

Kunskapslyftets privatekonomiska effekter – Nybörjare höstterminen 1997

Roger Axelsson och Olle Westerlund[™]
Institutionen för nationalekonomi
Umeå universitet

Sammanfattning:

Syftet med denna studie är att uppskatta den privatekonomiska lönsamheten av att ha deltagit i Kunskapslyftet. Med deltagare i Kunskapslyftet avses här personer som studerade under höstterminen 1997 med det särskilda utbildningsbidraget UBS och som avslutade sina studier före årsskiftet 1998/99. UBS kunde ges till studerande som var berättigade till arbetslöshetsersättning vid studiernas början och utgick med ett bidrag som motsvarade arbetslöshetsersättningen. Bidraget riktades i första hand till dem som saknade slutbetyg från treårigt gymnasium. För att uppskatta den kortsiktiga privatekonomiska lönsamheten av utbildningen i form av real nettoinkomst görs jämförelser med deltagare i arbetsmarknadsutbildning och personer som var arbetslösa.

När individernas nettoinkomst analyseras avseende inkomståret 2001 tyder inget på att deltagare i Kunskapslyftet tjänade något på att delta i denna utbildning jämfört med att delta i arbetsmarknadsutbildning. En del resultat pekar i motsatt riktning, dvs på ett något bättre privatekonomiskt utfall för deltagare i arbetsmarknadsutbildning jämfört med deltagare i Kunskapslyftet. Andra resultat visar ingen statistiskt signifikant skillnad mellan de tvågrupperna i detta avseende. Större skillnad i nettoinkomst till arbetsmarknadsutbildningens fördel föreligger för personer med utomnordiskt medborgarskap. Mindre eller statistiskt insignifikanta skillnader påträffas för de något äldre (40-55 år) och för personer med tvåårig gymnasieutbildning som högsta utbildningsnivå innan deltagande. Utfallet för deltagare i Kunskapslyftet tycks vara något bättre vid jämförelse med dem som var öppet arbetslösa hösten 1997. Skattningsresultaten är dock känsliga med avseende på modellspecifikation vid den senare jämförelsen.

Individer som fortsatte att utbilda sig efter 1998 ingår inte i analysen. År 2001 var andelen som studerade vid universitet/högskola betydligt högre för dem som studerade i Kunskapslyftet jämfört med deltagare i arbetsmarknadsutbildning och öppet arbetslösa. En mera heltäckande studie av utbildningens effekt på inkomsten efter avslutade studier kan göras först om några år då ytterligare inkomstdata finns tillgängliga.

Key words: Adult education; labour market training; net wage earnings

JEL classification: I21; J68

[™] Författarna önskar tacka Roger Jacobsson vid Umeå universitets datorcentral och Kenny Petersson, SCB för ovärderlig hjälp. Finansiellt stöd har erhållits av Kunskapslyftskommittén samt Myndigheten för skolutveckling, vilket vi är tack-samma för.

1 Inledning

Denna studie är en delrapport inom ramen för projektet *Privat- och samhällsekonomisk utvärdering av Kunskapslyftet* som har bedrivits vid institutionen för nationalekonomi vid Umeå universitet sedan år 1998.¹ Kunskapslyftet var en femårig satsning på vuxenutbildning som inleddes den 1 juli 1997 och pågick t o m år 2002.² Målgruppen var i första hand personer som helt eller delvis saknade treårig gymnasiekompetens. Företräde hade den som var arbetslös eller enligt överenskommelse med arbetsgivaren ersattes av en långtidsarbetslös eller som eljest var uppsagd och hotades av arbetslöshet.³

Utbildningarna inom Kunskapslyftet utgjordes av allmänna kurser, orienteringskurser samt yrkeskurser. *Allmänna kurser* motsvarade gymnasienivåns kärnämnen och gemensamma ämnen på de naturvetenskapliga och samhällsvetenskapliga programmen. *Orienteringskurser* kunde vara både allmänna och inriktade mot ett särskilt yrkesområde. *Yrkeskurser* var resterande kurser. Här dominerade data- och omvårdnadsutbildningar.

Verksamhetsmässigt var Kunskapslyftet i många kommuner integrerad med övrig kommunal vuxenutbildning. Skolverket särskiljde t o m 1998 deltagare i Kunskapslyftet från deltagare i övrig kommunal vuxenutbildning. Därefter har Skolverket valt att inte särredovisa Kunskapslyftet.⁴ Det främsta skälet var att kvaliteten i uppgiftslämnandet från kommunerna var sådan att ett särskiljande skulle kunna vara missledande. Det var förenat med stora svårigheter för många kommuner att särskilja deltagare i Kunskapslyftet från studerande i den ordinarie kommunala vuxenutbildningen. Det är den huvudsakliga anledningen till att vi i denna rapport som komvuxstuderande enbart inkluderar deltagare i Kunskapslyftet som uppbar det särskilda utbildningsbidraget UBS.

UBS var ett studiestöd som tillkom den 1 juli 1997 och som kunde ges till studerande som var berättigade till arbetslöshetsersättning vid studiernas början. UBS utgick med ett bidrag som motsvarade en persons arbetslöshetsersättning. Ytterligare kriterier för att få UBS var att den studerande måste bedriva studier omfattande minst 25 procent av heltid och fylla lägst 25 år och högst 55 år det år studierna påbörjades. Vidare måste den studerande sakna slutbetyg från treårigt gymnasium eller motsvarande. En viss del av stödet kunde gå till personer som hade en anställning. Om en anställd skulle kunna få UBS fordrades att vederbörandes arbetsgivare åtog sig att anställa en långtidsarbetslös istället.

UBS lämnades ursprungligen för högst 360 dagar för heltidsstudier. För den som var arbetslös kunde denna tid fr o m 1 juli 1998 förlängas till högst 600 heltidsdagar. Som arbetslös räknades såväl den som varit arbetslös från början som den som varit arbetstagare med UBS, men blivit arbetslös när ansökan om förlängd tid skulle göras. Förlängningen av stödet för arbetslösa gällde dock längst t o m 30 juni 1999. Det är därmed endast de som påbörjade sina stu-

¹ För en utförligare beskrivning av uppläggnings av detta projekt, se Axelsson, R. & Westerlund, O. (1999).

² Regeringens proposition Vuxnas lärande och utvecklingen av vuxenutbildningen (2000/01:72), som antogs av riksdagen i maj 2001, innehåller en rad förslag som syftar till att främja vuxnas lärande. Ett nytt riktat statsbidrag till kommunerna och folkhögskolan införs för perioden 2003 – 2005. Statsbidraget motsvarar årligen nära 47 000 platser i den kommunala vuxenutbildningen, oräknat de platser som kommunerna själva anordnar. Därtill kommer 7 000 platser inom folkhögskolan. Från år 2006 ska bidraget inordnas i det generella statsbidraget till kommunerna respektive folkbildningen.

³ Jfr SOU 1998:51, kapitel 10.

⁴ Jfr SOU 1999:39, s 91-92.

dier under höstterminen 1997 som hade möjlighet att utnyttja alla de möjliga 600 dagarna. En annan förändring var att arbetslösa med en treårig gymnasial utbildning kunde beviljas UBS om de saknade betyg/kunskaper i kärnämnen. Betyg/kunskaper i andra ämnen beaktades därvidlag inte.⁵

Syftet med föreliggande rapport är att utifrån tillgängliga registerdata studera vad som händer efter avslutad utbildning för dem som deltog i Kunskapslyftet och uppbar UBS under höstterminen 1997 och som avslutade sina studier före årsskiftet 1998/99. Anledningen till denna avgränsning är att vi i denna rapport främst är intresserade av att studera hur individernas inkomstförhållanden har påverkats av den genomgångna utbildningen. Eftersom det är ungefär två års eftersläpning i registeruppgifter om inkomster (för närvarande föreligger uppgifter avseende inkomståret 2001) skulle uppföljningsperioden efter avslutad utbildning bli alltför kort om samtliga deltagare i Kunskapslyftet med UBS höstterminen 1997 inkluderades, dvs även de som avslutade sina utbildningar efter 1998.

För att i någon mån kunna utvärdera effekterna av utbildningen ur ett arbetsmarknadsperspektiv görs en jämförelse med dem som var deltagare i arbetsmarknadsutbildning⁶ i mitten av hösten 1997 och med dem som var registrerade som öppet arbetslösa vid arbetsförmedlingen i början av hösten 1997.⁷ Vid urvalsdatum var de arbetssökande alltså registrerade som öppet arbetslösa. En individ kan såväl innan som efter detta datum ha tillhört andra sökandekategorier inom en och samma inskrivningsperiod. Me inskrivningsperiodens längd menas i detta sammanhang den tid som förflyter mellan det att en individ registreras som arbetssökande vid arbetsförmedlingen och avaktualiseras från densamma. En individ som var öppet arbetslös vid urvalstillfället behöver således inte avaktualiseras som öppet arbetslös utan kan vid avaktualiseringstillfället befinna sig i någon annan sökandekategori.

Anledningen till att vi valt deltagare i arbetsmarknadsutbildning som jämförelsegrupp är att de som studerade inom Kunskapslyftet och de som deltog i arbetsmarknadsutbildning ur många aspekter hade likartade egenskaper, t ex när det gäller erfarenhet av arbetslöshet. För den kategori av personer som vi studerar är också kommunala vuxenutbildningsstudier och arbetsmarknadsutbildning i viss utsträckning att betrakta som substitut.⁸ En tredje orsak är att nivån var densamma på det utbildningsbidrag studerade inom komvux med UBS uppbar och deltagarna i arbetsmarknadsutbildning erhöll. Som deltagare i arbetsmarknadsutbildning motsvarar bidragsnivån ersättningsnivån i arbetslöshetsförsäkringen. Detsamma gällde för dem som deltog i Kunskapslyftet med UBS. Att vi använder oss av arbetslösa som jämförelse-

⁵ Fr o m 1 januari 2003 ersattes UBS med ett nytt bidrag som heter rekryteringsbidrag. De som kan få bidraget ska vara i åldern 25-50 år. Ytterligare grundkrav är att den sökande har en tidigare kort utbildning och är eller riskerar att bli arbetslös eller på grund av ett funktionshinder behöver extra tid för att klara sina studier. Rekryteringsbidraget kan utgå under högst 50 veckor.

⁶ För att komma ifråga för arbetsmarknadsutbildning ska man antingen vara eller riskera att bli arbetslös samt vara arbetsökande vid den offentliga arbetsförmedlingen. Dock behöver man inte vara berättigad till arbetslöshetsersättning.

⁷ Som öppet arbetslös har vi, i likhet med Arbetsmarknadsverket, inkluderat arbetssökandestatistikens kategorier 11 (arbetslösa, platsförmedlingsservice), 12 (arbetslösa, vägledningsservice) och 13 (arbetslösa, väntar på beslutat program). Dessa sökandekategorier motsvarar närmast vad som avses med öppen arbetslöshet i SCB:s arbetskraftsundersökningar. Som arbetslös räknas i arbetskraftsundersökningarna en person som inte är sysselsatt men söker ett arbete och kan ta ett arbete. Från och med 1993 är kriteriet för att betraktas som arbetslös att personen ifråga ska ha sökt arbete under de senaste fyra veckorna (inklusive mätveckan). Cirka 70 procent av dem som är arbetslösa enligt SCB:s definition är också arbetslösa enligt Arbetsmarknadsverkets register.

⁸ Arbetsmarknadsutbildning ska i första hand vara yrkesinriktad och syfta direkt till arbete. Utbildningen kan också vara förberedande (allmänteoretiska och orienterande utbildningar). En femtedel av all arbetsmarknadsutbildning under 1980-talet var förberedande. Under 1990-talet har denna andel ökat och har varierat runt en tredjedel.

grupp motiveras främst utifrån att dessa skulle ha kunnat ha deltagit i såväl Kunskapslyftet som i arbetsmarknadsutbildning, men valt att avstå.

Rapporten bygger på av Statistiska centralbyrån (SCB) framtagna uppgifter från olika administrativa register. För närvarande har vi registeruppgifter för deltagare i kommunal vuxenutbildning, deltagare i arbetsmarknadsutbildning och arbetslösa hösten 1997 för perioden 1995 t o m 2001. Vidare har uppgifter inhämtats från Arbetsmarknadsstyrelsen (AMS).

Från AMS har erhållits uppgifter från den s k händelsedatabasen (HÄNDEL). I denna databas finns individuppgifter registrerade över samtliga nyanmällda arbetssökande sedan augusti 1991 (i vissa fall finns uppgifter ännu längre tillbaka i tiden). I och med att HÄNDEL är en tidsseriedatabas kan varje individ som varit inskriven vid arbetsförmedlingen sedan augusti 1991 följas händelse för händelse. Till dags dato har vi uppgifter från denna databas som sträcker sig t o m den 1 november 2003.

Fortsättningen av rapporten är disponerad enligt följande: Nästa avsnitt inleds med en presentation av några teoriansatser som kan förklara en individs val av utbildning. Därefter diskuteras vissa metodproblem som är förknippade med att analysera ekonomiska effekter av utbildning och då särskilt vuxenutbildning. Avslutningsvis i detta avsnitt följer en litteraturöversikt över svenska utbildningsekonomiska studier som har relevans för våra problemställningar. I det tredje avsnittet beskrivs det datamaterial som ligger till grund för vår studie samt presenteras medelvärden för de beroende och oberoende variabler som ingår i regressionsanalyserna. I det därpå följande avsnittet koncentrerar vi oss på att studera hur den reala nettoinkomsten för deltagarna i Kunskapslyftet har påverkats av den genomgånga utbildningen. För att uppskatta om inkomstförändringarna är en effekt av utbildningen görs jämförelser med deltagarna i arbetsmarknadsutbildning och de arbetslösa. I det sista avsnittet följer en sammanfattning och några avslutande synpunkter.

2 Utvärderingar av vuxenutbildning

2.1 Individens utbildningsval

Individer har skilda kunskaper och erfarenheter som gör dem olika produktiva på arbetsmarknaden. Dessa skillnader i produktiva egenskaper kan vara såväl medfödda som förvärvade. För nationalekonomer är humankapitalteorin den vanligaste utgångspunkten för att diskutera och analysera investeringar i egenskaper som påverkar de produktiva egenskaperna.

Humankapitalbegreppet har gamla anor. Det var dock först genom arbeten av Schultz (1960 och 1961) och Becker (1962 och 1964 (andra upplagan 1975)) som utbildning betraktat som en investering i humankapital blev den dominerande ansatsen i ekonomiska analyser av utbildning. Med investeringar i humankapital menas sådana insatser som ökar individens produktions- och konsumtionskapacitet⁹, t ex i form av utbildning. Intresset har när det gäller utbildning främst riktat sig mot dess möjligheter att förändra humankapitalets sammansättning och omfattning. Humankapitalbegreppet har även använts för att försöka förklara individens val av utbildning och hur utbildningen påverkar inkomstfördelningen i samhället.¹⁰

I humankapitalansatsen är alltså den grundläggande tankegången individens möjlighet att öka de framtida arbetsinkomsterna till kostnad av en investering i det egna humankapitalet. Om individen är rationell kommer den att fortsätta att investera i sitt eget humankapital så länge som det diskonterade värdet av skillnaden mellan utbildningsinvesteringens marginalintäkter och marginalkostnader är positivt.

Antag att vi betraktar en individ i arbetslivet som står inför valet att fortsätta sitt arbete eller påbörja någon form av vuxenutbildning (här och fortsättningsvis avses kommunal vuxenutbildning eller arbetsmarknadsutbildning) för att därefter åter ägna sig åt förvärvsarbete.¹¹ För att förenkla antar vi att alla arbeten är lika beträffande arbetsmiljö och status. Lönen skiljer sig däremot åt. Vidare bortser vi ifrån att vuxenutbildningen ger upphov till konsumtions- och externa effekter. Den enda effekten av utbildningen är alltså att den ger individen möjlighet att välja ett annat yrke som eventuellt ger en högre arbetsinkomst.

Individens investeringsval mellan att fortsätta sin yrkesverksamhet eller påbörja vuxenutbildningsstudier, för att därefter återuppta sin yrkesverksamhet, kan illustreras med hjälp av två framtida inkomstströmmar. Den ena inkomstströmmen svarar mot de framtida inkomster som individen skulle erhålla i frånvaro av utbildning. Den andra inkomstströmmen beskriver den framtida inkomstutveckling som individen erhåller efter genomgången utbildning. Den som utbildar sig antas för enkelhets skull sakna inkomster under den tid utbildningen varar.¹² Detta bortfall av arbetsinkomst är en alternativkostnad som bör ingå i en rationell individs investeringskalkyl. I detta sammanhang avses alltså med alternativkostnad den intäkt individens humankapital skulle ha genererat i bästa alternativa användning, dvs här arbete i stället för

⁹ Konsumtionsvärdet av en utbildning kan t ex vara välbefinnandet av att studera eller kunskapernas användbarhet på fritiden.

¹⁰ Vi kommer här endast att beskriva humankapitalmodellen i sin enklaste form eftersom detta är fullt tillräckligt för den följande framställningen.

¹¹ Det går utan svårighet att modifiera resonemanget till att även avse en arbetslös individ.

