

Småtryck från



Nr 156

Anders Björklund

Nya metoder inom utvärderingsforskningen

Särtryck ur

**Nya metoder inom
utvärderings-
forskningen.**

EFA,
Arbetsmarknads-
departementet, 1983

INDUSTRIENS

UTREDNINGS-

INSTITUT

STOCKHOLM



Industriens Utredningsinstitut

är en fristående vetenskaplig forskningsinstitution grundad 1939 av Svenska Arbetsgivareföreningen och Sveriges Industriförbund.

Syfte

Att bedriva forskning rörande ekonomiska och sociala förhållanden av betydelse för den industriella utvecklingen.

Verksamhet

Huvuddelen av arbetet inom institutet ägnas åt långsiktiga forskningsuppgifter. Man siktar härvid till ett studium av de grundläggande sammanhangen inom näringslivet och särskilt till att belysa de frågor som hör samman med strukturella och institutionella förändringar. Forskningsresultaten publiceras i institutets skriftserier.

Styrelse

Tekn. dr Erland Waldenström, ordf.
Tekn. dr Ingmar Eidem
Direktör Axel Iveroth
Direktör Olof Ljunggren
Direktör Lars Nabseth
Tekn. dr Curt Nicolin
Direktör Alde Nilsson
Direktör Bo Rydin
Direktör Sven H Salén
Ekon. dr Hans Ståhle
Direktör Ove Sundberg
Direktör Sven-Olof Träff
Direktör Peter Wallenberg
Direktör Sven Wallgren
Docent Gunnar Eliasson, chef

Adress

Industriens Utredningsinstitut
Grevgatan 34, 5 tr, 114 53 Stockholm
Tel. 08-783 80 00

NYA METODER INOM UTVÄRDERINGSFORSKNINGEN

Anders Björklund

EFA - Delegationen för arbets-
marknadspolitisk forskning
1983-10-26

INNEHÅLLSFÖRTECKNING	<u>Sid.</u>
FÖRORD	1
FÖRFATTARENS FÖRORD	2
1. SYFTE OCH AVGRÄNSNINGAR	3
2. PROBLEMETS KARAKTÄR	5
3. TIDIGARE STUDIER	6
4. SELEKTIONSMODELLER	9
4.1 Självselektionsmodeller	17
5. PANELDATA	27
6. BEHOVET AV EXPERIMENT	37
7. SAMMANFATTNING OCH SLUTSATSER	39
Referenser	44

FÖRORD

Delegationen för arbetsmarknadspolitisk forskning (EFA) vid arbetsmarknadsdepartementet har till uppgift att ta initiativ till och biträda vid forskning kring arbetsmarknadspolitikens effekter. Ett stort antal av de studier EFA initierat kring effekterna av skilda arbetsmarknadspolitiska åtgärder kan karaktäriseras som metodutvecklande eller metodprovande. Ett sådant forskningsprojekt är det 1982 påbörjade "Longitudinella databaser för utvärdering av individriktade arbetsmarknadspolitiska åtgärder". Inom ramen för detta projekt har bl a skett en inventering av de utvärderingsmetoder som under senare år utvecklats i framför allt USA.

I syfte att göra dessa nya metoder inom utvärderingsforskningen lättare tillgängliga för svenska avnämare har EFA tagit initiativ till föreliggande forskningsöversikt, som utgör en första delrapport från projektet. Rapporten är skriven av projektledaren ek dr Anders Björklund som också svarar för de här redovisade tolkningarna och slutsatserna.

Stockholm i november 1983

Curt Canarp
ordförande

Jan Johannesson
sekreterare

Inga Persson-Tanimura
sekreterare

FÖRFATTARENS FÖRORD

Rapporten är i huvudsak en litteraturgenomgång av metoder som använts för att beräkna effekter på inkomst och sysselsättning av individinriktade åtgärder som arbetsmarknadsutbildning, flyttningsbidrag m m. Den tar sin utgångspunkt i den metodik som användes i några svenska utvärderingsstudier i början av 1970-talet. Därefter görs en genomgång av den internationella utvecklingen på området. En slutsats är att flera problem som tidigare metodik var förknippad med har angripits på ett konstruktivt sätt. Trots detta återstår många problem av ekonomisk och statistisk natur som kräver fortsatt forskning. Det är också centralt med mer institutionell kunskap och bättre databaser för att bättre utvärderingar skall kunna göras i framtiden.

Avsnitten 4 och 5 ställer relativt höga krav på kunskap om statistiska metoder. Rapportens centrala slutsatser kan dock erhållas genom läsning av avsnitten 1-3 och 6-7.

Stockholm i november 1983

Anders Björklund

NYA METODER INOM UTVÄRDERINGSFORSKNINGEN

1. SYFTE OCH AVGRÄNSNINGAR

Syftet med denna uppsats är att presentera och diskutera nya metoder som utvecklats och kommit till användning inom den arbetsmarknadspolitiska utvärderingsforskningen under senare år. Det är dock inte fråga om någon total genomgång av de metodproblem som uppstår då man vill utvärdera en viss åtgärd. I huvudsak är uppsatsen begränsad till de problem som är förbundna med att i efterhand kvantifiera effekten på arbetsmarknadsutvecklingen - lön och sysselsättning - av program av typen arbetsmarknadsutbildning, beredskapsarbeten, "lärlingsprogram" för ungdomar och flyttningsbidrag. Man kan säga att uppsatsen begränsar sig till programmets intäktssida medan kostnadssidan lämnas därhän. Denna avgränsning framstår som rimlig med tanke på att programmets intäkter är betydligt svårare att kvantifiera; kostnadssidan är normalt mindre problematisk ur metodologisk synvinkel.

Det finns flera skäl för en sådan metoddiskussion. Ett skäl är att de tillgängliga svenska studierna på det här området är drygt 10 år gamla. Det är därför viktigt att ställa frågan om de metoder som användes i dessa studier i ljuset av senare års metodologiska forskning kan utgöra förebilder även för framtida utvärderingsstudier.

Ett andra viktigt skäl är att olika metoder ställer olika krav på databaser. Att bygga upp databaser är ett tids- och resurskrävande arbete. Det är därför viktigt att granska vilka databaser som de bästa metoderna ställer krav på, så att ett löpande arbete med att utveckla och förbättra databaser kan bedrivas

på ett meningsfullt sätt. I det följande kommer därför också metodernas krav på databaser att behandlas.

Avsnitt 2 innehåller en allmän beskrivning av metodproblemets karaktär. Därefter presenteras i avsnitt 3 de metoder som användes i några av utvärderingsstudierna av arbetsmarknadsutbildning och flyttningsbidrag i början av 1970-talet.

Avsnitt 4 behandlar det så kallade selektionsproblemet. Detta begrepp syftar på det problem som uppstår då man försökt skatta effekten av programmen genom att jämföra arbetsmarknadsutvecklingen för två olika grupper, vanligen deltagare och någon vald grupp av icke-deltagare, i praktiken har man sällan tillgång till helt slumpmässigt utvalda grupper. Istället har uppdelningen på deltagare och icke-deltagare gjorts, dels genom beslut av individerna själva (därav ordet självselektion), dels genom beslut av programmens administratörer dvs arbetsmarknadsmyndigheterna. Trots detta är det ofta möjligt att korrekt skatta effekten genom denna jämförelsemetodik. De villkor som ska vara uppfyllda för att detta ska vara möjligt har preciserats på ett konstruktivt sätt. Det har också utvecklats estimationsmetoder för att hantera olika typer av selektion.

Försöken att beakta självselektion har också lett till att man i större utsträckning använder ekonomisk teori för att specificera modeller för effektmätning. Medan äldre metoder innebar en tämligen mekanisk jämförelse mellan två grupper, innebär en självselektionsmodell att individens beslut att flytta eller ej, påbörja en utbildning eller ej analyseras simultant med effektmätningen som sådan.

Den mer ekonomisk-teoretiska ansatsen innebär också att dessa metoder, i varje fall under vissa omständigheter

kan kvantifiera inte bara effekten på inkomster och sysselsättning utan även "betalningsviljan" för ett visst program.

I avsnitt 5 presenteras metoder som använts under senare år främst i amerikanska studier av åtgärder som arbetsmarknadsutbildning. Dessa har på ett systematiskt sätt utnyttjat de möjligheter som paneldata eller longitudinella data erbjuder. Sådana data innehåller information om enskilda individer över längre tidsperioder och ger därför möjligheter till "före-efter-jämförelser".

Genomgående för de nya metodansatser som presenteras i avsnitten 4 och 5 är således att den bygger på någon form av jämförelse mellan programdeltagare och en annan grupp. Därför kan metoderna ses som en naturlig vidareutveckling av de ansatser som de första svenska studierna baserades på. Trots detta kan man peka på vissa brister som vidlåder just denna jämförelsemetodik. Dessa diskuteras något i avsnitt 6. Där kommer också behovet av renodlade experiment att behandlas.

