen; se avsnitt 4.2. nedan.

**Tabell 4.1 Arbetsmarknadsstatus 2007. Offentlig statistik och HEK-data.
Antal personer och avvikelse (procent)**

| Arbetsmarknadsstatus | Offentlig statistik | HEK-data | Avvikelse (procent) |
|--|-------------------------|-----------|---------------------|
| <i>Ej i arbetskraften</i> | 1 215 200 ¹⁾ | 1 214 951 | 0,02 |
| studerande | 510 800 ²⁾ | 512 537 | -0,34 |
| pensionärer (under 64 år) | 80 700 ²⁾ | 80 796 | -0,12 |
| personer med sjuk/aktivitetsersättning | 318 803 ³⁾ | 317 445 | 0,43 |
| övriga | 304 897 ⁴⁾ | 304 173 | 0,24 |
| <i>I arbetskraften</i> | 4 660 300 ¹⁾ | 4 666 653 | -0,14 |
| arbetslösa | 215 800 ¹⁾ | 215 784 | 0,01 |
| sysselsatta, varav | 4 444 500 ¹⁾ | 4 450 869 | -0,14 |
| föräldralediga | 124 084 ⁵⁾ | 123 869 | 0,17 |
| sjukskrivna | 159 121 ⁶⁾ | 158 273 | 0,54 |
| i arbete | 4 161 295 ⁷⁾ | 4 168 727 | -0,18 |
| <i>Befolkningen 16-64 år</i> | 5 875 500 | 5 881 604 | -0,10 |

1) AKU. Befolkningen 16–64 år efter arbetskraftstillhörighet, 2007. Arbetslöshet beräknas enligt tidigare svensk definition där heltidsstuderande som aktivt söker och är beredda att ta arbete ej ingår.

2) AKU. Antal personer ej i arbetskraften 16–64 år efter orsak, 2007.

3) Försäkringskassan. Antal personer med sjuk/aktivitetsersättning (heltid/ej tidsbegränsad), 2007.

4) Beräknas residualt: övriga=utanför arbetskraften-studerande-pensionärer-personer med sjuk/aktivitetsersättning.

5) Försäkringskassan. Föräldrapenningdagar omräknat till heldagar/365, 2007.

6) SCB. Antal helårsekvivalenter som försörjs med sjukpenning, 2007.

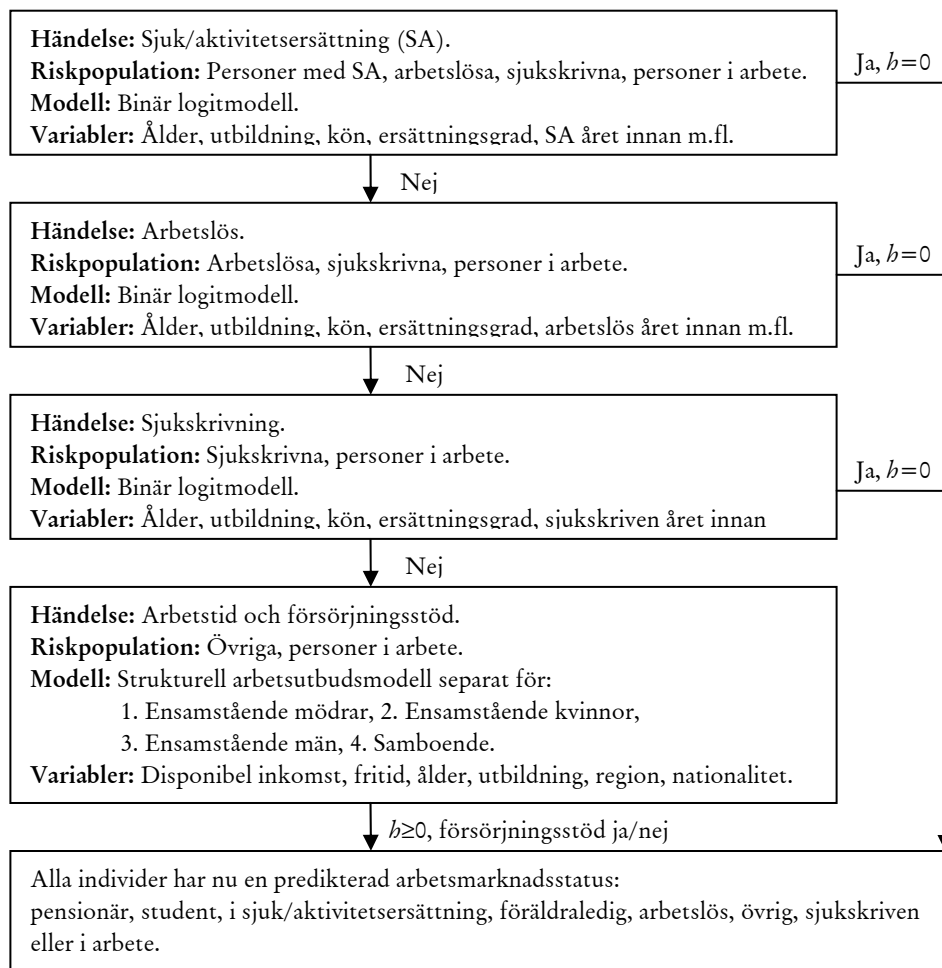
7) Beräknas residualt: i arbete=sysselsatta-föräldralediga-sjukskrivna.

Givet att vi har skattat parametrarna i de modeller som kortfattat beskrivits ovan är nästa steg att tilldela alla individer en predikterad arbetsmarknadsstatus. Observera att detta görs givet det skatte- och transfereringssystem som gällde före skattereformen. Kategorierna ”barn”, ”pensionärer”, ”studerande” och ”föräldralediga” ingår inte i analysen. Dessa behåller sin observerade status, får en arbetstid lika med noll och tillåts inte ändra sitt arbetsutbud. *Figur 4.1* visar hur predikterad arbetsmarknadsstatus bestäms för de individer som antas kunna förändra sitt arbetsutbud. För att förenkla beräkningarna används en sekventiell struktur. Först bestäms sannolikheten för att en individ har sjuk/aktivitetsersättning (SA). Det görs för de individer som ingår i riskpopulationen, dvs. de individer som HEK klassificerar som antingen arbetslösa, sjukskrivna, i sjuk/aktivitetsersättning eller i arbete.¹¹ Den statistiska modell som bestämmer sannolikheten har på förhand skattats på samma urval av individer. När sannolikheten har beräknats för alla individer i riskpopulationen

¹¹ Observera att kategorin ”övriga” (bl.a. hemarbetande) inte ingår i riskpopulationen för att klassificeras som arbetslös, sjukskriven eller i sjuk/aktivitetsersättning. Denna grupp är frivilligt utanför arbetskraften, och uppfyller inte de villkor som krävs för deltagande i de olika socialförsäkringssystemen.

bestäms predikterad status med hjälp av uniformt fördelade slumpstal. Om en individ får predikterad status ”i sjuk/aktivitetsersättning” så medför detta även att personen tilldelas arbetstiden noll ($b=0$ i Figur 4.1).

Figur 4.1 Struktur för modellen



Anm.: h är antal årsarbetstimmar.

Individer som inte får predikterad status ”i sjuk/aktivitetsersättning” går vidare till nästa steg där vi på motsvarande sätt bestämmer vilka individer som får predikterad status ”arbetslös” och en arbetstid lika med noll. Individer som varken får predikterad status ”i sjuk/aktivitetsersättning” eller ”arbetslös” går vidare i modellen för att eventuellt få predikterad status ”sjukskriven” (och arbetstiden noll). De individer som efter denna beräkningssekvens ännu inte fått en predikterad arbetsmarknadsstatus betraktar vi, tillsammans med individer i

kategorin ”övriga” (bl.a. hemarbetande), som potentiellt förvärvsarbetande. För denna grupp beräknas en önskad arbetstid med hjälp av den strukturella arbetsutbudsmodellen. Om nyttomaximum implicerar noll arbetstimmar så tilldelas individen predikterad status ”övriga”, annars erhålls predikterad status ”i arbete”.

Alla individer har nu en predikterad arbetstid, sysselsättningsstatus och disponibel inkomst givet det skattesystem som gällde före reformen. Effekterna av en regeländring simuleras genom att upprepa beräkningssekvensen ovan, men med hänsyn tagen till att skattesystemet ser annorlunda ut. En regeländring kommer i den här modellen att skapa impulser till beteendeförändringar både för dem som arbetar (t.ex. via förändrade marginalskatter) och för dem som inte arbetar (via förändrade ersättningsgrader). Genom att jämföra utfall före och efter reformen kan vi analysera effekter på bl.a. arbetade timmar, sysselsättning, inkomster och inkomstfördelning.¹² Effekterna kan beräknas för hela populationen eller för vissa specifika undergrupper, t.ex. för män, kvinnor, ensamstående, sammanboende eller för olika inkomstklasser.

4.2 Den strukturella arbetsutbudsmodellen för arbetade timmar

I den enklaste arbetsutbudsmodellen är individens budgetmängd konvex och kontinuerlig från noll arbetstimmar upp till en övre möjlig gräns, t.ex. 4 000 arbetstimmar per år. En marginell förändring i t.ex. bruttolön eller marginalskatter ger upphov till marginella beteendeförändringar. En individ som inte arbetade före den marginella förändringen, men som var indifferent mellan arbete och icke-arbete, kommer vid en marginell skattesänkning att börja arbeta ett mycket litet antal timmar. Detta beteendemönster är emellertid inte konsistent med empirisk evidens. Nästan inga arbetstagare väljer att träda in på arbetsmarknaden för att arbeta väldigt få timmar. Individer som går från icke-arbete till arbete börjar i regel arbeta minst 20 timmar per vecka. För att beskriva individens beslutssituation med avseende på deltagande på ett realistiskt sätt behövs därför någon form av icke-konvexitet eller diskontinuitet i budgetrestriktionen. Det kan exempelvis röra sig om icke-konvexiteter i skatte- och transfereringssystemet (t.ex. försörjningsstöd som fasas ut med 100 procent

¹² För individer som i utgångsläget har predikterad status ”övrig” eller ”i sjuk/aktivitetsersättning” bör ett statusbyte från icke-arbete till arbete i strikt mening tolkas som en önskad snarare än en faktisk övergång. Modellen säger egentligen ingenting om, eller hur snabbt, individerna kommer att hitta ett jobb. För att göra analysen enkel kan man t.ex. anta att de som väljer att gå in i arbetskraften blir arbetslösa i samma utsträckning som de som redan är inne på arbetsmarknaden. I kapitel 5 nedan beaktas detta genom att vi slumpmässigt drar individer som önskar byta status till ”i arbete” och istället ger dem predikterad status ”arbetslös” efter reformen.

mot arbetsinkomsten), fasta kostnader förknippade med arbete (reskostnader, restid, barnomsorg etc.) eller kvantitetsrestriktioner (p.g.a. att arbetsgivare inte erbjuder jobb med ett kontinuum av arbetstimmar).

Den modell som används i den här rapporten är en strukturell, diskret modell för hushållens arbetsutbud.¹³ Modellen skattas separat för fyra olika typer av hushåll: ensamstående mödrar, ensamstående kvinnor, ensamstående män och sammanboende. Den diskreta modellen har ett antal fördelar. Det är bl.a. relativt enkelt att ta hänsyn till icke-konvexa budgetmängder, vilket gör det möjligt att ta alla skatter och bidragssystem i beaktande vid skapandet av budgetmängden.

Individer antas kunna välja antal arbetstimmar från en diskret valmängd. I den modell som vi skattar och sedan använder i våra simuleringar består individernas valmängd för arbetstimmar av 13 olika alternativ: 0, 10, 20, 30, 35, 37, 39, 40, 41, 43, 45, 50 eller 55 timmar per vecka. Uttryckt i årsarbetstimmar motsvarar det (multiplicera med 52) 0, 520, 1040, 1560, 1820, 1924, 2028, 2080, 2132, 2236, 2340, 2600 och 2860 timmar per år. Hushållets preferenser över inkomst, fritid och mottagande av försörjningsstöd beskrivs av en nyttofunktion. För sammanboende läggs hushållets resurser samman till en gemensam budget. Mannens och kvinnans arbetsutbud bestäms simultant, och hushållet väljer den kombination av fritid (för mannen och kvinnan) och disponibel inkomst som man betraktar som mest gynnsam.

