NATIONALEKONOMISKA INSTITUTIONEN

Uppsala universitet

Examensarbete D

Författare: Martin Ottosson

Handledare: Che-Yuan Liang

Höstterminen 2010

Jobbskatteavdraget och dess effekter på sysselsättningen

- En difference-in-differences analys av reformens tre första år

Sammanfattning

I denna studie undersöks hur införandet av jobbskatteavdraget 2007 och de två utbyggnaderna 2008-2009 påverkade arbetsmarknaden i form av sysselsättning, arbetslöshet, långtidsarbetslöshet och sysselsättning i åldersgruppen 55-64 år. Med utgångspunkt från en tillämpning av konsumtionsteorin, med arbetsutbudet i fokus, så görs en *difference-in-differences* analys av reformens tre första år i jämförelse med tre år innan dess införande. Resultaten visar att införandet av jobbskatteavdraget har haft en positiv effekt på arbetsmarknaden i form av en större andel av befolkningen i arbete, medan ytterliggare steg av jobbskatteavdraget ger estimat som tyder på att effekten blir en minskad aktivitet på arbetsmarknaden.

Nyckelord: jobbskatteavdraget, arbetsutbud, sysselsättning, arbetslöshet, substitutionseffekten, inkomsteffekten, difference-in-differences, fixed effect modell, kvasi-experiment.

Innehållsförteckning

Inleaning	4
Bakgrund	7
Teoretisk modell	9
Empirisk strategi	17
Data	19
Resultat	21
Sysselsättningen	22
Arbetslösheten	24
Långtidsarbetslösheten	26
Sysselsättningen för åldersgruppen 55-64 år	27
Slutsatser	29
Referenser	31
Appendix	32

Inledning

Regeringen införde den 1 januari 2007 det första steget av jobbskatteavdraget (Skatteverket, 2010). Detta var början på och en viktig del av regeringens nya arbetslinje, där man ville få svenskarna att gå från bidragsberoende till deltagande på arbetsmarknaden. Jobbskatteavdraget har sedan förstärkts till ett andra, tredje och fjärde steg, som började gälla den 1 januari 2010, och ett femte steg planeras att införas (Moderaterna, 2010). Enligt regeringen så är jobbskatteavdraget den enskilt viktigaste åtgärden i deras politik för att få fler i arbete och minska utanförskapet (Sverige. Regeringen, 2008). Idén är att det ska bli mer attraktivt att arbeta när skatten på förvärvsarbete sänks och reformen är särskilt riktad till låg- och medelinkomsttagare. I kombination med en lägre arbetslöshetsersättning så ska incitamenten stärkas för att gå från arbetslöshet till deltagande på arbetsmarknaden och dessutom så ska de som redan arbetar, genom en lägre marginalskatt, få starkare skäl att arbeta flera timmar, t.ex. att börja arbeta heltid istället för deltid.

Jobbskatteavdraget är ingen ovanlig reform internationellt sett. Liknande åtgärder finns också i Australien, Belgien, Danmark, Finland, Frankrike, Irland, Kanada, Korea, Japan, Nederländerna, Nya Zeeland, Slovakien, Storbritannien, Tyskland, Ungern och USA (Finanspolitiska rådet, 2010). Den mest kända är *Earned Income Tax Credit*, EITC, som infördes 1975 i USA. Där betalas skatteavdraget istället ut som ett bidrag till hushåll och för att få det maximala beloppet krävs också att det finns barn i hushållet som ska försörjas. Tanken med det är att åtgärden där mera handlar om att minska inkomstspridningen medan syftet i EU-länderna oftare är att öka sysselsättningen, vilket gör att det enbart är individens inkomst som avgör om man är kvalificerad för subventionen. En viktigt skillnad mot de flesta länder som har någon typ av *In-Work benefits* är att det svenska jobbskatteavdraget ges till alla som har en inkomst från arbete, oavsett hur mycket man tjänar. Det fasas alltså inte ut när inkomsten når en viss nivå för att sedan försvinna helt (Finanspolitiska rådet, 2010).

En utvärdering av reformer som jobbskatteavdraget är viktig därför att teorin om hur arbetsutbudet påverkas av en sådan skattelättnad, inte ger något bestämt svar på om nettoeffekten är positiv eller negativ, d.v.s. om folk faktiskt väljer att arbeta mer eller mindre. I allmänhet är det också viktigt att göra oberoende granskningar av regeringens finanspolitik, för att se huruvida deras politik på ett effektivt sätt når de uttalade målen och i synnerhet är det viktigt att utvärdera just jobbskatteavdraget då det är en så stor och kostsam del av de åtgärder som finns för att få fler individer in på arbetsmarknaden. När reformen infördes år 2007 så minskade skatteintäkterna från

inkomst med ca 40 miljarder kronor per år och de två kommande åren sänktes skatten med ytterliggare ca 10 miljarder kronor per år. Den direkta budgetkostnaden¹ uppgår till hela 2,3 procent av BNP, vilket är en betydligt större andel än i andra OECD länder med jobbskatteavdragslika reformer (Finanspolitiska rådet, 2010).

Det har tidigare gjorts många studier av vad skattereformer liknande jobbskatteavdraget har för incitamentseffekter och hur arbetsmarknaden påverkas. En av dessa är Nada Eissa och Jeffrey B. Liebman (1996), som undersökte vad reformen Tax Reform Act 1986, en expansion av EITC, hade för effekter på arbetskraftsdeltagandet och antalet arbetstimmar för ensamstående mödrar i USA. Deras studie är särkilt intressant eftersom man precis som i den här studien använde en differencein-differences ansats. De jämförde arbetsutbudet för behandlingsgruppen ensamstående mödrar med barn, som var behöriga för bidraget, med kontrollgruppen ensamstående mödrar utan barn, som inte var behöriga för EITC. För att öka trovärdigheten med konsekventa skattningar så lät man behandlings- och kontrollgruppen variera med olika utbildningsnivåer för de deltagande. Man varierade också om kontrollgruppen hade barn eller inte och dessutom kontrollerade man för andra variabler som kan påverka arbetsutbudet, som arbetslöshet i delstaten, familjestorlek, ålder m.m. I den här studien om jobbskatteavdraget kommer kontrollgruppen också att variera och dessutom kommer ytterliggare kontrollvariabler att användas i viss mån. Men eftersom studien inte görs med individdata, så begränsas möjligheterna och den enda variationen som görs av behandlingsgruppen är om data för regioner eller länder används. Eissa och Liebmans studie kommer i övrigt fram till att expansionen av EITC ökade arbetskraftsdeltagandet med upp till 2,8 procent, från 73,0 till 75,8 procent. Gruppen singelmödrar med den lägre utbildningsnivån hade en ökning på hela 6,1 procent. Uppmuntrande, tyckte dem, eftersom den gruppen är den mest troliga att påverkas av reformen. Vidare hittades inga bevis på att antalet arbetstimmar skulle minska för de som redan arbetar.

För en utvärdering av reformer i Storbritannien är Richard Blundell och Hilary Hoynes (2004) ett bra alternativ. De beskriver hur *in-work benefits* fick en ökande betydelse i Storbritannien under 1980- och 1990-talet. Den första stora reformen *Family Credit*, FC, kom 1988 och den blev år 1999 utbytt av *Working Families Tax Credit*, WFTC, som året senare utgick till över en miljon personer. Målet med skattereformerna var att få en betydande ökning av sysselsättningen för ensamstående föräldrar och arbetslösa par. Däremot så fick man inte samma positiva resultat som i USA där EITC samtidigt slog igenom och syftet med deras studie är att undersöka varför åtgärderna inte fick samma genomslag i Storbritannien. För det första så kommer de fram till att interaktionen med

¹ Den direkta budgetkostnaden tar inte hänsyn till att kostnader för andra sociala bidragssystem minskar eller att skatteintäkterna ökar om fler personer arbetar.

andra skatte- och bidragssystem fungerar dåligt. WFTC räknas som inkomst i Storbritannien till skillnad från USA, vilket gör att de som t.e.x. har bostadsbidrag, de som får bidrag från *The Housing Benefit Program*, inte längre blir behöriga för detta eller får kraftiga neddragningar av bidraget. Fördelarna av att arbeta blir då inte längre särskilt stora. Det andra skälet är att arbetslöshetsersättningar, *out-of-work benefits*, behålls på samma nivå som tidigare eller t.o.m. höjs vilket knappast skapar incitament att gå in på arbetsmarknaden. I USA däremot så har man samtidigt som införandet av EITC dragit ner på dessa ersättningar, vilket ytterliggare minskar det relativa värdet av att vara arbetslös. Författarna menar att kombinationen av dessa två faktorer är av stor betydelse för den svaga sysselsättningsutvecklingen. Studien är intressant då den visar att ett jobbskatteavdrag som inte koordineras med utformningen av bidragssystem, troligtvis skulle få mindre önskade effekter. Detta har man därför tagit hänsyn till i Sverige.

I studier av jobbskatteavdragsreformer är ett alternativ till DiD att göra mikrosimuleringsstudier, där man redan innan införandet kan beräkna vad olika konstruktioner av reformen förväntas få för effekter på arbetsutbudet. I en studie av Lennart Flood, Roger Wahlberg och Elina Pylkkänen (2007) så utvärderas en hypotetisk reform, liknande EITC i USA och WFTC i Storbritannien. Reformen riktas mot ensamstående mödrar i Sverige och den är tänkt att vara självfinansierad då totala utgifter för bidrag tros minska och den är utformad som en kombination av lägre skatter, en åtstramning av försörjningsstödet och lägre dagisavgifter. Med hjälp av databasen LINDA och mikrosimuleringsmodellen FASIT kommer man fram till att antalet arbetstimmar i genomsnitt ökar med 7 procent (varav ökningen i låg-inkomst hushåll var 50 procent), samtidigt som bidragsberodendet minskade med 40 procent och att kostnaderna för dessa minskade med 50 procent, vilket gjorde att nettokostnaden för reformen faktiskt blev noll. De allra flesta skulle gynnas av reformen, förutom de mödrar som varken arbetade innan eller efter införandet. Den gruppen bestod till stor del av utrikesfödda unga kvinnor med låg utbildning och de skulle förlora 10 procent av sitt försörjningsstöd, givet att de var behöriga för detta. Man kommer således fram till att reformen skulle behöva kombineras med andra program som också riktade sig mot de allra svagaste.