Avsnitten 4 och 5 är med nödvändighet något "tekniska" till sin karaktär och är skrivna för att få till stånd en diskussion av metoderna bland intresserade forskare.

De centrala slutsatserna sammanfattas dock i ett avslutande avsnitt.

2. PROBLEMETS KARAKTÄR

Problemet är att bedöma vad som skulle skett om deltagarna i ett arbetsmarknadspolitiskt program inte haft möjlighet att delta. Det gäller alltså att jämföra en faktisk och observerbar utveckling av ekonomin med en hypotetisk och icke observerbar utveckling. Detta är

i och för sig självklart men ändå en nyttig påminnelse om problemets karaktär. Det är uppenbart att man tvingas göra någon form av bedömning av vad som skulle ha hänt om inte programmet funnits. Att ord som "antaganden" och "modeller" figurerar i denna litteratur ligger därför i sakens natur och får inte tas som intäkt för att analysen är "orealistisk". Metodproblemet är självfallet att välja de bästa antagandena och modellerna.

I de svenska utvärderingsstudierna från början av 1970-talet, liksom de internationella förebilder som dessa baserades på, var den grundläggande metodologin att jämföra sysselsättnings- och inkomstutvecklingen för två olika grupper, deltagare och icke-deltagare (eller olika grupper av deltagare). Man använder alltså information om icke-deltagare för att bedöma vad som skulle ha hänt deltagarna om programmet icke existerat. Denna ansats har man också arbetat vidare på under senare år. Men det är viktigt att påpeka att invändningar faktiskt kan göras mot denna ansats. Ett problem har att göra med vad som brukar kallas "displacementeffects" eller "undanträngningseffekter". Deltagarna kan ha fått arbete eller höjd lön på bekostnad av övriga individer. Tyvärr har mindre arbete gjorts för att angripa denna problematik. Problemen diskuteras dock kortfattat i avsnitt 6.

3. TIDIGARE STUDIER

Den första studien av arbetsmarknadsutbildningens effekter gjordes av Dahlberg (1972) och avsåg dem som avslutade kurser av minst 20 veckors längd i Västerbottens län under 1965. Studien fokuserade på kursernas effekter på den genomsnittliga inkomsten under de fem kommande åren.

Den metod som användes gick ut på att jämföra två olika grupper bland dem som genomgått en kurs, nämligen å ena sidan de som fullföljer utbildningen och uppger sig ha haft nytta av den i sitt nya arbete och å den andra sidan de som fullföljer utbildningen men uppger att de inte haft nytta av den. Därutöver kontrollerades för vissa mätbara personkaraktäristika med hjälp av följande ekvation (se Dahlberg sid 92 ff):

$$Y_i = bX + aT_i + e_i \quad (1)$$

där Y_i = medelinkomst 1966-1970 för individ i

X_i = ett antal bakgrundsvariabler (ålder, kön, civilstånd, region)

T_i = en dummyvariabel som är 1 för dem som haft nytta av utbildningen och 0 för dem som ej haft nytta av den

e_i = en slumpterm

Effekten av utbildningen (på medelinkomsten under de fem åren) enligt denna metod är a för dem som haft nytta av utbildningen och noll för de övriga. Detta bygger på antagandet att de som haft nytta av utbildningen, i alternativfallet där programmet inte existerade, skulle fått samma inkomst som de som inte haft nytta av den.

Med denna metod erhöll Dahlberg en signifikant positiv koefficient a.

Nästa studie av arbetsmarknadsutbildningen genomfördes av Dahlström (1974) och avrapporterades i EFA:s första betänkande. Denna studie baserades på ett urval av personer som hösten 1968 påbörjade arbetsmarknadsutbildning i fyra län (Malmöhus, Älvsborgs, Gävleborgs och Norrbottens). Separata analyser av effekten på sysselsättningsgrad och lönenivå genomfördes.

Som kontroll- eller jämförelsegrupp användes ett urval av personer som vid den aktuella tiden var registrerade som arbetslösa vid arbetsförmedlingarna.

Effekten estimerades från samma typ av ekvation som i Dahlbergs studie med den skillnaden att dummyvariabeln T nu antar värdet 1 för kursdeltagare och värdet 0 för övriga. Dessutom är bakgrundsvariablerna, X, något annorlunda.¹⁾ Tanken är här att kursdeltagarnas sysselsättning och lön i avsaknad av en kurs kan bedömas utifrån den andra gruppens erfarenheter.

Dahlström fann med denna metod positiva effekter på sysselsättningsgraden men inga effekter på lönenivån. Det framgår dock inte om den positiva effekten på sysselsättningsgraden är statistiskt signifikant skild från noll.

Nästa studie av arbetsmarknadsutbildningen gjordes av Kjellman (1975) och baserades på ett urval av personer som under det andra halvåret 1971 slutförde eller avbröt en AMU-kurs. Samma metod som i Dahlbergs studie användes bortsett från att även vissa utbildningsvariabler inkluderades bland bakgrundsvariablerna X. Även Kjellman fann positiva effekter på inkomsten (för år 1972 och 1973), men det är oklart om dessa var signifikanta eller ej.

Sedan Kjellmans studie publicerades har inga nya studier gjorts, vilket mot bakgrund av arbetsmarknadsutbildningens stora omfattning måste betecknas som märkligt.²⁾ Arbetsmarknadsstyrelsen har dock under flera år gjort uppföljningsstudier av kursdeltagarna. Dessa studier har givit beskrivande statistik om bl a antalet personer som erhållit arbete en viss tid efter kursens slut.

1) Det framgår ej vilka dessa variabler är.

2) När detta skrivs pågår dock två projekt: ett är EFA-initierat och undertecknad är ansvarig medan Roger Axelsson vid Umeå nationalekonomiska institution ansvarar för det andra. Vissa preliminära resultat från det förstnämnda projektet presenteras nedan.

Kortfattat kan sägas att ca 65 procent av dem som fullföljt AMU hade ett arbete sex månader efter kursens slut och merparten av dessa hade i sin tur arbete inom utbildningsyrket eller ett närliggande yrke. (Se SOU 1983:22 för mer ingående presentation av resultaten från dessa uppföljningsundersökningar.)

Bristen med dessa uppföljningar är dock att de inte ger något underlag för att bedöma vad som skulle ha hänt deltagarna om programmet inte existerat. Man kan självfallet inte utgå från att alla deltagarna, vid den tidpunkt som uppföljningarna avser, skulle ha varit arbetslösa om programmet inte funnits. Man kan inte ens utesluta att en del personer skulle ha haft ett arbete inom utbildningsyrket eller närliggande yrke.

Mot denna bakgrund kan dessa uppföljningsstudier inte kallas för effektstudier i egentlig mening.

Utöver dessa studier av arbetsmarknadsutbildning har även den EPA-initierade studien av flyttningsbidragens effekter baserats på en metodik som mycket liknar den som användes i Dahlströms studie.

4. SELEKTIONSMODELLER

I de studier som presenterats ovan har programdeltagande behandlats som en oberoende variabel i en regressions-ekvation där också vissa andra variabler, som anses som

viktiga bestämningsfaktorer för inkomsterna,¹⁾ ingår. Innebörden av en sådan formulering är att programdeltagande behandlas som en exogen variabel. Metoden passar därför för en situation där uppdelningen av personer på deltagare och icke-deltagare gjorts slumpmässigt, exempelvis av programadministratörerna. I det fall som metoden baseras på en jämförelse mellan dem som haft nytta och dem som ej haft nytta av programmet får man i stället tänka sig att "marknaden" slumpmässigt avgör vem som får respektive inte får nytta av programmet. Vid sådan slumpmässig fördelning behövs i och för sig inte de övriga X-variablerna för att erhålla väntevärdesriktiga skattningar av α . Men det kan ändå vara värdefullt att inkludera dem eftersom residualvariansen kan reduceras och därmed kan också precisionen i skattningen förbättras.

1) I fortsättningen antas för enkelhetens skull att inkomsterna är den beroende variabeln som analysen baseras på. Självfallet kan detta diskuteras, inte minst kan man hävda att effekterna på lönesats, arbetskraftsstatus och arbetade timmar är olika.

Om man av enkelhetsskäl är tvingad att basera analysen på en variabel förefaller dock inkomsten vara den bästa eftersom den fångar upp effekten på såväl sysselsättning som lönenivå. Notera att årsinkomsten är lika med produkten av arbetsveckor under året, genomsnittlig arbetstid per vecka och genomsnittlig lönesats.

Ett motargument skulle kunna vara att det finns ett kausalt förhållande mellan lön och arbetade timmar som kan leda till att man får en felaktig skattning av den verkliga effekten om analysen baseras på inkomster; en negativt lutande utbudskurva för arbetskraft - dvs att höjda löner leder till lägre arbetstid - skulle kunna vara ett kausalt samband som leder till en underskattning av den verkliga effekten.