¹² Under utbildningstiden bortser vi även från utbildningsbidrag samt förändringar av transfereringar.

utbildning. Till detta inkomstbortfall tillkommer andra individrelaterade kostnader, t ex reskostnader. I detta stiliserade exempel är intäkterna av utbildningen de inkomstskillnader som kan hänföras till ifrågavarande utbildning. För att utbildningen för individen ska vara lönsam erfordras att nuvärdet av den ökade inkomsten är större än den alternativa inkomst som individen skulle ha erhållit under utbildningstiden och övriga direkta individuella utbildningskostnader.

Humankapitalteorin ger implikationer för hur individens utbildningsval påverkas av olika faktorer. Högre arbetsinkomster för vuxenutbildade ökar förväntningarna om framtida inkomstillskott av vuxenutbildning. Detta medför att fler är intresserade av vuxenutbildning. Antalet studerande i vuxenutbildning ökar således om inkomstskillnaderna mellan vuxenutbildade respektive icke-vuxenutbildade ökar. Ökade kostnader eller minskade subventioner för vuxenutbildning leder till att färre individer väljer att utbilda sig. Vidare är det uppenbart att utbildning är mer lönsam vid relativt unga år jämfört med senare i livet, eftersom yngre personer vid en given inkomstskillnad kommer att uppbära denna under en längre tid efter utbildningen. Slutligen leder en högre diskonteringsränta till en lägre nivå på vuxenutbildningen. En högre diskonteringsränta innebär att arbetsinkomster i framtiden nedvärderas i förhållande till arbetsinkomster i dag.

Humankapitalteorin betonar utbildningens produktivitetshöjande effekt för den utbildade. Denna teori förutsätter i sin enklaste form fullständig information. Utbildning har därvidlag ingen annan informationsfunktion än den som i någon mening ger den utbildade en större förmåga. Att teorin förutsätter fullständig information innebär vidare att alla beslut fattas under fullständig säkerhet. Detta inkluderar individens utbildningsbeslut. Individen antas känna till såväl alla utbildningsalternativ som varje utbildnings intäkter och kostnader. Vidare antas individen känna till sin egen förmåga att tillägna sig utbildning.

Enligt humankapitalteorin leder alltså investeringar i utbildning till att individen blir mer produktiv. En alternativ teori som försöker förklara sambandet mellan utbildning och inkomst är den s k signaleringsteorin (Arrow (1973), Spence (1973)). Utbildning betraktas här som en signal som endast talar om att individen är högpresterande, inte att individen har hög arbetsproduktivitet.¹³ Enligt teorin har högpresterande individer lättare att klara av t ex vuxenutbildningsstudier jämfört med andra individer. Det är dessutom kostsamt för en arbetsgivare att få information om en enskild individs produktivitet. Det är därför rationellt för arbetsgivaren att använda sig av en individs utbildning som en signal på hög produktivitet. Signaleringsmodellen ger samma förutsägelser som humankapitalteorin; individer med högre utbildning har högre inkomster. För individerna är det inga skillnader mellan humankapital- och signaleringsteori. Utbildning kommer i båda fallen att avkasta högre framtida arbetsinkomster.¹⁴

¹³ Med termen signal avses en observerbar individuell egenskap som kan påverkas av individen till skillnad från egenskaper som är observerbara men som ej går att påverka, som t ex kön och ålder, se Spence (1973, s 357).

¹⁴ Ur ett samhällsekonomiskt perspektiv är det emellertid av stor betydelse vilken av de två modellansatserna som ger den mest realistiska beskrivningen av verkligheten. Om man tror på signaleringsmodellen så tillför inte utbildningen ytterligare resurser till samhällsekonomin förutom möjligtvis en effektivare matchning mellan arbetssökande och lediga platser. Utbildningen sorterar bara individer till olika arbeten. Om så är fallet skulle det kunna finnas stora samhällsekonomiska vinster av att finna mindre resurskrävande sorteringsmekanismer än utbildning (Björklund *et al.* (2000, s 138)).

2.2 Några metodproblem

Vid utvärderingar av vuxenutbildning är en central frågeställning att kvantifiera hur t ex årsarbetsinkomsten har påverkats för en individ som har genomgått en utbildning. Det vanligaste förekommande tillvägagångssättet bygger på någon form av jämförelse av årsarbetsinkomster efter genomförd utbildning mellan deltagare respektive icke-deltagare. Metodproblemet består i att göra denna jämförelse på ett adekvat sätt.

Det finns ett stort antal pågående arbetsmarknadspolitiska program som arbetslösa personer har möjlighet att delta i. Alla arbetslösa har, åtminstone i teorin, en möjlighet att delta i ett eller i flera av dessa program. Det kan därför vara svårt att konstruera en jämförelsegrupp som inte har deltagit eller som inte i framtiden kommer delta i ett program riktat till arbetslösa. Enligt Carling & Larsson (2000a) är den teoribildning för programutvärdering, som utvecklats av främst amerikanska ekonomer, inte tillämpbar för svenska förhållanden. De menar därför att den grundläggande utvärderingsfrågan – Vad är effekten av att delta i ett program jämfört med att inte delta? – svårligen kan besvaras med hjälp av tillgängliga svenska data.

Behrenz (2000) polemiserar mot Carling & Larsson (2000a) och menar att utvärderingar kan och måste göras trots att vi inte lever i den bästa av världar. Det finns ingen anledning att ge upp utvärderingar p g a att verkligheten inte till fullo motsvarar teorin. Att jämförelsegruppen har möjlighet att någon gång i framtiden eventuellt kan delta i programmet är inte bara ett problem när det gäller arbetsmarknadspolitiska utvärderingar utan omfattar samtliga vetenskaper. Behrenz menar att det går att jämföra deltagare i ett visst program med deltagare i andra program.

Harkman (2000) har också invändningar mot Carling & Larssons (2000a) resonemang. Hans huvudinvändning är att det är möjligt att uppskatta i vilken utsträckning en deltagare har blivit mer attraktiv på arbetsmarknaden p g a att denne har deltagit i programmet. Harkman menar vidare att det inte finns något principiellt problem med att en individ vid ett senare tillfälle kan komma att delta i ett visst program.

I ett svar till Behrenz och Harkman vidhåller Carling & Larsson (2000b) att en ny teori fordras för att kunna identifiera den grundläggande programeffekten. Själva anser vi att de argument som Carling & Larsson framför inte är så allvarliga att de skulle omintetgöra all svensk ekonomisk utvärderingsforskning. Vi menar att i detta sammanhang är det väsentligt att skilja på ett programs kort- och långsiktiga effekter. I denna studie har vi bara en uppföljningsperiod omfattande två år efter avslutat deltagande i Kunskapslyftet. Som kommer att framgå av *avsnitt 3.1* har vi därför betingat vårt urval på att deltagarna i Kunskapslyftet inte får ha genomgått arbetsmarknadsutbildning under vår uppföljningsperiod. Deltagarna i arbetsmarknadsutbildning får inte ha bedrivit studier vid komvux under motsvarande period. Vidare får inte de som var arbetslösa vare sig ha studerat inom komvux eller deltagit i arbetsmarknadsutbildning under uppföljningsperioden. Därigenom anser vi att många av de potentiella problemen som Carling & Larsson pekar på är eliminerade.

Rent allmänt kan sägas att två ansatser har dominerat utvärderingsforskningen. Den ena ansatsen är klassiska experiment. Presumptiva deltagare fördelas slumpmässigt i en experimentgrupp, som får delta i åtgärden, och i en kontrollgrupp som inte får delta i åtgärden.

Den andra ansatsen är den icke-experimentella. Den innebär att man utgår från data över deltagare respektive icke-deltagare givet den selektionsprocess som avgör deltagandet. Selektion

tionsprocessen kan vara ett resultat av antingen någon programadministratörs beslut och/eller den enskilde individen.

Om deltagare respektive icke-deltagare fördelas slumpmässigt kan utfallet av en åtgärd estimeras förväntningsriktigt och med en känd statistisk precisionsgrad. Den icke-experimentella ansatsen kännetecknas alltid av en okänd grad av icke-förväntningsriktighet beroende på korrelation mellan programdeltagande, utfall och icke mätbara variabler som påverkar utfallet.

De senaste 25 åren har dock kännetecknats av att en betydande metodutveckling har skett inom den icke-experimentella ansatsen. Olika statistiska metoder har utvecklats och förfinats i syfte att kunna dra slutsatser om en åtgärds effekter när deltagarna inte är slumpmässigt fördelade på deltagar- respektive icke-deltagargrupp.¹⁵

I de ekonomiska utvärderingar av utbildningars effekter som utfördes under 1970-talet behandlades deltagande i utbildning som en exogen variabel. När man betraktar deltagande som en exogen variabel antar man implicit att fördelningen av individer på deltagare respektive icke-deltagare gjorts slumpmässigt. Oavsett hur realistiskt detta antagande är ska även vi till en början anta att utbildningsdeltagande kan betraktas som en exogen variabel.

För att studera vilken effekt deltagande i Kunskapslyftet har haft på årsarbetsinkomsten efter avslutad utbildning använder vi oss av en linjär modell specificerad enligt följande där i betecknar den i :te individen och $t+1$ perioden efter avslutad utbildning:

$$Y_{i,t+1} = \alpha + X_{i,t+1}\beta + Y_i\gamma + \delta I_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

där

$Y_{i,t+1}$ = årsarbetsinkomsten för individ i efter avslutad utbildning

$X_{i,t+1}$ = en vektor av tidsberoende exogena variabler

Y_i = en vektor av tidsberoende variabler

$I_{i,t+1}$ = en dummyvariabel för deltagande i Kunskapslyftet (antar värdet = 1 om deltagande, i övrigt = 0)

$\varepsilon_{i,t+1}$ = en slumpterm.

Med variabler betecknade med latinska bokstäver förstås radvektorer. Parametrar som skrivs efter tillhörande variabel är kolumnvektorer.

Årsarbetsinkomsten för individ i perioden efter avslutad utbildning $Y_{i,t+1}$ antas således bero på olika karaktäristika ($X_{i,t+1}$ respektive Y_i). Vidare beror årsarbetsinkomsten efter genomgången utbildning på en dummyvariabel $I_{i,t+1}$ som är lika med ett om individ i har deltagit i Kunskapslyftet och i övrigt lika med noll. För att ta hänsyn till icke observerbara egenskaper har vi antagit en slumpterm $\varepsilon_{i,t+1}$ som inte är korrelerad med övriga oberoende variabler och vars väntevärde är noll.

¹⁵ Heckman (1979) är utgångspunkt för denna utveckling. För en översikt se också Heckman *et al.* (1999).

Denna regressionsmodell skattas med minsta-kvadrat-metoden (OLS). Den estimerade effekten av deltagande i Kunskapslyftet på årsarbetsinkomsten motsvaras av parameterestimatet för dummyvariabeln $I_{i,t+1}$ för de individer som genomgått utbildningen och är noll för övriga. Om det vore så att vi hade tillgång till alla de bestämningsfaktorer som påverkar hur mycket arbetstid en individ bjuder ut, och därmed vilken årsarbetsinkomst denne får, skulle vi kunna erhålla förväntningsriktiga skattningar av koefficienterna i regressionsmodellen. En del av dessa variabler är dock i stort omöjliga att samla in och kvantifiera på ett meningsfullt sätt. Det kan gälla variabler som t ex motivation och attityder.

Vad händer om dummyvariabeln för utbildningsdeltagande är endogen? Innebörden av detta är alltså att individerna inte längre antas vara slumpmässigt fördelade på deltagar- respektive icke-deltagargrupp. Huruvida en individ kommer att delta i utbildning eller ej är i stället ett resultat av någon form av selektionsprocess. Denna selektion är, som tidigare nämnts, beroende av antingen individen själv eller någon programadministratör.

Problemet kan illustreras med följande enkla modell:

$$Y_{i,t+1} = \alpha + X_{i,t+1}\beta + Y_i\gamma + \delta I_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (2)$$

$$I_i^* = Z_i\eta + u_i \quad (3)$$

$$I_i = 1 \text{ om } I_i^* > 0 \quad (4)$$

$$I_i = 0 \text{ om } I_i^* \leq 0$$

Där variabeldefinitionerna i (2) är desamma som i (1). Z_i är en radvektor av variabler som påverkar sannolikheten att individ i har deltagit i Kunskapslyftet och η är dess koefficientvektor.

Antag att det är så att individer med positiv attityd till utbildning har större sannolikhet att utbilda sig än andra individer. Har man en positiv attityd till utbildning bör man rimligtvis även ha en positiv attityd till marknadsarbete. Individer med en positiv attityd till utbildning/arbete bör alltså ha dels hög sannolikhet att utbilda sig, dels hög arbetstid (hög årsarbetsinkomst) oavsett utbildning.

När vi vill uppskatta om det föreligger några skillnader i årsarbetsinkomst mellan deltagare respektive icke-deltagare i Kunskapslyftet har vi alltså dels en attitydeffekt, dels en utbildningseffekt att ta hänsyn till. För att komma åt utbildningseffekten är det önskvärt att ta hänsyn till självselektionen.

Förekomst av självselektion medför att en minsta-kvadrat-skattning av (2) kommer att ge ett icke förväntningsriktigt estimat för δ om dummyvariabeln $I_{i,t+1}$ är korrelerad med slump termen $\varepsilon_{i,t+1}$. Det betyder att de som deltagit i Kunskapslyftet skulle ha haft, även i frånvaro av utbildning, olika årsarbetsinkomster jämfört med dem som inte deltog i denna utbildning.

Vi har alltså icke observerbara variabler i slump termen $\varepsilon_{i,t+1}$ som är korrelerade med $I_{i,t+1}$. Slump termen $\varepsilon_{i,t+1}$ kan uppdelas i två termer; $v_{i,t+1}$ som är de utelämnade variabler som direkt

påverkar $I_{i,t+1}$ och $\varepsilon_{i,t+1}^*$ som är övriga utelämnade variabler vilka inte är korrelerade med $I_{i,t+1}$. Ekvation (2) kan nu skrivas som

$$Y_{i,t+1} = \alpha + X_{i,t+1}\beta + Y_i\gamma + \delta I_{i,t+1} + \underbrace{v_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}^*}_{\varepsilon_{i,t+1}} \quad (5)$$

Om ingen hänsyn tas till självselektion blir resultatet sammanfattningsvis följande: Vid positiv korrelation mellan $I_{i,t+1}$ och $v_{i,t+1}$ kommer δ (den skattade effekten av Kunskapslyftet på årsarbetsinkomsten) att överskattas.

Barnow (1987) sammanfattar, efter en genomgång av åtskilliga amerikanska utvärderingsstudier av arbetsmarknadsutbildning, att olika sätt att korrigera för självselektion har använts:

1. *Inkludera variabler som använts för att utvälja deltagare:* Om man vet vilka variabler som har använts för att välja ut deltagare kan man kontrollera för dessa i analysen.
2. *Konstruera matchade urval av deltagare respektive icke-deltagare:* Om jämförelsegruppen väljs ut så att den liknar deltagargruppen i så stor utsträckning som möjligt kan skillnaden mellan de två gruppernas medelvärden avseende utfallsvariabeln beräknas.
3. *Specificera antaganden om de icke observerbara variablerna:* Det vanligaste antagandet som görs är att de icke observerbara variablerna är konstanta över tiden. Genom att utföra differensskattningar ”nettas” effekten av de icke observerbara faktorernas inverkan ut.
4. *Vikta observationerna:* Genom att vikta observationerna i en regression får man medelvärdena för de förklarande variablerna mer lika i deltagar- respektive icke-deltagargrupperna. Metoden har främst använts för att skapa bättre matchade urval.
5. *Modellera selektionsförfarandet:* När selektionsvariabeln inte är observerbar har metoder utvecklats för att korrigera för selektions-bias genom att göra antaganden om hur det icke observerbara selektionsindexet ser ut.

Det finns ett antal ekonometriska modeller för att korrigera för självselektion. Vi kommer i *avsnitt 4* att redovisa estimationsresultat med hjälp av Heckmans två-stegsmetod. I korthet och något oprecist går metoden ut på att i första steget med hjälp av en probitfunktion skatta sannolikheten för deltagande i Kunskapslyftet. Med utgångspunkt från probitskattningen beräknas därefter för varje individ en ny variabel – ”Heckmans λ ” – för att ta hänsyn till effekter av selektionsbias. Variabeln λ adderas som en separat regressor till inkomstekvationen, vilken estimeras med minsta-kvadrat-metoden. Den skattade koefficienten för utbildningsdeltagarevariabeln $I_{i,t+1}$ blir därigenom ett konsistent estimat av den ”sanna” utbildningseffekten.

2.3 Ekonomiska utvärderingar av svensk vuxenutbildning

Det finns ett relativt stort antal såväl svenska som internationella studier som belyser ungdomsutbildningens lönsamhet. Det finns två relativt färska svenska översikter. En av Björklunds (1999) slutsatser, efter en genomgång av ett antal studier, är att det finns ett starkt stöd i forskningen för att det finns ett orsakssamband bakom det enkla deskriptiva sambandet mel-

lan individers utbildning och löner/inkomster.¹⁶ De svenska studier som Björklund refererar till och som har estimerat utbildningens lönepremie finner att denna ligger i intervallet fyra till fem procent. När det gäller högre utbildning tyder enligt Björklund (1999) internationella jämförelser inte på att lönepremierna i Sverige ligger avsevärt lägre jämfört med andra europeiska länder.¹⁷ Eventuellt är premierna något högre i Finland och Storbritannien. I Arai & Kjellström (1999) sammanfattas också svenska studier om avkastning av utbildning. De menar, efter en litteraturgenomgång, att avkastningen av utbildning är låg i Sverige. Trots det har det funnits en svag tendens till ökad avkastning efter 1981.