Ann-Sofie Kolm och Mirco Tonin (2010) använder matematiska bevis och en mikrosimuleringsmodell i en annan studie och kommer fram till att *in-work benefits* ökar arbetskraftsdeltagandet, sysselsättningen och sökintensiteten av de arbetslösa, samtidigt som löner och arbetslösheten minskar. Vidare så visar de att de positiva effekterna på sysselsättning och deltagande i arbetskraften blir större, när de låter löner variera jämfört med en modell då löner hålls

konstanta. De visar också att man kan förvänta sig större positiva sysselsättningseffekter om man inte har några bestämda minimilöner.

Syftet med denna uppsats är att undersöka hur jobbskatteavdraget faktiskt har påverkat deltagandet på arbetsmarknaden i Sverige och det är de tre första åren från 2007-2009 som analyseras. Med olika *fixed effects* modeller så kommer estimat till fyra olika mått som är kopplade till arbetsutbudet att tas fram: sysselsättning, arbetslöshet, långtidsarbetslöshet och slutligen, sysselsättning i åldersgruppen 55-64 år. Data för dessa variabler kommer från *Eurostat* och i analysen kommer en behandlingsgrupp som gäller för Sverige att jämföras med en kontrollgrupp som med varierande utformning består av andra länder i Europa som inte har haft någon reform liknande jobbskatteavdraget. Resultaten varierar beroende på hur kontrollgruppen utformas, men de mest trovärdiga skattningarna visar genomgående att införandet av jobbskatteavdraget har haft en positiv effekt på arbetsmarknaden i form av en större andel av befolkningen i arbete, medan ytterliggare steg av jobbskatteavdraget ger estimat som tyder på att effekten blir en minskad aktivitet på arbetsmarknaden.

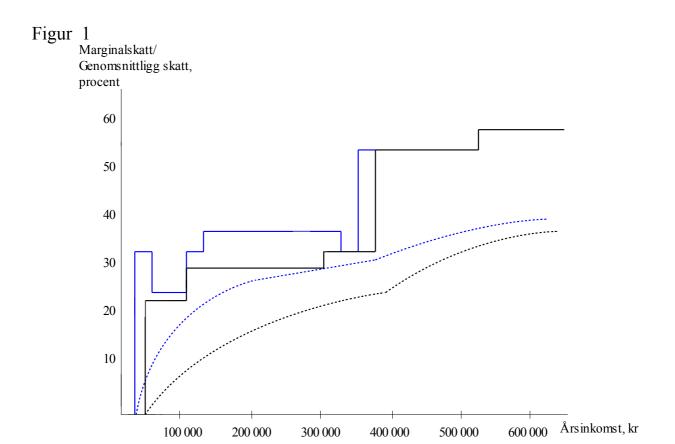
I uppsatsen beskrivs först, som en institutionell bakgrund, hur jobbskatteavdraget är utformat, vilket följs av en teoridel för arbetsutbudet. Vidare diskuteras den empiriska strategin, följt av en beskrivning av datamängden och variabler som används. Slutligen presenteras resultat, slutsatser och i ett appendix finns deskriptiv statistik och tidsserier för undersökningsvariablerna.

Bakgrund

Jobbskatteavdraget utgår enbart till den som har inkomst från arbete och innebär att inkomst upp till en viss nivå är helt befriad från skatt och att skatt för inkomst över denna nivå sänks. När jobbskatteavdraget infördes år 2007 så var gränsen för den skattefria nivån en årsinkomst på ca 31 000 kr (Finanspolitiska rådet, 2008). För inkomster över denna nivå ökade avdraget i takt med att inkomsten steg och på så sätt minskade marginalskatten. När inkomsten översteg ca 110 000 kr så fick man istället en fast reduktion av skatten på ca 10 000 kr per år och personer över 65 år fick ett ännu större avdrag.

Det andra steget som började gälla från 1 januari 2008 innebar en höjning av inkomstnivån som är helt befriad från skatt och nivån där skattereduktionen övergick till en fast summa höjdes till ca 280 000 kr. Vid inkomster över denna nivå så utgick ett fast skatteavdrag på ca 13 000 kr per år.

Det tredje steget från 1 januari 2009 innebar ännu en förstärkning av jobbskatteavdraget. Nivån för den maximala skattefria årsinkomsten höjdes till ca 40 000 kr, vilket syns i figur 1 där marginal-och genomsnittsskatt är lika med noll procent för årsinkomster upp till denna nivå. För inkomster från ca 40 000 kr upp till ca 116 000 kr så ökade skatteavdraget procentuellt mer med inkomsten än tidigare, vilket ledde till en lägre marginalskatt på 1,5 procentenheter. För inkomster mellan 116 000 kr och 300 000 kr blev sänkningen av marginalskatten 1 procentenhet och skattereduktionen övergick till ett fast årligt belopp om ca 18 000 kr vid inkomster över ca 300 000 kr (Finanspolitiska rådet, 2009).



Källa: Finanspolitiska rådet 2009

Marginalskatt

år 2009

I figur 1 kan man se hur jobbskatteavdraget har sänkt den genomsnittsnittliga skatten och marginalskatten. Variationer av marginalskatten har försvunnit och man kan se att det är dem med låga inkomster som gynnas mest.

Genomsnittlig skatt

år 2009

Genomsnittlig skatt

före år 2007

Marginalskatt

före år 2007

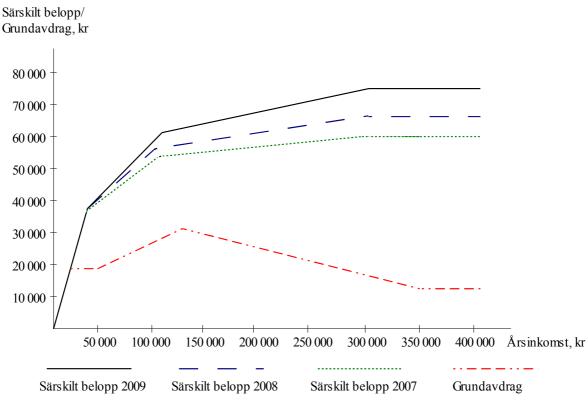
Jobbskatteavdraget är enkelt på så sätt att man inte själv behöver ansöka om det utan det finns inräknat i skattetabeller och dras av automatiskt. Men det har ändå blivit kritiserat för att vara svårt

att förstå hur avdraget beräknas och hur stor skattereduktionen kommer att bli. Med hjälp av nedanstående formel och figur 2 kan man beräkna storleken på jobbskatteavdraget genom att multiplicera den kommunala inkomstskatten med skillnaden mellan en av kurvorna särskilt belopp (som har höjts i takt med utbyggnader av reformer) och grundavdraget, d.v.s:

$$Jobbskatteavdraget = (S\"{a}rskilt\ belopp - Grundavdrag)*Kommunalskatt$$
 (1)

Grundavdraget varierar beroende på hur stor den totala inkomsten är (där inkomster från bidrag ingår) och avgör vid vilken nivå inkomsttagaren börjar betala skatt. Ett högre grundavdrag minskar alltså den inkomst som beskattas.

Figur 2



Källa: Finanspolitiska rådet 2008 och 2009

Teoretisk modell

Enligt den grundläggande neoklassiska och statiska teorin för arbetskraftsutbudet där analysen görs i en bestämd tidsperiod, så gör individen ett val mellan konsumtion och fritid (Borjas, 2008). Ju mer personen arbetar desto mera varor kan konsumeras, men samtidigt så minskar tiden för fritid, och tvärtom. I de två extremfallen så går antingen all vaken tid till arbete och personen har alltså ingen

tid kvar till fritid och i det andra fallet så går all vaken tid till fritid och personen har då noll arbetade timmar. I det senare fallet antas ändå att personen konsumerar en viss mängd andra varor då han eller hon har någon slags inkomst, men som inte kommer från arbete, t.ex. försörjningsstöd från staten, ränta från finansiella tillgångar eller stöd från familjemedlemmar. Både konsumtion av övriga varor och konsumtion av fritid antas öka personens nytta, eftersom även fritid antas vara en normal vara och individen antas aldrig vara nöjd om det finns möjlighet att få mer. Med konsumtion av övriga varor på Y-axeln och fritid på X-axeln så fås budgetrestriktionen, utan jobbskatteavdraget, som den raka linjen AB i figur 3. Detta om man som en förenkling antar att skatter är proportionella och alltså inte progressiva. Längs budgetlinjen fås de kombinationer av övrig konsumtion och fritid som är möjliga och den optimala kombinationen beror på individens preferenser, som enligt Gravelle och Rees (2004) beskrivs i nyttofunktionen:

$$U = u(C, L) \tag{2}$$

där U anger nyttan, som är en funktion av C, konsumtion av övriga varor och L, antalet fritidstimmar. Individen är begränsad på två olika sätt. Dels begränsas konsumtionen av inkomsten, då hon inte antas kunna spendera mer än inkomsten, M:

$$\sum p_i x_i \le M = wh + \bar{M} \tag{3}$$

Där konsumtion av övriga varor anges som summan av priset, p, på respektive vara i, multiplicerat med kvantiteten, x, av respektive vara i, w är lönen som antas vara konstant oavsett hur många timmar som arbetas, h är antal arbetstimmar och \bar{M} är inkomst som inte kommer från arbete. Dessutom begränsas individen av tiden, T, i den studerade perioden, som motsvarar summan av arbetstid, h och tid för fritid, L:

$$T = h + L \tag{4}$$

Om h ersätts av T - L så kan budgetrestriktionen skrivas som:

$$\sum p_i x_i \le M = w(T - L) + \bar{M}$$

$$\sum p_i x_i \le M = wT - wL + \bar{M}$$

$$\sum p_i x_i \le wT - wL + \bar{M}$$
(6)