I praktiken är det emellertid svårt, för att inte säga omöjligt, att erhålla data där uppdelningen gjorts på detta sätt såvida man inte kan utforma ett renodlat experiment. I de data som man i praktiken har att tillgå har därför uppdelningen gjorts dels genom beslut av individerna själva dels genom beslut av programadministratörerna. Det är knappast troligt att den uppdelning som blir följden av dessa beslut har karaktären av slumpmässig fördelning.

En betydande litteratur har under senare år behandlat frågan hur effekten av program kan skattas när uppdelningen inte har skett slumpmässigt. De metoder eller modeller som föreslagits i detta sammanhang brukar betecknas selektions- eller självselektionsmodeller.

Det finns flera ansatser till sådana modeller varav somliga explicit är härledda från maximeringsantagande om individernas beteende medan andra är mindre explicita i detta avseende. Vi börjar med den senare typen eftersom den kan ses som en naturlig utveckling av de metoder som använts i de tidigare svenska studier-
na.

Antag att det finns ett grundläggande samband mellan den beroende variabeln (inkomst) och programdeltagande av följande slag:

$$Y_i = bA_i + aT_i + e_{oi} \quad (2)$$

där A_i representerar de variabler (utbildning, erfarenhet, motivation etc) som har en direkt kausal effekt på inkomsten och e_{oi} en slumpterm som är okorrelerad med T och A . Ekvationen (2) implicerar också att programdeltagande höjer inkomsten med \underline{a} .

Givet en grundläggande struktur av detta slag, dvs den specifikation som använts i tidigare svenska studier,

under vilka omständigheter är det då möjligt att skatta \underline{a} väntevärdesriktigt?¹⁾

Inom litteraturen har man kunnat peka på åtminstone fyra olika fall som möjliggör en väntevärdesriktig skattning av \underline{a} .

Det första fallet nämndes ovan, nämligen fallet då programdeltagarna har utvalts slumpmässigt ur den population som analysen baseras på. Även om man inte har tillgång till alla A-variablerna och dessa således måste ingå i feltermen kan det inte föreligga någon korrelation mellan programdeltagande och lämnade variabler som påverkar inkomsten. Skälet är att "högproduktiva" och "lågproduktiva" personer kommer med bland programdeltagarna i samma utsträckning.

Det andra fallet är då A-variablerna kan mätas perfekt så att feltermen e_{oi} kommer att utgöra en renodlad slumpterm av typen mätfel i den beroende variabeln. Under sådana omständigheter kan urvalet av programdeltagare vara systematiskt beroende av exempelvis utbildning och erfarenhet (som torde ingå i A) men en väntevärdesriktig skattning kan ändå erhållas. Däremot kan självfallet precisionen bli låg på grund av stark multicolinearitet.

Återstår då de mer komplicerade fallen då man varken har tillgång till alla A-variabler eller till helt slumpmässigt utvalda programdeltagare. Ett fall, dvs vårt tredje fall, som här har en enkel lösning är då urvalet av deltagare visserligen inte är slumpmässigt men enbart beror av variabler som kan kvantifieras. Ett

1) Framställningen på de följande sidorna bygger på Barnow, Cain och Goldberger (1980).

konkret exempel kan var att exempelvis invandrare har större chans att komma med i ett program än svenska medborgare.

Ett viktigt resultat (se även Goldberger (1972) och Cain (1975)) är att dessa variabler kan ersätta A-variablerna i (2) och en väntevärdesriktig skattning av \underline{a} kan erhållas. Med andra ord är det tillräckligt att ha tillgång antingen till A-variablerna eller de variabler som systematiskt påverkar urvalet till programdeltagare. De senare behöver i och för sig inte påverka Y i någon kausal mening, även om de i praktiken sannolikt ofta sammanfaller med A-variablerna i stor utsträckning.

Nästa steg mot ökad komplikation, vårt fjärde fall, är fallet då varken A-variablerna eller de variabler som påverkar urvalet till programdeltagare kan mätas perfekt. En intressant slutsats är att under vissa omständigheter kan \underline{a} skattas även i detta fall. Låt X representera ett antal proxy-variabler för såväl A-variablerna som för de variabler som bestämmer urvalet till programdeltagare:

$$bA_i = cX_i + e_{1i} \quad (3)$$

$$T_i^* = dX_i + e_{2i} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} T_i &= 1 \text{ om } T_i^* > 0 \\ T_i &= 0 \text{ om } T_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

1) Även om man har tillgång till alla variabler som systematiskt påverkar urvalet, kan det vara värdefullt att inkludera olika proxy-variabler för A-variablerna eftersom residual-variansen kan reduceras och precisionen därmed höjas.

Vi får då genom att kombinera (2) och (3):

$$Y_i = cX_i + aT_i + e_{3i} \quad (6)$$

där $e_{3i} = e_{1i} + e_{0i}$.

Nu har vi således bara tillgång till proxy-variabler i (6) varför man kan misstänka att e_3 kommer att inkludera även variabler som har en direkt kausal effekt på inkomsten. Om dessa omätbara variabler också påverkar sannolikheten att bli programdeltagare inses intuitivt att problem kan uppstå med att estimeras a på ett korrekt sätt.

Man kan dock hantera en modell av denna typ om man kan lägga fördelningsantaganden på slumptermerna. Det vanligaste är att anta normalfördelning.

Utgångspunkten är således att estimeras a från (6), trots att slumptermen e_3 kan vara korrelerad med T . Vi har:

$$E(Y|X, T) = cX + aT + E(e_3|X, T) \quad (7a)$$

Det är nu möjligt att utveckla den sista termen. I detta fall kan man visa att $E(e_3|X, T)$ blir (se Barnow m fl (1980) för vidare referenser):

$$\frac{\text{Cov}(e_1, e_2)}{\text{SD}(e_2)} \frac{f(s)(T-F(s))}{(1-F(s))(F(s))} = gL \quad (7b)$$

där Cov betecknar covarians, SD betecknar standardavvikelse, f och F betecknar normalfördelningens täthets- respektive fördelningsfunktion och s representerar $dX/\text{SD}(e_2)$.

Från (7a) och (7b) framgår att de problem som definierade vårt fjärde fall kan formuleras som ett problem med en utelämnad variabel. Vi ser vidare att denna variabel försvinner om covariansen mellan e_1 och e_2 är noll.

Det vanligaste sättet att estimeras (7a) är att använda ett tvåstegsförfarande. Först estimeras ekvationerna (4) och (5), som definierar en probit-modell.¹⁾ Detta ger oss skattningar av $d/SD(e_2)$. Med hjälp av dessa skattningar kan L beräknas för varje individ. Vi kan sedan skatta ekvation (7a) med L som en extra variabel vars koefficient blir en skattning av g . Även a blir då skattad på ett väntevärdesriktigt sätt.

Givet dessa fördelningsantaganden kan således en tämligen komplicerad form av "icke slumpmässig selektion" hanteras. Detta måste självfallet betraktas som ett värdefullt tillskott till metodarsenalen inom utvärderingsforskningen. Det kan dock vara svårt att erhålla skattningar med hög precision. Ett problem i detta sammanhang är att estimationstekniken ovan inte ger tillförlitliga skattningar av parametrarnas standardavvikelser (se bl a Greene (1981)). Detta kan dock erhållas om ekvationerna 4-6 skattas med "full-information-maximum-likelihood-metod". Då erhålls dessutom mer effektiva skattningar. (Skälet till att den tvåstegsteknik som beskrivs ovan ändå varit populär är att den kan användas inom ramen för befintliga standardpaket med statistiska metoder.)

Ett annat problem är att en betydande grad av multicollinearitet uppstår eftersom variabeln L i vårt fall ovan är en transformation av X -variablerna. Det är dock en icke-linjär transformation varför variabeln inte är linjärt beroende av X -variablerna. Det är dock i

1) Se Maddala (1977) för en pedagogisk beskrivning av probit-analys.

praktiken ofta frågan om en betydande multicollinearitet. "Idealet" är därför att ha tillgång till variabler som påverkar sannolikheten att vara programdeltagare men inte har någon inverkan på inkomsten. I så fall blir ju L en transformation även av andra variabler än de som redan ingår i den ekvation som ska skattas.

I praktiken kan det dock vara svårt att finna variabler av denna typ. Ett konkret exempel på dessa svårigheter återfinns i Cain m fl (1981) inom ramen för en studie av fackföreningarnas effekter på lönestrukturen. Under alla omständigheter torde det krävas ingående studier av beslutsprocessen på förmedlingsnivå för att modeller av denna typ ska kunna estimeras med mycket hög precision.

Man kan också ifrågasätta de normalfördelningsantaganden som metoden bygger på - det är just dessa som gör att ekvation (7) kan härledas. Den viktiga frågan blir hur känsliga resultaten är för avvikelser från dessa antaganden. Resultat från Goldberger (1980) pekar på att känsligheten är betydande. Helt nyligen har dock Lee (1982) presenterat en ansats som dels möjliggör ett test av normalfördelningsantagandet dels tillåter andra typer av fördelningar.