Modellen tillåter hushållen att välja att söka försörjningsstöd förutsatt att de har en inkomst under normen för försörjningsstöd. Försörjningsstöd tillåts ha en negativ nyttoeffekt, vilket gör modellen förenlig med det faktum att hushåll som är berättigade att söka stöd inte nödvändigtvis gör det.¹⁴ Modellen tar hänsyn till att det kan uppstå fasta kostnader när individer övergår från icke-arbete till arbete. Modellen tar även, på ett relativt flexibelt sätt, hänsyn till icke-observerbar heterogenitet i preferenserna. En mer formaliserad framställning av modellen återfinns i Bilaga A. För en mer detaljerad presentation hänvisas till Flood, Hansen & Wahlberg (2004).

För att skatta modellens parametrar används tvärsnittsdata från HEK2003/2004. De ekonomiska variablerna är genomgående uttryckta i 2004

¹³ Modellen bygger på den modellspecifikation som användes i Flood, Hansen & Wahlberg (2004). Van Soest (1995), Keane & Moffitt (1998) och Blundell et al (2000) är några exempel på andra studier som använt det diskreta angreppssättet. Numera torde detta vara den helt dominerande ansatsen i empiriska arbetsutbudsstudier.

¹⁴ Detta element i modellen kan härledas tillbaka till t.ex. Moffitt (1983) och Keane & Moffitt (1998). Metoden beskrivs närmare i Flood, Hansen & Wahlberg (2004). En stor andel av de hushåll som har inkomster under normen för försörjningsstöd ansöker inte om stödet. Om vi inte tar hänsyn till detta utan antar att alla hushåll som har rätt till försörjningsstöd även får detta så kommer vi att kraftigt överskatta de utbetalda beloppen.

års priser.¹⁵ Urvalet består av individer mellan 18 och 64 år, och ytterligare selektioner görs efter de principer som diskuterades i avsnitt 4.1. Endast individer som klassificeras som ”i arbete” eller ”övriga” ingår i urvalet. För sammanboende måste både mannen och kvinnan tillhöra någon av dessa kategorier.

Uppgifter om individernas timlön kommer från SCB:s Strukturlönestatistik. För individer som saknar uppgift om timlön används predikterade löner från en skattad löneekvation, med kontroll för selektionsbias. Antal arbetade timmar för dem som klassificeras som ”i arbete” konstrueras genom att dividera deklarerad löneinkomst med timlönevariabeln från Strukturlönestatistiken. För individer som saknar denna timlön används en klassindelad intervjuvariabel som mäter sysselsättningsgrad.¹⁶

Modellen skattas med maximum likelihoodmetoden (se Flood, Hansen & Wahlberg (2004) för detaljer angående likelihoodfunktionens utseende). Sampelstorleken varierar mellan 479 (ensamstående mödrar) och 4 125 (sammanboende). Totalt skattas 26 parametrar för ensamstående mödrar, 31 parametrar för ensamstående kvinnor/män och 55 parametrar för sammanboende. Ett urval av de skattade parametrarna presenteras i *Tabell B1* i Bilaga B.

4.3 Sannolikhetsfunktionerna

I den modell vi använder för att utvärdera effekterna av regeringens reformer på inkomstskatteområdet vill vi att regeländringar även ska kunna påverka dem som av olika skäl inte förvärvsarbetar. För detta ändamål skattas tre olika sannolikhetsfunktioner, nämligen sannolikheten för att en individ är arbetslös, sjukskriven och i sjuk/aktivitetsersättning. Dessa skattningar behövs för att vi ska kunna tilldela alla individer i urvalet en predikterad arbetsmarknadsstatus.

Vi använder följande enkla logitmodell. Låt den dikotoma variabeln y anta värdet ett om individen observeras som arbetslös. Annars antar y värdet noll. Det observerade utfallet, dvs. huruvida y är noll eller ett, antas genereras av följande underliggande modell:

¹⁵ Det bör noteras att arbetsutbudsmodellen är en real modell, dvs. hushållet bryr sig om fritid och *real* konsumtion. Om vi vill simulera effekterna av en reform som träder i kraft t.ex. 2007, så måste hushållens disponibla inkomster därför deflateras till 2004 års nivå.

¹⁶ När modellen skattas måste emellertid alla individer ha en arbetstid som överensstämmer med någon av de valbara punkterna i modellen. Vi tillämpar enklast möjliga sorteringsregel, nämligen att vi sorterar individer till den punkt som ligger närmast den arbetstid som observeras i data.

$$y = \begin{cases} 1 & \text{om } y^* > 0 \\ 0 & \text{om } y^* \leq 0 \end{cases}$$

$$(5) \quad y^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j + u$$

där y^* är en latent, icke-observerad variabel som i sin tur antas vara en funktion av ett antal observerade variabler x_1, x_2, \dots, x_k , en uppsättning parametrar $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ och en slumpvariabel u . I logitmodellen antas slumpvariabeln följa en logistisk fördelning. Sannolikheten för $y=1$, dvs. sannolikheten för att en individ är arbetslös, kan då skrivas som

$$(6) \quad P(y=1) = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j)}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j)}$$

Parametervektorn β estimeras med maximum likelihoodmetoden. Sannolikheten för att vara sjukskriven respektive i sjuk/aktivitetsersättning skattas på motsvarande sätt.

Vid skattning av modellerna utgår vi från det dataunderlag som används i simuleringarna, dvs. HEK2004. Urvalet varierar beroende på vilken sannolikhet som skattas. Vid skattning av sannolikheten för att vara i sjuk/aktivitetsersättning ingår individer med observerad arbetsmarknadsstatus "i sjuk/aktivitetsersättning", "arbetslös", "sjukskriven" eller "i arbete" i riskpopulationen. Det totala urvalet består av 20 396 observationer, varav 1 269 har observerad status "i sjuk/aktivitetsersättning". Vid skattning av sannolikheten för att vara arbetslös ingår individer med observerad status "arbetslös", "sjukskriven" eller "i arbete" i riskpopulationen. Det totala urvalet består av 19 127 observationer, varav 1 007 har observerad status "arbetslös". Individer med observerad arbetsmarknadsstatus "i sjuk/aktivitetsersättning" exkluderas eftersom dessa rimligen inte kan uppfylla villkoren för arbetslöshetsförsäkringen. Vid skattning av sannolikheten för att vara sjukskriven ingår individer med observerad arbetsmarknadsstatus "sjukskriven" eller "i arbete" i riskpopulationen. Det totala urvalet består av 18 120 observationer, varav 991 har observerad status "sjukskriven". Kategorin "övriga" (bl.a. hemarbetande) ingår inte i riskpopulationen i någon av modellerna eftersom de inte kan antas uppfylla de villkor som krävs för deltagande i de olika socialförsäkringssystemen.

En central förklarande variabel i de funktioner som skattas är ersättningsgraden. Denna variabel gör det möjligt att beakta att ekonomiska incitament kan påverka en persons sysselsättningsstatus. Ersättningsgraden är

definierad som disponibel inkomst vid icke-arbete (arbetslöshetsersättning, sjukpenning eller sjuk/aktivitetsersättning) relativt disponibel inkomst vid arbete (1 800 timmar per år). Övriga förklarande variabler är bl.a. ålder, kön, civilstånd, utbildningsnivå, en variabel som anger om individen ligger över inkomsttaket i den aktuella socialförsäkringen och arbetsmarknadsstatus föregående år.

Beträffande resultaten av skattningarna kan nämnas att signifikanstest av de enskilda parametrarna i den logistiska regressionsfunktionen (ett s.k. Waldtest), visar att koefficienten för ersättningsgraden är signifikant skild från noll i de tre skattade funktionerna. Nollhypotesen att koefficienten är lika med noll förkastas även för signifikansnivåer långt under 0,01. Detta gäller även för många av de andra koefficienterna, och i synnerhet koefficienten för arbetsmarknadsstatus föregående år.

5 Resultat

De resultat som presenteras nedan avser den sammanlagda effekten av regeringens skattereformer 2007–2009. För att förenkla analysen behandlar vi reformerna (jobbskatteavdragets tre steg och den höjda skiktgränsen för statlig inkomstskatt) som en integrerad reform. Analysen bygger på att reformen implementerades år 2007, och alla ekonomiska variabler är uttryckta i 2007 års penningvärde.

Fokus ligger uteslutande på de långsiktiga effekterna av reformen. Detta innebär att vi jämför två jämviktslägen med varandra, dels ett hypotetiskt läge utan regeringens reformer och dels läget efter att alla predikterade beteendeförändringar har fått fullt genomslag. Däremot analyseras inte anpassningsbanan till den nya jämvikten.

Det dataunderlag som analysen baseras på är, om inte något annat anges, begränsat till individer som modellen tillåter ändra sitt arbetsutbud, dvs. barn, pensionärer, studenter och föräldralediga ingår inte. Uppviktat till totalpopulationen består urvalet av 5 152 352 individer, 2 489 971 kvinnor och 2 662 381 män, vilket motsvarar ca 88 procent av alla i gruppen 16–64 år.

5.1 Arbetade timmar

5.1.1 Antal personer i arbete

Tabell 5.1 sammanfattar resultaten med avseende på arbetade timmar. Totalt förväntas antalet arbetade timmar öka med 2,3 procent. Ökningen är större för kvinnor (2,8 procent) än för män (1,9 procent). Uttryckt i helårsarbetskrafter motsvarar dessa procenttal en total ökning med 97 200 helårsarbetskrafter, varav 55 200 kommer från kvinnors och 42 000 från mäns arbetsutbud. Tabellen visar slutligen att 77 procent av den totala ökningen i arbetade timmar förklaras med att fler personer arbetar efter reformen. Resterande 23 procent kan således tillskrivas ett ökat arbetsutbud för dem som redan arbetade före reformen.

Tabell 5.1 Arbetade timmar per år, före och efter reformen

| | Före | Efter | | | Andel av ökningen som beror på fler personer i arbete (procent) |
|-----------------|-----------------|------------|---------|--------------------------|---|
| | | Förändring | | helårsarbets- krafter | |
| Urval | Arbetade timmar | timmar | procent | | |
| Kvinnor och män | 1 557 | 36 | 2,3 | 97 200 | 77,0 |
| Kvinnor | 1 448 | 41 | 2,8 | 55 200 | 72,0 |
| Män | 1 659 | 32 | 1,9 | 42 000 | 81,2 |

Källa: Samtliga tabeller i detta avsnitt är baserade på egna simuleringar på HEK-data från 2004.

Anm.: Förändringen med avseende på helårsarbetskrafter visar förändringen i det totala antalet årsarbetstimmar dividerat med medelarbetstiden för dem som arbetar före reformen.

Bakom totaleffekterna i Tabell 5.1 döljer sig dock skillnader i beteendeffekter mellan individer i olika inkomstgrupper. *Tabell 5.2* innehåller en mer detaljerad redovisning av reformens effekter. Individerna har här delats in i tre inkomstgrupper, låg, medel och hög, med utgångspunkt från disponibel inkomst före reformen. Låginkomstgruppen består av de 25 procent som har lägst inkomst, höginkomstgruppen de 25 procent som har högst inkomst och medelinkomstgruppen avser resterande 50 procent. Sett som ett totalt genomsnitt ökar förvärvsandelen med 1,6 procentenheter (eller 2,0 procent). Som väntat ser man den största effekten i den lägsta inkomstgruppen. Av den totala ökningen i arbetade timmar på 2,3 procent kan drygt 70 procent tillskrivas beteendeffekter i den lägsta inkomstgruppen. Merparten av ökningen i arbetstimmar i denna grupp, drygt 80 procent, kan i sin tur förklaras av att fler personer arbetar efter reformen. I denna inkomstgrupp ökar antalet arbetade timmar med 15 procent. Den höga siffran reflekterar det faktum att få i denna grupp, knappt 47 procent, arbetar före reformen. Jobbskatteavdraget gör att incitamenten att förvärvsarbeta ökar relativt kraftigt. Förvärvsandelen stiger med knappt fem procentenheter, vilket motsvarar drygt 60 000 personer.

För medelinkomstgruppen är effekten måttligare, och i höginkomstgruppen är effekterna på arbetsutbudet i princip negligierbara.¹⁷ Om vi studerar effekterna separat för män och kvinnor så finner vi att detta mönster går igen oberoende av kön. Vi kan också konstatera att merparten, 57 procent, av de 82 000 personer som börjar arbeta efter reformen är kvinnor. Detta ligger i linje med ett flertal empiriska studier som visar att kvinnors arbetsutbud är känsligare för ekonomiska incitament.

¹⁷ Att andelen av ökningen i arbetade timmar som beror på fler personer i arbete överstiger 100 procent i höginkomstgruppen beror på att individer som redan arbetar före reformen i genomsnitt minskar sitt arbetsutbud något (se avsnitt 5.1.2 nedan).