När det gäller studier av vuxenutbildningens lönsamhet är antalet inte lika stort som när det gäller ungdomsutbildning. I Sverige bedrivs vuxenutbildning huvudsakligen i form av arbetsmarknadsutbildning och kommunal vuxenutbildning. Det finns betydligt fler utvärderingar av arbetsmarknadsutbildning jämfört med kommunal vuxenutbildning. I Calmfors *et al.* (2002) sammanfattas resultat från tolv studier av svensk arbetsmarknadsutbildning utförda under perioden 1991 till 2002. Resultaten varierar en hel del mellan de olika studierna. Det finns skillnader i de estimerade effekterna av arbetsmarknadsutbildning mellan 1980- och 1990-talet. De utvärderingar som baserade sig på datamaterial från första hälften av 1980-talet antyder positiva effekter på deltagarnas sysselsättning och/eller inkomst. De utvärderingar som baserade sig på datamaterial från 1990-talet finner i stället, förutom i tre studier, insignifikanta eller signifikant negativa effekter.

Andrén och Gustafsson (2002) studerar effekter av arbetsmarknadsutbildning på inkomster för tre kohorter under 1980- och 1990-talen. Som jämförelsegrupp används individer som var arbetslösa under den period som de arbetsmarknadsutbildade bedrev sin utbildning och som inte deltog i något utbildningsprogram. För att identifiera effekterna separeras i analysen svenskfödda respektive utrikes födda. Den huvudsakliga utfallsvariabeln är inkomst (summa arbetsinkomst och inkomst av näringsverksamhet) ett, två och tre år efter avslutad utbildning. Avkastningen av utbildningen var högre för utrikes födda jämfört med svenskfödda. Avkastningen varierade beroende på ursprungsland; personer från Östeuropa hade till exempel högre avkastning än personer härstammande från annat nordiskt land. Vidare hade män, till skillnad från vad som framkommit i många andra studier, en bättre avkastning av arbetsmarknadsutbildning jämfört med kvinnor. Yngre personer hade en negativ eller låg avkastning av sin utbildning. Samma resultat fann Andrén och Gustafsson (2002) för personer med grundskola som sin högsta formella utbildningsnivå.

Som nämnts finns det få studier som behandlar ekonomiska effekter av svensk kommunal vuxenutbildning. Löfgren (1997) har gjort en överslagsmässig kalkyl över kostnader för och inkomster av utbildningar på gymnasial och eftergymnasial nivå i mitten av 1990-talet. Kalkylen utförs för samhället, staten/kommunerna, företagen samt för individen.

Vi ska här enbart redovisa resultat på individnivå och som avser kommunal vuxenutbildning. Löfgren (1997) finner bl a att en tvåårig gymnasieutbildning vid komvux för en individ utan gymnasieutbildning är lönsam om den påbörjas före 50 års ålder. En ettårig komvux-utbildning, som ger individen en gymnasieutbildning längre än två år, är lönsam om den påbörjas så

¹⁶ Sambandet mellan utbildning och inkomster kan mätas på olika sätt. Oftast mäts sambandet antingen som en lönepremie för en viss specifik utbildning eller som avkastningen av ytterligare ett års utbildning. Det tredje sättet är att beräkna utbildningens internränta. Internräntan är den räntesats vid vilket det diskonterade värdet av en inkomstökning av en utbildningsinvestering blir lika med kostnaderna för utbildningen.

¹⁷ Avkastningen av universitetsutbildning i Sverige studeras bl. a av Edin & Holmlund (1995) och Melander & Skedinger (1999).

sent som vid 60 års ålder. Som jämförelse kan nämnas att Löfgren (1997) finner att en treårig högskoleutbildning är lönsam för individen om den påbörjas vid 37 års ålder eller tidigare.

I Axelsson & Westerlund (2001) studeras deltagare i komvux och deltagare i arbetsmarknadsutbildning hösten 1997 och som avslutade sina utbildningar senast under det första halvåret 1998.¹⁸ Efter avslutad utbildning hade deltagare i Kunskapslyftet lägre sannolikhet att registreras som arbetssökande vid arbetsförmedlingen jämfört med deltagare i arbetsmarknadsutbildning. Deltagare i Kunskapslyfte hade också relativt sett kortare vistelsetid som registrerad arbetssökande vid det första tillfället som arbetssökande efter avslutad utbildning. Bland deltagare i arbetsmarknadsutbildning var dock övergång till sysselsättning vanligare jämfört med deltagare i Kunskapslyftet. De senare övergick i högre utsträckning till utbildning. För båda grupperna gäller att personer med långa arbetslöshetstider före utbildning hade högre sannolikhet att registreras och längre varaktighet som arbetssökande vid arbetsförmedlingen.

Alm Stenflo (2000) har studerat hur elever, som avslutade fullföljda studier inom komvux på gymnasie- eller påbyggnadsnivå 1992/93, klarat sig på arbetsmarknaden fram till 1997. De studerande i komvux jämförs med en kontrollgrupp, som bildades genom en ”trillingansats”, dvs tre personer valdes slumpmässigt matchande mot varje person i komvuxurvalet. De matchningskriterier som användes var kön, ålder, boenderegion, utbildningsnivå och arbetslöshet år 1991. Alm Stenflo (2000) finner avseende förvärvsinkomst (summa lön och inkomst av näringsverksamhet) 1997 mycket små skillnader mellan grupperna. En anledning är att andelen högskolestuderande var väsentligt högre för deltagarna i komvux i jämförelse med kontrollgruppen. Många har inte år 1997 avslutat sina studier och börjat förvärvsarbete. När högskolestudier beaktas hade de komvux-studerande på årsbasis drygt 10 000 kronor högre förvärvsinkomst än jämförelsegruppen. Om hänsyn tas till dem som bedriver högskolestudier 1997 så hade deltagare i komvux en högre andel sysselsatta. Effekten på arbetslösheten är däremot svagare. År 1993 var 16 procentenheter fler arbetslösa bland studerande i komvux än i kontrollgruppen. Skillnaden minskade successivt och uppgick 1997 till 0,4 procentenheter.

Stenberg (2002) använder samma mikrodata som Axelsson & Westerlund (1999, 2000, 2001) för att skatta årsarbetsinkomsten 1999 för deltagare i Kunskapslyftet höstterminen 1997 och som samtidigt uppbar det särskilda utbildningsbidraget UBS. Jämförelsegruppen är deltagare i arbetsmarknadsutbildning i mitten av hösten 1997. Såväl de i Kunskapslyftet som de i arbetsmarknadsutbildning måste, för jämförbarhetens skull, ha slutat sina utbildningar före den 1 juli 1998. Vidare exkluderas bl a personer som inte hade några arbetslöshetsdagar under 1997. Även de som befann sig i utbildning 1999 ingår inte i analysen. I studien används två skattningsmetoder. Den första är en matchningsmetod och den andra en klassisk selektionsmodell. Resultaten implicerar att effekten på årsarbetsinkomsten 1999 var lägre för deltagare i Kunskapslyftet relativt arbetsmarknadsutbildade. För hela urvalet var skillnaden med matchningsmetoden 15 500 kronor och enligt selektionsmodellen 38 900 kronor. Vid en uppdelning i delurval framkommer att det finns skilda effekter mellan könen. Kvinnor tycks ha bättre

¹⁸ I Axelsson & Westerlund (1999) studeras bl a inkomstförhållanden året före utbildning för deltagare i Kunskapslyftet höstterminen 1997 och jämförelsegrupper. Omkring 71 procent av de studerande vid komvux höstterminen 1997 hade inkomst av arbete under 1996. Motsvarande andelar för deltagare i arbetsmarknadsutbildning och för de arbetslösa var 46 respektive 65 procent. Av deltagarna i Kunskapslyftet var det personer med UBS som hade den högsta genomsnittliga arbetsinkomsten under 1996. I Axelsson & Westerlund (2000) jämförs nybörjare i kommunal vuxenutbildning höstterminerna 1997 och 1998 avseende arbetsmarknads- och inkomstförhållanden året före påbörjad utbildning. Det förelåg påvisbara skillnader i arbetsmarknads- och inkomstförhållanden före utbildningens påbörjande. Nybörjare höstterminen 1997 hade jämfört med nybörjare höstterminen 1998 året före utbildningens påbörjande längre inskrivningstid vid arbetsförmedlingen (27 procent) och lägre årsarbetsinkomster (24 procent).

ekonomisk utdelning av Kunskapslyftet jämfört med män. Det finns också indikationer på att Kunskapslyftet haft större effekt på årsarbetsinkomsten för deltagare bosatta i Stockholms län jämfört med dem boende i Norrlands inland.

I Stenberg (2003) och på samma mikrodata som i uppsatsen ovan används årsarbetsinkomsten för såväl 1999 som 2000 som utfallsvariabler. Därigenom möjliggörs att även analysera effekterna för dem som påbörjade kommunala vuxenutbildningsstudier under höstterminen 1998. Effekten för deltagare höstterminen 1997 kan dessutom analyseras för två successiva inkomstår efter programdeltagande. I analyserna används minsta-kvadrat-metoden och den klassiska selektionsmodellen. De skattade parametrarna i inkomstekvationen indikerar små skillnader mellan deltagare respektive hösttermin. Skattningar med årsarbetsinkomsten 2000 som beroende variabel indikerar att det finns ett stöd för hypotesen om en tidsförskjutning när det gäller effekterna av Kunskapslyftet relativt arbetsmarknadsutbildning. Stenberg (2003) menar att en orsak kan vara att arbetsmarknadsutbildning till skillnad från Kunskapslyftet är mer inriktad mot ett specifikt yrkesområde. Skillnaden i effekter för deltagare i Kunskapslyftet bosatta i Stockholms län respektive i Norrlands inland, som framgick i Stenberg (2002) finns inte i estimationsresultaten för årsarbetsinkomsten 2000. Förutom detta resultat bekräftas implikationerna av Kunskapslyftets effekter för olika delurval i Stenberg (2002).

Ekström (2003) estimerar långsiktiga inkomsteffekter av deltagande i kommunal vuxenutbildning. Inkomsten år 2000, för dem som någon gång under perioden våren 1998 till våren 1993 deltog i kommunal vuxenutbildning, jämförs med icke-deltagarnas. I studien estimeras inkomsteffekter för såväl kvinnor som män samt för inrikes födda och invandrare. Den estimationsteknik som används är minsta-kvadrat-metoden. Motiveringen är att inkomster före studiedeltagande fångar upp (icke observerbara) skillnader mellan deltagare respektive icke-deltagare. Bland huvudresultaten kan nämnas att för svenskfödda män är inkomsteffekten av att delta i komvux, i jämförelse med att inte delta, signifikant negativ; -3,7 procent (9 500 kronor). Ekström (2003) fann däremot ingen inkomsteffekt för svenskfödda kvinnor. Å andra sidan är inkomsteffekten av att delta i komvux för kvinnliga invandrare positiv och signifikant på tioprocentnivån (cirka nio procent). Inkomsteffekten för manliga invandrare är också positiv men dock ej signifikant. Hennes slutsats är att inkomsteffekterna av att delta i komvux, åtminstone för de svenskfödda, är inte alltför positiva. Hon menar att värdet av storskaliga projekt som exempelvis Kunskapslyftet kan vara begränsade. Enligt henne är de långsiktiga effekterna av Kunskapslyftet en viktig frågeställning för framtida forskning.

I de studier av den kommunala vuxenutbildningens inkomsteffekter som hittills gjorts har utfallsvariabeln oftast varit årsarbetsinkomst eller förvärvsinkomst (summa lön och inkomst av näringsverksamhet). Föreliggande studie skiljer sig ifrån tidigare studier bl a därför att vi som utfallsvariabel har den reala nettoinkomsten. Detta inkomstbegrepp definieras i *avsnitt 3.2*.

3 Data, avgränsningar och deskription

3.1 Data och avgränsningar

Under höstterminen 1997 deltog 222 209 personer i någon form av kommunal vuxenutbildning.¹⁹ Antalet personer som deltog i arbetsmarknadsutbildning i mitten av hösten samma år uppgick till 32 235 och antalet arbetslösa i början av hösten detta år var 283 560.

Antalet studerande inom den kommunala vuxenutbildningen som studerade med det särskilda utbildningsbidraget UBS uppgick höstterminen 1997 till 55 964. Av dessa deltog 48 490 personer (87 procent) i utbildning under vårterminen 1998 och av de senare deltog 27 912 (50 procent av samtliga) även under höstterminen sistnämnda år. Vi har avgränsat urvalet av deltagare till att omfatta dem som slutade sina utbildningar före den 1 januari 1999 och som under höstterminen 1997 uppbar UBS. För att ingå i urvalet får ej heller komvux-studier ha bedrivits under åren 1999, 2000 och 2001. Vidare får inte deltagarna i Kunskapslyftet under åren 1997 t o m 2001 någon gång deltagit i arbetsmarknadsutbildning. Dessutom måste deltagarna någon gång under 1997 ha varit registrerad som arbetssökande vid arbetsförmedlingen minst en dag. För att betraktas som deltagare måste slutligen, något godtyckligt, studier ha bedrivits i mer än sju dagar under höstterminen 1997.

De komvux-studerande som uppbar UBS höstterminen 1997 var, som tidigare nämnts, detta år i åldrarna 25 t o m 55 år. För att få jämförbarhet med personerna i jämförelsegrupperna deltagare i arbetsmarknadsutbildning respektive arbetslösa exkluderas de i dessa grupper som inte uppfyller detta åldersvillkor.

I urvalet deltagare i arbetsmarknadsutbildning ingår endast de som påbörjade sina utbildningar 1 maj 1997 eller senare, eftersom Kunskapslyftet annonserades under våren detta år. De som påbörjade arbetsmarknadsutbildning innan denna tidpunkt hade inte valet att välja mellan denna utbildning och Kunskapslyftet. Vidare ingår ej de som någon gång under åren 1997 t o m 2001 deltog i kommunal vuxenutbildning. De får inte heller, efter avslutade arbetsmarknadsutbildning, påbörjat någon ny sådan utbildning under perioden 1999 - 2001. I likhet med deltagarna i komvux har vi som deltagare i arbetsmarknadsutbildning räknat personer med en kurslängd överstigande sju dagar.

Vi har när det gäller de arbetsmarknadsutbildade inte gjort någon avgränsning avseende kursernas inriktning. I vårt slutliga urval av arbetsmarknadsutbildade är andelen som deltog i förberedande utbildningar 28 procent. Dessa utbildningar är, som inledningsvis nämnts, av allmänteoretisk och orienterande karaktär och skulle således även ha kunnat studerats inom ramen för Kunskapslyftet.

För att här räknas som arbetslös måste, förutom åldersvillkoret, ytterligare två villkor vara uppfyllda. Det ena är att de arbetslösa inte har deltagit i kommunal vuxenutbildning under perioden 1997 t o m 2001. Det andra är att de inte har haft någon arbetsmarknadsutbildning under denna period.

¹⁹ Inom vuxenutbildningen görs skillnad mellan begreppen kursdeltagare och elev. Som kursdeltagare räknas var och en som deltar i en kurs. Elevbegreppet används för att redovisa hur många elever som deltar i vuxenutbildning. Varje elev kan delta i en eller flera kurser. När vi i denna rapport talar om studerande i Kunskapslyftet avses elever.

För att kunna ingå i det slutliga urvalet måste ytterligare två villkor vara uppfyllda (omfattar samtliga tre grupper). Det första är att alla individer som något av åren 1996 eller 2001 hade noll i nettoinkomster har exkluderats. Om nettoinkomsten är noll betyder det att individen inte har några positiva skattepliktiga transfereringar (t ex arbetslöshetsersättning). De individer som vårt urval baseras på kan därmed troligen betraktas som deltagare i arbetskraften. Det andra villkoret är att individer som efter sista december 1998 bedrivit någon form av högre studier inte tillåts att ingå i det slutliga urvalet.

I de löneekvationer, som kommer att estimeras i kommande avsnitt, är en oberoende variabel årlig inskrivningstid vid arbetsförmedlingen. Denna variabel har beräknats utifrån AMS:s känd händelsedatabas. I den kan förekomma negativa tider.²⁰ Observationer med negativa tider har exkluderats.

Det slutliga urvalet uppgår till 148 860 personer; 17 275 personer studerade i Kunskapslyftet med UBS, deltagare i arbetsmarknadsutbildning uppgår till 10 675 personer och antalet arbetslösa är 120 910 personer.

3.2 Deskription

De variabler, för vilka vi i detta avsnitt presenterar deskriptiva mått, kommer att användas som beroende och oberoende variabler i de regressionsanalyser som följer i kommande avsnitt. I *tabell 1* definieras variablerna.