Under vissa omständigheter kan man dock klara sig utan dessa fördelningsantaganden. Detta gäller om man, såsom nämntes ovan, har tillgång till variabler som påverkar kursdeltagande men inte inkomsten. Det blir då möjligt att istället estimeras följande simultana system på två ekvationer:

$$Y_i = cX_i + aT_i + e_i \quad (8)$$

$$T_i = dX_i + fZ_i + u_i \quad (9)$$

där Z_i är de variabler som enbart påverkar kursdelta-
gandet. Detta system kan estimeras med traditionella
metoder för simultana system (exempelvis tvåstegs
minstakvadratmetod) även om slumptermerna e och u är
korrelerade. Några fördelningsantaganden av den typ som
nämndes ovan krävs inte för konsistenta skattningar.

4.1 Självselektionsmodeller

Så här långt har diskussionen av "selektionen" varit
tämmligen mekanisk till sin karaktär; frågeställningen
har enbart varit hur sannolikheten att tillhöra
deltagargruppen är korrelerad med olika typer av
variabler som i sin tur påverkar inkomsten. De
mekanismer, dvs vilka beslut, som givit upphov till
urvalet, har inte preciserats närmare. Det finns all
anledning att ställa frågan om de specifikationer som
preciserats ovan är konsistenta med de beslut som
givit upphov till selektionen. Det förefaller dock
som om modellerna ovan är förenliga med följande
situation: Antag att programmet kan höja inkomsten
med just a kronor (eller a procent om formuleringen
är i logaritmen av inkomsten). Antag vidare att
programadministratörerna ensamma kan avgöra vilka
som påbörjar respektive inte påbörjar programmet
ifråga. Detta betyder att individernas egna beslut
att delta eller ej helt saknar betydelse vilket i
sin tur måste betyda att man har tillgång till ett
urval av individer som alla de facto vill påbörja
programmet. Under dessa förhållanden kan
effekten av programmet estimeras från en modell
där programdeltagarna utgör experimentgrupp och de
som ville börja programmet men inte blev utvalda

utgör jämförelsegrupp. Valet bland de estimations-
tekniker som beskrevs ovan blir sedan beroende av
hur programadministratörerna gjort urvalet av del-
tagarna.

Men det är uppenbart att denna situation är ganska
ovanlig och i praktiken tvingas man använda jämförel-
segrupper som består av individer som frivilligt
valt att avstå från programmet. Om individerna
fattar sina beslut med hjälp av råd från t ex arbets-
förmedlare är här av underordnad betydelse. Det
centrala problemet är att man i många tillämpningar
tvingas använda experimentgrupper, som deltar i
programmet därför att de verkligen önskar detta, och
jämförelsegrupper som valt att avstå därför att
alternativet till programmet framstår som mer
attraktivt.

Detta problem har givit upphov till så kallade själv-
selektionsmodeller; tillämpningar finns inom åtminstone
tre områden: (1) effekten av fackföreningar på
lönestrukturen (t ex Lee 1978)), (2) effekten av
utbildning (t ex Willis och Rosen (1979) för
universitetsutbildning och Björklund och Moffitt
(1983) för arbetsmarknadsutbildning), (3) effekten
av flyttningsbeslut (t ex Holmlund (1983)). Det
centrala bidraget med dessa modeller är att man
tar hänsyn till att deltagarna valt programmet därför
att det, i vid mening, lönar sig för dem, och de
övriga, dvs jämförelsegruppen, valt att avstå därför
att detta lönar sig för dem. Detta i sin tur innebär
att de båda grupperna måste vara olika i något avseende,
annars skulle de inte ha fattat olika beslut. Medan
filosofin i äldre studier varit att försöka jämföra
personer som är "så lika som möjligt" blir uppgiften
här att formulera en modell där deltagare och icke-
deltagare är olika på ett sådant sätt att de fattar

olika beslut. De modeller som härletts från ett sådant resonemang har också visat sig kunna besvara andra intressanta frågor som är relevanta vid utvärderingar.

Utgångspunkten¹⁾ är att en person väljer att delta om inkomstillskottet från programmet överstiger kostnaderna. De senare måste då tolkas i vid bemärkelse och kan inkludera sådant som utebliven inkomst, resekostnader och eventuellt obehag av programmet. Dessa kostnader kan dock vara negativa, dvs vara olika positiva komponenter som programmet ger utöver inkomsterna. Exempel kan vara trevligare arbetsuppgifter om man väljer en utbildning eller väljer att flytta, eller de bidrag som man får om man genomgår en kurs eller väljer att flytta.

Mot denna bakgrund är det uppenbart att personer kan fatta olika beslut om de antingen kan uppnå olika inkomstillskott eller har olika kostnader för programmet. Man bör därför specificera en modell där individerna skiljer sig åt antingen vad gäller intäkter eller vad gäller kostnader av programmet (eller bådadera). Sådana skillnader mellan de individer som ingår i analysen brukar kallas heterogenitet; vi måste således specificera en modell med heterogenitet i såväl intäkterna från programmet som i kostnaderna.

Antag, till att börja med, att individ i genom att avstå från programmet kan uppnå inkomsten, Y_i , enligt följande ekvation

$$Y_i = bX_i + e_i$$

där X_i är olika karakteristika för individen (kön, ålder, erfarenhet, utbildning etc) och e_i en slumpterm med väntevärde noll.

1) Den följande framställningen bygger på Björklund och Moffitt (1983). Något annorlunda versioner återfinns i Lee (1978) och Willis och Rosen (1979).

Antag, vidare, att olika individer kan höja sin inkomst olika mycket genom att genomgå programmet. Detta kan specificeras på följande sätt:

$$a_i = dZ_i + u_i \quad (11)$$

där a_i representerar det inkomstillskott som individ i kan uppnå och Z_i ett antal mätbara variabler, som förklarar inkomstillskottets storlek, och u_i en slumpterm med väntevärde noll som är okänd för forskaren men känd för individen. De variabler som ingår i Z_i bör idealt bestämmas utifrån ekonomisk teori eller institutionell kunskap om programmets karaktär. När det gäller exempelvis arbetsmarknadsutbildning förefaller det rimligt att hävda att de som redan har låg utbildning och liten arbetsmarknadserfarenhet har mer att vinna från ett program än övriga. Vidare är det rimligt att tro att det finns individuella skillnader i de inkomstillskott som programmen kan ge, som kan representeras med slump termen u_i .

Antag vidare att det finns kostnader förknippade med programmet som kan specificeras på följande sätt:

$$gW_i + v_i \quad (12)$$

där W_i representerar olika mätbara variabler som påverkar kostnaderna¹⁾ och slump termen v_i alla omätbara sådana.

Om vi mäter kostnaderna i samma enhet som inkomsterna kan vi konstatera att individen väljer programmet om intäkterna överstiger kostnaderna dvs:

$$dZ_i + u_i > gW_i + v_i \quad (13)$$

1) Se Björklund och Moffitt (1983) och Holmlund (1983) för en konkret diskussion av vilka variabler som kan tänkas ingå i olika tillämpningar.

Om vi kombinerar dessa ekvationer erhåller vi en modell av följande slag.

$$\begin{aligned}
 Y_i &= bX_i + dZ_i + e_i + u_i \quad \text{om programmet väljs,} \\
 \text{dvs } T_i &= 1. & (14 \text{ a}) \\
 Y_i &= bX_i + e \quad \text{om programmet ej väljs, dvs } T = 0 & (14 \text{ b}) \\
 T_i^* &= dZ_i + u_i - gW_i - v_i & (14 \text{ c}) \\
 T_i &= 1 \text{ om } T_i^* > 0 & (14 \text{ d}) \\
 T_i &= 0 \text{ om } T_i^* \leq 0 & (14 \text{ e})
 \end{aligned}$$

Det är viktigt att betona att ekvationerna 14 a och 14 b beskriver den potentiella inkomst som kan erhållas om programmet väljs respektive inte väljs. Detta betyder att ekvation 14 a bara kan observeras för dem som faktiskt väljer programmet, medan 14 b bara kan observeras för de övriga.

Om slumptermerna är normalfördelade kan man visa att:

$$\begin{aligned}
 E(Y_i | X_i, Z_i, T_i^* > 0) &= bX_i + dZ_i + E(e+u | T_i^* > 0) \\
 &= bX_i + dZ_i + \frac{\text{Cov}(e+u, u-v)}{SD(u-v)} \frac{f(s_i)}{1 - F(s)} & (15) \\
 \text{där } s_i &= \frac{-dZ_i + gW_i}{SD(u-v)}
 \end{aligned}$$

Ett motsvarande uttryck kan erhållas för 14 b. Båda dessa ekvationer kan för övrigt estimeras på ett likartat sätt som ekvation (7a) ovan.