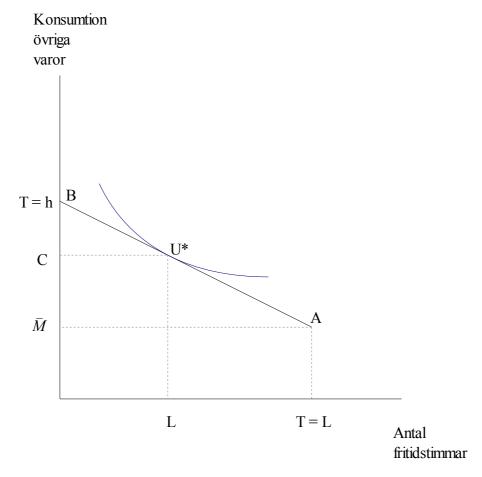
Med antagandet att individen inte sparar någonting och alltså spenderar hela sin inkomst under den period som studeras, så anges budgetlinjen som:

$$C = (wT + \bar{M}) - wL \qquad (8)$$

Där $C = \sum p_i x_i$, $(wT + \overline{M})$ är interceptet med Y-axeln och lutningen är lika med lönen, w. Individens optimeringsproblem blir att finna punkten U* i figur 3, genom att maximera nyttan som begränsas av budgetrestriktionen:

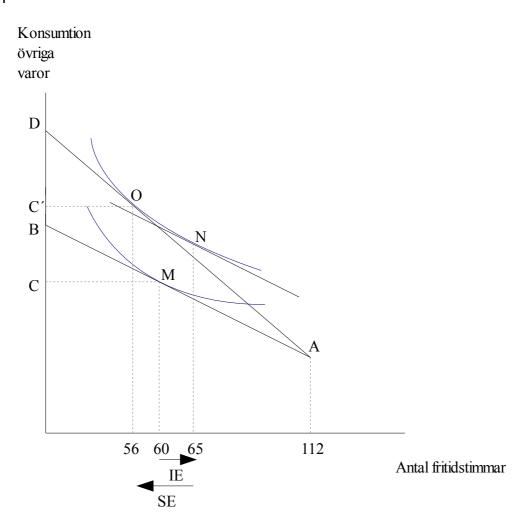
$$\max u(C, L) \quad s.t. \quad C = (wT + \overline{M}) - wL \tag{9}$$

Figur 3



Om inkomstskatten skulle sänkas så skulle budgetlinjen bli brantare, AD i figur 4 och mera konsumtion till övriga varor blir möjlig då nettoinkomsten blir högre. I ett sådant fall uppstår två effekter som påverkar individens val på olika sätt. Den ena effekten kallas substitutionseffekten och gör att man väljer att arbeta flera timmar. Anledningen är att fritid nu blir dyrare då varje arbetstimme kan köpa flera konsumtionsvaror. Alternativkostnaden för fritid blir alltså högre när värdet på det som försakas för varje fritidstimme blir högre. Men inkomstökningen som faktiskt uppstår ökar också efterfrågan på fritid, som antas vara en normal vara. Denna effekt som kallas inkomsteffekten verkar i motsatt riktning och gör att antal arbetade timmar minskar.

Figur 4



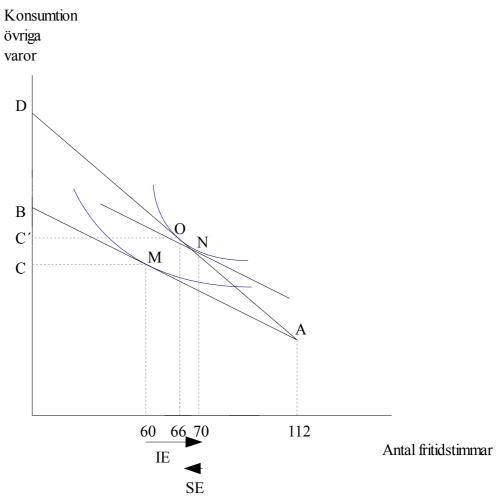
I figur 4 ges ett numeriskt exempel på hur effekterna verkar. Om individen är vaken 16 timmar per dygn, så består T av 112, vilket motsvarar en vecka. Inkomsteffekten är rörelsen från M till N och gör alltså att individen ökar antalet fritidstimmar från 60 till 65. Men samtidigt gör substitutionseffekten att antalet fritidstimmar minskar från 65 till 56, då det har blivit dyrare att vara ledig. I det här fallet är substitutionseffekten dominerande och personen ökar antalet arbetstimmar från 52 timmar i veckan till 56 timmar².

I figur 5 ges ett exempel där inkomsteffekten är dominerande. Denna effekt motsvarar igen rörelsen från M till N, men är i det här fallet en ökning med 10 fritidstimmar. Substitutionseffekten är rörelsen från N till O och är alltså en ökning av antalet arbetstimmar med 4. När båda effekterna har isolerats så kan vi se att individens preferenser gör så att antalet arbetstimmar totalt minskar från 52 timmar till 46 timmar³.

² I punkt M är antalet arbetstimmar h = T - L = 112 - 60 = 52 och i punkt O är h = 112 - 56 = 56.

³ I punkt M är h = T - L = 112 - 60 = 52 och i punkt O är h = 112 - 66 = 46.

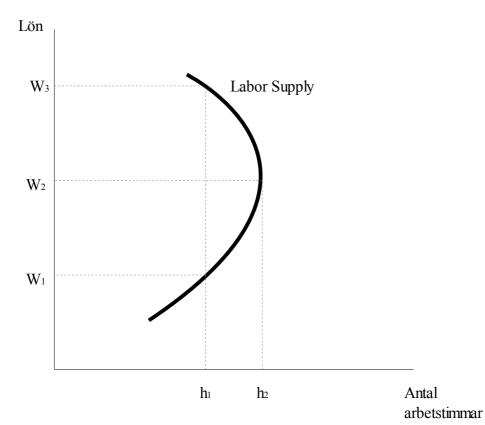
Figur 5



I teorin kan man inte säga vilken effekt som dominerar. Det är alltså en empirisk fråga att avgöra om en sänkning av inkomstskatten ökar eller minskar arbetsutbudet. Men det finns stöd för att utbudskurvan för arbetskraft för lägre inkomstnivåer lutar uppåt, men när en viss gräns uppnås så vänder kurvan riktning och får en negativ lutning (Varian, 2006). En sådan kurva tyder alltså på att substitutionseffekten dominerar för de som tjänar lite, men att inkomsteffekten dominerar för de i det högre inkomstskiktet, se figur 6.

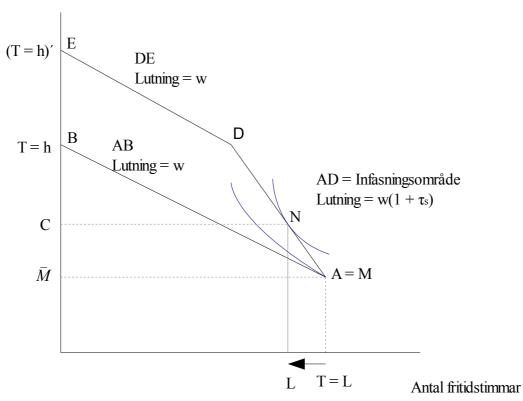
Med ett införande av ett jobbskatteavdrag så kommer budgetrestriktionen att förändras, men inte riktigt på samma sätt som beskrivet ovan. Skattesänkningen blir ju olika stor beroende på hur stor inkomsten är och blir alltså inte densamma för alla. Om man börjar i extremfallet där all tid läggs på fritid, punkt A i figur 7 och sedan ser på kombinationer där alltmer tid läggs på arbete, så kommer den nya budgetlinjen till en början att bli brantare. Detta är infasningsperioden då skatteavdragen blir större ju mer personen tjänar och ses som sträckan AD i figuren. Nettolönen blir högre när skatten sänks, så lutningen på infasningsdelen blir w $(1 + \tau_s)$, där τ_s är den subvention som man kan tänka sig att jobbskatteavdraget är. Personer som saknar sysselsättning kommer inte påverkas av

Figur 6



Figur 7

Konsumtion övriga varor



någon inkomsteffekt eftersom de inte har någon inkomst från förvärvsarbete och ändå inte kan välja att vara ännu mera ledig. Däremot så kommer flera personer att komma över sin reservationslön då nettolönen stiger. Den enda effekt som uppstår är alltså substitutionseffekten då det blir allt dyrare att inte jobba i form av förlorade högre intäkter (Gruber, 2007). Teoretiskt så kan man säga att jobbskatteavdraget enbart ger incitament för arbetslösa att komma in på arbetsmarknaden eftersom det bara finns en effekt som uppstår och i figuren så går individen från punkt M till N. Jobbskatteavdraget är alltså en åtgärd som teoretiskt ger stöd för regeringens politik att få in fler personer på arbetsmarknaden.

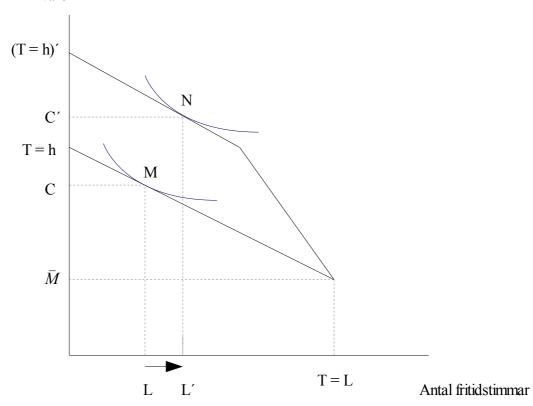
För personer som redan arbetar, men som tjänar lite och alltså befinner sig i infasningsintervallet, så är det mera oklart vilket beslut som tas, eftersom det för denna grupp även uppstår en inkomsteffekt. Sannolikt är ändå att substitutionseffekten dominerar eftersom marginalskatten blir lägre då skatteavdraget blir större om man väljer att arbeta mer.

När en viss inkomstnivå uppstår så kommer budgetlinjen att återfå samma lutning som den hade innan, DE är parallell med AB och lutningen blir återigen w. Här låses jobbskatteavdraget vid en viss nivå och hålls konstant. Eftersom alternativkostnaden för fritid i detta intervall hålls konstant så kommer substitutionseffekten att utebli och den enda effekt som återstår är inkomsteffekten. Personer som tillhör denna grupp kommer alltså enligt teorin att dra ner på arbetstimmarna, gå från M till N i figur 8 och istället ägna mer tid till annat.