Variabeln *RNINK* är den reala nettoinkomsten för respektive år perioden 1995-2001. Det inkomstbegrepp vi använder för att mäta den privatekonomiska avkastningen utgår från den beskattningsbara förvärvsinkomsten. Den består av taxerad förvärvsinkomst som är summan av tjänst (kontant bruttolön, semestersättningar m m + andra skattepliktiga förmåner + summa sociala förmåner) minus allmänna avdrag. För att få den beskattningsbara förvärvsinkomsten avgår från den taxerade förvärvsinkomsten avdrag för allmän pensionsavgift, grundavdrag, särskilt grundavdrag och sjöinkomstavgift. För att få nettoinkomsten har den beskattningsbara förvärvsinkomsten minskats med imputerad stats- och kommunalskatt. Nettoinkomsten har därefter uttryckts i 1997 års penningvärde med hjälp av konsumentprisindex.

Ytterligare oberoende variabler, utöver dem som redovisats i *tabell 1*, tillkommer i regressionsanalyserna, men som av utrymmesskäl inte redovisas här. Dessa variabler definieras i *avsnitt 4*. Hit hör bl a variabler som regional sysselsättningstillväxt under den studerade perioden och inom vilken näringsgren individen var sysselsatt.

²⁰ Att negativa tider kan förekomma beror på att HÄNDEL inte medger korrigering av tidigare felaktigt införda uppgifter. Om t ex en enskild arbetsförmedlare korrigerar en uppenbarligen felaktigt införd uppgift genom att införa ett tidigare datum vid ett senare tillfälle uppkommer en negativ registrerad tid. Vi har i möjligaste mån försökt att korrigera dessa uppkomna negativa tider. Eftersom det inte går att, på det sätt vi förfarit, korrigera alla negativa tider väljer vi fortsättningsvis att utesluta alla individer för vilka en negativ tid finns registrerad. Att det skulle föreligga några systematiska skillnader mellan de som har negativa registrerade tider och de som saknar sådana har vi ingen anledning att misstänka. De jämförelser vi gjort avseende vissa bakgrundskaraktäristika styrker vår förmodan.

Tabell 1: Variabeldefinitioner.

<i>RNINK:</i>		individens reala nettoinkomst i kronor efter skatt i 1997 års penningvärde.
<i>UBS:</i>	= 1	om individen uppbar det särskilda utbildningsbidraget UBS under höstterminen 1997.
<i>KVINNA:</i>	= 1	om individen är kvinna.
<i>BRN:</i>		antalet hemmavarande barn under 18 år.
<i>ÅLDER:</i>		individens ålder 1997.
<i>FOLK:</i>	= 1	om individens högsta formella utbildningsnivå var folkskola.
<i>GRUND:</i>	= 1	om individens högsta formella utbildningsnivå grundskola.
<i>GYM2:</i>	= 1	om individens högsta formella utbildningsnivå var tvåårigt gymnasium.
<i>GYM3:</i>	= 1	om individens högsta formella utbildningsnivå var treårigt gymnasium.
<i>POSTGYM:</i>	= 1	om individens högsta formella utbildningsnivå innefattade någon form av postgymnasial utbildning.
<i>AHKP:</i>	= 1	vid förekomst av registrerat arbetshandikapp någon gång under perioden 1996 t o m 2001.
<i>SVENSK:</i>	= 1	om individen var svensk medborgare.
<i>ÖVRNORD:</i>	= 1	om individen var medborgare i annat nordiskt land än Sverige.
<i>ÖVREUR:</i>	= 1	om individen var medborgare i ett land i Europa utanför Norden.
<i>ASIEN:</i>	= 1	om individen var medborgare i ett land i Asien.
<i>AFRIKA:</i>	= 1	om individen var medborgare i ett land i Afrika.
<i>NORDAM:</i>	= 1	om individen var medborgare i ett land i Nordamerika.
<i>SYDAM:</i>	= 1	om individen var medborgare i ett land i Sydamerika.
<i>OCEAN:</i>	= 1	om individen var medborgare i ett land i Oceanien.
<i>INSKRTID:</i>		antalet dagar under året som registrerad arbetssökande vid arbetsförmedlingen.
<i>ROMR1:</i>	= 1	om individen var mantalsskriven i Stockholms län.
<i>ROMR2:</i>	= 1	om individen var mantalsskriven i Uppsala län, Södermanlands län, Östergötlands län, Örebro län eller Västmanlands län.
<i>ROMR3:</i>	= 1	om individen var mantalsskriven i Jönköpings län, Kronobergs län, Kalmar län eller Gotlands län.
<i>ROMR4:</i>	= 1	om individen var mantalsskriven i Blekinge län eller Skåne län.
<i>ROMR5:</i>	= 1	om individen var mantalsskriven i Hallands län eller Västra Götalands län.
<i>ROMR6:</i>	= 1	om individen var mantalsskriven i Värmlands län, Dalarnas län eller Gävleborgs län.
<i>ROMR7:</i>	= 1	om individen var mantalsskriven i Västernorrlands län eller Jämtlands län.
<i>ROMR8:</i>	= 1	om individen var mantalsskriven i Västerbottens län eller Norrbottens län.
<i>KLHT97:</i>		antalet dagar som deltagare i Kunskapslyftet höstterminen 1997.
<i>KLVT98:</i>		antalet dagar som deltagare i Kunskapslyftet vårterminen 1998.
<i>KLHT98:</i>		antalet dagar som deltagare i Kunskapslyftet höstterminen 1998.
<i>KLAMU:</i>		antalet dagar som deltagare i arbetsmarknadsutbildning.

I *tabell 2* presenteras medelvärden för ovan definierade beroende och oberoende variabler med fördelning efter deltagande i Kunskapslyftet med UBS, i arbetsmarknadsutbildning respektive registrerad som arbetslös.

Tabell 2: Medelvärden för beroende och oberoende variabler.

	KL, UBS	AMU	ARBETSLÖSA
<i>RNINK96</i>	88 464	84 040	84 932
<i>RNINK01</i>	130 931	138 875	128 689
<i>KVINNA</i>	72,1	47,0	45,2
<i>BRN96</i>	1,08	0,83	0,69
<i>ÅLDER97</i>	35,3	37,6	38,8
<i>FOLK96</i>	3,4	4,9	9,7
<i>GRUND96</i>	21,0	15,3	17,7
<i>GYM296</i>	62,5	42,3	39,3
<i>GYM396</i>	8,0	16,1	11,9
<i>POSTGYM96</i>	5,1	21,4	21,4
<i>FOLK01</i>	1,6	2,3	8,3
<i>GRUND01</i>	9,1	6,6	15,3
<i>GYM201</i>	50,6	51,3	40,8
<i>GYM301</i>	31,1	17,0	11,5
<i>POSTGYM01</i>	7,6	22,8	24,0
<i>AHKP</i>	12,5	18,8	20,6
<i>SVENSK96</i>	94,4	86,5	91,8
<i>ÖVRNORD96</i>	2,2	2,4	2,8
<i>ÖVREUR96</i>	1,6	7,5	2,9
<i>ASIEN96</i>	0,9	2,1	1,5
<i>AFRIKA96</i>	0,3	0,6	0,4
<i>NORDAM96</i>	0,1	0,3	0,2
<i>SYDAM96</i>	0,5	0,5	0,4
<i>OCEAN96</i>	0,0	0,0	0,0
<i>INSKRTID96</i>	238	264	231
<i>ROMR196</i>	16,3	15,0	17,1
<i>ROMR296</i>	16,4	18,5	16,9
<i>ROMR396</i>	9,5	9,2	7,4
<i>ROMR496</i>	17,1	13,9	15,5
<i>ROMR596</i>	19,9	17,0	20,3
<i>ROMR696</i>	9,7	13,2	9,9
<i>ROMR796</i>	5,2	4,9	5,4

Tabell 2: Fortsättning.

	KL, UBS	AMU	ARBETSLÖSA
<i>ROMR896</i>	5,9	8,5	7,6
<i>KLHT97</i>	145	-	-
<i>KLVT98</i>	164	-	-
<i>KLHT98</i>	100	-	-
<i>KLAMU</i>	-	163	-
Observationer	12 502	8 663	94 450

Året innan deltagarna i Kunskapslyftet med UBS påbörjade sina utbildningar hade de i genomsnitt en real nettointkomst uppgående till 88 500 kronor (*RNINK96*). Genomsnittsinkomsten var högre än för jämförelsegrupperna; 84 000 kronor för deltagare i arbetsmarknadsutbildning respektive 85 000 kronor för dem som var arbetslösa. Nettoinkomsterna utvecklades olika över den studerade tidsperioden. En jämförelse med inkomsterna år 2001 visar i reala termer en ökning för deltagarna i Kunskapslyftet med UBS med 42 500 kronor, en ökning med 54 900 kronor för deltagarna i arbetsmarknadsutbildning samt för dem som var arbetslösa en ökning uppgående till 43 800 kronor. Den procentuella ökningen mellan åren 1996 och 2001 uppgick till 48 procent för deltagare i Kunskapslyftet, till 65 procent för dem som deltog i arbetsmarknadsutbildning samt till 52 procent för dem som var arbetslösa.²¹

Drygt 70 procent av dem som hösten 1997 deltog i Kunskapslyftet och samtidigt uppbar UBS var kvinnor. Motsvarande andel kvinnor uppgick för jämförelsegrupperna till något mer än 45 procent.

Deltagarna i Kunskapslyftet med UBS höstterminen 1997 hade i genomsnitt 1,08 hemmavarande barn under 18. För jämförelsegrupperna var det genomsnittliga antalet barn lägre; 0,83 för deltagare i arbetsmarknadsutbildning respektive 0,69 för dem som var arbetslösa.

Medelåldern 1997 var för studerande i komvux drygt 35 år. För deltagarna i arbetsmarknadsutbildning var genomsnittsåldern drygt två år högre. Den högsta medelåldern – nära 39 år – hade de i jämförelsegruppen arbetslösa.

Studerande i Kunskapslyftet med UBS hade, i jämförelse med deltagare i arbetsmarknadsutbildning och arbetslösa, året innan de påbörjade sina utbildningar en lägre andel med folkskola och en högre andel med grundskola som högsta utbildningsnivå; 3,4 respektive 21,0 procent. Knappt 63 procent av deltagarna i Kunskapslyftet hade tvåårigt gymnasium som sin högsta utbildningsnivå. Denna höga andel är inte något att förundra sig över eftersom Kunskapslyftet främst riktade sig till personer som helt eller delvis saknade slutbetyg från treårigt gymnasium eller motsvarande.

Det är däremot mer förvånande att åtta procent av deltagarna i Kunskapslyftet året innan de påbörjade sina studier hade en utbildningsnivå uppgående till som lägst treårigt gymnasium eller motsvarande och fem procent hade någon form av postgymnasial utbildning.²² Detta kan

²¹ I det följande avsnittet kommer inkomstutvecklingen under undersökningsperioden att redovisas mer i detalj.

²² Som motsvarande räknas även högskoleexamen (även fritidsledarutbildning) om 80 poäng eller mer. UBS kunde också beviljas arbetslösa med formell gymnasiekompetens som saknade betyg/kunskaper i några av gymnasieskolans kärnäm-

jämföras med deltagare i arbetsmarknadsutbildning och de arbetslösa där förstnämnda andel uppgick till 16 respektive 12 procent.

Andelen med den lägsta formella utbildningsnivån (folk- och grundskola) minskade mellan åren 1996 och 2001 med nästan 14 procentenheter för deltagarna i Kunskapslyftet och uppgick sistnämnda år till elva procent. Nästan lika stor minskning – cirka elva procentenheter – kan noteras för deltagarna i arbetsmarknadsutbildning. Däremot minskade andelen med den lägsta utbildningsnivån betydligt mindre för dem som var arbetslösa, knappt fyra procentenheter.

Inte oväntat minskade andelen med tvåårigt gymnasium som högsta formella utbildningsnivå kraftigt mellan åren 1996 och 2001 för deltagare i Kunskapslyftet. Minskningen uppgick till tolv procentenheter.²³ För jämförelsegrupperna ökade däremot denna andel; med nio procentenheter för deltagare i arbetsmarknadsutbildning respektive med drygt en procentenhet för dem som var arbetslösa.

Andelen med treårigt gymnasium ökade för deltagarna i Kunskapslyftet med 23 procentenheter mellan åren 1996 och 2001. Andelen uppgick sistnämnda år till 31 procent. För dem som deltog i arbetsmarknadsutbildning ökade likaledes denna andel men dock med mindre än en procentenhet. För de arbetslösa var bilden den motsatta. För denna grupp minskade andelen med treårigt gymnasium under tidsperioden med en halv procentenhet.

Såväl deltagare i Kunskapslyftet som de två jämförelsegrupperna ökade sina andelar med postgymnasial utbildning mellan 1996 och 2001. För de förstnämnda ökade andelen med 2,5 procentenheter och uppgick sistnämnda år till 7,6 procent.²⁴ Ökningen var något lägre för deltagare i arbetsmarknadsutbildning och marginellt högre för de arbetslösa, som dock startade från en högre nivå. För deltagare i arbetsmarknadsutbildning uppgick denna andel år 2001 till 23 procent och för dem som var arbetslösa var andelen 24 procent.

Det finns inget register över totalbefolkningen där det framgår om individer har någon form av arbetshandikapp. Däremot är det möjligt att via AMS arbetssökanderegister få uppgifter om förekomst av arbetshandikapp för personer som är/har varit registrerade vid arbetsförmedlingen. Det framgår dock inte hur allvarligt arbetshandikappet är utan enbart att det föreligger ett handikapp.

Vi har uppgifter om arbetshandikapp för såväl deltagare i Kunskapslyftet som för jämförelsegrupperna för år 1997 eftersom alla individer varit registrerade vid arbetsförmedlingen detta år. För övriga år vet vi endast förekomst av arbetshandikapp om individen varit inskriven som

nen. Undantag kunde också göras på andra särskilda skäl, t ex särskilt lång arbetslöshet i kombination med en gammal gymnasieutbildning.

²³ Det går inte att utesluta att en del av denna förändring beror på användningen av nya källor vid framtagandet av SCB:s Utbildningsregister som gjordes år 2000 (jfr Wass 2001). Bland nya källor, som har relevans för vår studie, kan nämnas summerade komvux-poäng för om 1988 och summerade högskolepoäng för om 1993 från Högskoleregistret. Detta gör att utbildningsnivån i riket enligt Utbildningsregistret har ökat kraftigt avseende året 2000. Ökningarna ligger främst på nivåerna treårig gymnasieutbildning och eftergymnasial utbildning, tre år eller längre. Ökningen avseende den förstnämnda utbildningsnivån beror till stor del på att många personers samlade komvux-poäng (1988-1999) bedömts ge motsvarande treårig gymnasieutbildning utan att någon examen tagits ut. Ökningen av den sistnämnda utbildningsnivån är till största del en effekt av att personer med mer än 120 poäng efter 1993, men utan examen, förts till denna nivå.

²⁴ Denna låga andel kan till stor del förklaras med att i urvalet ingår inte personer som deltagit i utbildning efter 1998. År 2001 bedrev var femte av deltagarna i Kunskapslyftet studier jämfört med knappt sex procent av deltagarna i arbetsmarknadsutbildning och likaledes knappt sju procent av dem som var arbetssökande.

arbetssökande vid arbetsförmedlingen under respektive år. Vi har valt att klassificera personer som arbetshandikappade om de vid minst ett tillfälle under perioden 1996 t o m 2001 noterats som arbetshandikappade.

Av deltagare i Kunskapslyftet med UBS höstterminen 1997 hade under den uppmätta perioden 12,5 procent någon form av arbetshandikapp. Motsvarande andel är betydligt högre för de två jämförelsegrupperna; cirka 19 procent för de arbetsmarknadsutbildade respektive knappt 21 procent för de arbetslösa. Något förvånande är att arbetslösa i högre utsträckning (även om skillnaden är knappt två procentenheter) än deltagare i arbetsmarknadsutbildning hade ett arbetshandikapp.

I *tabell 2* redovisas vidare medborgarskapstillhörighet 1996 för såväl deltagare i Kunskapslyftet som för de två jämförelsegrupperna. Av dem som påbörjade studier i Kunskapslyftet och samtidigt uppbar UBS höstterminen 1996 hade 5,6 procent icke-svenskt medborgarskap. Motsvarande andel för deltagare i arbetsmarknadsutbildning var 13,5 procent och för de arbetslösa 8,2 procent. För dem som deltog i Kunskapslyftet var de med övrigt nordiskt medborgarskap (2,2 procent) den största kategorin med icke-svenskt medborgarskap. För jämförelsegrupperna var de med ett medborgarskap i ett land i Europa utanför Norden den största gruppen med ett icke-svenskt medborgarskap; 7,5 procent för deltagarna i arbetsmarknadsutbildning respektive 2,9 procent för dem som var arbetslösa.

Antalet registrerade dagar som arbetssökande vid arbetsförmedlingen 1996 (*INSKRTID96*) uppgick för deltagare med UBS i Kunskapslyftet hösten 1997 i genomsnitt till 238 dagar. Deltagarna i arbetsmarknadsutbildning hade genomsnittligt längre inskrivningstid (26 dagar) medan arbetssökande hade genomsnittligt kortare inskrivningstid (sju dagar).

I *tabell 2* har vi valt att redovisa i vilket riksområde de som deltog i Kunskapslyftet med UBS samt de i jämförelsegrupperna var mantalsskrivna år 1996. Andelen varierade för deltagare i Kunskapslyftet med UBS mellan tjugo (riksområde 5) och fem procent (riksområde 7). Det samma var fallet för de arbetslösa. För dem som var deltagare i arbetsmarknadsutbildning varierade motsvarande andel mellan drygt arton (riksområde 2) och fem procent (riksområde 7).