En modell av denna typ har ur ekonomisk synvinkel flera intressanta egenskaper. Av störst intresse är kanske innebörden av "effekt på inkomsten" i denna modell. Enligt (11) ovan är effekten på inkomsten "heterogen" dvs olika stor för olika personer. Eftersom slump termen u_i inte är observerbar kan man inte beräkna effekten för varje person.

Det genomsnittliga inkomstillskottet för deltagarna blir

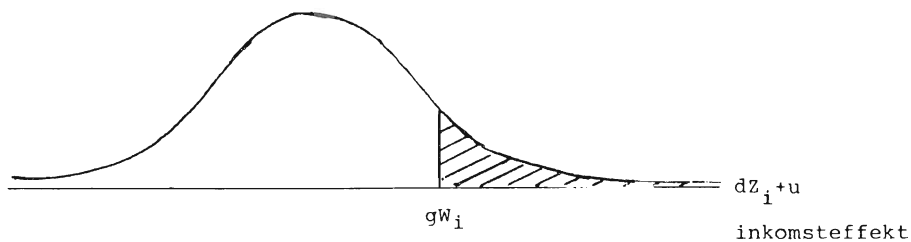
$$E(dZ_i + u_i | T_i^* > 0) = E(dZ_i + u_i | u_i - v_i > -dZ_i + gw_i) = \quad (16)$$

$$dZ_i + \frac{\text{Cov}(u, u-v)}{\text{SD}(u-v)} \frac{f(s)}{1-F(s)}$$

där s har samma innebörd som ovan och f respektive F är täthets- respektive fördelningsfunktioner för normalfördelningen. Således är effektens storlek beroende av Z_i , dvs olika för olika grupper. Detta är i sig en värdefull egenskap som denna modell har. Man kan exempelvis testa om effekterna är större (eller mindre) för olika grupper såsom invandrare, handikappade, lågutbildade eller dylikt.

En mer viktigt i denna modell är att den genomsnittliga effekten för dem som deltar i programmet skiljer sig från effekten för marginella nya deltagare. Även om den genomsnittliga effekten är positiv behöver det inte vara lönsamt att locka in nya deltagare i programmet eftersom modellen implicerar en avtagande avkastning vad gäller programmets inkomsteffekter. Detta kan illustreras med Figur 1.

Figur 1



Om vi för illustrationens skull bortser från slump termen v_i bland kostnaderna så inser man från villkoret (13) att programdeltagarna kommer att befinna sig i det skuggade området. Om man däremot skulle utvidga programmet genom att, i fallet med arbetsmarknadsutbildning, exempelvis höja utbildningsbidragen (sänka kostnaderna) skulle man locka till sig deltagare, vars inkomstillskott ligger just vänster om gW_i i figuren. Även om den genomsnittliga effekten (i det skuggade området) är positiv behöver därför inte de nya deltagarna göra inkomstvinster av programmet. På motsvarande sätt kan man simulera effekten av sänkta utbildningsbidrag (höjda kostnader). En intressant fråga blir då självfallet om de personer som avskräcks från att delta skulle ha kunnat höja sina inkomster med hjälp av utbildningen.

Det är också viktigt att notera att det är termen u dvs förekomsten av en "icke observerbar heterogenitet" som ger modellen denna egenskap med avtagande avkastning.

Man kan också beräkna ett annat mått på programmets effekt från denna modell. Eftersom både intäkter och kostnader finns specificerade i modellen kan också "nettovinsten", dvs inkomstillskott minus kostnader, beräknas. I denna modell blir nettovinsten för en viss individ

$$dZ_i + u_i - fW_i - v_i \quad (17)$$

För personer som deltagit i programmet, dvs har positiva nettovinster, blir den förväntade vinsten

$$E(dZ_i + u_i - gW_i - v_i | u_i - v_i > -dZ_i + gW_i) = dZ_i - gW_i + SD(u-v) \frac{f(s)}{1-F(s)} \quad (18)$$

Det framgår att (18) sammanfaller med (16) i det speciella fall då det inte existerar några kostnader, dvs individerna fattar sina beslut enbart på basis av programmets effekt på inkomsterna.

"Nettovinsten" kan också ges en intressant ekonomisk tolkning. Som framgår av modellspecifikationen (14a-14e) ovan är en individ indifferent till programmet om nettovinsten är noll. Därför mäter nettovinsten det extra inkomstillskott från programmet som erhålls utöver vad som skulle behövas för att locka till deltagande i programmet. Ett annat sätt att uttrycka detta är att säga att det är den summa med vilken deltagarnas inkomst kan reduceras utan att välfärdsnivån blir lägre än den skulle ha varit utan programmet. Detta är helt enkelt vad som inom cost-benefit-litteraturen brukar kallas "compensating variation" eller ett mått på betalningsviljan för programmet. Måttet sammanfattar såväl det monetära som det icke-monetära utbytet av programmen.

Om kostnaderna är positiva (negativa) blir självfallet "betalningsviljan" lägre (högre) än inkomstillskottet.

Denna självselektionsmodell har estimerats av Björklund och Moffitt (1983) i en studie om arbetsmarknadsutbildningen på data från levnadsnivåundersökningarna. Det bör dock betonas att resultaten är mycket osäkra eftersom det ännu bara varit möjligt att tillämpa modellen på ett mindre delurval från materialet. Studien bör därför främst ses som en metodologisk illustration men det har ändå ett visst värde att begrunda de resultat som kan erhållas från en sådan modell.

Den beroende variabeln var logaritmen av lönen varför resultaten kan tolkas i termer av procentuella effekter på lönen. Kursdeltagarna erhöll i genomsnitt en löneökning på nära 11 procent tack vare utbildningen. Denna

effekt var större för unga, oerfarna, lågutbildade och för kvinnor.¹⁾ För 20-åringar med nio års skolutbildning och två års arbetserfarenhet var effekten nästan dubbelt så stor.

Effekten för marginella nya deltagare ser dock helt annorlunda ut. Om man skulle höja exempelvis utbildningsbidragen och locka nya deltagare skulle dessa (i genomsnitt) försämra sina löner. Detta beror på att de marginella deltagarna skulle lockas att delta inte på grund av de löneökningar som utbildningen kan ge utan på grund av de icke-monetära fördelarna. Vilka dessa är kan studien tyvärr inte ge svar på, vilket gör resultaten något svårtolkade.²⁾

Den stora skillnaden mellan den genomsnittliga effekten och den marginella effekten är dock central ur policy-synvinkel.³⁾

Slutligen kan nämnas att "välfärdsvinsten" för programdeltagare är större än lönevinsten, vilket beror på att de estimerade kostnaderna är negativa. Innebörden av detta är att värdet av kurserna är större än vad lönevinsterna motsvarar.

Sammanfattningsvis förefaller de olika selektionsmodeller som presenterats i detta avsnitt utgöra konstruktiva ansatser för att hantera några av de brister som äldre svenska studier varit förknippade med. Trots detta åter-

1) Dvs dessa var Z-variablerna i termer av modellen ovan. Det bör dock betonas att endast ålder och utbildning var signifikant skilda från noll.

2) Rent modelltekniskt beror dessa resultat på att qW_i i figur 1 är negativ, dvs kostnaderna är i genomsnitt negativa.

3) Rent modelltekniskt beror denna skillnad på att löneeffekterna är "heterogena" dvs termen u_i har en klart signifikant positiv standardavvikelse. Eftersom tidigare studier inte beaktat detta måste resultaten från dessa tolkas med stor försiktighet.

står åtskilliga brister som kräver fortsatt forskning av såväl ekonomisk som statistisk natur.

Ett första problem har redan indirekt antytts. De selektionsmodeller som presenterades i första delen av avsnittet föreföll i första hand passa för situationer där fördelningen på experiment- och jämförelsegrupp görs "exogent" av programadministratörerna. Självselektionsmodellen i det andra avsnittet förutsätter å andra sidan att fördelningen görs "endogent" genom den enskildes eget beslut. Den första ansatsen tycks därför främst passa för situationer där såväl experiment- som kontrollgrupp är villiga att delta i programmet medan den andra ansatsen främst passar då båda grupperna har fritt tillträde till programmet.¹⁾

Om man har en kontrollgrupp som består både av personer som vill men inte tillåts delta och personer som frivilligt avstått är dock någon form av utvidgning av ansatserna ovan högst angelägen.

Ett annat problem är att själv-selektionsmodellen ovan förutsätter att individen kan förutse effekten av programmet med full säkerhet. Huruvida detta är en allvarlig förenkling är svårt att säga. En utvidgning av modellen så att osäkerhet vid beslutssituationen introduceras förefaller dock viktig.