Tabell 5.2 Andel i arbete och arbetade timmar, före och efter reformen

| Urval och inkomstklass | Andel i arbete (procent) | | | Arbetade timmar | | |
|------------------------|--------------------------|-------|-----------------------|---------------------------------------|---|---|
| | Före | Efter | Förändring (personer) | Arbetade timmar, förändring (procent) | Andel av ökningen i arbetade timmar som beror på fler personer i arbete (procent) | Andel av total förändring som kan tillskrivas viss inkomstgrupp (procent) |
| <i>Kvinnor och män</i> | | | | | | |
| Alla | 80,2 | 81,8 | 81 583 | 2,3 | 77,0 | |
| Låg inkomst | 46,6 | 51,4 | 61 836 | 15,0 | 82,4 | 70,8 |
| Medelinkomst | 89,7 | 90,4 | 16 540 | 1,1 | 59,1 | 26,4 |
| Hög inkomst | 94,8 | 95,0 | 3 207 | 0,2 | 108,6 | 2,8 |
| <i>Kvinnor</i> | | | | | | |
| Alla | 78,2 | 80,1 | 46 700 | 2,8 | 81,2 | |
| Låg inkomst | 47,4 | 52,6 | 32 372 | 16,7 | 85,7 | 65,7 |
| Medelinkomst | 86,0 | 87,0 | 12 225 | 1,5 | 71,1 | 29,9 |
| Hög inkomst | 93,6 | 93,9 | 2 104 | 0,4 | 82,1 | 4,5 |
| <i>Män</i> | | | | | | |
| Alla | 82,0 | 83,4 | 34 883 | 1,9 | 72,0 | |
| Låg inkomst | 46,7 | 50,9 | 28 304 | 13,1 | 75,2 | 77,6 |
| Medelinkomst | 93,2 | 93,5 | 4 418 | 0,6 | 48,5 | 18,8 |
| Hög inkomst | 95,1 | 95,4 | 2 161 | 0,2 | 124,4 | 3,6 |

Av Tabell 5.3 framgår att det är övergångar från icke-arbete till arbete i gruppen "övriga" som är huvudorsaken till att antalet personer i arbete ökar med drygt 80 000 personer. Bland männen kommer drygt 75 procent av dem som börjar arbeta efter reformen från gruppen "övriga". För kvinnor är andelen något lägre, ca 65 procent. Denna grupp består av individer som varken har förvärvsinkomst eller någon substantiell inkomst från något socialförsäkringssystem. För kvinnor kommer en betydligt större andel av dem som börjar arbeta från gruppen "sjukskrivna" än vad fallet är för män. Orsaken är att gruppen "sjukskrivna" till övervägande del består av kvinnor.

Tabell 5.3 Nya i arbete: ursprunglig status (procent)

| | Sjukskrivning | Arbetslös | SA | Övriga | Totalt |
|-----------------|---------------|-----------|-----|--------|--------|
| Kvinnor och män | 14,5 | 10,4 | 4,3 | 70,8 | 100,0 |
| Kvinnor | 18,6 | 10,0 | 5,0 | 66,3 | 100,0 |
| Män | 9,1 | 10,8 | 3,4 | 76,7 | 100,0 |

Anm.: SA avser sjuk/aktivitetsersättning.

Det bör understrykas att i beräkningarna berörs inte pensionärer, studenter och föräldralediga av reformerna. Om en individ tillhör någon av dessa kategorier i utgångsläget så gör de det även efter reformerna. I dessa grupper finns en relativt stor andel med låga inkomster, framförallt bland studenter och föräldralediga. Skulle personer i dessa grupper också börja arbeta talar det för att den beräknade ökningen av antalet personer som börjar arbeta efter reformen är en underskattning.

Tabell 5.4 redovisar hur sysselsättningen i AKU-termer förändras till följd av reformen. Skillnaden jämfört med siffrorna i Tabell 5.2 är att övergångar till arbete från sjukskrivning inte påverkar sysselsättningsnivån, eftersom de som är sjukskrivna före reformen definitionsmässigt är sysselsatta. Antalet sysselsatta ökar med 1,6 procent, eller 71 500 personer, och medelarbetstiden för sysselsatta ökar med 0,7 procent (13 timmar per år).

Tabell 5.4 Sysselsatta: andel av befolkningen 16–64 år och arbetade timmar, före och efter reformen

| Urval | Före | | Efter | | | | |
|-----------------|-----------------------------|-----------------|---------------------------|---------|----------|-------------------------------|---------|
| | Andel sysselsatta (procent) | Arbetade timmar | Sysselsatta, förändring i | | | Arbetade timmar, förändring i | |
| | | | procent-enheter | procent | personer | timmar | procent |
| Kvinnor och män | 75,2 | 1 817 | 1,2 | 1,6 | 71 500 | 13 | 0,7 |
| Kvinnor | 75,2 | 1 658 | 1,3 | 1,8 | 38 900 | 17 | 1,0 |
| Män | 75,2 | 1 972 | 1,1 | 1,5 | 32 600 | 9 | 0,5 |

Tabell 5.5, slutligen, visar hur arbetskraftens storlek förändras till följd av reformen. Ökningen av antal personer i arbetskraften förklaras nästan helt av att personer i gruppen "övriga" börjar arbeta efter reformen. Därtill kommer några få tusen personer med sjuk/aktivitetsersättning som också ingår i arbetskraften efter reformen.

Tabell 5.5 Arbetskraften: andel av befolkningen 16–64 år, före och efter reformen

| Urval | Före | | Efter | | |
|-----------------|-------------------------|--|----------------|---------|----------|
| | Arbetskraften (procent) | | Förändring | | |
| | | | procentenheter | procent | personer |
| Kvinnor och män | 78,8 | | 1,1 | 1,4 | 66 300 |
| Kvinnor | 78,5 | | 1,2 | 1,6 | 36 100 |
| Män | 79,2 | | 1,0 | 1,3 | 30 200 |

5.1.2 Arbetade timmar för dem som arbetar både före och efter reformen

Förändringen av det totala antalet årsarbetstimmar kan förklaras dels av att antalet personer som arbetar förändras, dels av en ändrad arbetstid för dem som redan arbetar. *Tabell 5.6* visar förändringen av arbetstiden för dem som arbetar såväl före som efter reformen. Tabellen visar ett liknande mönster som tidigare, nämligen att effekterna av reformen varierar mellan olika inkomstgrupper. Arbetade timmar ökar totalt med 0,6 procent. Ökningen är påtagligt större för kvinnor (0,8 procent) än för män (0,4 procent). Det är en relativt stor ökning av arbetstiden i låginkomstgruppen, en obetydlig ökning i medelinkomstgruppen samt en liten minskning för dem med de högsta inkomsterna. För män med högre inkomster innebär reformen att den genomsnittliga skatten sänks, medan marginalskatten i princip inte påverkas alls. Reformen får därmed nästan enbart en inkomsteffekt, vilket förklarar varför arbetstiden inte ökar (eller t.o.m. minskar) för individer med högre inkomster.

Tabell 5.6 Arbetade timmar per år och skatter givet arbete före och efter reformen

| Urval och inkomstklass | Före | | Efter | | |
|------------------------|-----------------|-------------------------------|--------|------------|-------------------------------|
| | Arbetade timmar | Arbetade timmar, förändring i | | Förändring | |
| | | timmar | timmar | procent | marginaleffekt (proc.enheter) |
| <i>Kvinnor och män</i> | | | | | |
| Alla | 1 942 | 11 | 0,6 | -4,1 | -5,3 |
| Låg inkomst | 1 620 | 33 | 2,0 | -5,1 | -5,6 |
| Medelinkomst | 2 009 | 5 | 0,3 | -5,0 | -5,5 |
| Hög inkomst | 2 128 | -1 | -0,04 | -1,4 | -4,6 |
| <i>Kvinnor</i> | | | | | |
| Alla | 1 851 | 15 | 0,8 | -4,6 | -5,4 |
| Låg inkomst | 1 512 | 39 | 2,6 | -5,0 | -5,7 |
| Medelinkomst | 1 919 | 9 | 0,5 | -4,9 | -5,4 |
| Hög inkomst | 2 054 | 1 | 0,1 | -3,5 | -5,1 |
| <i>Män</i> | | | | | |
| Alla | 2 022 | 7 | 0,4 | -3,7 | -5,2 |
| Låg inkomst | 1 764 | 22 | 1,3 | -5,1 | -5,5 |
| Medelinkomst | 2 084 | 5 | 0,2 | -4,5 | -5,5 |
| Hög inkomst | 2 158 | -3 | -0,1 | -0,8 | -4,1 |

Anm.: Förändringen i marginaleffekt och genomsnittlig skatt avser förändringen evaluerad vid optimala antalet arbetstimmar före reformen.

Tabell 5.7 beskriver mobiliteten i arbetsutbudet för dem som arbetar både före och efter reformen. För att förenkla framställningen har vi här delat upp de ursprungliga 13 arbetstidsklasserna i fyra bredare kategorier: kort deltid (10 eller 20 timmar/vecka), lång deltid (30 eller 35 timmar/vecka), heltid (37, 39, 40, 41 eller 43 timmar/vecka) och lång heltid (45, 50 eller 55 timmar/vecka). 4 130 335 personer arbetar både före och efter reformen. Knappt 100 000 personer, eller 2,4 procent, byter arbetstidsklass enligt den indelning som gäller i tabellen. Ytterligare ca 35 000 individer, eller 0,8 procent, byter arbetstid inom den bredare definierade arbetstidsklassen. Det vanligaste bytet av arbetstid är att gå från lång deltid till heltid. Av tabellen framgår att drygt 40 000 personer gör ett sådant byte. Det näst vanligaste bytet är kort deltid till heltid, ett byte som görs av knappt 16 000 personer. Andra relativt vanliga byten är heltid till lång deltid och heltid till lång heltid.

**Tabell 5.7 Förändring i arbetstid givet arbete före och efter reformen
– antal personer som byter arbetstidsklass**

| Arbetstidsklass före reformen | Arbetstidsklass efter reformen | | | | Summa |
|----------------------------------|--------------------------------|-------------|--------|-------------|--------|
| | Kort deltid | Lång deltid | Heltid | Lång heltid | |
| Kort deltid | | 9 860 | 15 706 | 2 394 | 27 960 |
| Lång deltid | 795 | | 40 874 | 2 927 | 44 597 |
| Heltid | 1 342 | 10 642 | | 10 185 | 22 170 |
| Lång heltid | 344 | 207 | 3 139 | | 3 689 |
| Summa | 2 481 | 20 709 | 59 719 | 15 507 | 98 416 |

Bakom siffrorna i Tabell 5.7 döljer sig vissa skillnader i beteendeeffekter mellan män och kvinnor. Tabell 5.8 och Tabell 5.9 visar mobiliteten i arbetsutbudet för kvinnor respektive män.¹⁸ Kvinnor står för ca 60 procent av det totala antalet klassbyten. För båda könen är övergången lång deltid till heltid vanligast. För kvinnor är det näst vanligaste bytet kort deltid till heltid. För män är det näst vanligaste bytet heltid till lång heltid.

¹⁸ 1 946 097 kvinnor arbetar både före och efter reformen. Knappt 60 000 personer, eller 3,1 procent, byter arbetstidsklass. Ytterligare ca 16 000 individer, eller 0,8 procent, byter arbetstid inom den bredare definierade arbetstidsklassen. 2 184 238 män arbetar både före och efter reformen. Knappt 40 000 av dessa, eller 1,8 procent, byter arbetstidsklass. Ytterligare ca 18 000 män, eller 0,8 procent, byter arbetstid inom den bredare definierade arbetstidsklassen.