Vi redovisar slutligen i *tabell 2* kurslängden i antal dagar för deltagare i Kunskapslyftet respektive deltagare i arbetsmarknadsutbildning.²⁵ Höstterminen 1997 uppgick i genomsnitt kurslängden för deltagare i Kunskapslyftet till 145 dagar (12 502 personer). Av dessa studerade 9 950 personer (80 procent) även påföljande vårtermin med en genomsnittlig kurslängd uppgående till 164 dagar. En fjärdedel (3 305 personer) bedrev studier också under hösten 1998. Kurslängden för dessa uppgick i genomsnitt till 100 dagar. De arbetsmarknadsutbildades kurser omfattade i genomsnitt 163 dagar.

²⁵ För deltagare i Kunskapslyftet har vi utgått från studiestödpoäng enligt CSN. Presteras CSN-poäng motsvarande heltidsstudier ges fullt studiestöd. I de fall poäng presteras som inte räcker för att klassas som heltidsstudier, ges studiestöd i en mindre omfattning. Förenklat gäller att 20 studiestödspoäng per månad räknas som heltidsstudier. Med utgångspunkt från dessa poäng har vi beräknat kurslängden som heltidsstuderande uttryckt i kalenderdagar. Kurslängden för deltagare i arbetsmarknadsutbildning fås genom bearbetning av HÄNDEL.

4 Analys av privatekonomiskt utfall

Sammanfattningsvis indikerar den resultatredovisning som följer inget empiriskt stöd för att deltagarna i Kunskapslyftet tjänade privatekonomiskt på att studera vid komvux jämfört med att gå en arbetsmarknadsutbildning. Vi har använt tre alternativa ekonometriska metoder, flera olika modellspecifikationer och ett antal alternativa urval. Vissa enskilda resultat tyder på ett något gynnsammare privatekonomiskt utfall för deltagare i arbetsmarknadsutbildning jämfört med deltagare i Kunskapslyftet, men den skattade skillnaden mellan grupperna är relativt liten. Andra resultat indikerar ingen statistiskt signifikant skillnad i privatekonomiskt utfall mellan de två grupperna.

Det privatekonomiska utfallet av studier kan i princip beräknas som nuvärdet av skillnaden mellan den inkomstökning som eventuellt följer av utbildning minus kostnaderna för densamma. Detta avsnitt inleds med en redovisning av privatekonomiska alternativkostnader för att studera inom Kunskapslyftet. Därefter följer en analys av de privatekonomiska intäkterna och slutsatser angående privatekonomiskt utfall. Grundläggande utgångspunkter för den analys som följer är att urvalet av deltagare i Kunskapslyftet var registrerade som arbetssökande vid arbetsförmedlingen någon gång under 1997 innan studierna påbörjades och att det primära jämförelsealternativet utgörs av deltagande i arbetsmarknadsutbildning.²⁶ Vissa jämförelser görs även med personer som var öppet arbetslösa och som ej deltog i Kunskapslyftet eller i arbetsmarknadsutbildning även om det faller utanför det huvudsakliga syftet med denna studie.

4.1 Privatekonomiska kostnader

De privatekonomiska kostnaderna kan indelas i utebliven arbetsinkomst och därutöver vissa direkta utbildningskostnader i form av kurslitteratur m m. Den senare kostnadsposten är relativt sett liten och skillnaden mellan att delta i kommunal vuxenutbildning eller i arbetsmarknadsutbildning torde i detta avseende vara obetydlig. I det följande bortses därför från denna kostnadspost. Vanligtvis brukar förlorad arbetsinkomst vara den huvudsakliga privatekonomiska kostnadsposten vid offentligt finansierad utbildning. I detta fall jämförs dock två grupper av studerande som hade studiestöd/bidrag motsvarande nivån på arbetslöshetsersättningen. Dessutom verkar skatte- och transfereringssystemet i inkomstutjämnande riktning. Detta talar för små skillnader mellan grupperna när det gäller privatekonomisk alternativkostnad för utbildning. Större skillnader i inkomstbortfall mellan grupperna kan dock uppstå på grund av skillnader i kurslängder.

Alternativkostnaden för studier kan av naturliga orsaker inte observeras direkt utan måste uppskattas med hjälp av tillgängliga data. I detta fall använder vi oss av reala nettoinkomster för 1997 och 1998 för att beräkna denna kostnad (definition av real nettoinkomst ges i *avsnitt 3.2*).²⁷

²⁶ Generellt sett består vårt urval av individer som i betydande utsträckning var registrerade som arbetssökande även under år 1996, i genomsnitt 238 dagar bland deltagare i Kunskapslyftet och 263 dagar bland deltagare i arbetsmarknadsutbildning. I det avseendet är de två grupperna således relativt likartade.

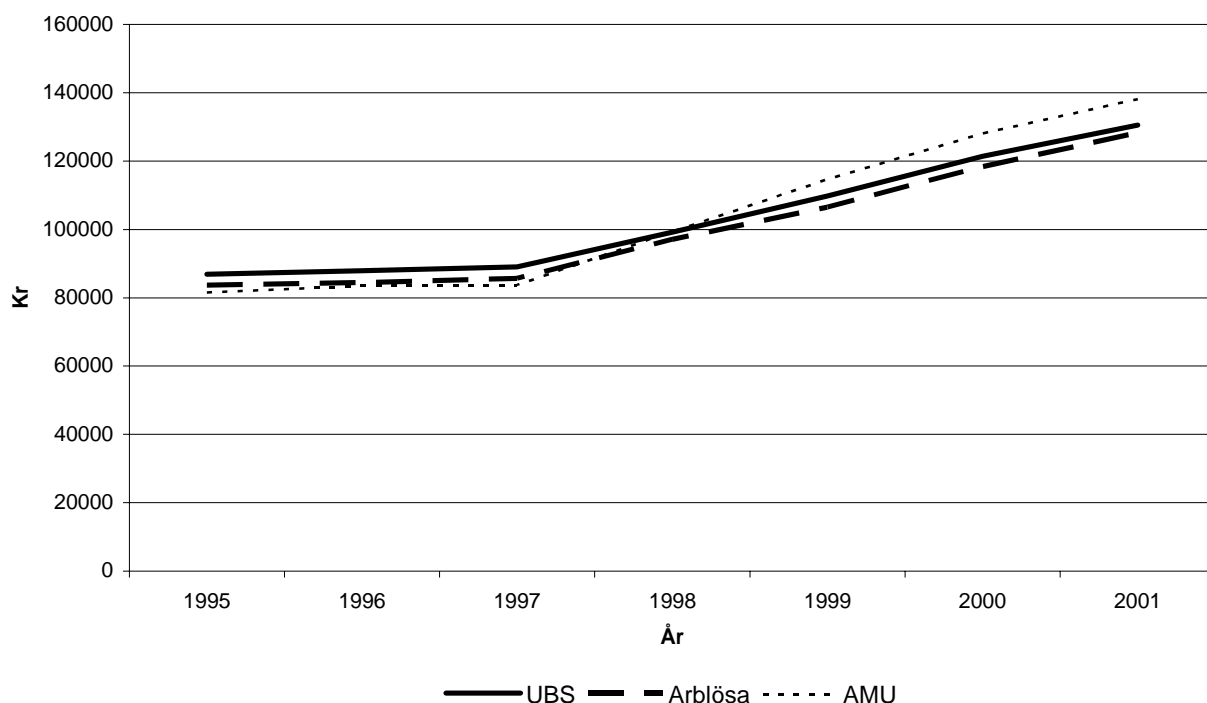
²⁷ Detta förfaringsätt är det vanligaste i denna typ av studier men det vilar på relativt restriktiva teoretiska förutsättningar eftersom det inte är möjligt att direkt observera bestämningsfaktorerna för individernas arbetskraftsutbud och tidsanvändning. De observerade inkomsterna under utbildningstiden för deltagarna i Kunskapslyftet kan t ex vara resultatet av extra uppföringar av fritid där individer arbetat kvällar eller helger för att ha råd att studera. Jämförelser av inkomster under

Som en inledning till analysen av alternativkostnader under utbildningsperioden och inkomster efter avslutad utbildning kan det vara upplysande med en direkt jämförelse av genomsnittliga reala nettoinkomster mellan de tre grupperna; deltagare i Kunskapslyftet, deltagare i arbetsmarknadsutbildning och öppet arbetslösa (*figur 1*).

Nettoinkomsterna *före* utbildning (1995 och 1996) för de tre grupperna ligger på ungefär samma nivå och inkomstutvecklingen är parallell. Deltagare i Kunskapslyftet hade något högre inkomster jämfört med de två andra grupperna. Det är slående hur uniform inkomstutvecklingen var även mellan 1996 och 1997. Det senare var det år då utbildning påbörjades för i komvux och i arbetsmarknadsutbildning. Därefter steg inkomsterna något snabbare för alla tre grupperna. Den starkaste utvecklingen hade deltagare i arbetsmarknadsutbildning medan inkomstutvecklingen för deltagare i Kunskapslyftet och de arbetslösa arbetssökande fortsatte att vara mycket likartad.

Denna enkla illustration indikerar att eventuella skillnader i inkomstbortfall på grund av deltagande i utbildning verkar vara relativt obetydliga.²⁸ Om kurslängderna skiljer sig för deltagare i arbetsmarknadsutbildning jämfört med studerande inom Kunskapslyftet så reflekteras det inte direkt i nettoinkomstskillnader för 1997. Ett antal personer fortsatte att studera under 1998, relativt sett fler bland deltagare i Kunskapslyftet jämfört med deltagare i arbetsmarknadsutbildning. Detta är förmodligen en del av förklaringen till att nettoinkomsterna ökade

Figur 1: Real nettoinkomst 1995-2001 i 1997 års priser, deltagare i Kunskapslyftet, deltagare i arbetsmarknadsutbildning och individer i öppen arbetslöshet.



utbildningstiden mellan undersökningsgrupp och jämförelsegrupp kan i så fall vara missvisande. Vi har dock ingen anledning att förmoda att denna aspekt har någon avgörande betydelse för slutsatserna i denna studie.

²⁸ *Figur 1* ger också intrycket av att det inte spelar någon avsevärd roll om privatekonomisk alternativkostnad för studier beräknas med utgångspunkt från observerade inkomster 1996 eller 1997.

relativt sett snabbare för deltagare i arbetsmarknadsutbildning jämfört med deltagare i Kunskapslyftet under 1998, men även mellan 1998 och 1999 fortsatte ökningstakten i nettoinkomster att vara något högre bland deltagare i arbetsmarknadsutbildning. Därefter var ökningstakten likartad mellan grupperna vilket innebär bestående inkomstskillnader under år 2000 och 2001.

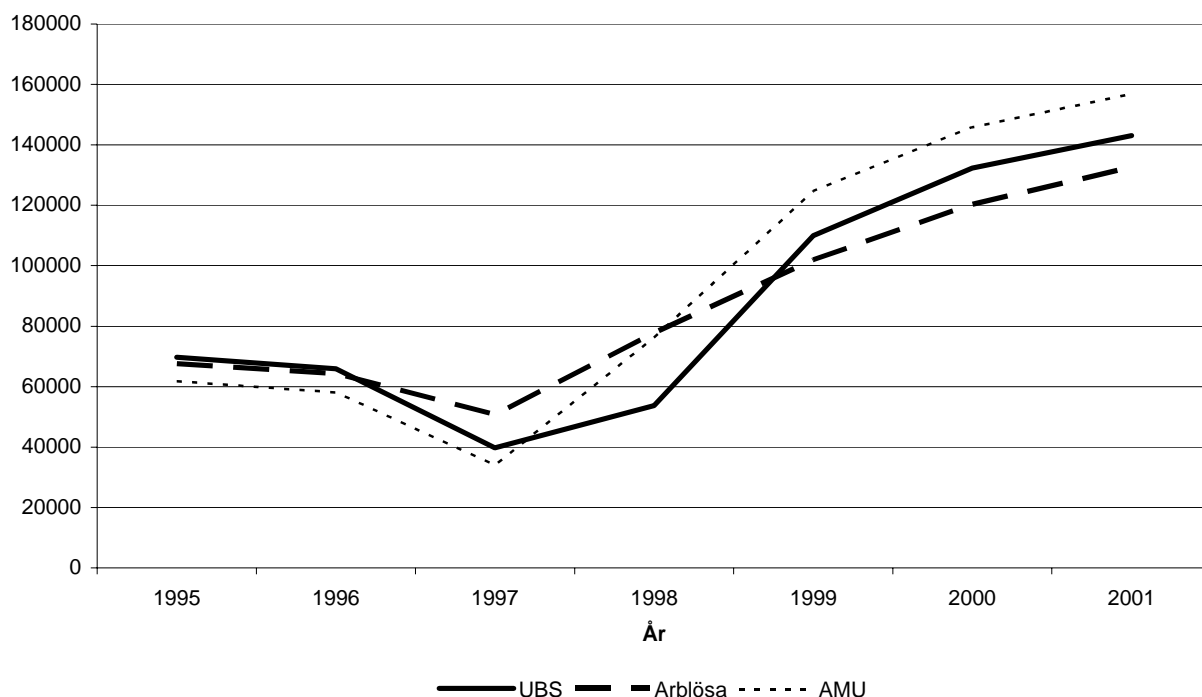
En jämförelse mellan utvecklingen av nettoinkomster (*figur 1*) med bruttoarbetsinkomster (*figur 2*) illustrerar också skatte-, socialförsäkrings- och transfereringssystemets inverkan på den privatekonomiska alternativkostnaden.

Bruttoinkomsterna av arbete föll rejält för deltagare i arbetsmarknadsutbildning och Kunskapslyftet under 1997 och de minskade även för de öppet arbetslösa. Minskningen för de senare var betydande men avsevärt mindre jämfört med deltagarna i Kunskapslyftet. Under 1998 då en stor del av deltagarna i Kunskapslyftet fortsatte att utbilda sig, hade de övriga två grupperna betydligt högre genomsnittliga bruttoinkomster.

Innan vi återgår till att studera nettoinkomster kan det vara av intresse att notera ytterligare fem aspekter gällande den observerade bruttoinkomstutvecklingen:

1) Bruttoinkomsterna av arbete (*figur 2*) understeg nettoinkomsterna (*figur 1*) för samtliga tre grupper under hela perioden från 1995 till 1998, för gruppen arbetslösa var detta fallet ända fram till och med 2000.

Figur 2: Real bruttoarbetsinkomst 1995-2001 i 1997 års priser, deltagare i Kunskapslyftet, deltagare i arbetsmarknadsutbildning och arbetslösa arbetssökande.



2) Bruttoinkomsterna föll svagt mellan 1995 och 1996 men det finns inga tecken på ”inkomstchock” direkt före utbildning vare sig i absolut eller relativ mening.²⁹

3) Deltagare i arbetsmarknadsutbildning hade i genomsnitt lägre bruttoarbetsinkomster fram till och med 1997 men klart högre arbetsinkomster jämfört med deltagare i Kunskapslyftet från och med 1998.

4) De av Stenberg (2003) observerade inkomstskillnaderna mellan grupperna arbetsmarknadsutbildade och deltagare i Kunskapslyftet för åren 1999 och 2000 verkar kvarstå även under 2001.

5) Inkomstskillnader mellan deltagare i arbetsmarknadsutbildning och Kunskapslyftet kan eventuellt förklaras av att deltagare i Kunskapslyftet studerade relativt sett längre under 1998. Inkomstutvecklingen för dessa två grupper är nästan identisk med ett års eftersläpning för deltagare i Kunskapslyftet.

Det sistnämnda understryker vikten av att ta hänsyn till utbildningsperiodens längd vid jämförelse av observerade inkomster under en kalendermässigt given tidsperiod som ligger direkt efter utbildningsperioden. Individer med längre utbildningar kommer att ha mindre tid på sig att söka arbete och etablera sig på arbetsmarknaden fram till observationstillfället. Detta motverkar på kort sikt den positiva effekt som en längre utbildning hypotetiskt kan ha på de observerade inkomsterna. Det kan dock självfallet finnas många andra förklaringar till gruppvisa skillnader i genomsnittsinkomster. Bruttoarbetsinkomster efter avslutad utbildning kommer att studeras närmare i en kommande uppsats och vi återgår här till analys av nettoinkomster.

För att mera systematiskt beräkna privatekonomiska alternativkostnader för utbildning i komvux använder vi som tidigare nämnts två jämförelsegrupper och två olika metoder. Jämförelsegrupperna utgörs av personer i arbetsmarknadsutbildning och öppet arbetslösa. Läsaren påminns om att urvalet av deltagare i Kunskapslyftet enbart avser individer som var registrerade som arbetssökande vid arbetsförmedlingen innan studierna påbörjades.