Inom arbetsmarknadspolitiken är det ofta av stort intresse att utvärdera olika program mot varandra, exem-

1) Detta måste dock nyanteras något. Först och främst är det viktigt att påpeka att kravet är att de som verkligen vill delta har tillträde till programmet. Om de som ändå inte skulle vilja delta är ointressant. Vidare kan man hävda att det räcker att de som ingår i kontrollgruppen kan bli behöriga genom att i vissa fall enbart anmäla sig till arbetsförmedlingen eller i andra fall t o m säga upp sig från sina tidigare arbeten. Då måste dock även kostnaderna för att bli behörig inkluderas bland modellens kostnader.

pelvis arbetsmarknadsutbildning mot beredskapsarbeten eller olika typer av kurser mot varandra. I synnerhet är det rimligt att tro att olika typer av program lämpar sig olika väl för olika grupper. Mycket talar för att detta är de mest centrala avvägningsproblemen inom arbetsmarknadspolitiken. En stor utmaning är därför att utvidga analysen i denna riktning.

Detta betyder att modellerna ovan måste utvidgas till att bli ett val mellan mer än två alternativ. Detta torde vara fullt möjligt även om estimationsproblemen rent programmeringstekniskt blir svårare.

Slutligen måste betonas att estimationsproblemen är stora och i huvudsak av samma karaktär som de diskuterades ovan. Flera studier har också rapporterat att skattningarna ofta har låg precision och är känsliga för valet av estimationsmetod liksom för små förändringar i modellspecifikationen (t ex Mallar (1978), Cain m fl (1981) och Björklund och Moffitt (1983)).

5. PANELDATA

I ett avseende är det självklart att panel-data behövs för effektmätningar av arbetsmarknadspolitiska åtgärder. Effekterna som sådana kan nämligen kvarstå under en längre tidsperiod - i extrema fall kanske rentav under individens hela resterande aktiva yrkestid. Därför behövs data som följer upp individens arbetsmarknadsutveckling under lång tid.

Men detta är inte främsta skälet till det stora intresset för paneldata i utländska studier av effekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder. (För amerikanska studier baserade på paneldata se t ex Ashenfelter (1978), Kiefer (1979), Congressional Budget Office (1982), Bassi (1983). En engelsk

studie är Nickell (1982).) Den främsta anledningen är i stället att tillgången till data på exempelvis inkomster eller lönenivåer både före och efter åtgärden ifråga ger ökade möjligheter att kontrollera för skillnader mellan de båda grupper som effektmätningen baseras på. För att illustrera detta kan det vara skäl att återgå till specifikationen (1) ovan. Skälet till att X-variablerna återfinns i ekvationen är självfallet att de båda grupperna kan skilja sig åt vad gäller ett antal bakgrundsvariabler som kan vara viktiga bestämningsfaktorer för inkomsterna; det är alltså normalt frågan om mer eller mindre goda proxy-variabler för individens produktivitet. Men det är också uppenbart att det bara är möjligt att inkludera mätbara och observerade variabler i X. Många centrala variabler som påverkar inkomsten och är korrelerade med programdeltagande är ofta inte tillgängliga och ibland kanske rentav omöjliga att kvantifiera. Exempel på sådana variabler kan vara medfödd begåvning och ambition. Att många viktiga variabler har utelämnats i ekvationer av typ (1) ovan framgår också av att förklaringsvärdet (R^2) ofta är lågt (0.20-0.30 är vanliga värden¹⁾).

Tillgången till paneldata ger en möjlighet att kontrollera även för icke mätbara variabler av en viss typ. För att illustrera detta tidsdaterar vi variablerna ovan så att t betyder en tidsperiod efter programmets genomförande och s en tidsperiod före. Vi får då:

$$Y_{it} = bX_{it} + aT_i + e_{it} \quad (19)$$

$$Y_{is} = bX_{is} + e_{is} \quad (20)$$

1) Detta är också vanliga värden i traditionella inkomst- och löneekvationer baserade på individdata.

Skälet till att aT inte återfinns i (20) är att termen representerar den verkliga effekten av programmet.¹⁾ Slumptermerna e_{it} och e_{is} fångar nu upp alla utelämnade variabler vid tidpunkterna t respektive s . Dessa kan i sin tur dekomponeras i två termer, nämligen en permanent komponent som är konstant över tiden, v_i , och en tillfällig, u_{it} respektive u_{is} :

$$e_{it} = v_i + u_{it} \quad (21)$$

$$e_{is} = v_i + u_{is} \quad (22)$$

Den permanenta slump termen v_i , kan här tänkas representera utelämnade variabler av typen medfödd begåvning och ambition vars inverkan på inkomsten är konstant över den tidsperiod som analysen omfattar. Självfallet är risken stor att sådana variabler är korrelerade med T . Den andra komponenten får fånga upp mer tillfälliga faktorer.

Genom att kombinera (19-22) kan vi formulera följande ekvation i differensform:²⁾

$$\Delta Y_i = b \Delta X_i + aT_i + (u_{it} - u_{is}) \quad (23)$$

I den här formuleringen kan inte längre a fånga upp effekten av utelämnade variabler vars inverkan på inkomsten är konstant över tiden; man kan således "kontrollera" för icke mätbara variabler. Det kan dock fortfarande vara problem om den nya slump termen $(u_{it} - u_{is})$ är korrelerad med T_i . Mer om detta nedan.

-
- 1) För enkelhetens skull antas koefficienterna b vara konstanta över tiden. Detta är dock inte nödvändigt för den följande framställningen. (Se t ex Holmlund (1983).)
 - 2) Om inkomstdata för flera än två tidsperioder föreligger kan en mer generell formulering användas (se t ex Kiefer (1979) och Nickell (1982)). Det kan då också framstå som viktigt att tillåta u_{it} och u_{is} att vara korrelerade. (Se Nickell 1981)

De flesta tillämpningar som gjorts med denna ansats (eller någon form av generalisering av den) pekar på att utelämnade variabler av denna typ är mycket viktiga i de databaser som man normalt har att tillgå i dessa sammanhang. Skillnaderna i resultat då a skattas från nivåekvationer som (1) jämfört med differensformen (23) är ofta påtagliga.¹⁾

Att den "kontrollmöjlighet" som paneldata erbjuder bedöms som viktig framgår också av att det amerikanska arbetsmarknadsdepartementet byggt upp en databas just med sikte på denna modellformulering. Denna databas - The Continuous Longitudinal Manpower Survey - innehåller för det första inkomstuppgifter för dem som genomgått det så kallade CETA-programmet, en slags kombination av arbetsmarknadsutbildning och beredskapsarbete.²⁾ Inkomstuppgifter finns för såväl åtskilliga år före programmet som efter detsamma. Dessutom har motsvarande uppgifter insamlats för en jämförelsegrupp som hämtats från urvalet till den amerikanska arbetskraftsundersökningen. Dessa inkomstuppgifter har också kompletterats med vissa variabler som beskriver olika personliga karaktäristika såsom kön, ålder, civilstånd etc.

Efter denna enkla introduktion av den metodansats som paneldata möjliggör infinner sig två frågor. För det första kan man fråga sig om ansatsen innebär ett tillskott i förhållande till de metoder som de tidigare svenska studierna baserades på. För det andra kan man fråga sig hur ansatsen med paneldata förhåller sig till de selektions-metoder som beskrevs i avsnitt 4. Elimineras paneldata behovet av dessa metoder eller ej?

1) Se t ex Kiefer (1979) och Bassi (1983) för tillämpningar på arbetsmarknadsutbildning. Se även Björklund (1981) för tillämpning på arbetslöshet. En mycket ingående analys av paneldatas användbarhet återfinns i Chamberlain (1982).

2) Se Congressional Budget Office (1982) och Bassi (1983).

Allt talar för att den kontrollmöjlighet som panel-data erbjuder i många tillämpningar är mycket värdefull och innebär en förbättring i förhållande till tidigare studier. I praktiken kan det dock vara svårt att verkligen utnyttja denna möjlighet.

Ett första problem är att bortfallet av observationer ofta blir stort då information om samma individ för flera tidsperioder krävs; om informationen bara föreligger för en enstaka tidsperiod blir observationen ifråga oanvändbar.

Sådant bortfall kan under vissa förhållanden leda till att skattningarna får en bias. I och för sig har under senare år olika tekniker utvecklats för att såväl testa som korrigera för den bias som då kan uppstå¹⁾ men det är svårt att bedöma hur tillförlitliga dessa metoder är. För vissa grupper kan det t o m vara logiskt omöjligt att erhålla information om inkomster eller löner för tiden före programmet. Detta gäller för dem som kommer direkt från en längre skolutbildning dvs främst ungdomar. Även för kvinnor som under längre perioder står utanför arbetsmarknaden kan det vara svårt att tillämpa metoden på ett meningsfullt sätt.