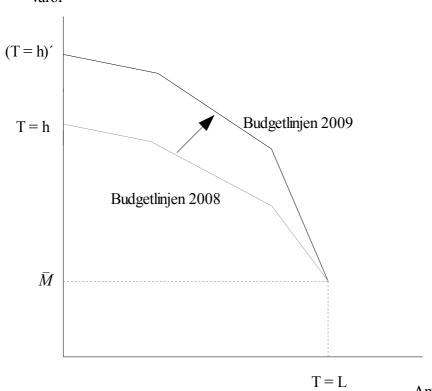
Med ytterliggare utbyggnader av jobbskatteavdraget så kommer budgetlinjen att rotera upp medurs, med ett högre intercept med Y-axeln. Med flera intervall där jobbskatteavdraget blir lägre när en viss inkomstnivå har överskridits, så kommer budgetlinjen egentligen att få fler brytpunkter, där lutningen stegvis blir flackare. Detta syns i figur 9, men har ignorerats i tidigare diagram för att enklare kunna isolera substitutions- och inkomsteffekten. I figuren ses hur budgetlinjen förändras när t.ex. det tredje steget av jobbskatteavdraget införs år 2009.

De flesta typer av *In-Work benefits* är sedan utformade så att de fasas ut för att till slut försvinna helt när en ännu högre inkomstnivå uppnås. Detta gäller t.ex. för det amerikanska *EITC*. I ett sådant intervall så blir budgetlinjen flackare för att tillslut återgå till det ursprungliga förhållandet och få samma intercept med Y-axeln som i en situation utan subventionen. Personer som befinner sig här och redan jobbar mycket förväntas ha en klart dominerande inkomsteffekt då dessa individer "straffas" med en högre marginalskatt. Denna utfasningsdel finns dock inte i det svenska systemet vilket gör den till en ganska dyr åtgärd i form av uteblivna skatteintäkter som måste finansieras

Figur 8 Konsumtion övriga varor



Figur 9 Konsumtion övriga varor



Antal fritidstimmar

med minskade offentliga utgifter och ökningar av andra skatter (Konjunkturrådet, 2008). Men samtidigt undviks denna starkare typ av inkomsteffekt som annars skulle ha uppstått. Detta är ett tecken på att åtgärden mera handlar om att öka sysselsättningen än att minska inkomstspridningen som är förhållandevis låg jämfört med t.ex. USA.

Empirisk strategi

Det har i den nationalekonomiska forskningen blivit allt vanligare att med paneldata göra kvasiexperiment eller naturliga experiment som de också kallas (Meyer, 1995). En metod som har fått allt större betydelse är difference-in-differences, DiD, som bl.a. har använts vid många tidigare studier för att se hur skattereformer påverkar arbetsutbudet. Med metoden jämför man en behandlingsgrupp som har fått ta del av en förändring med en kontrollgrupp som inte har fått göra det, och man tar stickprov från en eller flera tidsperioder före förändringen och detsamma görs för en eller flera tidsperioder efter förändringen. I ett naturligt experiment så kan man använda en exogen händelse, t.ex. en politisk reform som behandling och sedan jämföra med stater eller länder som inte har fått ta del av förändringen. De grupper som jämförs bör vara så lika som möjligt för att man med säkerhet ska kunna påstå att skillnaden i utfall faktiskt beror på behandlingen. För det mesta så använder man individdata när man använder DiD, men det kommer inte att göras i den här studien på grund av databegränsningar. Jobbskatteavdraget är dessutom utformat så att det går ut till alla som arbetar i landet och då kan man ändå inte använda individer i Sverige som kontroller. Ekvationen för regressionsmodellen kan skrivas som en fixed effects modell, vilket motsvarar DiD. I en sådan modell fångas en del av feltermen upp av fixa effekter, så att alla icke-observerade faktorer som påverkar Y, men som är konstanta över tiden och varierar mellan länder hålls konstanta. Modellen beskrivs av Gujarati (2002) och kommer i den här studien, för analys av data på regionnivå, att se ut enligt följande:

$$Y_{ii} = a + b_t Year_t + c_t Region_{ii} + d_t EITC_t + u_{ii}$$
 (10)

där Y är den beroende variabeln som undersöks, t.ex. sysselsättning, a är interceptparametern. **Year**tär en vektor med tidsdummies för det andra t.o.m. det sjätte år som analyseras. **Region**it är en vektor med regionsdummies, **EITC**t är en vektor med behandlingsdummies för de behandlade åren 2007-2009 och u är en felterm som representerar icke observerade variabler som påverkar Y. De estimerade parametrarna **d**t mäter hur reformen påverkar Y och är alltså de genomsnittliga behandlingseffekterna för varje behandlingsår. När analysen görs med data på landnivå så ser modellen istället ut enligt följande:

$$Y_{it} = a + b_t Y ear_t + c_t Country_{it} + d_t EITC_t + e_t Controls_{it} + u_{it}$$
 (11)

där **Country**_{it} istället är en vektor med landdummies och **Controls**_{it} är en vektor med kontrollvariabler. I den allra enklaste versionen så kan skattningen av DiD enligt Wooldridge (2008) skrivas som:

$$d_{1} = [(\bar{Y}_{2,T} - \bar{Y}_{1,T}) - (\bar{Y}_{2,C} - \bar{Y}_{1,C})] \tag{12}$$

där 2 är tidsperioden efter behandling, 1 är tidsperioden före behandling, T står för behandlade enheter och C för icke-behandlade enheter. DiD motsvarar alltså behandlingsgruppens förändring av medelvärdet av den variabel som undersöks minus kontrollgruppens förändring av medelvärdet och differensen blir behandlingens effekt. Men med denna metod kan man inte avgöra om DiD estimatet är signifikant och det går heller inte att ha med ytterliggare kontrollvariabler. Huruvida trenderna under förbehandlingsperioden är parallella blir också något man då enbart kan kontrollera intuitivt.

Det är inte tillräckligt att enbart estimera parametrarna för EITC utan tidsdummies och fixa effekter, då det i en sådan OLS regression troligtvis finns endogen variation, p.g.a. utelämnade variabler, vilket ger vilseledande resultat. Många andra faktorer som varierar mellan länderna kan påverka sysselsättningen, t.ex. om landet har generösa bidragssystem. Sådana modeller kommer ändå att analyseras för att se hur estimaten skiljer sig mellan de två metoderna. OLS regressionerna kommer att se ut enligt:

$$Y_{ii} = a + b_1 EITC1 + b_2 EITC2 + b_3 EITC3 + u_{ii}$$
 (13)

Fixed effect modellen är bättre att använda eftersom de fixa effekterna kontrollerar för dessa landspecifika egenskaper, så att allt som varierar mellan länder men inte över tid fångas upp. Om man även kontrollerar för andra faktorer som varierar mellan länder och över tid, så ges exogen variation av sysselsättningen och kvasiexperimentansatsen med en skattereform ger estimat som kan tolkas som en kausal effekt. Detta givet att det centrala antagandet om *conditional exogeneity* är uppfyllt, d.v.s. att det inte finns någon korrelation mellan den kvarstående feltermen och de oberoende variablerna (inkl. behandlingsvariabeln) över den undersökta tidsperioden. Utelämnade variabler som hamnar i feltermen blir då inget problem.

För att testa antagandet om *Common trends*, d.v.s. antagandet om parallella trender under förbehandlingsperioden, så kommer samtliga DiD regressioner också att köras enbart på denna

period, där en placeboreform sätts in för det sista året⁴. Den modellen kan skrivas som:

$$Y_{it} = a + b_t Year_t + c_t Region_{it} + d_1 Placebo + u_{it}$$
 (14)

där **Year**t nu istället enbart består av tidsdummies för åren före behandling och Placebo är en behandlingsdummy för det sista året i förbehandlingsperioden. För att antagandet om *Common trends* ska hålla, så bör estimaten inte vara signifikanta.

Data

Datan kommer från Eurostat, *the EU Labour Force Survey* och en panel med tre år före behandling och tre år efter behandling för varje enhet används.

Som behandlingsgrupp kommer åtta regioner i Sverige att användas som tillsammans motsvarar hela landets yta. Som kontroller kommer regioner i Norge, Island, Österrike, Schweiz, Italien, Malta, Spanien, Portugal, Tjeckien, Polen, Estland, Lettland och Litauen att användas på olika sätt i olika regressioner⁵. Dessutom kommer samma regressioner att köras med en observation per land. Anledningen till att dessa länder används som kontroller är att de ligger förhållandevis nära Sverige och de har enligt Finanspolitiska rådet (2010) inte infört någon åtgärd liknande jobbskatteavdraget.

Som beroende variabel kommer dels sysselsättning, *Empl*, att användas, definierad som sysselsatta personer i åldrarna 15-64 år som en procentuell andel av hela befolkningen i samma åldersgrupp. Datan har samlats in som stickprov av hela befolkningen boende i privata hushåll som under referensveckan utförde någon form av betalt arbete under minst en timma, eller som hade ett arbete men var tillfälligt frånvarande. Tidsperioden som används före förändringen kommer för regioner att vara 2002-2004, eftersom data för Sverige saknas för 2005-2006. Tidsperioden efter förändringen kommer för samtliga variabler att vara 2007-2009. Tidsperioden före behandling kommer för samtliga variabler alltid att vara 2004-2006 för landdata.

En annan beroende variabel som undersöks är arbetslöshet, *Unempl*, definierad som den procentuella andelen arbetslösa av arbetskraften (alltså summan av sysselsatta och arbetslösa). Arbetslös är den mellan 15-74 år som var utan arbete under referensveckan, tillfälligt tillgänglig för arbete och aktivt sökande av arbete eller som har hittat ett jobb som börjar inom max tre månader.

⁴ När förbehandlingsperioden är 2002-2004, så kommer 2002-2003 att vara obehandlade och 2004 behandlad fär Sverige. När perioden är 2004-2006, så kommer 2004-2005 att vara obehandlade och 2006 behandlad för Sverige.

^{5 7} regioner i Norge, 8 i Österrike, 7 i Schweiz, 21 i Italien, 16 i Spanien, 7 i Portugal, 8 i Tjeckien, 16 i Polen. Regionerna täcker hela landets yta. Island, Malta, Estland, Lettland och Litauen har respektive land som en region.

Data finns för arbetslöshet i Sverige 2005-2006 och därför kommer tidsperioden före behandling att vara 2004-2006 även för regioner.

Vidare kommer data för långtidsarbetslösa, *LongUnempl*, också att undersökas, definierad som andel arbetslösa (12 månader eller mer) av den totala arbetslöheten. Tidsperioden före behandling är 2002-2004 för regioner.