Den första metoden innebär att vi för respektive jämförelsegrupp skattar en inkomstekvation avseende nettoinkomster under 1997. De skattade parametrarna från den ekvationen används sedan för att beräkna de inkomster som deltagare i Kunskapslyftet skulle ha haft under 1997 om de ej studerat inom komvux, utan istället deltagit i arbetsmarknadsutbildning eller kvarstått som arbetslösa arbetssökande. För varje deltagare i komvux beräknas en imputerad inkomst för 1997 avseende jämförelsealternativ (j) som:

$$\hat{Y}_{ubs97}^j = X_{ubs97} \hat{\beta},$$

där $\hat{\beta}$ är skattade parametrar baserade på data för jämförelsegrupp (j) 1997 och X avser observerade attribut hos deltagare i Kunskapslyftet. Alternativkostnaden för studier jämfört med alternativ (j) beräknas därefter som skillnaden mellan de studerandes faktiska inkomster 1997 och den imputerade inkomsten. Motsvarande skattningar och beräkningar görs för inkomståret 1998. I det fall där Kunskapslyftet jämförs med arbetsmarknadsutbildning ingår kurslängden som förklarande variabel i den inkomstekvation som skattas för personer i arbets-

²⁹ En inkomstchock före utbildning kan leda till snedvridna resultat vid utvärdering av utbildningens effekter, se t ex Heckman *et al.* (1999).

marknadsutbildning och vid beräknad alternativinkomst för deltagare i Kunskapslyftet. Här används genomgående inkomstekvationer i linjär form som dock tillåter icke-linjär effekt av individernas ålder. Vi har också skattat inkomstekvationen i logaritmisk form, en specifikation mera näraliggande den som brukar betecknas som Mincerekvationen (Mincer 1974). Inget tyder dock på att val av funktionsform spelar någon betydande roll för slutsatserna i denna studie.³⁰

I *tabell 3* redovisas observerad genomsnittlig inkomst 1997 för de tre grupperna och genomsnittliga imputerade inkomster för deltagare i Kunskapslyftet och deltagare i arbetsmarknadsutbildning. I kolumn (1) är jämförelsealternativet öppen arbetslöshet och i kolumn (2) är jämförelsealternativet arbetsmarknadsutbildning. Parameterestimater som använts för beräkning av imputerade inkomster redovisas i *appendix, tabell A.2*.³¹

Tabell 3: Genomsnittliga imputerade och faktiska nettoinkomster inkomster 1997, arbetslösa arbetssökande, deltagare i arbetsmarknadsutbildning och deltagare i Kunskapslyftet.

	Imputerad inkomst 1997		Observerad inkomst 1997
	(1)	(2)	
Öppet arbetslösa			85 665
Deltagare i arbetsmarknadsutbildning	85 823		83 823
Deltagare i Kunskapslyftet	86 645	85 839	89 125

När det gäller deltagare i Kunskapslyftet visar tabellen att den faktiskt observerade genomsnittsinkomsten var 89 125 kronor år 1997. Den imputerade inkomsten vid alternativfallet öppen arbetslöshet är 86 645 kronor och vid alternativfallet arbetsmarknadsutbildning 85 839 kronor. Resultaten tyder således på att alternativkostnaden för att studera i Kunskapslyftet var negativ. En direkt tolkning av detta resultat är att deltagare i Kunskapslyftet tjänade privatekonomiskt på att delta i studier jämfört med att söka arbete och jämfört med att delta i arbetsmarknadsutbildning. Med tanke på att vi inte har detaljerad information om individernas arbetskraftsutbud och timlöner bör dock resultaten tolkas försiktigt. En nyanserad tolkning är att vi inte finner något som tyder på att deltagare i Kunskapslyftet hade någon privatekonomisk kostnad för utbildning under 1997.

För 1998 (ej redovisade i tabell) finner vi likartade resultat jämfört med inkomståret 1997. Alternativkostnaden för att studera inom Kunskapslyftet är något högre men fortfarande negativ. Den beräknade totala alternativkostnaden för studier inom Kunskapslyftet under 1997 och 1998 är -3 863 kronor vid alternativfallet öppen arbetslöshet och -3 985 kronor vid alternativfallet att delta i arbetsmarknadsutbildning.

Vi har provat flera alternativa specifikationer av inkomstekvationerna. Vid jämförelse med arbetsmarknadsutbildning finner vi att den genomsnittliga alternativkostnaden för studier

³⁰ I Mincerekvationen ingår arbetslivserfarenhet som en förklarande variabel. Vi har i likhet med många andra studier ingen direkt information om individernas erfarenhet av förvärvsarbete utan använder förutom individernas ålder indirekt information om individernas sysselsättningsstatus före utbildning som proxyvariabler.

³¹ Specifikationerna av inkomstekvationerna skiljer sig åt genom att kurslängd ingår som förklarande variabel när jämförelsealternativet är arbetsmarknadsutbildning. Alternativ skattning och beräkning av imputerad inkomst utan denna variabel leder endast till marginella förändringar i jämförelse med de resultat som presenteras här. Detta gäller även när vi använder oss av inkomstekvationer i logaritmisk form.

inom komvux förblir försumbar. Alternativkostnaden varierar mellan cirka -3 000 kronor och +500 kronor beroende på specifikation. Obetydliga alternativkostnader för vuxenutbildningsstudier indikeras också vid jämförelse med alternativet öppen arbetslöshet.

Den andra metoden vi använt vid beräkning av alternativkostnad för studier går i korthet ut på att observationer för individerna i samtliga tre grupper (deltagare i Kunskapslyftet med UBS, deltagare i arbetsmarknadsutbildning och arbetslösa arbetssökande) ingår vid skattning av en inkomstekvation avseende 1997 och 1998 års inkomster. Genom att använda dummyvariabler indikerande gruppstillhörighet skattas gruppvisa skillnader i inkomster efter det att hänsyn tagits till observerad individuell heterogenitet avseende ålder, kön, medborgarskap m m. I de fall skattningarna indikerar gruppvisa skillnader i inkomst tolkas dessa som alternativkostnader. Skattningar med denna metod ger resultat som bekräftar resultaten från den första metoden med imputerade inkomster. Alternativkostnaden för studier inom Kunskapslyftet för dem som studerade med UBS var försumbar. Detta gäller även när vi försöker kontrollera för eventuell självselektion genom att skatta en k "treatment-effect"-modell och en instrumentalvariabelmodell med inkomstekvation där skattningen av sannolikheten för att delta i Kunskapslyftet ingår som förklarande variabel.³²

Vår bedömning är att den privatekonomiska alternativkostnaden för studier inom Kunskapslyftet för det aktuella urvalet var försumbar. Eventuella skillnader i privatekonomiskt utfall mellan grupperna bestäms därför i detta fall av de privatekonomiska intäkterna. Dessa analyseras närmare i följande avsnitt.

4.2 Skattning av privatekonomiska intäkter

I detta avsnitt redovisas skattningsresultat avseende fyra olika modeller och det urval av individer som redovisats i *avsnitt 3*. Resultat av alternativa modellspecifikationer och urvalsstrategier kommenteras kortfattat i slutet av detta avsnitt. De flesta av variablerna som ingår i regressionsmodellerna har definierats tidigare (*tabell 1*). Därutöver ingår som förklarande variabler: dummyvariabeln *BARNDUM6* som indikerar ifall individen hade hemmavarande barn yngre än 18 år 1996, *SYSS9500* är procentuell tillväxt av antalet sysselsatta under perioden 1995-2000 i det län individen var mantalsskriven 1997, *INSKRTID56* som mäter det totala antalet dagar som registrerad arbetssökande under 1995 och 1996 samt *PSIISQ* som är kvadraten av differensen mellan individens ålder och genomsnittsåldern för det urval som används vid skattningarna.³³ Vi använder också tio dummyvariabler som indikerar individens näringsgrenstillhörighet 1996, *SNIJ96* ($J=1,2,\dots,10$).³⁴

De skattade parametrarna i de fyra inkomstekvationerna presenteras i *tabell 4* där kolumn (1) och (2) avser skattningar av inkomstekvationen med hjälp av minstakvadratmetoden utan korrigering för eventuella effekter av icke-observerbar heterogenitet. Som nämnts tidigare avser analysen individernas reala nettointkomster. I kolumn (1) är den beroende variabeln *inkomstnivå* år 2001. I kolumn (2) är den beroende variabeln *DIFF01-96*, dvs *inkomstförändringen*

³² Ekonometrisk ansats diskuteras närmare i nästa avsnitt.

³³ Variabeln *PSIISQ* ingår för att fånga upp icke-linjära effekter av ålder. Ett alternativ till detta förfaringsätt är att använda ålder i kvadrat. Skattningar vid alternativa modellspecifikationer ger ingen direkt vägledning om vilket av dessa två alternativ som är att föredra. Den använda variabeln har dock betydligt lägre korrelation med variabeln *ÅLDER*.

³⁴ Definitioner av dummyvariabler som indikerar näringsgrenstillhörighet ges i *appendix*.

mellan observationer efter respektive före utbildning, i detta fall uttryckt som real nettoinkomst 2001 minus real nettoinkomst år 1996.

Som också nämnts tidigare är en av fördelarna med differensansatsen att man, under vissa förutsättningar, tar hänsyn till icke-observerbar heterogenitet som är konstant mellan mättpunkterna före och efter utbildning. Men denna ansats har också vissa nackdelar och vi väljer därför att skatta modeller med såväl inkomstnivå som inkomstdifferens som beroende variabel.

Vi finner inga tecken på ett kraftigt fall i inkomsterna året före utbildning för någon av grupperna (se ”Ashenfelter dip”), vilket annars skulle kunna ge missvisande skattningar. I huvudsak är skattningsresultaten också okänsliga med avseende på huruvida vi väljer att definiera inkomst före utbildning som inkomster 1996 eller som ett genomsnitt av inkomster 1995 och 1996.

I kolumn (3) och (4) redovisas skattningar av inkomstekvationer i två selektionsmodeller. I kolumn (3) mäter den beroende variabeln inkomstnivå 2001 och i kolumn (4) är den beroende variabeln årsinkomst år 2001 minus årsinkomst 1996. Selektionsmodellen är en variant av Heckmans tvåstegsmodell (se *avsnitt 2.2*). Estimat avseende selektionsekvationen presenteras i *appendix, tabell A.2*. I selektionsekvationen ingår som förklarande variabler samma förklarande variabler som i inkomstekvationen (förutom *UBS*) och därutöver en variabel (*RANTKVX*) som mäter procentuell andel deltagare i kommunal vuxenutbildning höstterminen 1997 av den totala befolkningen i kommunen.³⁵

Parameterestimatet för variabeln *UBS* är här av primärt intresse eftersom de indikerar skattade inkomstskillnader mellan de två grupperna av studerande. OLS-estimatet i kolumn (1) och (2) indikerar ett sämre inkomstutfall för deltagare i Kunskslyftet jämfört med individer i arbetsmarknadsutbildning.

Skattning av selektionsmodellen indikerar dock ingen signifikant skillnad mellan de två grupperna (kolumn (3) och kolumn (4)). Punkttestimatet av parametern för variabeln *UBS* är här svagt negativa men inte signifikant skilda från noll. Vi har även skattat selektionsmodellerna med ett ytterligare antal förklarande variabler i ekvationen som förklarar deltagande i Kunskslyftet eller arbetsmarknadsutbildning. Vi finner därvidlag inget som tyder på signifikanta skillnader mellan grupperna när det gäller nettoinkomst 2001.³⁶

Jämfört med den genomsnittliga skillnaden mellan grupperna som presenterats tidigare i *tabell 2*, är den skattade skillnaden i *inkomstnivå* mellan grupperna betydligt mindre när hänsyn tas till heterogenitet som återspeglas av övriga förklarande variabler. Punkttestimatet indikerar här en skillnad i årsinkomst till nackdel för studerande i Kunskslyftet på drygt fyra tusen kronor i kolumn (1) och endast några hundratals kronor i kolumn (3).

³⁵ Denna variabel är tänkt att fungera som ett instrument. Estimerad parameter för denna variabel är alltid signifikant i selektionsekvationen. Test av instrumentets validitet indikerar dock att vi inte kan förkasta hypotesen att instrumentet är otillräckligt för att identifiera parametrarna i inkomstekvationen. De fördelningsantaganden som selektionsmodellen vilar på måste därför vara uppfyllda för att modellens parametrar ska vara identifierade.

³⁶ I samtliga dessa fall tvingas vi dock att återigen konstatera att vi inte kan förkasta hypotesen att instrumenten är otillräckliga för att identifiera parametrarna i inkomstekvationen.

Tabell 4: Skattade parametrar i inkomstekvationer avseende hela urvalet.

	OLS Y=RNINK01 (1)	OLS Y=DIFF01-96 (2)	TREATM EFF Y=RNINK01 (3)	TREATM EFF Y=DIFF01-96 (4)
<i>UBS</i>	-4 243 ***	-8 248 ***	-365	-3 145
<i>KVINNA</i>	-20 847 ***	-10 846 ***	-21 515 ***	-11 725 ***
<i>BARNDUM6</i>	789	4 744 ***	673	4 591 ***
<i>ÅLDER</i>	114 **	-769 ***	135 ***	-742 ***
<i>PSIISQ</i>	-20 ***	-7	-20 ***	-7
<i>GYM296</i>	4 032 ***	-1 001	3 951 ***	-1 107
<i>GYM396</i>	8 490 ***	4 310 ***	9 239 ***	5 297 ***
<i>POSTGYM96</i>	18 129 ***	16 451 ***	19 475 ***	18 223 ***
<i>AHKP</i>	-17 775 ***	-14 595 ***	-17 457 ***	-14 177 ***
<i>ÖVRNORD</i>	-3 079	-1 818	-2 828	-1 489
<i>ÖVREUR</i>	1 763	33 070 ***	2 668	34 262 ***
<i>ASIEN</i>	-22 425 ***	1 771	-22 021 ***	2 304
<i>AFRIKA</i>	-14 882 ***	18 812 ***	-14 574 ***	19 217 ***
<i>NORDAM</i>	2 094	30 560 ***	2 566	31 181 ***
<i>SYDAM</i>	-6 153	5 652	-6 200	5 591
<i>INSKRTID56</i>	-11 ***	-5 ***	-11 ***	-5 ***
<i>KURSLTOT</i>	22 ***	18 ***	22 ***	18 ***
<i>SNI1096</i>	12 087 ***	-12 900 ***	12 065 ***	-12 929 ***
<i>SNI196</i>	1 266	-8 606 ***	1 210	-8 680 ***
<i>SNI296</i>	10 377 ***	-23 312 ***	10 349 ***	-23 349 ***
<i>SNI396</i>	8 353	-29 376 ***	8 509	-29 171 ***
<i>SNI496</i>	18 473 ***	-15 166 ***	18 445 ***	-15 204 ***
<i>SNI596</i>	12 482 ***	-10 981 ***	12 336 ***	-11 174 ***
<i>SNI696</i>	12 009 ***	-12 905 ***	11 920 ***	-13 024 ***
<i>SNI796</i>	6 700 ***	-11 651 ***	6 537 ***	-11 866 ***
<i>SNI896</i>	7 155 ***	-14 235 ***	6 485 ***	-15 117 ***
<i>SNI996</i>	7 084 ***	-10 633 ***	7 012 ***	-10 729 ***
<i>ROMR26</i>	-818	165	-778	217
<i>ROMR36</i>	-4 382 ***	-602	-4 491 ***	-744
<i>ROMR46</i>	-1 674 *	-731	-1 995 ***	-1 154
<i>ROMR56</i>	-4 273 ***	-1 555	-4 480 ***	-1 827 *
<i>ROMR76</i>	3 641 **	4 498 ***	3 416 **	4 202 **
<i>ROMR86</i>	-353	-2 791 ***	-134	-2 502 *
<i>SYSS9500</i>	1 102 ***	1 023 ***	1 075 ***	988 ***
<i>Konstant</i>	134 344 ***	88 577 ***	131 701 ***	85 097 ***
λ			-2 391	-3 147
R^2	0,14	0,09		
Observationer	21 165	21 165	21 165	21 165

Anmärkning 1: * signifikant på tioprocentnivån, ** femprocentnivån, *** enprocentnivån.

Anmärkning 2: I medborgarskapskategorin *ASIEN* ingår i detta fall även medborgarskap i länder i Oceanien.

Definitioner av näringsgrenstillhörighet 1996 *SNIJ96* ($J=1,2,\dots,10$) ges i *appendix*.

När det gäller övriga förklarande variabler i inkomstekvationen finner vi överlag att koefficienterna har förväntade tecken. Estimatet indikerar t ex lägre inkomster för kvinnor, arbetshandikappade och för personer med längre sammanlagd tid som registrerade arbetssökande innan utbildning. Vidare tyder skattningarna på att inkomsterna stiger med individernas tidigare utbildningsnivå och regional sysselsättningstillväxt. Att dummyvariablerna som indikerar näringsgrenstillhörighet har positiva koefficienter är också enligt förväntningarna. Detta eftersom information om näringsgrenstillhörighet enbart föreligger för dem som var sysselsatta i november 1996 enligt SCB:s definition, vilken bland annat är baserad på kontrolluppgifter från arbetsgivare. Dessa variabler är därmed i praktiken interaktionsvariabler som indikerar att individen var sysselsatt och därutöver i vilken näringsgren.

Alternativa ansatser

Det kan diskuteras om inte inkomsten 1996 borde ingå som en förklarande variabel i skattningar av inkomstnivån 2001 (kolumn (1) och (3) i *tabell 4*). Anledningen till att den variabeln exkluderats är att de flesta övriga förklarande variabler som ingår i den valda specifikationen skulle kunna ”förklara” inkomstnivån 1996. Vi har dock skattat dessa två ekvationer med nettoinkomst 1996 som en ytterligare förklarande variabel. Parameterestimatet för variabeln *UBS* i kolumn (1) och (3) förändras något till -5 404 (signifikant på enprocentsnivån) respektive 1 799 (ej signifikant), vilket dock inte förändrar det budskap som förmedlas av resultaten i *tabell 4*.