Ett andra problem är att mätfel i variablerna kan bli allvarigare när analysen baseras på differenser i stället för nivåer. För att mätfel skall uppstå i variabler som utgör differenser räcker det självfallet att mätfel föreligger vid en av tidpunkterna. Mätfel i den beroende variabeln, vanligen inkomster eller löner, leder i och för sig inte till

1) Olika tekniker för att hantera detta problem återfinns i Heckman (1979), Olsen (1980) och Hausman and Wise (1979). Se också Stromsdorfer and Farkas (1980). För en svensk tillämpning av Heckmans metod se Björklund (1981). Denna teknik har stora likheter med de tekniker för selektions-modeller som presenterades ovan i avsnitt 4.

skattningar med bias men ökar residualvariansen och därför erhålls lägre precision i skattningarna. Mätfel i de oberoende variablerna kan dock förväntas vara allvarligare i dessa sammanhang. Standardresultatet från analysen av mätfel inom ekonometrin är att mätfel i en oberoende variabel leder till en bias i koefficienterna som är proportionell mot kvoten mellan mätfelets varians och summan av mätfelets varians och variabelns populationsvariens. Det finns starka skäl att tro att denna bias blir större vid skattningar av modeller i differensform, dels på grund av större mätfel, dels på grund av lägre populationsvariens (se också Ashenfelter och Solon (1982)).

Ett tredje problem att verkligen utnyttja den möjlighet som paneldata erbjuder är mer specifikt för just arbetsmarknadspolitiska åtgärder. Programdeltagarna befinner sig oftast omedelbart före programmet i en svår situation på arbetsmarknaden. Det betyder att såväl inkomst- som lönenivåer (i den mån sådana data överhuvudtaget föreligger) inte återspeglar individernas långsiktiga situation. Man brukar ibland tala om ett "dip-problem", dvs programdeltagarna har en tillfällig nedgång i inkomsten före programmets start. Förekomsten av en sådan nedgång framgår tydligt i Kiefer (1979) och Ashenfelter (1978). I termer av ekvation (23) kan programdeltagarna ha ett kraftigt negativt värde på u_{is} . Om jämförelsegruppen inte drabbats av samma nedgång kan därför alltför hög inkomstökning noteras för programdeltagarna och därmed också en överskattning av den verkliga effekten.

Ett sätt att kringgå detta program och ändå utnyttja paneldatas fördelar är att välja en tidsperiod som

ligger längre tillbaka i tiden, kanske ett par år.¹⁾ Men även detta förfarande kan diskuteras. Svårigheten här ligger nämligen i att veta om nedgången är temporär eller permanent. Om nedgången är permanent är det självfallet korrekt att utnyttja ekvation (23). Om nedgången enbart är tillfällig kan problemet lösas genom att välja en tidsperiod längre tillbaka i tiden.

Men i praktiken kan det vara svårt att veta vilket som är fallet och oftast kanske det handlar om en kombination av tillfällig och permanent nedgång. Den enda rimliga ansatsen till detta problem måste vara att insamla information om karaktären av de "störningar" på arbetsmarknaden som givit upphov till nedgången i inkomster. Det kan här handla om arbetslöshet till följd av företagsnedläggningar eller till följd av några års frånvaro från arbetsmarknaden. Genom att operationalisera sådan information kan man kontrollera även för sådana variabler inom ramen för ansatser som ekvation (1) eller ekvation (23) representerar. Även detta innebär att longitudinella data behövs. "Dip-problemet" understryker således behovet av noggrann information om individernas arbetsmarknadshistoria.

Det kan här finnas skäl att göra en kort utveckling i vår diskussion och återknyta till den metod och databas som användes i Dahlströms studie av arbetsmarknadsutbildningen och i studien av rörlighetsbidrag. Kontrollgruppen valdes i dessa studier bland personer som var arbetslösa men ej omfattades av åtgärderna. Fördelen med detta förfarande är att kontrollgruppen bör ha drabbats av någorlunda likartade störningar som programdeltagarna. Denna teknik kan självfallet ses som en metod att hantera "dip-problemet". Fortfarande kan man dock

1) Det förefaller som om Bassi (1983) gjort så.

ifrågasätta om programdeltagare och övriga arbetslösa drabbats av lika allvarliga störningar. Det kan därför finnas skäl att, precis som i Dahlströms studie, kontrollera även för andra faktorer med hjälp av regressionsanalys.

Ibland drivs dock denna idé att jämföra grupper som är så lika som möjligt ännu längre. Tekniken kallas då omväxlande för "matchning" eller "tvillingansats". Tanken är att jämföra personer som är så lika som möjligt för att kunna renodla den verkliga effekten av programmet. Hedström (1980) har exempelvis tillämpat en renodlad "tvillingansats" vid en studie av förtidspensioneringens effekter.

Denna ansats är tilltalande inte minst genom sin enkelhet. Det bör dock framhåvas att matchningsförfarandet inte är någon självklar löning på problemen och dessutom har begränsningar.

Antag exempelvis att det är möjligt att jämföra programdeltagare med ett slumpmässigt urval ur hela den övriga befolkningen. Matchningstekniken innebär då att man väljer ut de individer ur den övriga befolkningen som, enligt vissa kriterier, har samma egenskaper som programdeltagarna. Sedan studerar man skillnaden mellan deltagargruppen och den "matchande" jämförelsegruppen.

Det är uppenbart att sådan matchning enbart kan göras med avseende på observerade variabler. Men sådana variabler kan man också kontrollera för med hjälp av regressionsanalys baserad på hela befolkningen (se t ex Bassi (1983)). Frågan uppstår då vilken teknik eller metod som är bäst?

En fördel med matchningstekniken förefaller vara att man slipper göra antaganden om funktionsform. Mot denna fördel står dock flera begränsningar. En begränsning är att man aldrig kan göra grupperna helt identiska. När det gäller kontinuerliga variabler är det omöjligt att finna individer som är helt identiska. Däremot är det lätt att hantera kontinuerliga variabler inom ramen för en regressionsansats.

Det är heller inte möjligt att med matchning kontrollera för omätbara (över tiden konstanta) variabler så som är möjligt med paneldata. Däremot kan matchning möjligen kombineras med panelansatsen som beskrevs ovan.

En allvarlig begränsning ligger också däri att matchning inte kan lösa de selektionsproblem som diskuterades i avsnitt 4.

Efter denna utveckling om matchning övergår vi till frågan om paneldata eliminerar behovet av de selektionsmetoder som diskuterades i avsnitt 4. Under vissa förhållanden kan så vara fallet. När det gäller den selektionsmodell som presenterades i avsnittets första del framgick att selektions-bias uppstår då slumptermerna i valfunktionen (4) och i den inkomstekvation (6), som står i centrum för intresset, är korrelerade. Om således valet av deltagare baseras på omätbara faktorer som är relativt konstanta över tiden (såsom begåvning och ambition),¹⁾ så elimineras den selektionsbias som skulle ha uppstått om inkomstekvationen skulle ha estimerats med vanlig minsta-kvadrat-metod. Om däremot valet av deltagare baseras på mer tillfälliga faktorer som bestämmer inkomsten före programmets start²⁾ kan man rentav få sämre skattningar om en differensekvation används.

1) Dvs slump termen v_i ovan.

2) Dvs slump termen u_{is} .

Men inte ens i det gynnsamma fallet är det självklart att differensekvationen bör väljas. Man kan nämligen också kontrollera för konstanta uteblivna variabler med en selektionsmodell. Det gäller då att göra en avvägning mellan de problem som en differensekvation skapar och de svagheter som de idag tillgängliga selektionsmodellerna har. Det är självfallet också möjligt - och mycket vanligt - att kombinera de båda ansatserna.

När det gäller självselektionsmodellen i avsnitt 4.1 är det mer uppenbart att en omformulering av inkomstekvationen till differensform inte kan eliminera behovet av en fullständig självselektionsmodell. För det första leder, vad som kallades, heterogenitet i inkomsttillskotten från programmet automatiskt till selektions-bias om inkomstekvationen i differensform skattas med vanlig minsta-kvadrat-metod.¹⁾ För det andra krävs skattningarna från valekvationen för att uttrycket för betalningsviljan för programmet skall kunna erhållas.

Sammanfattningsvis blir bedömningen att data om individernas arbetsmarknadshistoria är viktiga som kontrollvariabler vid utvärderingsstudier. Huruvida den konkreta teknik som går ut på att estimerar differensekvationer i stället för nivåekvationer bör användas är dock en svår bedömningsfråga vars svar sannolikt är olika vid olika tillämpningar.

1) Detta framgår av att slump termen u_i återfinns i såväl inkomstekvationen för deltagare som valekvationen 14 a-e.

6. BEHOVET AV EXPERIMENT

Trots att betydande framsteg gjorts inom utvärderingsforskningen under senare år återstår många problem att lösa. En naturlig fråga är i vilken utsträckning dessa problem skulle kunna lösas genom experiment av olika slag. Experiment har ju länge framhållits som den "ideala" lösningen i dessa sammanhang.

Atminstone två av de problem som diskuterats ovan skulle kunna lösas (eller reduceras) med experimentverksamhet. Med experiment menas då en situation där forskare kan styra principerna för vilka som får del av programmet och vilka som inte får det.