**Tabell 5.8 Förändring i kvinnors arbetstid givet arbete före och efter reformen
– antal personer som byter arbetstidsklass**

| Arbetstidsklass före reformen | Arbetstidsklass efter reformen | | | | Summa |
|----------------------------------|--------------------------------|-------------|--------|-------------|--------|
| | Kort deltid | Lång deltid | Heltid | Lång heltid | |
| Kort deltid | | 8 058 | 11 116 | 314 | 19 488 |
| Lång deltid | 795 | | 26 974 | 979 | 28 748 |
| Heltid | 992 | 7 178 | | 3 581 | 11 752 |
| Lång heltid | 0 | 0 | 0 | | 0 |
| Summa | 1 787 | 15 236 | 38 090 | 4 875 | 59 988 |

**Tabell 5.9 Förändring i mäns arbetstid givet arbete före och efter reformen
– antal personer som byter arbetstidsklass**

| Arbetstidsklass före reformen | Arbetstidsklass efter reformen | | | | Summa |
|----------------------------------|--------------------------------|-------------|--------|-------------|--------|
| | Kort deltid | Lång deltid | Heltid | Lång heltid | |
| Kort deltid | | 1 802 | 4 589 | 2 080 | 8 472 |
| Lång deltid | 0 | | 13 901 | 1 948 | 15 848 |
| Heltid | 350 | 3 464 | | 6 604 | 10 418 |
| Lång heltid | 344 | 207 | 3 139 | | 3 689 |
| Summa | 694 | 5 473 | 21 629 | 10 632 | 38 428 |

5.2 Disponibel inkomst och inkomstspridning

Tabell 5.10 visar hur reformen förväntas påverka individers disponibla inkomster. Enligt en statisk beräkning, dvs. vid oförändrat arbetsutbud, så innebär reformen att den genomsnittliga disponibla inkomsten ökar med knappt sex procent. Denna ökning beror naturligtvis på lägre skatteuttag. Av tabellen framgår att det blir en procentuellt mindre inkomstökning för individer med låga inkomster (drygt fyra procent), men en betydligt större ökning för medelinkomsttagarna (nästan sju procent). För den högsta inkomstgruppen blir det en något lägre ökning (drygt fem procent). Förklaringen till den lägre ökningen för dem med låga inkomster är att många individer i denna grupp inte förvärvsarbetar och därför inte får del av jobbskatteavdraget. Att de med högst inkomst har en lägre ökning än medelinkomstgruppen beror på att höginkomstgruppen har högre inkomster av kapital. Detta tycks i synnerhet gälla för män. Jobbskatteavdraget gäller inte mot inkomster som inte kommer från förvärvsarbete, oavsett om det är inkomster från bidrag eller kapital.

Tabell 5.10 Disponibel inkomst före och efter reformen

| Urval och inkomstklass | Före | Efter | | | |
|---------------------------|---------|---------------------------|---------|--------------------------|---------|
| | kronor | Utan beteendeförändringar | | Med beteendeförändringar | |
| | | kronor | procent | kronor | procent |
| <i>Kvinnor och män</i> | | | | | |
| Alla | 210 740 | 12 504 | 5,9 | 15 324 | 7,3 |
| Låg inkomst | 106 128 | 4 589 | 4,3 | 12 888 | 12,1 |
| Medelinkomst | 195 708 | 13 413 | 6,9 | 14 717 | 7,5 |
| Hög inkomst | 345 332 | 18 597 | 5,4 | 18 969 | 5,5 |
| <i>Kvinnor</i> | | | | | |
| Alla | 188 256 | 11 309 | 6,0 | 14 207 | 7,5 |
| Låg inkomst | 97 969 | 4 295 | 4,4 | 12 626 | 12,9 |
| Medelinkomst | 180 405 | 11 897 | 6,6 | 13 223 | 7,3 |
| Hög inkomst | 294 143 | 17 138 | 5,8 | 17 753 | 6,0 |
| <i>Män</i> | | | | | |
| Alla | 231 767 | 13 622 | 5,9 | 16 368 | 7,1 |
| Låg inkomst | 116 277 | 5 128 | 4,4 | 13 622 | 11,7 |
| Medelinkomst | 211 984 | 15 135 | 7,1 | 16 191 | 7,6 |
| Hög inkomst | 386 785 | 19 089 | 4,9 | 19 466 | 5,0 |

De hittills redovisade resultaten är s.k. *statiska* beräkningar, dvs. de tar inte hänsyn till att regelförändringarna kan leda till beteendeeffekter i form av ett förändrat arbetsutbud. I föregående avsnitt såg vi att reformen förväntas ge upphov till avsevärda beteendeeffekter, åtminstone för individer med låga inkomster. Resultaten från de *dynamiska* konsekvensberäkningarna redovisas även de i Tabell 5.10. Dessa beräkningar inkluderar både den statiska effekten och den effekt som följer av ett förändrat arbetsutbud. I den statiska beräkningen ökar den genomsnittliga disponibla inkomsten med 5,9 procent jämfört med 7,3 procent i den dynamiska beräkningen. Det bör emellertid inte tolkas som att de dynamiska effekterna är små. Att så inte är fallet framgår när man studerar resultatet för olika inkomstgrupper. Hushållen med de lägsta inkomsterna (före reformen) får en kraftig procentuell ökning av disponibel inkomst. Ökningen är mer än dubbelt så stor än den ökning som höginkomsttagarna får.

Ett vanligt sätt att mäta inkomstspridningen är att rangordna individer efter disponibel inkomst¹⁹ och därefter beräkna kvoten mellan den nittionde och den

¹⁹ Fördelningsanalysen i det här avsnittet utgår från individens disponibla inkomst och skiljer sig därmed från den typ av fördelningsanalyser som Finansdepartementet vanligtvis gör (se t.ex. fördelningsbilagan till budgetpropositionen). Finansdepartementets fördelningsanalyser sker vanligtvis på hushållsnivå, dvs. man beaktar *hushållets* totala inkomst. Hushållets

tionde percentilen. Ju större kvot, desto större är inkomstspridningen. *Tabell 5.11* visar hur regeringens skattereform förväntas påverka inkomstspridningen. Före reformen är inkomstspridningsmättet 2,69. Efter reformen är måttet 2,78 i den statiska konsekvensberäkningen och 2,70 i den dynamiska. I den statiska konsekvensberäkningen leder reformen således till en ökad inkomstspridning. Det förklaras av att de som inte förvärvsarbetar får en relativ försämring eftersom de inte är berättigade till jobbskatteavdraget. I den dynamiska konsekvensberäkningen kompenseras detta emellertid av att en del av dem som tidigare inte förvärvsarbetat börjar göra det efter reformen.²⁰

Tabell 5.11 Inkomstspridning före och efter reformen: p90/p10

| Urval | Före | Efter | |
|-----------------|---------|--------------------------------------|-------------------------------------|
| | p90/p10 | Utan beteendeförändringar p90/p10 | Med beteendeförändringar p90/p10 |
| Kvinnor och män | 2,69 | 2,78 | 2,70 |
| Kvinnor | 2,53 | 2,62 | 2,54 |
| Män | 2,76 | 2,82 | 2,72 |

Det kan även vara av intresse att särredovisa hur disponibel inkomst påverkas för individer som arbetar både före och efter reformen. Dessa beräkningar redovisas i *Tabell 5.12*. Vid oförändrat arbetsutbud så innebär reformen att låginkomstgruppen får en inkomstförstärkning på knappt 11 000 kronor, medan höginkomstgruppen får en inkomstförstärkning på knappt 20 000 kronor. Av tabellen framgår dock att det blir en procentuellt större inkomstökning för individer med låga inkomster. De dynamiska effekterna är mindre när urvalet begränsat till individer som arbetar både före och efter reformen. En relativt större ökning av arbetsutbudet i låginkomstgruppen förstärker emellertid bilden av att den procentuella ökningen i disponibel inkomst är störst för individer med låga inkomster. I höginkomstgruppen ser vi till och med en minskad disponibel inkomst jämfört med den statiska beräkningen. Detta avspeglar det faktum att denna grupp, som ett resultat av inkomstförstärkningen, i genomsnitt efterfrågar mer fritid efter reformen.

disponibla inkomst justeras ofta för "försörjningsbördan" genom att inkomsten divideras med en s.k. ekvivalensskala. Genom detta erhålls hushållets *ekonomiska standard*.

²⁰ Spridningsmättet p90/p10 ger således en delvis annan bild av reformernas effekter på inkomstspridningen än den som redovisas i *Tabell 5.10*. I *Tabell 5.10* ökar inkomsterna (efter att beteendeförändringar fått fullt genomslag) mest i den lägsta inkomstkvartilen. En närmare granskning visar att ökningen i den lägsta inkomstkvartilen i huvudsak drivs av inkomstökningar i den yttersta svansen av fördelningen. Detta fångas inte av spridningsmättet p90/p10.

Tabell 5.13 visar hur regeringens skattereform förväntas påverka inkomstspridningen, mätt som kvoten mellan disponibel inkomst i den nittionde och den tionde percentilen, för dem som arbetar både före och efter reformen. Före reformen är inkomstspridningsmättet 2,26. Efter reformen är mättet 2,22 i den statiska konsekvensberäkningen och 2,20 i den dynamiska. I den statiska konsekvensberäkningen leder reformen således till en minskad inkomstspridning. Orsaken är att låginkomsttagare får en procentuellt större inkomstökning. I den dynamiska konsekvensberäkningen reduceras inkomstspridningen ytterligare till följd av att individer med låga inkomster ökar sin arbetstid mer än individer med höga inkomster.

Tabell 5.12 Disponibel inkomst givet arbete både före och efter reformen

| Urval och inkomstklass | Före | | Efter | | |
|------------------------|---------|---------------------------|---------|--------------------------|---------|
| | kronor | Utan beteendeförändringar | | Med beteendeförändringar | |
| | | kronor | procent | kronor | procent |
| <i>Kvinnor och män</i> | | | | | |
| Alla | 226 971 | 15 545 | 6,8 | 16 487 | 7,3 |
| Låg inkomst | 136 513 | 10 982 | 8,0 | 13 816 | 10,1 |
| Medelinkomst | 209 396 | 15 786 | 7,5 | 16 325 | 7,8 |
| Hög inkomst | 352 564 | 19 626 | 5,6 | 19 480 | 5,5 |
| <i>Kvinnor</i> | | | | | |
| Alla | 203 353 | 14 436 | 7,1 | 15 688 | 7,7 |
| Låg inkomst | 125 898 | 10 128 | 8,0 | 13 266 | 10,5 |
| Medelinkomst | 192 923 | 14 471 | 7,5 | 15 344 | 8,0 |
| Hög inkomst | 301 612 | 18 670 | 6,2 | 18 797 | 6,2 |
| <i>Män</i> | | | | | |
| Alla | 248 014 | 16 533 | 6,7 | 17 198 | 6,9 |
| Låg inkomst | 150 653 | 12 176 | 8,1 | 14 263 | 9,5 |
| Medelinkomst | 225 110 | 16 983 | 7,5 | 17 446 | 7,8 |
| Hög inkomst | 391 104 | 19 990 | 5,1 | 19 635 | 5,0 |

Tabell 5.13 Inkomstspridning givet arbete både före och efter reformen: p90/p10

| Urval | Före | | Efter | |
|-----------------|---------|-----------------------------------|----------------------------------|--|
| | p90/p10 | Utan beteendeförändringar p90/p10 | Med beteendeförändringar p90/p10 | |
| Kvinnor och män | 2,26 | 2,22 | 2,20 | |
| Kvinnor | 2,14 | 2,12 | 2,08 | |
| Män | 2,29 | 2,25 | 2,23 | |

5.3 Rimlighetsbedömning

5.3.1 Arbetade timmar för individer som arbetar

Tabell C1 och *Tabell C2* i Bilaga C sammanfattar resultaten från ett antal studier som använt strukturella modeller och svenska data för att empiriskt studera sambandet mellan skatter och arbetade timmar. I tabellerna redovisas skattningar av den s.k. okompenserade löneelasticiteten.²¹ Dessa visar den procentuella förändringen i antal arbetade timmar vid en liten procentuell förändring av nettotimlönen. Tabell C1 visar de skattade elasticiteterna för (gifta/samboende) män. Trots olikheter i utgångspunkter och metoder finns det en viss samstämmighet i skattningarna. Elasticiteterna ligger i flertalet studier i intervallet 0,05–0,15.²²

Tabell C2 visar de skattade löneelasticiteterna för kvinnor. Här är samstämmigheten betydligt mindre. Skattningarna i svenska, och även i utländska, studier tenderar dock att påvisa större löneelasticiteter för kvinnor än för män. I de svenska studier som redovisas i tabellen ligger elasticiteterna i intervallet 0,00–0,75, med en viss koncentration i intervallet 0,10–0,40. Ett intressant resultat från internationella litteraturen är att kvinnors löneelasticiteter dessutom tycks ha fallit relativt kraftigt över tid (Blau & Kahn (2005) och Heim (2007)). Heim (2007) uppskattar att löneelasticiteten för gifta kvinnor i USA har fallit med 60 procent mellan 1978 och 2002, från 0,36 till 0,14.²³

För att få en komplett bild av hur skatter påverkar arbetsutbudet för dem som arbetar måste även inkomstelasticiteten tas i beaktande. I den empiriska

²¹ Den okompenserade elasticiteten återspeglar totaleffekten på arbetade timmar av en förändring i nettotimlönen, dvs. summan av substitutions- och inkomsteffekten. Även kompenserade elasticiteter redovisas ibland, men då har inkomsteffekten eliminerats så att elasticiteten enbart speglar substitutionseffekten. Observera också att några studier endast redovisar skattningar av elasticiteter med avseende på en förändring i bruttotimlönen. Denna typ av elasticiteter är av mycket begränsat värde eftersom de i hög grad är betingade på det rådande skattesystemets utseende (se Blomquist (1996)).