Den sista undersökningsvariabeln är sysselsatta i åldern 55-64 år, *Empl2*, som definieras på samma sätt som *Empl*, och är alltså andelen av de sysselsatta i åldersgruppen 55-64 år. Även här är tidsperioden för regioner före behandling 2002-2004, p.g.a. att data saknas för Sverige.

Totalt så kommer en regression där samtliga regioner ingår att ha 618 observationer för varje variabel och för de ovan beskrivna så saknas inga värden för något år, d.v.s. det finns inget bortfall. Antalet kontrollregioner kommer dock att varieras för att se hur resultaten påverkas av detta. Regressioner med landdata kommer med den största kontrollgruppen att ha 84 observationer för varje variabel. För Schweiz saknas landdata för *Unempl* och *LongUnempl* och istället används medelvärdet av samtliga regioner i landet för varje år. För Sverige saknas data för *LongUnempl* 2005 och istället används medelvärdet av 2004 och 2006, då värdet för ett år troligen påverkas av året som var innan. Deskriptiv statistik för undersökningsvariablerna finns i Appendix. Där beskrivs regiondatan och skillnaden mot landdatan är mest att regiondatan har en större spridning i allmänhet eftersom många fler observationer finns och måtten kan skilja sig ganska mycket åt om man jämför en region på landsbydgen med ett huvudstadsområde, medan landdata enbart utgör medelvärdet av hela landet och spridning fås enbart p.g.a. att flera år används. I Appendix presenteras också grafer över hur dessa har utvecklats över tiden och en del av den beskrivningen finns även i resultatdelen.

I Eurostat datan finns även andra variabler som varierar mellan länder och över tid och alltså passar bra att ha med i analysen som kontroller. Dessvärre är bortfallet alltför stort för regiondatan, då observationer för senare år ofta helt saknas och ibland saknas data helt för vissa regioner. Därför kommer dessa inte att vara med i analysen med regioner. Däremot så kommer kontrollvariabler att användas i analysen med landdata. Befolkningsförändringar och befolkningens struktur påverkar arbetsutbudet och är således bra att kontrollera för. Därför används variabeln *Popchange*, som beskriver befolkningsförändring och är skillnaden mellan befolkningen i slutet och början av varje år. Alternativt används *Pop65* som är andelen av befolkningen över 65 år och *Women* mäter antalet kvinnor i landet per 100 män. Hälsan i landet kan också påverka arbetsutbudet och som proxyvariabel för det används *Lifeexpect*, som är förväntad livslängd för nyfödda barn och för

denna variabel saknas data för Italien år 2008 och 2009. För att lösa detta har medelvärdet av differenserna för 2004-2007 används som differenser mellan 2007-2008 och 2008-2009. En tidigare positiv trend har då tolkats som att den förväntade livslängden ökar något de två senaste åren. Kontrollvariablerna kommer att användas en åt gången, men undantaget är *Pop65* och *Women*, som båda tas med tillsammans.

Idealet hade egentligen varit att använda data för individer. Då hade man med större säkerhet kunna uttala sig om vilken av substitutions- och inkomsteffekten som är dominerande för olika inkomstgrupper. Istället för att som i denna studie använda närliggande mått som sysselsättning, arbetslöshet, långtidsarbetslöshet m.m., så hade man på ett bättre sätt kunnat se hur jobbskatteavdraget faktiskt påverkar arbetsutbudet i form av antal arbetade timmar. Men eftersom jobbskatteavdraget utgår till alla i Sverige och inte är ämnat för vissa grupper, som t.ex. ensamstående mödrar, så hade man ändå inte kunnat använda några kontrollgrupper som inte skulle få ta del av förändringen. I länder som USA finns fördelen att landet är uppdelat i delstater som har olika lagar och regler. Där uppstår oftare situationer där man kan genomföra verkliga naturliga experiment och kontrollgruppen blir betydligt mer lik behandlingsgruppen i alla andra avseenden, än som att i detta fall jämföra med andra länder som har andra kulturer och traditioner.

Resultat

För samtliga undersökningsvariabler så kommer storleken på kontrollgruppen att varieras och detta görs för att se om utformningen av kontrollgruppen påverkar de estimat som vi är intresserade av eller om skattningarna är konsekventa, samt att det inte är helt självklart hur den perfekta gruppen ser ut. Kontrollgrupp 1 utgör enbart regionerna i Norge, som får anses vara en relativt homogen kontrollgrupp, åtminstone när det gäller traditioner, kultur och språk. Men om man tar hänsyn till ekonomierna i stort så skiljer sig Sverige och Norge åt, mycket p.g.a. oljeproduktionen i Norge som Sverige saknar. Ett annat problem med Norge är att människor går in och ut ur behandlings- och kontrollgruppen, med tanke på att det t.ex. är många svenskar som arbetar i Norge, men kontrollvariabler som beskriver befolkningsförändringar kommer i viss mån att kontrolleras för. I kontrollgrupp 2 ingår Norge tillsammans med Island, Österrike och Schweiz. Dessutom har regressioner körts med ännu fler länder i kontrollgruppen. I kontrollgrupp 3 tas även de sydeuropeiska länderna Italien, Malta, Spanien och Portugal med och i kontrollgrupp 4 ingår alla 13 länder, då även Tjeckien, Polen och de baltiska länderna läggs till. Fler observationer ger ofta högre statistisk signifikans (lägre p-värde) och lägre skattade standardfel, men analysen kommer ändå att

fokusera på modeller med de två första kontrollgrupperna. Island, Österrike och Schweiz är ekonomier som är mera lik den svenska, jämfört med de andra länderna och även kulturer och traditioner påminner mer om Sverige och språken är närmare besläktade, precis som i Norge. Eftersom de som ingår i kontroll- och behandlingsgruppen ska vara så lika varandra som möjligt, och länderna i södra och östra Europa är längre ifrån Sverige på de beskrivna områdena, så gör det dem till sämre kontroller. Detta gör att resultaten med kontrollgrupp 1 och 2 bör betraktas som mera trovärdiga. De resultat som presenteras kommer i huvudsak att vara dem där antagandet om *common trends* håller, dvs. när placeboreformen är insignifikant.

Sysselsättningen

När *Empl* används som utfallsvariabel så visar analysen att införandet av jobbskatteavdraget 2007 gjorde så att sysselsättningen ökade med 1,678 procent när enbart regioner i Norge används som kontrollgrupp. Det värdet är även signifikant på fem-procentnivån. I varje regression hypotestestas parametrarna d_1 , d_2 och d_3 och nollhypotesen, H_0 : $d_1 \le 0$, förkastas om det erhållna t värdet befinner sig i förkastelseområdet. I detta fall är det kritiska värdet t = 1,668 och därför förkastas nollhypotesen H_0 och vi får acceptera H_1 : $d_1 > 0$, eftersom det erhållna t värdet är lika med 2,577. Man kan också använda p-värdet, som visar den lägsta signifikansnivå där nollhypotesen förkastas (Gujarati, 2002)⁶. I tabell 1 så visas estimaten där placebo är icke-signifikant och för år 2007. EITC1, syns att effekten är 1,678 med signifikans på 5-procentnivån när regiondata används i en fixed effect modell utan ytterliggare kontrollvariabler. De estimat som ger signifikans är i regel mer intressanta eftersom de visar att reformen har haft effekt och ju lägre signifikansnivån är desto säkrare är de erhållna estimaten. Men även insignifikanta resultat har betydelse då det faktiskt inte är självklart att skattereformen har haft någon effekt på arbetsmarknaden. Med landdata och Norge som obehandlad ges t.ex. ett insignifikant⁷ estimat på -0,067 procent, att sysselsättningen skulle ha gått tillbaka något år 2007. Men i de fall där signifikans inte fås så spelar tecknet mindre stor roll, om det är positivt eller negativt, eftersom de just beskriver att reformen inte har haft effekt. Däremot så kan ju dessa estimat ändå ge en indikation på hur sysselsättningen har påverkats. När kontrollgruppen utökas och även innefattar Island och regioner i Österrike och Schweiz så ger EITC1 ingen effekt på sysselsättningen, men 0,83 procent visar ändå att sysselsättningen verkar ha påverkats positivt. För länder så varierar resultaten mellan -0,462 och 0,303. Med kontrollgrupp 3 där även de sydeuropeiska länderna ingår så ger datan för länder estimat mellan 0,104 och 0,651,

⁶ I regressionstabellerna betyder *= signifikant på 10-procentnivån när p < 0,10, **= signifikant på 5-procentnivån när p < 0,05 och ***= signifikant på 1-procentnivån när p < 0,01. T.ex. betyder signifikansnivån fem procent, α = 0,05, att sannolikheten att få ett Typ 1 fel (sannolikheten att förkasta en sann hypotes) är 5 procent. P-värdet kan också ses som den exakta sannolikheten att få ett Typ 1 fel.

⁷ I fortsättningen nämns det om resultaten är signifikanta. Resultat som är icke-signifikanta anges bara som resultat.

men i tabell 1 finns enbart det högsta värdet 0,651 med, som gäller för modellen där båda kontrollvariablerna *Pop65* och *Women* ingår. Presentationen begränsas även för kontrollgrupp 4 eftersom det inte är intressant att presentera samtliga regressioner när utformningen av kontrollgruppen inte anses vara särskilt bra. När den största kontrollgruppen används, där även de östeuropeiska länderna ingår, så ger regressioner med *fixed effect* modeller skattningar mellan -0,585 och -0,163 och samtidigt är det intressant att se hur det resultatet skiljer sig från den enkla OLS modellen, där estimatet på 7,359 antyder något helt annat än vad vi får med fixa effekter och tidsdummies. Notera också det höga standardfelet som fås i den enkla modellen, 8,447, vilket understryker svagheterna med en sådan analys.

Med Norge som obehandlad så ger regionanalysen, av det andra steget av jobbskatteavdraget 2008, ett estimat på 0,296 procent, medan analysen med landdata visar på ett negativt värde, -1,167. Med regionkontrollgrupp 2 antyds också att sysselsättningen sjönk något, -0,209 och negativa värden fås till stor del även för landkontrollgrupp 2⁸, men inte för grupp 3 där resultaten till stor del är positiva, med det högsta värdet på 0,467 när kontrollerna *Pop65* och *Women* används. Med den största kontrollgruppen fås enbart negativa skattningar mellan -0,986 och -0,389.