Vi har även prövat att skatta selektionsmodellen med en ”ren” instrumentalvariabelestimator där skattningen av sannolikheten för att delta i Kunskapslyftet används som instrument i inkomstekvationen. Den skattas i sin tur med två-steps minstakvadratmetoden. Resultatet visar inga nämnvärda förändringar i jämförelse med skattningsresultaten i kolumn (3).³⁷ Vidare har vi testat att använda förändringar av individernas inkomster mellan 1995 och 1996 som ytterligare en förklarande variabel. Detta ger inte heller resultat som talar för ett bättre privatekonomiskt utfall av utbildning inom komvux jämfört med arbetsmarknadsutbildning.³⁸ Dessutom har vi skattat inkomstekvationerna med nettoinkomst år 2000 som utfallsvariabel. OLS-estimatet indikerar i likhet med tidigare signifikant lägre inkomst för deltagare i Kunskapslyftet och i samma storleksordning som redovisas i *tabell 4*. Skattningarna av selektionsmodellerna ger inte heller nämnvärt annorlunda resultat jämfört med kolumn (2) och (3) i *tabell 4*.

Oavsett specifikation finner vi överlag negativa och signifikanta koefficienter för variabeln som indikerar deltagande i Kunskapslyftet när inkomstekvationen skattas med OLS. När det gäller selektionsmodellerna finner vi för motsvarande parameter undantagslöst icke signifikanta resultat. Punkttestimatet varierar dock kraftigt i det senare fallet och vi kan inte styrka att modellens parametrar är identifierade. Enekvationsmodellerna (kolumn (1) och (2) i *tabell 4* och alternativa specifikationer) tar dock hänsyn till individuella skillnader i relativt sett många avseenden. En betydande del av icke-observerbar heterogenitet som kan påverka utfallet av utbildning fångas förhoppningsvis upp av variabler som t ex mäter arbetslöshet eller inkomster innan utbildning. Ytterligare en del av denna heterogenitet (den tidsinvarianta

³⁷ Vi har även testat alternativa specifikationer med logaritmering av inkomster och försök att fånga icke linjära samband mellan förklarande variabler och inkomster. Resultaten av dessa försök indikerar inga substantiella skillnader jämfört med resultaten som presenteras i *tabell 4*.

³⁸ Införandet av denna variabel (i olika varianter) löser tyvärr inte problemet med identifikation av parametrarna i selektionsmodellerna.

delen) elimineras i skattningen av modellen för inkomstdifferens mellan tidpunkterna efter utbildning och före utbildning.

Nettoinkomster efter studier för olika grupper av studerande

Effekterna av utbildning som presenterats hitintills utgör en skattad genomsnittseffekt. En naturlig frågeställning är om effekterna skiljer sig åt mellan olika undergrupper. I *tabell 5* presenteras skattade koefficienter för variabeln *UBS* för ett antal grupper. De fyra kolumnerna motsvarar de fyra ekonometriska ansatser som använts tidigare (se kommentarer till *tabell 4*). För att underlätta jämförelser rekapituleras motsvarande resultat från *tabell 4* avseende hela urvalet på den första raden i tabellen.

Ett generellt mönster är att samtliga estimat från OLS-skattningarna i kolumn (1) och (2) är negativa och i de flesta fall signifikanta. När det gäller skattningarna av selektionsmodellerna i kolumn (3) och (4) är estimaten insignifikanta med endast tre undantag. I samtliga dessa tre fall indikeras ett negativt utfall av Kunskapslyftet jämfört med arbetsmarknadsutbildning. Vi finner således inget som tyder på att deltagande i Kunskapslyftet gav ett bättre privatekonomiskt utfall jämfört med arbetsmarknadsutbildning för någon av de valda grupperna.

Däremot tycks det trots allt finnas vissa skillnader mellan grupperna. Relativt sett var utfallet av Kunskapslyftet något bättre bland de äldre (45-55 år), personer med tvåårig gymnasial utbildning och bland arbetshandikappade. Något sämre utfall finner vi bland de yngre (25-29 år) och bland utomnordiska medborgare. Dessa skillnader är statistiskt signifikanta i relation till den estimerade genomsnittliga effekten. I jämförelse med männen hade kvinnorna ett relativt sett bättre privatekonomiskt utfall av studier inom Kunskapslyftet jämfört med männen. Relativt sett bättre utfall av Kunskapslyftet finner vi också bland studerande med kortare sammanlagt kurslängd jämfört med dem som studerade under längre tid.

Flera av dessa resultat överensstämmer med resultaten i Stenberg (2003). I Stenbergs studie analyseras dock bruttoarbetsinkomster år 1999 och 2000, medan denna studie avser nettoinkomster 2001. Därför reduceras jämförbarheten med Stenbergs resultat genom inverkan av skatter och transfereringar och skillnader i mätperiod.

En sammanfattande bedömning är att skillnaden i privatekonomiskt utfall av att studera inom Kunskapslyftet jämfört med att delta i arbetsmarknadsutbildning är försumbar. Vi finner små skillnader mellan grupperna när det gäller privatekonomiska kostnader, resultaten indikerar faktiskt en negativ alternativkostnad för studier bland deltagare i Kunskapslyftet. När det gäller nettoinkomst efter studier indikerar resultaten också relativt små skillnader. Genomsnittlig nettoinkomst inkomståret 2001 var i storleksordningen 10 000 kronor högre för deltagare i arbetsmarknadsutbildningen. När hänsyn tas till heterogenitet i individuella och regionala attribut som kan förklara inkomstskillnader utöver deltagande i de aktuella utbildningarna, ligger den skattade skillnaden i nettoinkomst i allmänhet i intervallet 0 - 8 000 kronor till fördel för deltagare i arbetsmarknadsutbildning när skattningarna avser inkomstnivån 2001. Detta motsvarar upp till 5,8 procent av medelinkomsten för deltagare i arbetsmarknadsutbildning år 2001. Något större skillnad indikeras vid skattning av differensen mellan inkomster efter och före utbildning.

Tabell 5: Skattningsresultat av inkomstekvationer avseende undergrupper i urvalet. Skattade koefficienter för variabeln *UBS*.

	OLS	OLS	TREATM EFF	TREATM EFF
	Y=RNINK01	Y=DIFF01-96	Y=RNINK01	Y=DIFF01-96
	(1)	(2)	(3)	(4)
Hela urvalet (n=21 165)	-4 243 ***	-8 249 ***	-366	-3 145
Kvinnor (n=13 083)	-3 767 ***	-7 266 ***	-4 779	-6 561
Män (n=8 082)	-6 411 ***	-10 883 ***	-224	-2 684
Arbetsinkomst 1996 lägre än medianvärdet (n=10 582)	-5 845 ***	-11 699 ***	-486	1 037
Arbetsinkomst 1996 högre än medianvärdet (n=10 583)	-4 077 ***	-3 872 ***	10	-3 211
Två årig gymnasieutbildning 1996 (n=11 398)	-2 463 ***	-4 582 ***	8 572	-398
Utomnordiska medborgare 1997 (n=1 386)	-9 965 ***	-28 290 ***	5 545	-3 556
Arbetshandikappade 1996 (n=3 188)	-1 377	-5 930 ***	-9 746	-3 386
Mantalskrivna i Stockholms län 1996 (n=3 328)	-2 313	-9 293 ***	-1 000	15 488
Ålder 25-29 (n=5 398)	-7 161 ***	-13 650 ***	-540	-4 838
Ålder 30-34 (n=5 040)	-4 842 ***	-11 576 ***	-5 084	-17 318 **
Ålder 35-39 (n=3 719)	-5 065 ***	-10 021 ***	-12 045	-17 794 *
Ålder 40-44 (n=2 888)	-4 861 ***	-5 134 ***	8 769	8 414
Ålder 45-49 (n=2 270)	-2 893	-3 572	3 801	-1 382
Ålder 50-55 (n=1 850)	-2 136	-4 067	-5 020	-3 203
Kurslängd kortare än medianvärdet 234 dagar (n=10 582)	-3 601 ***	-6 869 ***	982	6 622
Kurslängd längre än medianvärdet 234 dagar (n=10 583)	-6 676 ***	-11 578 ***	-13 619	-19 795 ***

Givet den korta uppföljningsperioden, felmarginalerna avseende skattade inkomstskillnader, osäkerhet om individernas framtida sysselsättningsstatus (inklusive tidpunkter för pensionering) och andra osäkerhetsfaktorer, är det minst sagt vanskligt att beräkna sammanlagda diskonterade nuvärden av inkomstskillnader. Ett räkneexempel baserat på tre procents diskonteringsränta, kvarvarande arbetstid definierad som individernas ålder vid avslutad utbildning fram till 65 år, skattade alternativkostnader och skattade inkomstskillnader 2001, indikerar en sammanlagd skillnad i diskonterade nettoinkomster till de arbetsmarknadsutbildades fördel i intervallet 5 000 till 158 000 kronor. Detta är dock baserat direkt på punkttestimat av inkomstskillnaden år 2001 utan hänsyn till konfidensintervall och som påpekats ovan är räkneexemplet baserat på extremt restriktiva antaganden.

Jämförelse med de öppet arbetslösa

Vi har även jämfört nettoinkomster år 2001 mellan deltagare i Kunskapslyftet och gruppen öppet arbetslösa genom att skatta inkomstekvationer motsvarande de som redovisas i *tabell 4*. Parameterestimater avseende variabeln *UBS* redovisas i *tabell 6*.

Tabell 6: Skattade parametrar i inkomstekvationer avseende deltagare i Kunskapslyftet och de öppet arbetslösa.

	OLS Y=RNINK01	OLS Y=DIFF01-96	TREATM EFF Y=RNINK01	TREATM EFF Y=DIFF01-96
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>UBS</i>	6 216 ***	35	4 925	-18 767 ***
λ			703	-10 204 ***
R^2	0,13	0,13		
Observationer.	106 952	106 952	106 952	106 952

Anmärkning: * signifikant på tioprocentnivån, ** femprocentnivån, *** enprocentnivån.

Resultaten av modellerna (1)-(3) indikerar något bättre utfall för deltagare i Kunskapslyftet jämfört med dem som var öppet arbetslösa hösten 1997. Estimaten i kolumn (2) och (3) är dock ej signifikanta, även om det senare är i närheten av signifikans på tioprocentnivån. I kolumn (4) tyder resultaten på en mycket sämre inkomstutveckling för deltagare i Kunskapslyftet relativt de öppet arbetslösa. Detta resultat är dock mycket känsligt för modellspecifikation. Till exempel visar det sig att introduktion av individernas inkomster före utbildning (år 1996) i inkomstekvationerna, ger resultat som indikerar ett signifikant bättre utfall för deltagare i Kunskapslyftet med drygt fyratusen kronor enligt specifikation (1) och (2). Punkttestimaten från de två "treatment-effect" - modellerna ligger i detta fall mycket nära noll och de är insignifikanta. Resultat av andra alternativa ansatser indikerar inte heller något som bekräftar de resultat som redovisas i kolumn (4).

Vår bedömning är att deltagare i Kunskapslyftet hade nettoinkomster 2001 som låg i nivå med eller något högre än inkomsterna hos jämförelsegruppen öppet arbetslösa. Utfallet för deltagare i Kunskapslyftet verkar således vara något bättre vid denna jämförelse än den tidigare redovisade jämförelsen med deltagare i arbetsmarknadsutbildning. Detta bekräftas också när vi skattar modell (1) och (2) med observationer över samtliga tre grupper och med dummyvariabler som indikerar deltagande i Kunskapslyftet respektive deltagande i arbetsmarknadsutbildning. Jämfört med de öppet arbetslösa tyder resultaten från modell (1) på att studerande i Kunskapslyftet och deltagare i arbetsmarknadsutbildning hade drygt sex tusen kronor respek-

tive drygt tio tusen kronor högre nettoinkomst år 2001 i jämförelse med de öppet arbetslösa (resultaten signifikanta på enprocentsnivån). Skattningarna av modell två indikerar i likhet med tidigare ingen skillnad mellan deltagare i Kunskapslyftet och öppet arbetslösa och en signifikant högre inkomst för deltagare i arbetsmarknadsutbildning i storleksordningen åtta tusen kronor jämfört med de arbetslösa.

Mot bakgrund av att deltagare i Kunskapslyftet inte hade någon privatekonomisk alternativkostnad för studier pekar det mesta på att utbildningen på kort sikt gav ett svagt positivt privatekonomiskt utfall eller ett resultat i närheten av noll kronor. Det bör dock påpekas att jämförelsealternativet öppen arbetslöshet är mera problematiskt än alternativet arbetsmarknadsutbildning och att skattningsresultaten är känsliga med avseende på modellspecifikation.

Sammanlagda diskonterade nuvärden av skattade inkomstskillnader fram till pensionering vid 65 års ålder ligger i detta fall, om vi bortser från det udda resultatet vid skattning av modell (4) i *tabell 6*, i intervallet 2 500 till 118 000 kronor till fördel för deltagare i Kunskapslyftet jämfört med de öppet arbetslösa. Räkneexemplet baseras på samma restriktiva premisser som vid jämförelsen med deltagare i arbetsmarknadsutbildningen ovan och bör därför tolkas med lika stor försiktighet.

5 Sammanfattning och avslutande kommentarer

Under höstterminen 1997 deltog cirka 222 200 personer i kommunal vuxenutbildning. Av dessa studerade knappt 56 000 denna termin med det särskilda utbildningsbidraget UBS. Det är dessa som vi har definierat som deltagare i Kunskapslyftet. Urvalet av deltagare har begränsats till att omfatta personer med UBS som slutade sina utbildningar före den 1 januari 1999. Dessa ska dessutom ha varit arbetssökande vid arbetsförmedlingen minst en dag under 1997. Efter ytterligare några avgränsningar uppgår antalet studerande med UBS till 17 275.

Det primära syfte med denna studie är att studera i vilken utsträckning deltagandet i Kunskapslyftet har påverkat inkomsten (real nettoinkomst efter skatt). Inkomsteffekten av utbildningen utvärderas med hjälp av två jämförelsegrupper; deltagare i arbetsmarknadsutbildning respektive personer registrerade som arbetssökande vid arbetsförmedlingen. Relativt sett större vikt har lagts vid jämförelsen med deltagare i arbetsmarknadsutbildning.

Analyser av individernas inkomster år 2001 tyder på att deltagare i Kunskapslyftet inte tjänade privatekonomiskt på att delta i Kunskapslyftet jämfört med att delta i arbetsmarknadsutbildning. Vissa enskilda resultat tyder tvärtom på ett något gynnsammare privatekonomiskt utfall för deltagare i arbetsmarknadsutbildning jämfört med deltagare i Kunskapslyftet. Andra resultat indikerar ingen statistiskt signifikant skillnad mellan grupperna i detta avseende.

Skillnaderna i nettoinkomster efter utbildning mellan deltagare i Kunskapslyftet och deltagare i arbetsmarknadsutbildning varierar mellan olika grupper av studerande. Större skillnad i nettoinkomster efter utbildning till arbetsmarknadsutbildningens fördel indikeras för personer med utomordiskt medborgarskap. Mindre eller statistiskt insignifikanta skillnader indikeras för de något äldre (åldersgruppen 40-55 år) och personer med tvåårig gymnasieutbildning som högsta utbildningsnivå innan påbörjade studier inom Kunskapslyftet eller inom arbetsmarknadsutbildningen. Vi finner dock inget som tyder på ett bättre privatekonomiskt utfall av Kunskapslyftet jämfört med arbetsmarknadsutbildning för någon av de undergrupper som vi valt att studera.

När det gäller jämförelsen med öppet arbetslösa pekar det mesta på ett privatekonomiskt utfall nära noll eller en mindre nettovinst för deltagare i Kunskapslyftet. Den skattade effekten av utbildning på nettoinkomst efter avslutad utbildning är dock mycket känslig för modellspecifikation.

I analysen ingår inte individer som fortsatte att utbilda sig efter 1998, däribland individer som övergått till utbildning på postgymnasial nivå. Andelen som studerade vid universitet eller högskola år 2001 var betydligt högre bland deltagare i Kunskapslyftet jämfört med deltagare i arbetsmarknadsutbildning och öppet arbetslösa. En mera heltäckande studie av inkomster efter utbildning kan göras först om några år när ytterligare inkomstdata avseende något eller några inkomstår efter avslutad utbildning finns tillgängliga.

Appendix

Här redovisas de estimationsresultat som använts för att beräkna alternativinkomst 1997 för studerande inom Kunskapslyftet (*tabell A.1*). Som redovisas i texten beaktas två alternativ: de studerande inom Kunskapslyftet skulle i alternativfallet ha kvarstått som arbetslösa arbetssökande eller påbörjat en arbetsmarknadsutbildning.