²² De låga elasticiteterna kan möjligen antyda att skatter har negligierbara beteendeeffekter. Det finns dock anledning att vara försiktig med sådana slutsatser. Effekterna på arbetade timmar kan vara begränsade t.ex. därför att antalet arbetstimmar per vecka ofta är institutionellt bestämt och svårt för individen att påverka. Individer kan dock ändra beteende på en rad andra marginaler, t.ex. utbildningsval, benägenheten att göra karriär, skatteplanering etc. Dessa val påverkar den beskattningsbara inkomsten snarare än arbetade timmar. Jämfört med de klassiska löneelasticiteterna så har de studier som analyserar hur skatter påverkar beskattningsbar inkomst i regel funnit något större elasticiteter, i storleksordningen 0,20–0,40 (se t.ex. Selén (2002), Ljunge & Ragan (2004) och Holmlund & Söderström (2007)).

²³ Om vi antar att de underliggande nyttoparametrarna är likartade för män och kvinnor (ett antagande som t.ex. Blomquist & Brusewitz (1990) ger empiriskt stöd för), så borde en utveckling som på sikt leder till att mäns och kvinnors arbetsutbud konvergerar även leda till att löneelasticiteterna konvergerar.

litteraturen definieras inkomstelasticiteten ofta som den procentuella förändringen i arbetade timmar vid en liten procentuell förändring av den s.k. virtuella inkomsten (och oförändrad nettotimlön). Den virtuella inkomsten definieras av det intercept man erhåller om man lineariserar budgetrestriktionen vid individens optimum. De skattade inkomstelasticiteterna tenderar dock att vara mycket små i svenska studier, någonstans mellan -0,05 och 0,00, och ofta inte signifikant skilda från noll.

Låt oss använda resultaten i den empiriska litteraturen för att göra ett snabbt överslag av de förväntade effekterna av regeringens skattereformer. Anta att löneelasticiteten för män ligger intervallet 0,05–0,1. För kvinnor gör vi en konservativ bedömning och antar att elasticiteten ligger i intervallet 0,10–0,15. Vidare antas att inkomstelasticiteten för män ligger mellan 0 och -0,01 och för kvinnor mellan -0,01 och -0,05. *Tabell 5.14* summerar hur skattereformen påverkar marginaleffekter och genomsnittlig skatt. Förändringarna är evaluerade vid det optimala antalet arbetstimmar före reformen. Dessa förändringar omformuleras sedan i termer av förändrade nettotimlöner och virtuella inkomster.²⁴

Drygt 85 procent av arbetande kvinnor och ca två tredjedelar av männen får sänkta marginaleffekter till följd av regeringens skattereform. En sänkning med drygt fem procentenheter, från en ursprunglig nivå på runt 35 procent, implicerar att nettotimlönen i genomsnitt ökar med ungefär 9 procent. För dem som inte får sänkta marginaleffekter implicerar den lägre genomsnittliga skatten en ökning av den virtuella inkomsten med i genomsnitt 19 procent för kvinnor och 17 procent för män.

Om vi nu applicerar de valda elasticiteterna på förändringarna i nettotimlön och virtuell inkomst, dvs. vi använder den okompenserade löneelasticiteten för dem som får lägre marginaleffekter och inkomstelasticiteten för alla övriga, så erhåller vi de resultat som presenteras i *Tabell 5.15*. Tabellen visar hur den procentuella förändringen i arbetade timmar varierar för ett antal olika kombinationer av löne- och inkomstelasticiteter för kvinnor och män. I *Tabell 5.6* ovan såg vi att den diskreta arbetsutbudsmodell som används i den här rapporten uppskattar förändringen i arbetade timmar för dem som arbetar till 0,6 procent. I *Tabell 5.15* ligger förändringen i intervallet 0,39–0,81 procent. Vid låga löneelasticiteter, 0,05 för män och 0,10 för kvinnor, ligger vår förändring på 0,6 procent aningen för högt. Vid högre löneelasticiteter, 0,10 för män och 0,15 för kvinnor, ligger våra 0,6 procent aningen i underkant. När löneelasticiteten är

²⁴ Förändringen i nettotimlön ges av $W(1-t_1) - W(1-t_0)$, där W är bruttotimlönen och t_1 (t_0) den effektiva marginalskattesatsen efter (före) reformen evaluerad vid optimalt antal arbetade timmar före reformen. Den procentuella förändringen blir därmed $-(t_1-t_0)/(1-t_0)$. Den virtuella inkomsten kan enkelt beräknas som $y = C - W(1-t)^*b$, där C är disponibel inkomst vid optimalt antal arbetade timmar och b det optimala antalet arbetade timmar. Den procentuella förändringen blir därmed $(C_1 - C_0)/(C_0 - W(1-t_0)^*b_0)$, där C_1 (C_0) är disponibel inkomst efter (före) reformen evaluerad vid optimalt antal arbetade timmar före reformen.

0,1 för både män och kvinnor, eller när den är 0,05 för män och 0,15 för kvinnor, ligger förändringen i intervallet 0,56–0,65, vilket måste sägas ligga väldigt nära de 0,6 procent som Finansdepartementets modell uppskattar förändringen till. Tar vi genomsnittet för alla celler i Tabell 5.15 hamnar förändringen i arbetade timmar på exakt 0,6 procent!

Tabell 5.14 Sammanfattande statistik för dem som arbetar före och efter reformen

| | Kvinnor | Män |
|---|---------|---------|
| Andel av alla som arbetar | 0,47 | 0,53 |
| Andel som får lägre marginaleffekt efter reformen | 0,86 | 0,67 |
| Andel som inte får lägre marginaleffekt efter reformen | 0,14 | 0,33 |
| <i>De som får lägre marginaleffekt efter reformen:</i> | | |
| Förändring av marginaleffekt (procentenheter) | -5,2 | -5,6 |
| Förändring av marginaleffekt (procent) | -14,0 | -14,9 |
| Nettotimlön före reform (kronor) | 83,7 | 84,9 |
| Förändring av nettotimlön (procent) | 8,7 | 9,2 |
| Arbetade timmar per år före reform | 1 815 | 1 951 |
| <i>De som inte får lägre marginaleffekt efter reformen:</i> | | |
| Förändring av genomsnittlig skatt (procentenheter) | -4,7 | -4,4 |
| Virtuell inkomst före reformen (kronor) | 105 442 | 117 247 |
| Förändring av virtuell inkomst (procent) | 19,2 | 17,4 |
| Arbetade timmar per år före reform | 2 132 | 2 184 |

Tabell 5.15 Förändring i arbetade timmar (procent), givet arbete före och efter reformen, när vi använder externa elasticiteter

| | Män | | | |
|--|--|-------|--|-------|
| | Löneelasticitet 0,05 och inkomstelasticitet: | | Löneelasticitet 0,10 och inkomstelasticitet: | |
| Kvinnor | 0 | -0,01 | 0 | -0,01 |
| Löneelasticitet 0,1 och inkomstelasticitet: -0,01 | 0,48 | 0,45 | 0,64 | 0,61 |
| inkomstelasticitet: -0,05 | 0,42 | 0,39 | 0,59 | 0,56 |
| Löneelasticitet 0,15 och inkomstelasticitet: -0,01 | 0,65 | 0,61 | 0,81 | 0,78 |
| inkomstelasticitet: -0,05 | 0,59 | 0,56 | 0,75 | 0,72 |

Hur ser då löneelasticiteten ut för den modell som används i den här rapporten? I avsnitt 5.1.2. såg vi att förändringen i arbetade timmar varierade mellan olika inkomstgrupper. Dessutom var förändringen påtagligt större för kvinnor (0,8 procent) än för män (0,4 procent). Detta antyder att elasticiteten kommer att variera över inkomstgrupper och kön. I *Tabell 5.16* visas de implicita löneelasticiteter som kan härledas från våra resultat. Här utgår vi från de individer som får en sänkt effektiv marginalskatt till följd av reformen (ca 76 procent av alla som arbetar). Elasticiteten beräknas som förändringen i arbetade timmar (procent) dividerat med förändringen i nettotimlön (procent). Sett som ett totalt genomsnitt är löneelasticiteten i storleksordningen 0,08. Som framgår av tabellen är elasticiteten för kvinnor nästan dubbelt så stor som elasticiteten för män. Som väntat är det i låginkomstgruppen som vi finner den största utväxlingen. För kvinnor (män) med låga inkomster är elasticiteten 0,35 (0,19). I medelinkomstgruppen är elasticiteterna mer beskedliga 0,07 för kvinnor och 0,04 för män. I höginkomstgruppen är elasticiteten obetydlig, under 0,02 för både kvinnor och män.²⁵

Tabell 5.16 Implicita löneelasticiteter för dem som arbetar och får sänkt effektiv marginalskatt

| Urval och inkomstklass | Förändring arbetade timmar (procent) | Förändring nettotimlön (procent) | Löne-elasticitet |
|------------------------|--------------------------------------|----------------------------------|------------------|
| <i>Kvinnor och män</i> | | | |
| Alla | 0,74 | 8,9 | 0,083 |
| Låg inkomst | 2,16 | 8,1 | 0,265 |
| Medelinkomst | 0,44 | 7,3 | 0,060 |
| Hög inkomst | 0,21 | 12,8 | 0,017 |
| <i>Kvinnor</i> | | | |
| Alla | 0,90 | 8,6 | 0,104 |
| Låg inkomst | 2,81 | 7,9 | 0,354 |
| Medelinkomst | 0,51 | 7,5 | 0,068 |
| Hög inkomst | 0,21 | 11,5 | 0,018 |
| <i>Män</i> | | | |
| Alla | 0,57 | 9,2 | 0,062 |
| Låg inkomst | 1,58 | 8,3 | 0,190 |
| Medelinkomst | 0,31 | 7,1 | 0,044 |
| Hög inkomst | 0,24 | 14,3 | 0,017 |

²⁵ Den relativt stora procentuella förändringen av nettotimlönen i höginkomstgruppen förklaras av att vissa individer får en kraftigt marginalskattesänkning till följd av den höjda skiktgränsen för statlig inkomstskatt.

Låt oss slutligen drista oss till att beräkna den genomsnittliga implicita inkomstelasticiteten. Här utgår vi endast från de individer som får en renodlad inkomsteffekt till följd av reformen. Denna grupp utgör ca 24 procent av alla som arbetar, och är naturligtvis en speciell grupp med relativt höga inkomster. Vi kan därför inte göra anspråk på att elasticiteten på något sätt skulle vara representativ för alla som arbetar. Den implicita inkomstelasticiteten beräknas som förändringen i arbetade timmar (procent) dividerat med förändringen i virtuell inkomst (procent) och uppgår till mycket måttliga $-0,007$ ($-0,12/17,9$).