Det tredje steget av jobbskatteavdraget 2009 ger enbart negativa effekter med regiondata och i stort sett negativa resultat med länder. Att finanskrisen påverkade arbetsmarknaden mycket negativt under 2009 är något som även drabbade de andra länderna och är alltså ingenting som borde påverka resultatet särskilt mycket. Däremot kan det ju vara så att Sverige drabbades hårdare av krisen än vissa andra länder i kontrollgruppen. För landdata så ges ett signifikant estimat på tio-procentnivån med Norge som kontroll. Det visar en negativ effekt på sysselsättningen, -1,667 procent. Det mest intressanta resultatet fås dock med regionkontrollgrupp 2, där skattningen med signifikans på en-procentnivån visar att sysselsättningen minskade med 1,506 procent. Med de två större kontrollgrupperna ges många estimat med landdata som ligger runt noll, samt en del negativa där -1,67 är det mest negativa för kontrollgrupp 3 och -1,126 för kontrollgrupp 4. De mest intressanta resultaten för sysselsättningen presenteras nedan i tabell 1.

Tabell 1 Estimat för *Empl (sysselsättningen)*

TWO THE T ED.	viiiive for Birept	(Bybberbattiting)	,,,,				
EITC1	1,678**	0,830	-0,067	-0,083	0,079	0,135	
	(0,651)	(0,556)	(0,467)	(1,861)	(1,209)	(1,599)	
EITC2	0,296	-0,209	-1,167	-0,308	-0,605	-0,144	
	(0,651)	(0,556)	(0,467)	(1,861)	(1,210)	(1,598)	
EITC3	-0,540	-1,506***	-1,667*	-0,483	-2,068	-0,593	
-	(0,651)	(0,556)	(0,467)	(1,861)	(1,250)	(1,597)	

⁸ Gäller inte när kontrollvariablerna *Pop65* och *Women* ingår.

Placebo	-0,137	-0,164	0,350	-0,350	-0,399	-0,236
	(0,263)	(0,307)	(0,606)	(0,772)	(0,786)	(0,779)
Regiondata	Ja	Ja				
Landdata			Ja	Ja	Ja	Ja
Fixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
och tidsdumn	nies					
Kontrollgrup	p 1	2	1	2	2	2
Kontroller					Popchange	<i>Pop65</i>
					_	_
EITC1	-0,462	0,115	0,303	0,651	-0,585	7,359
	(1,876)	(1,687)	(1,701)	(1,414)	(1,703)	(8,447)
EITC2	-0,703	-0,849	0,024	0,467	-0,986	7,459
	(1,879)	(1,703)	(1,700)	(1,407)	(1,706)	(8,447)
EITC3	-0,783	-0,788	-0,492	-0,034	-1,126	5,359
	(1,865)	(1,691)	(1,662)	(1,401)	(1,735)	(8,447)
Placebo	-0,090	-0,121	0,255	0,009	-0,876	6,873
	(0,784)	(0,787)	(0,668)	(0,897)	(1,137)	(8,703)
Landdata	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Fixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	
och tidsdumn	nies					
Kontrollgrup	p 2	2	2	3	4	4
Kontroller	Women	Lifeexpect	Pop65	Pop65	Popchange	
·			och Women	och Women		

EITC1 är parameterestimat för reformens införande 2007, EITC2 = 2008 och EITC3 = 2009. Placebo är en reform som placeras på det sista året i förbehandlingsperioden och insignifikans betyder att *common trends* antagandet är uppfyllt. Standardfel för varje parameterestimat presenteras inom parentes. Kontrollgrupp 1 är Norge, kontrollgrupp 2 består av Norge, Island, Österrike och Schweiz. Kontrollgrupp 3 består av länderna i kontrollgrupp 2 + Italien, Malta, Spanien och Portugal. Kontrollgrupp 4 är kontrollgrupp 3 + Tjeckien, Polen, Estland, Lettland och Litauen. * = signifikant på 10-procentsnivån, p < 0,10, ** = signifikant på 5-procentsnivån, p < 0,05, *** = signifikant på 1-procentsnivån, p < 0,01

Arbetslösheten

Nästa undersökningsvariabel är *Unempl* och eftersom placeboreformen är signifikant när regiondata används, så kan dessa resultat inte anses vara trovärdiga. Däremot med landdata så är *common trends* antagandet uppfyllt⁹. När jobbskatteavdraget först infördes år 2007 så ges negativa resultat på mellan -0,562 och -0,171 procent när kontrollgrupp 2 används och detta presenteras i tabell 2. Arbetslösheten skulle alltså ha minskat något p.g.a. införandet av skattereformen, vilket är naturligt då vi såg tidigare att sysselsättningen steg för samma år. Med kontrollgrupp 3 fås liknande estimat som ligger mellan -0,9 och -0,366 procent, men med den största kontrollgruppen så skulle jobbskatteavdraget ha fått arbetslösheten att stiga med 0,481-0,83 procent.

Utbyggnaden år 2008 verkar inte ha fått arbetslösheten att falla lika mycket som det första steget. Landregressioner med kontrollgrupp 2 ger skattningar på -0,258 – 0,093 procent, så även om det andra steget fick arbetslösheten att falla ytterliggare, så är "effekten" avtagande. Enligt tidigare

⁹ Gäller inte för kontrollgrupp 1.

beskrivning är det inte rätt att tala om rena effekter, när estimaten inte är signifikanta. Den tredje kontrollgruppen ger estimat som ligger mellan -0,953 och -0,201, där återigen regressionen med *Pop65* och *Women* är den som visar störst minskning av arbetslösheten. När regressioner med samtliga länder körs fås enbart positiva estimat på 0,387-0,881.

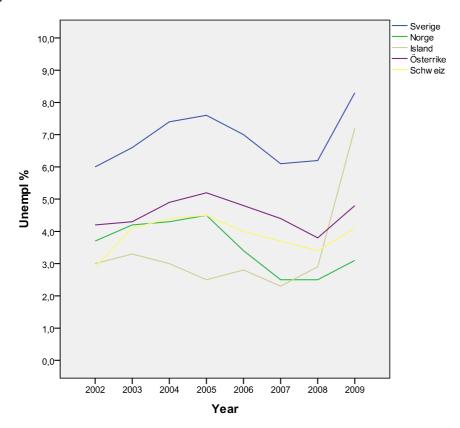
För den andra utbyggnaden eller det tredje steget av jobbskatteavdraget år 2009 ges ett signifikant estimat på 10-procentnivån. Det gäller för kontrollgrupp 2 och med *Popchange* som oberoende variabel. Effekten enligt den specifikationen är att arbetslösheten ökade med 1,292 procent och även de andra resultaten med samma kontrollgrupp är positiva, mellan 0,192 och 0,4. Men med kontrollgrupp 3 hamnar de flesta estimaten runt -0,7 och med kontrollgrupp 4 ligger majoriteten av skattningarna runt -0,9. I tabell 2 nedan presenteras de mest intressanta estimaten där *common trends* håller.

Tabell 2 Estin	mat för Une	mpl (arbetslöshete	en)			
EITC1	-0,433	-0,546	-0,506	-0,171	-0,562	-0,309
	(1,216)	(0,708)	(1,204)	(1,220)	(1,105)	(1,272)
EITC2	-0,258	-0,053	-0,313	0,015	0,093	-0,116
	(1,216)	(0,709)	(1,203)	(1,221)	(1,115)	(1,271)
EITC3	0,192	1,292*	0,228	0,400	0,389	0,347
	(1,216)	(0,732)	(1,203)	(1,212)	(1,107)	(1,243)
Placebo	-0,087	-0,076	-0,056	0,084	-0,279	0,220
	(0,400)	(0,428)	(0,427)	(0,376)	(0,334)	(0,358)
Landdata	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Fixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
och tidsdumr	nies					
Kontrollgrup	p 2	2	2	2	2	2
Kontroller		Popchange	Pop65	Women	Lifeexpect	Pop65 och Women

I figur 10 visas utvecklingen av arbetslösheten med landdata och kontrollgrupp 2, som alltså är samma specifikation som resultaten i tabell 2. För denna variabel så är analysen gjord fr.o.m. 2004 och i figuren syns att förbehandlingsperioden 2004-2006 verkar, med undantaget Island, ha parallella trender, vilket också placebotestet visar. Om man jämför år 2007 med förbehandlingsperioden, så ser man att arbetslösheten faller mer i Sverige än genomsnittet i de andra länderna och fram emot 2009 verkar arbetslösheten stiga mer i Sverige, med undantaget Island återigen. Så det man kan se från grafen är ungefär det som resultaten ovan kommer fram till och om man sätter in värdena för arbetslösheten i en enklare formel, som ekvation 12, så fås exakt samma värden för DiD som estimaten i den första kolumnen i tabell 2 där ytterliggare kontrollvariabler saknas. I figur 11, 12 och 13 i Appendix visas också tidsserier för de andra utfallsvariablerna. I figur 11 som visar sysselsättningen kan man ana att utvecklingen för det sista

året är mer negativ för Sverige än medelvärdet av kontrolländerna. I figur 12 ser man ett större fall av långtidsarbetlösheten, från 2006 till 2007, i Sverige än snittet för de andra länderna och i figur 13 så verkar ju Sverige ha en svagare utveckling av sysselsättningen för 55-64 åringar jämfört med kontrollgruppen.

Figur 10



Långtidsarbetslösheten

Analysen för *LongUnempl* ger flera signifikanta estimat, speciellt för år 2007, och majoriteten av dessa är negativa, d.v.s. att långtidsarbetslösheten har minskat p.g.a. jobbskatteavdraget. De mest intressanta resultaten fås med kontrollgrupp 2 och för regiondatan så är effekten på *LongUnempl* -0,382 procent, signifikant på en-procentnivån och andra intressanta estimat med landdata är -0,272, signifikant på 10-procentnivån och med *Women* som kontroll, samt -0,324 som är signifikant på 5-procentnivån och har *Lifeexpect* som kontroll. Jobbskatteavdragets införande verkar alltså ha haft en negativ effekt på långtidsarbetslösheten, som blev lägre. I tabell 3 finns resultat för *LongUnempl* och där syns även en positiv effekt på 1,476, signifikant på fem-pocentnivån, men det gäller när kontrollgrupp 4 används. I stort sett genomgående ges negativa estimat för samtliga år med kontrollgrupp 3 och positiva estimat med kontrollgrupp 4.