Beroende variabel är $RNTTJ$ = real nettoinkomst 1997. Bland de förklarande variablerna ingår $KURSLTOT$ som utgör den totala kurslängden från och med höstterminen 1997 till och med höstterminen 1998. Vidare ingår $BARNDUM6$, en dummyvariabel som indikerar ifall individen hade hemmavarande barn yngre än 18 år och $INSKRTID56$ som mäter totala antalet dagar som registrerad arbetssökande under 1995 och 1996. Variabeln $PSIISQ$ är kvadraten av differensen mellan individens ålder och genomsnittsåldern för det sampel som används vid skattningen. Dessutom ingår tio dummyvariabler $SNIJ96$ som indikerar individernas näringsgrenstillhörighet för dem som enligt definitionen i SCB:s registerbaserade arbetsmarknadsstatistik (RAMS) var sysselsatta 1996. Dessa variabler indikerar näringsgrenstillhörighet enligt följande gruppering som baseras på Svensk näringsgrensindelning 1992 (SNI92):

$SNI196$ = Jordbruk, skog och fiske

$SNI296$ = Tillverkning och utvinning

$SNI396$ = Energiproduktion, vattenförsörjning och avfallshantering

$SNI496$ = Byggverksamhet

$SNI596$ = Handel och kommunikation

$SNI696$ = Finansiell verksamhet och företagstjänster

$SNI796$ = Utbildning och forskning

$SNI896$ = Vård och omsorg

$SNI996$ = Personliga och kulturella tjänster

$SNI1096$ = Offentlig förvaltning.

Övriga variabler som ingår i inkomstekvationerna definieras i *tabell 1*. Skattningarna har utförts med den vanliga minstakvadratmetoden och parameterestimaten redovisas på nästföljande sida.

Tabell A.1: Skattningsresultat inkomstekvationer avseende inkomster 1997 för arbetslösa arbetssökande och deltagare i arbetsmarknadsutbildning.

	Arbetslösa arbetssökande	Deltagare i arbetsmarknadsutbildning
<i>KURSLTOT</i>		-1,64
<i>KVINNA</i>	-7 402 ^{***}	-6 547 ^{***}
<i>BARNDUM6</i>	2 879 ^{***}	-1 692 ^{**}
<i>ÅLDER</i>	974 ^{***}	908 ^{***}
<i>PSIISQ</i>	-18 ^{***}	-20 ^{***}
<i>GYM296</i>	7 363 ^{***}	6 719 ^{***}
<i>GYM396</i>	4 393 ^{***}	4 957 ^{***}
<i>POSTGYM96</i>	3 735 ^{***}	3 554 ^{***}
<i>AHKP</i>	-4 009 ^{***}	-5 909 ^{***}
<i>ÖVRNORD</i>	-3 083 ^{***}	-643
<i>ÖVREUR</i>	-24 579 ^{***}	-39 139 ^{***}
<i>ASIEN*</i>	-26 745 ^{***}	-30 572 ^{***}
<i>AFRIKA</i>	-24 370 ^{***}	-39 171 ^{***}
<i>NORDAM</i>	-15 555 ^{***}	-26 149 ^{***}
<i>SYDAM</i>	-13 628 ^{***}	16 705 ^{***}
<i>INSKRTID56</i>	16 ^{***}	-3 ^{**}
<i>ROMR26</i>	-2 028 ^{***}	-259
<i>ROMR36</i>	-2 372 ^{***}	-4 665 ^{***}
<i>ROMR46</i>	-3 721 ^{***}	510
<i>ROMR56</i>	-2 968 ^{***}	-2 535 [*]
<i>ROMR66</i>	811	-3 918 ^{**}
<i>ROMR76</i>	-1 824 ^{**}	-2 504
<i>ROMR86</i>	2 210 ^{**}	2 999
<i>SNI196</i>	20 929	1 963
<i>SNI296</i>	40 830 ^{***}	25 733 ^{***}
<i>SNI396</i>	34 745 ^{***}	17 457 ^{***}
<i>SNI496</i>	42 847 ^{***}	24 973 ^{***}
<i>SNI596</i>	27 162 ^{***}	18 307 ^{***}
<i>SNI696</i>	29 357 ^{***}	20 071 ^{***}
<i>SNI796</i>	26 393 ^{***}	13 253 ^{***}
<i>SNI896</i>	23 517 ^{***}	16 835 ^{***}
<i>SNI996</i>	21 182 ^{***}	11 245 ^{***}
<i>SNI1096</i>	26 915 ^{***}	22 036 ^{***}
<i>SYSS9500</i>	-278 ^{***}	-255 ^{**}
<i>Konstant</i>	20 240 ^{***}	47 929 ^{***}
R^2	0,20	0,25
Observationer	122 671	8 663

Anmärkning: * signifikant på tioprocentnivån, ** femprocentnivån, *** enprocentnivån.

*I detta fall ingår även medborgarskap i länder i Oceanien i denna kategori.

Tabell A.2: Probitestimater för deltagande i Kunskapslyftet. Beroende variabel är kodad som Y=1 om individen deltog i Kunskapslyftet och Y=0 om individen istället deltog i arbetsmarknadsutbildning.

<i>RANTKVX*</i>	4,2910***
<i>KVINNA</i>	0,4912***
<i>BARNDUM6</i>	0,0996***
<i>ÅLDER</i>	-0,0160***
<i>PSIISQ</i>	-0,0002***
<i>GYM296</i>	0,0771***
<i>GYM396</i>	-0,5307***
<i>POSTGYM96</i>	-1,0125***
<i>AHKP</i>	-0,2313***
<i>ÖVRNORD</i>	-0,1044***
<i>ÖVREUR</i>	-0,7177***
<i>ASIEN*</i>	-0,3377***
<i>AFRIKA</i>	-0,2367**
<i>NORDAM</i>	-0,4525**
<i>SYDAM</i>	-0,0094
<i>INSKRTID56</i>	-0,0002***
<i>ROMR26</i>	-0,1044***
<i>ROMR36</i>	-0,0346
<i>ROMR46</i>	0,5470*
<i>ROMR56</i>	-0,0182
<i>ROMR66</i>	-0,0066
<i>ROMR76</i>	-0,0037
<i>ROMR86</i>	-0,0881**
<i>SNI196</i>	0,0084
<i>SNI296</i>	0,0318
<i>SNI396</i>	-0,0842
<i>SNI496</i>	0,0273
<i>SNI596</i>	0,1142***
<i>SNI696</i>	0,0661*
<i>SNI796</i>	0,1400***
<i>SNI896</i>	0,5853***
<i>SNI996</i>	0,0058
<i>SNI1096</i>	0,0027
<i>SYSS9500</i>	-0,0041
<i>Konstant</i>	-3,0361***
<i>Veall-Zimmerman</i>	
<i>Pseudo-R²</i>	0,34
<i>Andel korrekt predikterade observationer</i>	Y=1: 0,83 Y=0: 0,54
Observationer	21 165

Anmärkning: * signifikant på tioprocentnivån, ** femprocentnivån, *** enprocentnivån.

* Variabeln *RANTKVX* mäter procentuell andel deltagare i kommunal vuxenutbildning höstterminen 1997 av den totala befolkningen i kommunen.

* I detta fall ingår även medborgarskap i länder i Oceanien i denna kategori.

Referenser

- Alm Stenflo, G. (2000), Inkomst- och sysselsättningseffekter av kommunal vuxenutbildning, *Temarapport 2000:1 från prognosinstitutet, SCB*, Stockholm.
- Andrén, T. och Gustafsson, B. (2002), Income effects from labor market training in Sweden during the 80`s and 90`s, *IFAU Working Paper*, 2002:15, Uppsala.
- Arai, M. och Kjellström, C. (1999), Returns to Human Capital in Sweden, Reprinted from Returns to Human Capital in Europe, ETLA, *National Institute of Economic Research*, Sweden.
- Arrow, K. (1973), Higher Education as a Filter, *Journal of Political Economics*, nr. 2, vol. 3, July, s 193-216.
- Axelsson, R. och Westerlund O. (1999), Deltagare i Kunskapslyftet höstterminen 1997 och jämförelsegrupper – Arbetsmarknads- och inkomstförhållanden före utbildning, *Umeå Economic Studies* nr. 498, Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet.
- Axelsson, R. och Westerlund, O. (2000), Nybörjare i kommunal vuxenutbildning höstterminerna 1997 och 1998 – Arbetsmarknads- och inkomstförhållanden året före påbörjad utbildning. *Umeå Economic Studies* nr. 536, Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet.
- Axelsson, R. och Westerlund, O. (2001), Inflow and characteristics of job seekers after completed education – Deltagare i Kunskapslyftet och arbetsmarknadsutbildning hösten 1997. *Umeå Economic Studies* nr. 566, Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet.
- Barnow, B.S. (1987), The Impact of CETA Programs on Earnings – A Review of the Literature, *Journal of Human Resources*, vol. 22, nr. 2, s 157-193.
- Becker, G.S. (1962), Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, *Journal of Political Economy*, vol. 70, Oct (Supplement), s 9-49.
- Becker, G.S. (1975), *Human Capital*, andra upplagan, New York: National Bureau of Economic Research.
- Behrenz, L. (2000), Låt inte det bästa bli det godas fiende – om att utvärdera svensk arbetsmarknadspolitik, *Arbetsmarknad & Arbetsliv*, nr. 4, s 271-274.
- Björklund, A. (1999), Utbildningspolitik och utbildningens lönsamhet, i Calmfors, L. och Persson, M. (red.), *Tillväxt och ekonomisk politik*, Studentlitteratur.
- Björklund, A., Edin, P-A., Holmlund, B. och Wadensjö, E. (2000), *Arbetsmarknaden*, andra reviderade upplagan, SNS Förlag.
- Calmfors, L., Forslund, A. och Hemström, M. (2002), Does active labour market policy work? Lessons from the Swedish experiences, *IFAU Working Paper*, 2002:4, Uppsala.

- Carling, C. och Larsson, L. (2000a), Att utvärdera arbetsmarknadsprogram i Sverige, *Arbetsmarknad & Arbetsliv*, nr. 3, s 185-192.
- Carling, C. och Larsson, L. (2000b), Replik till Lars Behrenz och Anders Harkman, *Arbetsmarknad & Arbetsliv*, nr. 4, s 278-281.
- Edin, P-A. och Holmblund, B. (1995), The Swedish Wage Structure: The Rise and Fall of Solidarity Wage Policy?, kap. 9 i R. Freeman och L. Katz (red), *Differences and Changes in Wage Structures*, University of Chicago Press.
- Ekström, E. (2003), Earnings Effects of Adult Secondary Education in Sweden, s 15-166, I Ekström, E., *Essays on Inequality and Education*, Economic Studies 76, nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, doktorsavhandling.
- Harkman, A. (2000), Går det att utvärdera svensk arbetsmarknadspolitik?, *Arbetsmarknad & Arbetsliv*, nr. 4, s 275-277.
- Heckman, J.J. (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, vol. 47, nr. 1, s 153-161.
- Heckman, J.J., Lalonde, R.J. och Smith J.A. (1999), The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs, i: Aschenfelter, O.C. och Card, D. (red.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Elsevier Science B.V., Amsterdam.
- Löfgren, A-K. (1997), *För vem lönar sig utbildning?* En delrapport från LO-projektet Ökad Sysselsättning, ÖS.
- Mellander, E. och Skedinger, P., "Corporate job ladders in Europe: wage premia for university - versus high school-level jobs", *Swedish Economic Policy Review*, 1999, Vol. 6, s 449-487.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- Schultz, T.W. (1960), Capital Formation by Education, *Journal of Political Economy*, vol. 68, Dec, s 571-583.
- Schultz, T.W. (1961), Investment in Human Capital, *American Economic Review*, nr. 1, vol. 61, March, s 1-17.
- SOU 1998:51, *Vuxenutbildning och livslångt lärande – Situationen inför och under första året med Kunskapslyftet*, Regeringskansliet, Utbildningsdepartementet, Stockholm.
- SOU 1999:39, *Vuxenutbildning för alla? Andra året med Kunskapslyftet*, Regeringskansliet, Utbildningsdepartementet, Stockholm.
- Spence, M. (1973), Job Market Signaling, *Quarterly Journal of Economics*, nr. 3, vol. 87, Aug. s 355-374.

Stenberg, A. (2002), Short Run Effects on Wage Earnings of the Adult Education Initiative in Sweden. *Umeå Economic Studies* nr. 593, reviderad april 2003, Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet.

Stenberg, A. (2003), The Adult Education Initiative in Sweden – Second Year Effects on Wage Earnings and the Influence on Branch Mobility. *Umeå Economic Studies* nr. 608, Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet.

Wass, C. (2001), Tidsseriebrott i Utbildningsregistret, Statistiska centralbyrån.

Utkomna rapporter inom projektet **Privat- och samhällsekonomisk utvärdering av Kunskapslyftet**.*

1. Axelsson, Roger och Olle Westerlund, Deltagare i Kunskapslyftet höstterminen 1997 och jämförelsegrupper – Arbetsmarknads- och inkomstförhållanden före utbildning. *Umeå Economic Studies* nr. 498. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 1999.
2. Billsson, Helena, The Return to Education and Other Factors Influencing the Annual Salary – A comparative study of the participants in Adult Education Initiative and a group of non-participants, C-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 1999.
3. Billsson, Helena, Factors Influencing the Selection into the Adult Education Initiative and Labor Market Training – A study of the individual's choice between the Adult Education Initiative, labor market training and unemployment, D-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 1999.
4. Sjödin, Jörgen, Sannolikheten att återgå som arbetssökande efter avslutad utbildning – En studie av arbetshandikappade inom kommunal vuxenutbildning, C-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 1999.
5. Brännäs, Kurt, Estimation in a Duration Model for Evaluating Educational Programs. *Umeå Economic Studies* nr. 521. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 1999.
6. Westerlund, Olle, Inskrivningstid vid arbetsförmedlingen efter avslutade studier – Deltagare i Kunskapslyftet och arbetsmarknadsutbildning 1997. *Umeå Economic Studies* nr. 526. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2000.
7. Axelsson, Roger och Olle Westerlund, Två år med Kunskapslyftet – Arbetsmarknads- och inkomstförhållanden före utbildning, deltagare höstterminerna 1997 och 1998 samt jämförelsegrupper. *Umeå Economic Studies* nr. 532. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2000.
8. Eklund, Maria, Yrkesmässig rörlighet efter avslutade studier inom Kunskapslyftet, D-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2000.
9. Björkman, Martina, Arbetskraftsstatus efter utbildning – En studie av deltagarna i Kunskapslyftet 1997, D-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2000.
10. Knutsson, Bodil, Bestämningsfaktorer för val av studiefinansieringsform – Studerande i kommunal vuxenutbildning höstterminen 1997, C-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2000.
11. Axelsson, Roger och Olle Westerlund, Nybörjare i kommunal vuxenutbildning höstterminerna 1997 och 1998 – Arbetsmarknads- och inkomstförhållanden året före påbörjad utbildning. *Umeå Economic Studies* nr. 536. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2000.

* Bedrivs med stöd av Kunskapslyftskommittén (1998-2002), Myndigheten för skolutveckling (2003) och ITPS (2003-2004).

12. Axelsson, Roger och Olle Westerlund, Deltagare i kommunal vuxenutbildning höstterminen 1997 – Vilka fortsatte att studera höstterminen 1998 och vilka blev arbetsökande efter avslutad utbildning? *Umeå Economic Studies* nr. 542. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2000.
13. Axelsson, Roger och Olle Westerlund, Inflow and persistence as job seekers after completed education – Participants in Knowledge Lifting and labor market education autumn 1997, *Umeå Economic Studies* nr. 566. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2001.
14. Stenberg, Anders, Adult Education for the Unemployed: The Experience of the Swedish Adult Education Initiative. *Umeå Economic Studies* nr. 579. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2002.
15. Bergwall, Jonas, Kunskapslyftets inverkan på sannolikheten för sysselsättning efter avslutad utbildning – En studie över sysselsättningssituationen 2001 för deltagare i Kunskapslyftet hösten 1998, D-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2002.
16. Stenberg, Anders, Short Run Effects on Wage Earnings of the Adult Education Initiative in Sweden, *Umeå Economic Studies* nr. 593. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2002.
17. Linder, Åsa, Bestämningfaktorer för övergång till postgymnasial utbildning; deltagare i Kunskapslyftet hösten 1998, C-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2003.
18. Stenberg, Anders, The Adult Education Initiative in Sweden – Second Year Effects on Wage Earnings and the Influence on Branch Mobility, *Umeå Economic Studies* nr. 608. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2003.
19. Stenberg, Anders, An Evaluation of the Adult Education Initiative in Sweden Relative Labor Market Training, doktorsavhandling, *Umeå Economic Studies* nr. 609. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2003.
20. Norlin, Erik, An Analysis of Immigrants' Participation in Adult Education in Sweden, *Umeå Economic Studies*, nr. 617. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2003.
21. Bjelkeby, Åsa och Johanna Åström, Vuxenutbildning och regional rörlighet i Sverige 1997-2001 - Deltagare i Komvux ht 1997 och jämförelsegrupper, C-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2003.
22. Linder, Åsa, Transition into Higher Education Among Participants in the Municipal Adult Education in Sweden, D-uppsats vid institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2003.
23. Stenberg, Anders, Regionala skillnader i årliga arbetsinkomster efter avslutad gymnasial komvuxutbildning, *Arbetsrapport 2004:008*, Institutet för tillväxtpolitiska studier (ITPS), 2004.
24. Axelsson, Roger och Olle Westerlund, Kunskapslyftets privatekonomiska effekter – Nybörjare höstterminen 1997, *Umeå Economic Studies* nr. 630. Institutionen för nationalekonomi, Umeå universitet, 2004.