5.3.2 Deltagande

Syftet med det här underavsnittet är att se om våra resultat med avseende på antalet individer som börjar arbeta till följd av skattereformen är rimliga utifrån kunskapsläget i den empiriska forskningslitteraturen. *Tabell D1* i Bilaga D visar resultaten från ett antal empiriska studier som studerat sambandet mellan deltagandefrekvens och förändringar i skatte- och transfereringssystemet. I dessa studier är deltagande i regel synonymt med att vara i arbete (dvs. individer som är arbetslösa eller frånvarande p.g.a. av sjukdom klassificeras inte som deltagande). Litteraturen består i huvudsak av studier som analyserar effekterna av olika skattereformer i USA under 1980- och 1990-talet. Kvasiexperimentella metoder (s.k. difference-in-difference-skattningar; se t.ex. Eissa & Liebman (1996)) jämför förändringen i deltagandefrekvens för en viss grupp som skattereformen avser att påverka (till exempel ensamstående kvinnor med barn) i förhållande till en kontrollgrupp (till exempel ensamstående kvinnor utan barn). En mer ambitiös ansats är att modellera skatte- och transfereringssystemet och dess incitamentseffekter i en strukturell modell för deltagande (Meyer & Rosenbaum (1999)) eller för både arbetade timmar och deltagande (van Soest et al (2002)).²⁶

Oavsett val av metod finner dessa studier ofta betydande deltagandeeffekter. Kleven & Kreiner (2003) definierar deltagandelasticiteten som kvoten mellan två förändringar: den relativa förändringen av sannolikheten att vara i arbete och den relativa förändringen av nettoinkomsten av att arbeta. De sammanfattar den

²⁶ Det bör noteras är att elasticiteterna är konstruerade på olika sätt i olika studier. Aaberge et al (2000) beräknar elasticiteten i en simulering av sin skattade strukturella modell. Elasticiteten är definierad som procentuell förändring i deltagande när alla skattesatser minskar med en procent. Van Soest et al (2002) går tillväga på samma sätt, men mäter förändringen i deltagande när alla bruttotimlöner ökar med en procent. Meghir & Philips (2008) definierar elasticiteten som procentuell förändring i deltagande när nettoinkomsten vid arbete ökar med en procent. Eissa & Hoynes (1998) definierar elasticiteten som procentuell förändring i deltagande när nettotimlönen, evaluerad vid genomsnittsskattesatsen för fulltidsarbete, ökar med en procent. De resterande elasticiteterna i Tabell A4 visar den procentuella förändringen i deltagande när den genomsnittliga skatten för de som arbetar sänks med en *procentenhet*.

empiriska litteraturen som följer: För män mellan 30 och 60 år är deltagandelasticiteten låg, ungefär 0,1. För kvinnor, yngre och de med potentiellt låg inkomst tenderar deltagandelasticiteten att ligga i intervallet 0,5–1,0. Kleven & Kreiners slutsats blir då att för en representativ individ borde en realistisk elasticitet ligga runt 0,2–0,3.

Gäller Kleven & Kreiners slutsats rörande deltagandelasticitetens storlek även för Sverige? Det finns i dagsläget inga svenska studier som explicit redovisar deltagandelasticiteter. Det finns emellertid skäl att tro att elasticiteten i Sverige eventuellt kan vara lite lägre. Jämfört med andra länder har Sverige redan i utgångsläget en relativt hög förvärvsfrekvens, i synnerhet bland kvinnor. Detta innebär att den potentiella arbetskraftsreserven är begränsad. Elasticiteter har därtill främst skattats på data för USA där lönebildningen är flexiblare och där det möjligen är lättare för relativt lågproduktiva nykomlingar på arbetsmarknaden att få ett jobb. Med hänvisning till bl.a. dessa argument väljer Konjunkturinstitutet att tillämpa en deltagandelasticitet på 0,1 när man beräknar sysselsättningseffekter av regeringens skattereformer.²⁷

I *Tabell 5.17* visas de implicita deltagandelasticiteter som kan härledas från resultaten i den här rapporten. Elasticiteterna visar den procentuella förändringen i deltagande, mätt som antalet personer i arbete, som följer av att nettovinsten för heltidsarbete (1 800 timmar per år) ökar med en procent. Eftersom inkomsten vid icke-arbete inte påverkas av skattereformen är den relativa förändringen av nettovinsten lika med den relativa förändringen av disponibel inkomst vid heltidsarbete. Den genomsnittliga deltagandelasticiteten på 0,10 i *Tabell 5.17* är i underkant av bedömningen i Kleven & Kreiner (2003), men exakt i nivå med den storlek på elasticiteten som Konjunkturinstitutet argumenterar för. Vi finner också att deltagandelasticiteten är större för kvinnor än för män. Detta ligger i linje med ett flertal empiriska studier som visar att kvinnors deltagande är känsligare för ekonomiska incitament. Sammantaget kan vi konstatera att rapportens resultat med avseende på antalet individer som börjar arbeta till följd av skattereformen tycks vara rimliga utifrån rådande kunskapsläge.

²⁷ Se Konjunkturinstitutet (2008). Konjunkturinstitutet tolkar elasticiteten som effekten på arbetskraftsdeltagandet. Eftersom den empiriska litteraturen i praktiken sätter likhetstecken mellan deltagande och att faktiskt vara i arbete finns det dock argument för att den återopade elasticiteten bör tolkas i termer av hur ekonomiska drivkrafter påverkar antalet individer i *arbete* snarare än antalet individer i *arbetskraften*.

Tabell 5.17 Deltagandeelasticiteter

| Urval | Deltagandeelasticitet |
|-----------------|-----------------------|
| Kvinnor och män | 0,10 |
| Kvinnor | 0,12 |
| Män | 0,08 |

Storleken på mikrosimuleringsmodellens deltagandeelasticiteter är naturligtvis i sin tur bl.a. beroende av de sannolikheter för arbetslöshet, sjukskrivning och sjuk/aktivitetsersättning som impliceras av modellens tre skattade logit-funktioner. *Tabell 5.18* visar antalet sjukskrivna, arbetslösa och personer med sjuk/aktivitetsersättning före och efter regeringens skattereform. Om de procentuella förändringarna i *Tabell 5.18* relateras till den procentuella förändringen av ersättningsgraden (se *Tabell 3.1*) erhålls de implicita elasticiteter som redovisas i *Tabell 5.19*. Elasticiteterna visar den procentuella förändringen för sannolikheten att observeras i en viss status när ersättningsgraden förändras med en procent. Elasticiteten är störst för sjukskrivna, 1,05, och lägst för personer med sjuk/aktivitetsersättning, 0,16. Elasticiteten för arbetslöshet är 0,55, dvs. arbetslösheten förväntas sjunka med 0,55 procent när ersättningsgraden vid arbetslöshet reduceras med en procent.

Tabell 5.18 Sjukskrivna, arbetslösa och personer med sjuk/aktivitetsersättning (SA), före och efter reformen

| Urval | Sjukskrivning | | Arbetslöshet | | SA | |
|-----------------|---------------|----------------------------------|--------------|----------------------------------|---------|----------------------------------|
| | Före | Efter (förändring procent) | Före | Efter (förändring procent) | Före | Efter (förändring procent) |
| Kvinnor och män | 159 031 | -7,6 | 212 744 | -4,0 | 314 336 | -1,1 |
| Kvinnor | 110 052 | -8,1 | 94 995 | -4,9 | 173 711 | -1,4 |
| Män | 48 979 | -6,5 | 117 750 | -3,2 | 140 624 | -0,8 |

Anm.: Skillnaden mellan före och efter visar bruttoförändringen, dvs. antalet individer som lämnar respektive status. För t.ex. arbetslöshet och sjukskrivning är nettoförändringen aningen mindre än bruttoförändringen, eftersom en del personer som ursprungligen har sjuk/aktivitetsersättning hamnar i arbetslöshet eller sjukskrivning och en del personer som ursprungligen är arbetslösa blir sjukskrivna.

Tabell 5.19 Elasticiteter med avseende på ersättningsgraden

| | Sjukskrivning | Arbetslöshet | SA |
|-----------------|---------------|--------------|------|
| Kvinnor och män | 1,05 | 0,55 | 0,16 |
| Kvinnor | 1,11 | 0,67 | 0,19 |
| Män | 0,90 | 0,44 | 0,12 |

Anm.: SA avser sjuk/aktivitetsersättning.

Är de beräknade elasticiteterna i Tabell 5.19 rimliga i förhållande till resultat i den empiriska forskningslitteraturen? Det finns ett relativt stort antal, såväl internationella som svenska, mikroekonometriska studier av arbetslöshetsersättningens incitaments effekter. Holmlund (1998) sammanfattade forskningsläget i slutet av 1990-talet och menade att resultaten inte var särskilt övertygande. En del studier finner ett positivt samband mellan ersättningsnivån och arbetslöshetstidens längd, medan andra redovisar resultat tyder på att arbetslöshetsförsäkringens generositet inte har någon, eller endast en försumbar, effekt på den tid individer är arbetslösa. Tre relativt färskaste studier baserade på svenska data bidrar knappast heller till att klargöra sambanden. Carling et. al. (2001) skattar effekterna på flödet från arbetslöshet till arbete av att ersättningsnivån i arbetslöshetsförsäkringen 1996 sänktes från 80 procent till 75 procent av tidigare inkomst.²⁸ Jämviktsarbetslöshetens elasticitet med avseende på förändringar i ersättningsgraden i arbetslöshetsersättningen beräknas till ungefär 1,5. Harkman (1997) studerar sänkningen i ersättningsnivån 1993.²⁹ Resultaten visar på knappt signifikanta effekter av ersättningsnivån. Røed et. al. (2002) identifierar effekten genom skillnader mellan ersättningsystemen i Norge och Sverige. De finner en signifikant effekt av ersättningsnivån, med en elasticitet på omkring 0,5. Utifrån rådande kunskapsläge tycks mikrosimuleringsmodellens elasticitet på 0,55 åtminstone inte vara direkt orimlig.

Socialförsäkringsutredningen (2006) diskuterar forskningen kring sjukfrånvaro och ekonomiska incitament. Man noterar att studierna skiljer sig åt med avseende på det statistiska underlaget, metod och mått. Vanligen analyseras antalet sjukdagar per individ och år, men även frånvarons uppdelning i långa och korta episoder, mönstret i hur frånvaroperioder avslutas etc. Trots skillnader i perspektivet är det tydligt att ekonomiska incitament spelar en viktig roll. Mikrosimuleringsmodellens elasticitet på 1,05 i Tabell 5.19 tycks vara konsistent med en sådan slutsats. Liksom i fallet med arbetslöshetsförsäkringen råder det dock osäkerhet i litteraturen om hur stor effekten är. I Johansson & Palme (1996) och Johansson & Brännäs (1998) ligger fokus på kortare sjukperioder och författarna finner substantiella effekter av förändringar i kostnaden för att sjukskriva sig bland svenska arbetare. I Johansson och Palme (1996) gäller t.ex. att genomsnittlig sjukfrånvaro för män minskar med 4,6 procent då självriskén ökar med 1 procent. Hesselius & Persson (2007) analyserar sjukperioder som är 91–360 dagar och finner att en ökning av ersättningsnivån med en procent leder till att antalet frånvarodagar minskar med 0,22 procent.

²⁸ Effekten identifieras genom en jämförelse med en grupp som inte påverkades av reformen – arbetslösa med tillräckligt höga tidigare inkomster för att vara bundna av taket för dagpenningen snarare än den maximala ersättningsgraden.

²⁹ Harkman identifierar effekten genom att använda en grupp utan arbetslöshetsersättning som kontrollgrupp.

Den låga elasticiteten för sjuk/aktivitetsersättning i Tabell 5.19 förefaller rimlig eftersom ekonomiska incitament sannolikt har en begränsad betydelse, i synnerhet för individer med en hög grad av arbetsförmåga. Här saknas i princip jämförbara forskningsstudier.

6 Avslutning

I BP07 och BP08 baserades Finansdepartementets bedömning av effekterna av regeringens reformer på inkomstskatteområdet i huvudsak på ekonomisk forskning. I korthet innebar detta att man på basis av empiriska forskningsresultat bildade sig en uppfattning om storleken på vissa elasticiteter och sedan applicerade dessa elasticiteter på en genomsnittlig representativ individ eller ett typhushåll. Finansdepartementet har emellertid fr.o.m. BP09 övergått till att beräkna de förväntade effekterna med hjälp av en s.k. mikrosimuleringsmodell. Mikrosimulering betyder att beräkningarna genomförs med detaljerad information på individ- och hushållsnivå, samtidigt som metoden beaktar att individer/hushåll är olika och att alla inte beter sig som en genomsnittlig representativ individ eller ett typhushåll. En annan fördel är att bedömningen inte längre behöver förlita sig på resultat från forskningslitteraturen, resultat som ofta inte är särskilt robusta och som i många fall bygger på föråldrade data och/eller data som inte alltid är relevanta för svenska förhållanden.

I den här rapporten presenteras den mikrosimuleringsmodell som Finansdepartementet använder för att kvantifiera effekterna av regeringens inkomstskattereformer. Rapporten fungerar även som ett detaljerat underlag till de beräkningar som redovisades i BP09. Sammanfattningsvis förväntas jobbskatteavdragets tre steg och den höjda skiktgränsen för statlig inkomstskatt leda till att antalet arbetstimmar ökar med 2,3 procent. Drygt 75 procent av ökningen förklaras med att fler personer arbetar efter reformen. Ökningen i antalet arbetstimmar är större för kvinnor, 2,8 procent, medan män ökar sina arbetstimmar med 1,9 procent. Av den totala ökningen i arbetade timmar kan drygt 70 procent tillskrivas beteendeffekter i den lägsta inkomstkvartilen.