Den första utbyggnaden av reformen år 2008 har två signifikanta estimat när regiondatan

analyseras. När kontrollgrupp 2 används fås signifikans på en-procentnivån för skattningen -0,283 procent. Med kontrollgrupp 4, som har antagits ge mindre trovärdiga resultat, så fås en positiv effekt på 1,814, med signifikans på 5-procentnivån. Men med landdata pekar resultaten, med kontrollgrupp 2, återigen mot en något fallande långtidsarbetslöshet.

För det tredje året fås enbart ett signifikant resultat på 5-procentnivån och det med regionkontrollgrupp 4. Skattningen är att långtidsarbetslösheten ökar med 1,633 procent. Med de andra regionkontrollgrupperna så ligger resultaten runt noll för EITC3. Med landdata så ges positiva resultat för i stort sett samtliga regressioner, förutom med kontrollgrupp 3 då alla visar att långtidsarbetslösheten skulle minska. Flera av de positiva estimaten ligger mycket nära noll, precis som när regiondata används, så p.g.a. detta och eftersom skattningarna är insignifikanta, så kan man anta att jobbskatteavdraget år 2009 inte hade någon effekt på långtidsarbetslösheten. I tabell 3 nedan presenteras resultaten för *LongUnempl*.

Tabell 3 Estimat för LongUnempl (långtidsarbetslösheten)									
EITC1	-0,162	-0,382***	0,516	1,476**	-0,167	-0,272*	-0,324**		
	(0,099)	(0,095)	(0,448)	(0,746)	(0,176)	(0,136)	(0,144)		
EITC2	-0,120	-0,283***	0,343	1,814**	0,033	-0,045	-0,073		
	(0,099)	(0,095)	(0,448)	(0,746)	(0,176)	(0,136)	(0,145)		
EITC3	0,079	-0,036	0,042	1,633**	0,133	0,069	0,044		
	(0,099)	(0,095)	(0,448)	(0,746)	(0,176)	(0,135)	(0,144)		
Placebo	0,044	-0,109	0,463	0,502	-0,250	0,066	-0,206		
	(0,068)	(0,091)	(0,368)	(0,357)	(0,087)	(0,087)	(0,107)		
Regiondata	Ja	Ja	Ja	Ja					
Landdata					Ja	Ja	Ja		
Fixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja		
och tidsdumm	ies								
Kontrollgrupp	1	2	3	4	1	2	2		

Lifee<u>xpect</u>

Women

Sysselsättningen för åldersgruppen 55-64 år

Kontroller

Den sista utfallsvariabeln är *Empl2* som visar hur sysselsättningen har förändrats för de som är lite närmare pensionen. Det enda signifikanta resultatet, som är på 10-procentnivån, för år 2007 fås med data för regioner och med kontrollgrupp 2. Detta visar att sysselsättningen minskar med 2,168 procent i och med införandet av jobbskatteavdraget. Många av de andra skattningarna visar också en minskning på drygt 2 procent. För *Empl2* så är det också intressant att notera att skillnaderna mellan estimat för de enkla OLS modellerna och *fixed effect* modellerna är väldigt stora. Med analys av regiondata så ger OLS estimat för samtliga behandlingsår på knappt 12 procent med kontrollgrupp 2, drygt 23 procent med grupp 3 och drygt 26 procent med grupp 4 och även med landdata ges stora skillnader mellan modellerna. *Fixed effect* modellerna ger nästan uteslutande

negativa estimat på någon eller ett par procent. Detta understryker svagheterna med en modell som inte kontrollerar för fixa effekter och har tidsdummies. Estimaten blir kraftigt överskattade, med höga standardfel och resultaten i tabell 4 visar också att placebo är signifikant i dessa modeller, vilket ytterliggare visar att den enkla modellen inte alls är trovärdig.

För år 2008 ges tre signifikanta estimat på 5-procentnivån med regiondata. Med kontrollgrupp 2 fås -3,072, med kontrollgrupp 3 ges -1,986 och med den största gruppen -2,389. Även för detta år får alltså skattereformen negativa effekter på sysselsättningen 55-64 år och detta gäller även för landdatan.

Analysen av det tredje året skiljer sig inte mycket från det andra. Det är samma modeller som ger signifikans, igen på 5-procentnivån. Den första ger värdet -2,909, den andra -1,971 och den tredje -2,345, alltså nästan identiska effekter som för år 2008. Med landdata ges enbart negativa estimat, med -1,833 för kontrollgrupp 1, mellan -3,311 och -2,2 för grupp 2 och med en något lägre minskning för grupp 3 och 4.

Tabell 4 Estimat för <i>Empl2</i> (sysselsättningen 55-64 år)								
EITC1	11,813**	-2,168	3* 2	3,492***	-1,062	26,283***	-1,237	
	(5,476)	(1,25	8) (5,179)	(0,994)	(5,109)	(0,975)	
EITC2	11,688**	-3,072	2** 2	3,367***	-1,986**	26,158***	-2,389**	
	(5,476)	(1,258	(3)	5,179)	(0,994)	(5,109)	(0,975)	
EITC3	11,538**	-2,909)** 2	3,217***	-1,971**	26,008***	-2,345**	
	(5,476)	(1,258	3) (:	5,179)	(0,994)	(5,109)	(0,975)	
Placebo	11,428*	1,018	2	2,948***	0,415	25,964***	0,396	
	(6,244)	(0,705	5) (.	5,563)	(0,630)	(5,429)	(0,630)	
Regiondata	Ja	Ja		Ja	Ja	Ja	Ja	
Fixa effekter		Ja			Ja		Ja	
och tidsdumr	nies							
Kontrollgrup	p 2	2		3	3	4	4	
Kontroller								
EITC1	-2,133	-2,475	-2,362	-1,927	-3,628	-2,080	-1,882	
	(0,996)	(3,009)	(2,921)	(1,580)	(2,706)	(2,512)	(1,689)	
EITC2	-2,233	-2,875	-3,083	-2,464	-4,076	-3,950	-2,420	
	(0,996)	(3,009)	(2,923)	(1,579)	(2,710)	(2,536)	(1,688)	
EITC3	-1,833	-2,200	-3,311	-2,474	-3,113	-2,805	-2,448	
	(0,996)	(3,009)	(3,021)	(1,579	(2,690)	(2,517)	(1,651)	
Placebo	-1,400	-1,838	-1,777	-1,294	-1,953	-1,051	-0,858	
	(0,520)	(1,891)	(2,018)	(1,385)	(2,123)	(1,726)	(1,525)	
Landdata	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	
Fixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	
och tidsdumr	nies							
Kontrollgrup	p 1	2	2	2	2	2	2	
Kontroller		P	opchange	Pop65	Women	Lifeexpect	Pop65	
							och Women	

Slutsatser

Den här studien har förklarat varför jobbskatteavdraget infördes år 2007 och hur reformen var utformad för det året, samt hur ytterliggare förstärkningar av reformen år 2008 och 2009 påverkade genomsnitts- och marginalskatter. Teoretiskt har studien visat att reformen enbart har positiva incitamentseffekter att inträda på arbetsmarknaden för den arbetslöse, medan motverkande substitutions- och inkomsteffekter gör det svårt att teoretiskt uttala sig huruvida den som redan arbetar utökar eller minskar sin tid på arbetsmarknaden. För de som har en hög inkomst, de som arbetar många timmar enligt teorin, så kommer enbart en inkomsteffekt att minska antalet arbetstimmar.

I den empiriska analysen så har fyra olika utfallsvariabler undersökts för åren 2007-2009 och de mest trovärdiga resultaten är de som samtidigt uppfyller antagandet om *common trends*, d.v.s. när placeboreformen inte uppvisar någon signifikans på minst 10-procentnivån. För att kunna uttala sig om att jobbskatteavdraget har haft effekt är det också viktigt att de undersökta estimaten har så hög signifikans som möjligt. Däremot kan man inte med fullständig säkerhet säga att dessa estimat exakt speglar verkligheten, då det säkerligen finns faktorer som varierar över tid och mellan länder som inte har kontrollerats för, vilket blir ett problem om *conditional exogeneity* antagandet inte skulle visa sig vara uppfyllt. De flesta signifikanta estimat fås när data över regioner används, eftersom de regressionerna har många fler observationer än när data över länder används. De bästa och mest homogena kontrollgrupperna antas vara den med bara Norge, mest p.g.a. likheter i traditioner, språk och kultur och även den med Norge, Island, Schweiz och Österrike tillsammans. Dessa är även de enda två kontrollgrupperna där signifikans fås med data över länder.

Med de erhållna resultaten kan man sammanfatta att jobbskatteavdragets införande 2007 hade en positiv effekt på sysselsättningen som steg med ca 1,7 procent. Men för utbyggnaden som började gälla 2008 så fås inga resultat som kan tolkas som att reformen hade effekt, däremot antyder de flesta regressionerna att effekten på sysselsättningen var negativ. För det tredje steget av skattereformen visar analysen att effekten faktiskt är negativ och att sysselsättningen minskade med ca 1,5 procent.

När det gäller arbetslösheten så ges inga resultat där införandet av jobbskatteavdraget hade effekt, men många icke-signifikanta estimat pekar på att den skulle ha sjunkit något, vilket verkar rimligt då vi såg att sysselsättningen steg. För 2008 ges heller inga resultat som har tillräcklig signifikans för att kunna tolkas som rena effekter, men om arbetslösheten sjönk med ungefär en halv procent

det första året, så verkar denna minskning ha avtagit något till en nivå på ungefär -0,2 procent under det andra året. När det gäller det tredje året 2009, så pekar det mesta mot att arbetslösheten faktiskt har ökat något och ett signifikant estimat som fås är att ökningen är nästan 1,3 procent, vilket återigen stämmer med resultaten för sysselsättningen.

Ser man istället till långtidsarbetslösheten så visar flera av de mer trovärdiga skattningarna effekter på ca -0,3 procent för år 2007 och även för 2008 tyder mycket på att långtidsarbetslösheten har fallit och ett högst signifikant estimat på nästan -0,3 procent fås återigen. Däremot så verkar reformen inte ha haft någon effekt år 2009.

För de sysselsatta i åldrarna 55-64 år så fås uteslutande negativa resultat. Effekter på sysselsättningen för denna grupp är en minskning med ca 2,2 procent när jobbskatteavdraget infördes, effekten av steg 2 blev också negativ på ungefär 3 procent och det tredje steget visar att sysselsättningen sjönk med ca 2,9 procent.

Analysen visar att effekterna för senare år går mot en minskad aktivitet på arbetsmarknaden. Sysselsättningen faller ju för 2009 och arbetslösheten ökar och för de andra två måtten ges heller inga resultat som pekar på en ökad aktivitet. Detta antyder att ytterliggare utbyggnader av jobbskatteavdraget inte har fått de önskade effekter som införandet av reformen hade år 2007. Att inkomsteffekter i allmänhet har kommit att bli dominanta över substitutionseffekter för senare år är en koppling som kan göras, men starkt ifrågasättas, mest p.g.a. att inget utfallsmått faktiskt är arbetsutbud i form av antal arbetade timmar. Även om en person har valt att ha mera fritid och inte arbetar under referensveckan, så kommer denna person ändå att räknas som sysselsatt eftersom man bara är tillfälligt frånvarande från jobbet. Om man ändå väljer att tro på att substitutionseffekter var dominanta år 2007 och att inkomsteffekter har blivit det för år 2009, så kan det bero på att jobbskatteavdraget på ett effektivt sätt fick in arbetslösa på arbetsmarknaden, men att när folk började märka av hur de med tiden fick mera pengar över, så valde man att spendera detta överskott på semestrar och annat som kräver mera fritid. Detta är ändå inte särskilt troligt då 2009 var ett väldigt svagt år, med lite utrymme för dyra semestrar, så en bättre förklaring kan vara att krisen inom den svenska industrin drabbade oss extra hårt med många uppsägningar.

I fortsatta studier om jobbskatteavdraget så skulle det, när data finns tillgängligt, vara intressant att se hur det fjärde steget från 2010 och även hur ett femte steg påverkar sysselsättning, arbetslöshet eller allra helst antal arbetade timmar. Det blir dock allt svårare att hitta lämpliga kontrollgrupper när allt fler länder inför liknande reformer, så en utmaning blir därför just detta, att hitta en bra

grupp som inte har fått ta del av en sådan reform. En annan variant är att med individdata estimera elasticiteten för arbetskraftsutbudet och sedan se hur resultaten har förändrats efter reformens införande. En studie som hittar data för ytterliggare kontrollvariabler, där bortfallet inte är så stort, är också något som önskas.

Referenser

Blundell, Richard och Hoynes, Hilary (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, s. 410–460.

Borjas, George J. (2008). Labor economics. 4. ed. Boston: McGraw-Hill

Eissa, Nada och Liebman, Jeffrey B. (1996). "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit." *Quarterly Journal of Economics*. 111. 605-37

Eurostat (2010). http://epp.eurostat.ec.europa.eu

Finanspolitiska rådet (2008). Svensk finanspolitik – Finanspolitiska rådets rapport 2008.

Finanspolitiska rådet (2009). Svensk finanspolitik – Finanspolitiska rådets rapport 2009.

Finanspolitiska rådet (2010). Svensk finanspolitik – Finanspolitiska rådets rapport 2010.

Flood, Lennart, Wahlberg, Roger, Pylkkänen, Elina (2007), "From Welfare to Work: Evaluating a Tax and Benefit Reform Targeted at Single Mothers in Sweden," Labour, vol. 21, pp. 443-71

Gravelle, Hugh & Rees, Ray (2004). Microeconomics. 3. ed. Harlow: Prentice Hall

Gruber, Jonathan. (2007). *Public finance & public policy*. 2nd ed. New York, NY: Worth Publishers

Gujarati, Damodar N. (2002). Basic econometrics. 4. ed. Boston: McGrawHill.

Kolm, Ann-Sofie och Tonin, Mirco (2010). "In-work benefits and unemployment." *International Tax and Public Finance*.

Konjunkturrådet (2008). Vägar till full sysselsättning, SNS, Stockholm

Meyer, Bruce D. (1995), "Natural and Quasi-Experiments in Economics," *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 151-161

Moderaterna (2010). http://www.moderat.se. 2010-10-01

Skatteverket (2010). http://www.skatteverket.se. 2010-09-13

Sverige. Regeringen. (2008). *Budgetpropositionen för 2009, Budgetpropositionen*. Stockholm: Riksdagens tryckeriexp.

Varian, Hal R. (2006). Intermediate microeconomics: a modern approach. 7. ed. New York: Norton

Wooldridge, Jeffrey M. (2008). *Introductory econometrics: a modern approach*. 4. ed. Mason, Ohio: South-Western Cengage Learning

Appendix

<u>Deskriptiv statistik för regioner 2004-2009</u>

Tabell 13

Unempl

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Unempl Sweden	48	5,0	9,4	7,138	1,1921
Unempl Norway	42	1,8	5,1	3,338	,8594
Unempl Iceland	6	2,3	7,2	3,450	1,8555
Unempl Austria	48	2,4	6,0	3,842	,7849
Unempl Switzerland	42	2,3	6,5	4,024	1,0571
Unempl Italy	126	2,4	17,2	7,262	4,0140
Unempl Malta	6	6,0	7,3	6,817	,4875
Unempl Spain	96	4,8	26,2	10,455	4,4889
Unempl Portugal	42	3,0	11,0	7,055	2,1040
Unempl Czech Republic	48	1,9	14,6	6,712	3,2993
Unempl Poland	96	5,5	24,9	12,931	5,0937
Unempl Lithuania	6	4,3	13,7	8,183	3,6940
Unempl Latvia	6	6,0	17,1	9,450	4,0609
Unempl Estonia	6	4,7	13,8	7,917	3,4073

Deskriptiv statistik för regioner 2002-2004 och 2007-2009

Tabell 14

Empl
Descriptive Statistics

Descriptive Statistics							
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation		
Empl Sweden	48	67,2	78,4	72,481	2,9637		
Empl Norway	42	73,5	79,9	76,095	1,7652		
Empl Iceland	6	78,3	85,1	82,933	2,5065		
Empl Austria	48	65,4	75,0	70,833	2,5828		
Empl Switzerland	42	69,0	81,6	77,814	3,8384		
Empl Italy	126	40,8	70,5	58,156	9,0320		
Empl Malta	6	54,0	55,3	54,567	,4761		
Empl Spain	96	49,6	71,0	61,682	5,3668		
Empl Portugal	42	62,2	73,1	67,205	2,6602		
Empl Czech Republic	48	57,7	71,7	65,431	3,5364		

Empl Poland	96	45,8	64,8	54,454	4,6864
Empl Lithuania	6	59,9	64,9	61,917	2,1507
Empl Latvia	6	60,4	68,6	63,717	3,7274
Empl Estonia	6	62,0	69,8	65,100	3,5214

Tabell 15

LongUnempl

Descriptive Statistics

,49 ,20 ,10 ,20 ,25	1,60 1,03 ,42 1,92 2,13	,9992 ,5133 ,2717 ,7133	,29834 ,18703 ,11143 ,33273
,10 ,20 ,25	,42 1,92	,2717 ,7133	,11143
,20 ,25	1,92	,7133	
,25		· i	,33273
	2,13		
24		1,1493	,47142
,∠ 1	15,49	3,8667	3,58999
2,55	3,36	2,9767	,29358
,65	7,28	2,9144	1,55308
,79	5,15	2,6252	1,15476
,74	8,73	3,1729	2,16348
1,20	16,14	7,1210	4,16312
1,23	7,35	4,1583	2,59041
1,58	5,47	3,7433	1,59477
1,70	5,39	3,8017	1,50772
	,65 ,79 ,74 1,20 1,23 1,58	2,55 3,36 ,65 7,28 ,79 5,15 ,74 8,73 1,20 16,14 1,23 7,35 1,58 5,47	2,55 3,36 2,9767 ,65 7,28 2,9144 ,79 5,15 2,6252 ,74 8,73 3,1729 1,20 16,14 7,1210 1,23 7,35 4,1583 1,58 5,47 3,7433

Tabell 16

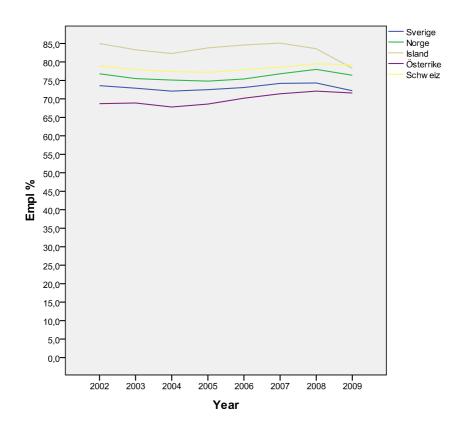
Empl2

Descriptive Statistics

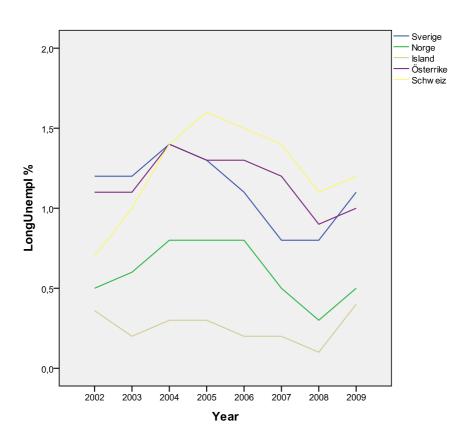
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Empl2 Sweden	48	58,7	75,6	68,110	4,4388
Empl2 Norway	42	61,1	74,9	67,140	3,6017
Empl2 Iceland	6	80,2	87,1	83,283	2,3878
Empl2 Austria	48	23,7	46,3	35,110	6,4335
Empl2 Switzerland	42	48,2	73,3	65,417	6,2631
Empl2 Italy	126	23,2	41,5	32,897	4,0867
Empl2 Malta	6	28,1	39,2	31,650	4,0663
Empl2 Spain	96	31,5	54,1	42,784	5,0291
Empl2 Portugal	42	35,9	65,1	50,114	7,1670
Empl2 Czech Republic	48	27,7	63,7	44,290	8,0594
Empl2 Poland	96	16,7	39,0	28,771	5,2693
Empl2 Lithuania	6	41,6	53,4	48,583	4,8734
Empl2 Latvia	6	41,7	59,4	50,667	7,2572
Empl2 Estonia	6	51,6	62,4	56,517	4,9138

Utveckling av undersökningsvariablerna över tiden¹⁰

Figur 11



Figur 12



¹⁰ I figurerna visas data på landnivå

Figur 13