Kvalitativt ligger de resultat som genereras av modellen i linje med vad vi bör förvänta oss utifrån kunskapsläget i den empiriska forskningslitteraturen, t.ex. att arbetsutbudet för kvinnor och låginkomsttagare är känsligare för ekonomiska incitament än arbetsutbudet för män respektive höginkomsttagare. Analysen i avsnitt 5.3 antyder att storleken på de beräknade effekterna också tycks vara rimliga i förhållande till kunskapsläget i litteraturen.

Referenser

- Aaerge, R., U. Colombino & S. Strøm (2000), "Labor Supply Responses and Welfare Effects from Replacing Current Tax Rules by a Flat Tax: Empirical Evidence from Italy, Norway and Sweden", *Journal of Population Economics* 13, 595–622.
- Ackum Agell S. & M. Apel, (1993), "Female Labor Supply and Taxes in Sweden – A Comparison of Estimation Approaches", *Essays on Work and Pay*, Economic Studies 15, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Ackum Agell, S. & C. Meghir (1995), "Male Labour Supply in Sweden: Are Incentives Important?", *Swedish Economic Policy Review* 2, 391–418.
- Allen, S. G. (1981), "An Empirical Model of Work Attendance", *The Review of Economics and Statistics*, 71, 77–87.
- Andersson, L. & M. Hammarstedt (2008), "Jobbavdragets effekter på invandrarkvinnors arbetsutbud", *Ekonomisk Debatt* 36:2, 33–42.
- Aronsson, T. & M. Palme (1998), "A Decade Of Tax And Benefit Reforms In Sweden – Effects On Labour Supply, Welfare And Inequality", *Economica* 65, 39–67.
- Aronsson, T, S. Blomquist & H. Sacklén (1999), "Identifying Interdependent Behavior in an Empirical Model of Labor Supply", *Journal of Applied Econometrics* 14, 627–626.
- Aronsson, T. & J. Walker, 2006, "Arbetsutbud, skattebas och ekonomisk politik", i Freeman, R, Swedenborg, B. & R. Topel (red.), *Att reformera välfärdsstaten*, SNS förlag, Stockholm.
- Barmby, T. A., J. Sessions & J. G. Treble (1994), "Absenteeism, Efficiency Wages and Shirking", *Scandinavian Journal of Economics*, 96, 561–566.
- Blau, F.D. & L.M. Kahn (2005), "Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women 1980–2000", NBER Working Paper 11230.
- Blomquist, S. (1983), "The Effect of Income Taxation on the Labor Supply of Married Men in Sweden", *Journal of Public Economics* 22, 169–197.

- Blomquist, S. & U. Hansson-Brusewitz (1990) "The Effect of Taxes on Male and Female Labor Supply in Sweden", *Journal of Human Resources* 25, 317–357.
- Blomquist, S. (1996), "Estimation Methods for Male Labour Supply Functions: How to Take Account of Non-Linear Taxes", *Journal of Econometrics* 70, 383–405.
- Blomquist, S. & W. Newey (2002), "Nonparametric Estimation with Nonlinear Budget Sets", 2002, *Econometrica* 70, 2455–2480.
- Blundell, R., A. Duncan, J. McCrae & C. Meghir (2000), "The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit", *Fiscal Studies*, Institute for Fiscal Studies, vol. 21(1), 75–103.
- Blundell, R. och H. Hoynes (2004), "Has In-Work Benefit Reform Helped the Labour Market?", i Card, D., R. Blundell, R.B. Freeman (red.), *Seeking a Premiere Economy: The Economic Effects of British Economic Reforms 1980–2000*, University of Chicago Press, 410–460.
- Bound, J. & R. V. Burkhauser (1999), "Economic Analysis of Transfer Programs Targeted on People with Disabilities", i Ashenfelter, O. & D. Card (red.), *Handbook of Labor Economics* vol 3, 3417–3528.
- Carling, K., B. Holmlund & A. Vejsiu (2001), "Do Benefit Cuts Boost Job Findings? Swedish Evidence from the 1990s", *The Economic Journal* 111, 766–90.
- Dickert, S., S. Houser & J.K. Scholz (1995), "The Earned Income Tax Credit and Transfer Programs: A Study Of Labor Market and Program Participation", i J. Poterba (red.), *Tax Policy and Economy* 9th ed., 1–50.
- Eissa, N. & J.B. Liebman (1996), "Labor Supply Response To The Earned Income Tax Credit", *Quarterly Journal of Economics* 61, 605–637.
- Eissa, N & H. Hoynes (1998), "The Earned Income Tax Credit and the Labor Supply Of Married Couples", NBER Working Paper 6856.
- Eissa, N, H.J. Kleven & C.T. Kreiner (2004), "Welfare Effects of Tax Reform, and Labor Supply at the Intensive and Extensive Margin", i J. Agell and P.B. Sørensen (red.), *Tax Policy and Labour Market Performance*, MIT Press.
- Ericson, P, & J. Hansen (1996), "Women Are Different: Taxes and Female Labor Supply when Preferences Differ", manuskript, Handelshögskolan vid Göteborgs universitet.

- Flood, L., J. Hansen & R. Wahlberg (2004), "Household Labor Supply And Welfare Participation In Sweden", *Journal Of Human Resources* 39, 1008–1032.
- Flood, L., E. Pylkkänen & R. Wahlberg (2007), "From Welfare to Work: Evaluating a Proposed Tax and Benefit Reform Targeted at Single Mothers in Sweden", *Labour*, Vol. 21 (3), 443–471.
- Forslund, A. (2008), "Den svenska jämviktsarbetslösheten: en översikt", Finanspolitiska Rådet, Studier i Finanspolitik 2008/4.
- Harkman, A. (1997), "Arbetslöshetsersättning och arbetslöshetstid – vilken effekt hade sänkningen från 90 till 80 procents ersättningsnivå?", i A. Harkman, F. Jansson, K. Källberg och L. Öhrn (red.), *Arbetslöshetsersättningen och arbetsmarknadens funktionssätt*, Ams, Stockholm.
- Heckman, J. & B.L. Singer (1984), "A Method for Minimizing the Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data", *Econometrica* 52, 271–320.
- Heim, B.T. (2007), "The Incredible Shrinking Elasticities: Married Female Labor Supply, 1978–2002", *Journal of Human Resources* 42, 881–918.
- Hesselius, P. & M. Persson (2007), "Incentive and Spill-Over Effects of Supplementary Sickness Compensation", Working paper 2007:16, IFAU.
- Holmlund, B. (1998), "Unemployment Insurance in Theory and Practice", *Scandinavian Journal of Economics* 100(1), 113–141.
- Holmlund, B. & M. Söderström (2007), "Estimating Income Responses to Tax Changes: A Dynamic Panel Data Approach", Working Paper 2007:25, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Hotz, V.J. & J.K. Scholz (2000), "The Earned Income Tax Credit", NBER Working Paper 8079.
- Johansson, P. & K. Brännäs (1998), "A household model for work absence", *Applied Economics* 30, 1493–1503.
- Johansson, P. & M. Palme (1996), "Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data", *Journal of Public Economics* 59, 195–218.
- Keane, M. & R. Moffitt (1998), "A Structural Model of Multiple Welfare Program Participation and Labor Supply", *International Economic Review* 39(3), 553–589.

- Kleven, H.J. & C.T. Kreiner (2003), "The Marginal Cost of Public Funds in OECD Countries: Hours Of Work Versus Labour Force Participation", CESifo Working Paper No. 935.
- Kolm, A.-S. & M. Tonin (2008), "In-Work Benefits in Search Equilibrium", manuskript, Nationalekonomiska institutionen, Stockholms universitet.
- Konjunkturinstitutet (2008), "Yttrande om promemorian 'Sänkt skatt på förvärvsinkomster' (Fi2008/3981)", Konjunkturinstitutet.
- Kreider, B. (1999), "Social Security Disability Insurance: Applications, Awards, and Lifetime Income Flows", *Journal of Labor Economics* 17, 784–827.
- Krueger, A. & B. Meyer (2002), "Labor Supply Effects of Social Insurance", NBER Working Paper 9014.
- Ljunge, M. & K. Ragan (2004), "Who Responded to the Tax Reform of the Century?", University of Chicago, working paper.
- Meghir, C. & D. Philips (2008), "Labour Supply and Taxes", IZA Discussion Paper Series, No 3405.
- Meyer, B. & D. Rosenbaum (2001), "Welfare, The Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply Of Single Mothers", *Quarterly Journal of Economics* 66, 1063–1114.
- Moffitt, R. (1983), "An Economic Model of Welfare Stigma", *American Economic Review* 73, 1023–1035.
- Mortensen, D. (1977). "Unemployment Insurance and Job Search Decisions", *Industrial and Labour Relations Review* 30, 505–517.
- Røed, K., P. Jensen, & A. Thoursie (2002), "Unemployment Duration, Incentives And Institutions – A Micro-Econometric Analysis Based on Scandinavian Countries", Memorandum 9/2002, Department of Economics, University of Oslo.
- Sacklén, H (1996), "Labor Supply, Income Taxes And Quantity Constraints In Sweden", *Essays on Empirical Models of Labor Supply*, Economic Studies 27, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Selén, J. (2004), "Taxable Income Responses to Tax Changes: A Panel Analysis of the 1991 Swedish Tax Reform", FIEF Working paper 177.
- Skogman Thoursie, P. (1999), *Disability and Work in Sweden*. Institutet för Social Forskning avhandlingsserie nr. 39, Stockholms universitet.
- Socialförsäkringsutredningen (2006), *Vad säger ekonomerna? En forskningsöversikt*, Samtal om socialförsäkring Nr 9.

Studieförbundet Näringsliv och Samhälle (SNS) (2008), *Vägar till full sysselsättning*, Konjunkturrådets rapport 2008.

Van Soest, A., M. Das & X. Gong (2002), "A Structural Labour Supply Model With Flexible Preferences", *Journal of Econometrics*, 107, 345–374.

Bilaga A Den strukturella arbetsutbudsmodellen

Individer antas kunna välja antal arbetstimmar, b , från den diskreta valmängden $\{b_1, b_2, \dots, b_s\}$. Vi använder en s.k. trans-log nyttofunktion för att beskriva hushållets preferenser över inkomst, fritid och mottagande av försörjningsstöd. För sammanboende skrivs nyttofunktionen som:

$$\begin{aligned}
 (A1) \quad U(C_{j,k}, T - h_{H,j}, T - h_{W,k}) = & \alpha_1 \log C_{j,k} + \alpha_{11} (\log C_{j,k})^2 + \alpha_2 \log(T - h_{H,j}) + \\
 & + \alpha_{22} (\log(T - h_{H,j}))^2 + \alpha_3 \log(T - h_{W,k}) + \alpha_{33} (\log(T - h_{W,k}))^2 + \\
 & + \alpha_{12} \log C_{j,k} \log(T - h_{H,j}) + \alpha_{13} \log C_{j,k} \log(T - h_{W,k}) + \\
 & + \alpha_{23} \log(T - h_{H,j}) \log(T - h_{W,j}) - \alpha_4 dF_{j,k} - FC_H dFC_H - FC_W dFC_W
 \end{aligned}$$

där $\log C$ är logaritmen av hushållens disponibla inkomst, $\log(T - b)$ är logaritmen av fritid, index H och W representerar man respektive kvinna och j och k indikerar mannens respektive kvinnans diskreta arbetstidsklass. T är den totala tid som är tillgänglig för varje individ, och den sätts till 4 000 timmar per år. dF är en binär variabel som tar värdet ett när vi inkluderar försörjningsstöd (givet att hushållet är berättigat till det) i hushållets budgetrestriktion, noll annars. Försörjningsstöd förväntas ha en negativ nyttoeffekt via "stigma-parametern" α_4 , men en positiv effekt via disponibel inkomst. Den relativa storleken på dessa två effekter bestämmer huruvida väljer att ta emot försörjningsstöd. dFC är en binär variabel som är ett om arbetstiden är positiv, noll annars. Denna variabel möjliggör en negativ nyttoeffekt av att börja arbeta, dvs. en "fix cost" av arbete. För ensamhushållen, t.ex. ensamstående män, har vi på motsvarande sätt följande nyttofunktion:

$$\begin{aligned}
 (A2) \quad U(C_j, T - h_j) = & \alpha_1 \log C_j + \alpha_{11} (\log C_j)^2 + \alpha_2 \log(T - h_j) + \\
 & + \alpha_{22} (\log(T - h_j))^2 + \alpha_{12} \log C_j \log(T - h_{H,j}) - \alpha_4 dF_j - FC * dFC
 \end{aligned}$$

För att vi ska få en mer flexibel modell tillåter vi att parametrarna för fritid och utnyttjande av försörjningsstöd är en funktion av observerbar och icke observerbar heterogenitet. För sammanboende har vi

$$\alpha_2 = \sum_{k=1}^K \alpha_{2,k} X_{H,k} + \phi_H$$

$$\alpha_3 = \sum_{k=1}^K \alpha_{3,k} X_{W,k} + \phi_W$$

$$(A3) \quad \alpha_4 = \sum_{j=1}^J \alpha_{4,j} Z_j + \phi_F$$

och för de ensamstående hushållen, t.ex. ensamstående män, har vi således enbart:

$$\alpha_2 = \sum_{k=1}^K \alpha_{2,k} X_{H,k} + \phi_H$$

$$(A4) \quad \alpha_4 = \sum_{j=1}^J \alpha_{4,j} Z_j + \phi_F$$

Elementen i Z och X består av observerbara karakteristika såsom ålder, ålder i kvadrat, antal barn samt indikatorer för boenderegion, immigrantstatus och utbildningsnivå. För att ta hänsyn till den icke-observerbara heterogeniteten antar vi att det förekommer N olika typer av hushåll med avseende på icke-observerbara preferenser $\{\phi_H, \phi_W, \phi_F\}$. Varje typ observeras med en sannolikhet π_n (där $\pi_n > 0$ och $\sum \pi_n = 1, n = 1, \dots, N$).³⁰

Sammanboende väljer antal arbetstimmar, och eventuellt mottagande av försörjningsstöd, genom att maximera nyttofunktionen i (A1) givet budgetrestriktionen

$$(A5) \quad C_{j,k} = C_{H,j} + C_{W,k} + F_{j,k}(C_{H,j}, C_{W,k})dF_{j,k} + G_{j,k}(C_{H,j}, C_{W,k})$$

där $C_{j,k}$ är hushållets disponibla inkomst om mannen och kvinnan väljer arbetstidsklass j respektive k , $G_{j,k}$ är hushållsspecifika inkomstberoende bidrag/subventioner (t.ex. bostadsbidrag och barnomsorgsavgifter), $F_{j,k}$ är försörjningsstöd och $dF_{j,k}$ en indikator för mottagande av försörjningsstöd (0,1). Mannens nettoinkomst givet arbetstidsklass j , $C_{H,j}$, ges av

$$(A6) \quad C_{H,j} = W_H h_{H,j} + Y_H^T + Y_H^{NT} - t(W_H h_{H,j}, Y_H^T, D_{H,j})$$

³⁰ Detta sätt att representera icke-observerbar heterogenitet introducerades av Heckman & Singer (1984), och de visade också att även om den underliggande fördelningen är kontinuerlig så kan den diskreta ansatsen vara en god approximation.

där W_H är bruttotimplönen, $b_{H,j}$ är årsarbetstiden givet arbetstidsklass j , YT_H den beskattningsbara arbetsfria inkomsten, YNT_H den icke-beskattade arbetsfria inkomsten, $D_{H,j}$ är avdrag och $t(\cdot)$ inkomstskattefunktionen. Kvinnans nettoinkomst givet arbetstidsklass k , $C_{W,k}$, beräknas på motsvarande sätt. Singelhushåll väljer antal arbetstimmar, och eventuellt mottagande av försörjningsstöd, genom att maximera nyttofunktionen i (A2) givet budgetrestriktionen för singelhushåll som är analog med budgetrestriktionen i (A5).

För att kunna estimerera modellen lägger vi till en slumpterm för varje diskret klass i nyttofunktionen. För t.ex. ensamstående män erhålls

$$(A7) \quad U_{j,q} = U(C_{j,q}, T - h_{H,j}) + \eta_{j,q}$$

där j indikerar hushållets arbetsutbud och q om hushållet är mottagare av försörjningsstöd ($q=1$) eller ej ($q=2$). Vi antar att η är fördelad enligt en typ I extremvärdesfördelning.

I den modell som vi skattar och sedan använder i våra simuleringar består individernas valmängd för arbetstimmar $\{b_1, b_2, \dots, b_s\}$ av 13 olika alternativ: 0, 10, 20, 30, 35, 37, 39, 40, 41, 43, 45, 50 och 55 timmar per vecka. Uttryckt i årsarbetstimmar motsvarar det (multiplicera med 52) 0, 520, 1040, 1560, 1820, 1924, 2028, 2080, 2132, 2236, 2340, 2600 och 2860 timmar per år. För sammanboende innebär det att budgetmängden består av $13 \cdot 13 = 169$ möjliga punkter. Därtill kommer att budgetmängden måste evalueras både med och utan försörjningsstöd (givet att hushållet är berättigat till stödet), eftersom hushållet kan välja att ta emot/inte ta emot försörjningsstöd. Detta innebär att budgetmängden för sammanboende maximalt består av $13 \cdot 13 \cdot 2 = 338$ möjliga punkter. För ensamhushåll består budgetmängden maximalt av $13 \cdot 2 = 26$ möjliga punkter.

För sammanboende tillåter den skattade modellen sex olika typer av hushåll med avseende på icke-observerbara preferenser. För singelhushåll begränsar vi oss till fyra olika uppsättningar icke-observerbara preferenser.

Bilaga B Skattade parametrar

Tabell B1 Skattade parametrar i den strukturella arbetsutbudsmodellen (urval)

| Parameter | Hushållstyp | | | | | | | |
|---------------|---------------------|--------|----------------------|--------|------------------|--------|--------------|--------|
| | Ensamstående mödrar | | Ensamstående kvinnor | | Ensamstående män | | Sammanboende | |
| | estimat | t-kvot | estimat | t-kvot | estimat | t-kvot | estimat | t-kvot |
| α_1 | 10,14 | 1,84 | 10,28 | 6,81 | 2,84 | 5,79 | 19,93 | 17,43 |
| α_{11} | 0,07 | 0,03 | 1,06 | 9,14 | 0,33 | 8,59 | 1,77 | 14,98 |
| α_{22} | - | - | - | - | -6,22 | -9,70 | -10,43 | -14,01 |
| α_{33} | -18,30 | -7,24 | -9,54 | -7,70 | - | - | -17,65 | -25,80 |
| α_{12} | - | - | - | - | -0,37 | -2,20 | -1,71 | -10,03 |
| α_{13} | 0,95 | 0,71 | -1,30 | -3,37 | - | - | -1,67 | -8,73 |
| α_{23} | - | - | - | - | - | - | 1,18 | 4,42 |
| FC_H | - | - | - | - | 3,03 | 13,04 | 7,02 | 21,38 |
| FC_W | 3,56 | 5,54 | 3,01 | 6,90 | - | - | 5,56 | 26,13 |
| $-\ln L/n$ | 2,277 | | 2,290 | | 2,416 | | 4,406 | |
| antal obs. | 479 | | 1739 | | 2593 | | 4125 | |

Anm.: $\ln L$ är log-likelihoodfunktionens värde i optimum och n är urvalsstorleken.

Bilaga C Löneelasticiteter i ett urval av studier på svenska data

Tabell C1 Skattade (okompenserade) löneelasticiteter för män, svenska data

| Studie | Data | Elasticitet | Kommentar |
|--------------------------------------|---|--------------------------|--------------------------------------|
| Blomquist & Hansson-Brusewitz (1990) | tvärsnitt, LNU 1981, gifta/samboende | 0,08-0,13 | |
| Blomquist (1983) | tvärsnitt, LNU 1974, gifta/samboende | 0,08 | |
| Blomquist & Newey (2002) | tvärsnitt, LNU 1974, 1981, 1990, gifta/samboende | 0,075-0,12 | parametrisk/icke-parametrisk modell |
| Ackum Agell & Meghir (1995) | panel, Sveriges Verkstadsförening 1975,1980,1985, | 0,05-0,14 | dynamisk |
| Sacklén (1996) | tvärsnitt, LNU 1981, gifta/samboende | 0,08-0,16 | med/utan kvantitetsrestriktioner |
| Aronsson, Blomquist & Sacklén (1999) | tvärsnitt, LNU 1974, 1981, 1990, gifta/samboende | 0,06-0,19 | med/utan interdependenta preferenser |
| Aronsson & Palme (1998) | tvärsnitt, LNU 1981, gifta/samboende | 0,12, -0,07 ^a | hushållsmodell |
| Flood, Hansen & Wahlberg (2004) | tvärsnitt, Hink 1993, 1999, gifta/samboende | 0,05 ^b | hushållsmodell, diskret valmodell |

a. Korslöneelasticitet, dvs. elasticiteten med avseende på makens marginallön.

b. Elasticiteten gäller med avseende på en marginell förändring av bruttolönen.

Tabell C2 Skattade (okompenserade) löneelasticiteter för kvinnor, svenska data

| Studie | Data | Elasticitet | Kommentar |
|--------------------------------------|--|---------------------------|--------------------------------------|
| Blomquist & Hansson-Brusewitz (1990) | tvärsnitt, LNU 1981 gifta/samboende | 0,10-0,75 | |
| Ackum Agell & Apel (1993) | tvärsnitt, HUS 1983, gifta/samboende | 0,11-0,23 | |
| Ericson, P, & J. Hansen (1996) | tvärsnitt, Hus 1984, gifta/samboende | 0,00 | kontinuerlig/diskret valmodell |
| Aronsson & Palme (1998) | tvärsnitt, LNU 1981, gifta/samboende | 0,44 , -0,21 ^a | hushållsmodell |
| Flood, Pylkkänen & Wahlberg (2007) | tvärsnitt, Linda 1999, ensamstående mödrar | 0,62 ^b | diskret valmodell |
| Flood, Hansen & Wahlberg (2004) | tvärsnitt, Hink 1993, 1999, gifta/samboende | 0,10 ^b | hushållsmodell, diskret valmodell |
| Andersson & Hammarstedt (2008) | tvärsnitt, Linda 2004, ensamstående invandrarkvinnor | 0,05 ^b | diskret valmodell |

a. Korslöneelasticitet, dvs. elasticiteten med avseende på makens marginallön.

b. Elasticiteten gäller med avseende på en marginell förändring av bruttolönen.

Bilaga D Deltagandeeasticiteter i ett urval av studier på utländska data

Tabell D1 Elasticiteter med avseende på deltagande

| Studie | Population | Data: land/år | Metod | Elasticitet | Beräkning av elasticitet |
|---|------------------------------|--------------------------|------------------------------------|---|---|
| Aaberge, R., U. Colombino & S. Strøm (2000) | Gifta män och kvinnor | Norge 1986 | Strukturell modell | 0,37 för kvinnor 0,17 för män | $\Delta P\% / \Delta t\%$ (alla skattesatser, t, minskar med 1%) |
| Van Soest, Das & Gong (2002) | Gifta kvinnor | Holland 1995 | Strukturell modell | 0,67 | $[\Delta P\%] / [\Delta w\%]$ (w=bruttolön) |
| Meghir & Philips (2008) | Män | UK 1994-2004 | Strukturell modell | 0,1-0,4 för ensamstående, 0,05-0,4 för gifta/samboende | $[\Delta P\%] / [\Delta c\%]$ (c=nettoinkomst vid arbete) |
| Eissa & Hoynes (1998) | Gifta par, utbildning <12 år | USA 1985-1997 | Difference-in-difference estimator | 0,29 för kvinnor 0,03 för män | $[\Delta P\%] / [\Delta w(1-\tau)\%]$ (τ =genomsnittlig skattesats vid fulltidsarbete) |
| Meyer & Rosenbaum (2001) | Ensamstående mödrar | USA 1985-1997 | Strukturell modell | 0,69 | $[\Delta P\%] / [\Delta T/wh]$ (T=skatt vid arbete) |
| Dickert, Houser & Scholz (1995) | Ensamstående föräldrar | USA 1990 | Strukturell modell | 0,35 | $[\Delta P\%] / [\Delta T/wh]$ (T=skatt vid arbete) |
| Keane & Moffitt (1998) | Ensamstående mödrar | USA 1994 | Strukturell modell | 0,96 | $[\Delta P\%] / [\Delta T/wh]$ (T=skatt vid arbete) |
| Eissa & Liebman (1996) | Ensamstående mödrar | USA 1985-1987, 1989-1991 | Difference-in-difference estimator | 1,16 | $[\Delta P\%] / [\Delta T/wh]$ (T=skatt vid arbete) |