För det första skulle en slumpmässig fördelning på experiment- och jämförelsegrupp kunna eliminera behovet av de selektionsmodeller som diskuterades ovan. Detta vore självfallet en fördel eftersom dessa modeller ställer krav på ganska speciella fördelningsantaganden.¹⁾

Men problemet är att det kan vara svårt att uppnå en sådan situation. Man kan ju aldrig tvinga någon att delta. När det gäller program som arbetsmarknadsutbildning, beredskapsarbeten och flyttningsbidrag är det därför troligt att många som blivit "utvalda" till deltagare helt enkelt skulle vägra. I en sådan situation skulle man få tre grupper att analysera: (1) de som blivit utvalda och ställer upp på programmet, (2) de som blivit utvalda men vägrar delta och (3) de som ej blivit utvalda (varav somliga säkert skulle vilja delta och somliga inte).

1) Helt slumpmässig fördelning är som nämndes ovan inte nödvändigt för att slippa fördelningsantaganden. Det räcker att fördelningen antingen är gjord på basis av någon variabel som inte påverkar inkomsten, eller på basis av kvantifierbara variabler. Även sådan fördelning kan självfallet åstadkommas med kontrollerad experimentverksamhet.

En modell för att hantera en sådan situation presenteras kortfattat av Maddala (1983), dock utan någon empirisk tillämpning. Även denna modell innehåller självfallet ett moment av självselektion, varför man tvingas dra slutsatsen att experimentmöjligheten inte nödvändigtvis eliminerar de problem som diskuterades i avsnitt 4.

I ett fall vet man dock att detta problem inte kan uppstå, nämligen vid experiment med intensifierad förmedlingsverksamhet (se Delander (1978)). Här kan man nämligen göra urvalet bland dem som ansöker om ett visst program.

I princip vore det sannolikt möjligt att göra slumpmässiga eller kontrollerade urval även bland sökande till exempelvis arbetsmarknadsutbildning i sådana situationer där alla sökande inte kan beredas plats. Det är då möjligt att estimerar den genomsnittliga effekten av programmet för deltagarna. Det är dock inte troligt att effekten för marginella nya deltagare eller "betalningsviljan" för programmet kan estimeras såsom var fallet med självselektionsmodellen ovan.

Ett annat problem med ansatserna ovan har inte diskuterats närmare ännu. Det gäller så kallade displacement-effekter, dvs att deltagarna kan ha fått arbete och inkomstökningar på bekostnad av andra grupper. Vissa typer av experiment skulle kunna eliminera eller åtminstone reducera sådana effekter.

När det gäller program av typen intensifierad förmedlingsverksamhet, arbetsmarknadsutbildning och olika typer av beredskapsarbeten är det troligt att sådana effekter till största delen är lokala till sin karaktär. Det troliga är att programdeltagarna i första hand "tränger ut" andra personer på samma lokala arbetsmarknad.

Ett sätt att undvika detta är att välja hela orter (eller lokala arbetsmarknader) som "experimentgrupper". Utvecklingen på dessa orter kan sedan jämföras med andra orter eller rentav hela den övriga ekonomin. En mycket ingående beskrivning av ett sådant experimentförslag återfinns i Bishop m fl (1980).¹⁾ Problemet även i detta sammanhang är att det kan vara svårt att särskilja "effekten" från alla andra förändringar som inträffar på de olika orterna. I termer av de statistiska modellerna ovan får man lätt mycket hög residualvarians. Det bästa botemedlet mot detta är troligen att välja många orter som experimentorter och helst också variera "dosens" storlek mellan orterna.

Sammanfattningsvis förefaller kontrollerade experiment "i princip" vara en lösning på vissa av de problem som diskuterats i föregående avsnitt. Det kan dock i praktiken vara svårt att konstruera bra experiment. En inventering av konkreta experimentidéer med tillhörande statistisk metodik förefaller dock vara en god projektidé för EFA. Sannolikt måste en sådan göras i nära samverkan mellan forskare och arbetsmarknadsmyndigheter.

7. SAMMANFATTNING OCH SLUTSATSER

I den här uppsatsen har de metoder som användes i de svenska utvärderingsstudierna från början av 1970-talet konfronterats med de metoder som under senare år använts i utländska - främst amerikanska - studier. Det råder ingen tvekan om att senare års forskning givit ökad förståelse för flera av de metodproblem

1) En ingående analys av displacement-effekter återfinns också i Johnsson (1979). Johnssons analys förefaller dock mera syfta till att precisera de faktorer som är viktiga för effekternas storlek och karaktär än till att utveckla en metod för att estimeras effekternas omfattning.

som utvärderingar är förknippade med. Det är också troligt att de konkreta metoder som utvecklats är överlägsna dem som stod till buds i början av 1970-talet. Härav följer tyvärr inte att det idag är möjligt att genomföra studier som med hög - eller ens någorlunda rimlig - precision kan skatta effekten av exempelvis arbetsmarknadsutbildning på kursdeltagarnas framtida inkomster. Ett genomgående drag i de studier som refererats ovan är att precisionen i skattningarna är låg och att resultaten är mycket känsliga för små förändringar i modellernas specifikation. Likaså tycks resultaten vara känsliga för valet av statistisk estimationsteknik.

Det är därför uppenbart att det behövs ett omfattande arbete på åtskilliga områden för att ytterligare framsteg skall kunna nås. Diskussionen i denna uppsats har pekat på åtminstone fyra viktiga områden för den framtida utvärderingsforskningen.

För det första behövs forskning inom grundläggande arbetsmarknadsteori. De studier som gjorts under senare år har gjorts inom ramen för en grundläggande ansats som säkert många ekonomer finner otillfredsställande. Denna ansats har varit att jämföra kursdeltagare och ickekursdeltagare; man har därför dragit slutsatser om kursdeltagarnas inkomstutveckling om kursen ej kommit till stånd från information om någon jämförelsegrupp som ej genomgått kursen.¹⁾ Detta betyder att man bortser från indirekta effekter av olika slag, t ex att kursdeltagarnas eventuella inkomstökning uppnåtts på bekostnad av andra grupper. För att komma vidare på detta område krävs otvivelaktigt att man utvecklar någon form av "marknadsmodeller" som lämpar sig för dessa frågeställningar. Inom arbetsmarknadsforskningen finns tyvärr alltför

1) Även den motsatta jämförelsen har gjorts; dvs man har dragit slutsatser om vad potentiella nya kursdeltagare skulle vinna på att gå kursen från information om kursdeltagarnas utveckling.

lite av sådana ansatser; de enda som finns (t ex Holmlund (1980) och Heikensten (1983)) fokuserar på andra problemställningar än de som behandlats ovan.

Ett andra viktigt område gäller statistisk estimationsteknik. De ekonomiska modeller som använts under senare år - typexemplet är här de så kallade självselektionsmodellerna - ställer tveklöst krav på mer komplicerade statistiska tekniker än vad de mycket enkla modeller som användes i de första svenska studierna gör. Men, som framgått ovan, är det mycket oklart exakt vilka tekniker som bör användas och olika tekniker för estimation har ofta givit mycket olika resultat.

Ett tredje viktigt område för ingående studier är beslutsprocessen på förmedlingsnivå vad gäller urvalet av programdeltagare bland de sökande. Det har framgått vid genomgången av olika metoder att det är önskvärt att urvalskriterierna kan operationaliseras så mycket som möjligt. Det vore självfallet också, ur forskningssynvinkel, värdefullt om man ibland, t ex på vissa orter eller för vissa kurser, kunde förenkla urvalskriterierna så att en experimentsituation kan erhållas. Bäst vore i så fall om man kunde lotta ut platserna bland de sökande på vissa kurser. Det är dock inte helt nödvändigt att ge alla sökande samma "vinstchans" i lotteriet. Även om personer med olika mätbara karakteristika tilldelas olika vinstchanser vore mycket vunnet ur forskningssynvinkel.

Slutligen måste utvärderingsforskningen få tillgång till bättre databaser än vad som hittills varit fallet. Ett nödvändigt villkor för tillfredsställande utvärderingsstudier är tillgång till panel-data, dvs data för enskilda individer över längre tidsperioder. För det första måste information insamlas om inkomst- eller sysselsättningsutvecklingen under

en längre tid efter programmet ifråga. För det andra är det också önskvärt med information om arbetsmarknadsutvecklingen under en relativt lång period före programmet. Skälet till detta är att sådan information krävs för att prognosticera vilken inkomstutveckling som programdeltagarna skulle ha haft om programmet inte kommit till stånd. I praktiken har programdeltagarna ofta haft en mycket speciell arbetsmarknads-situation; somliga har drabbats av företagsnedläggningar medan andra kanske återgått till arbetsmarknaden efter en längre tids förvärvsavbrott. Det är normalt mycket svårt att finna jämförelsegrupper som är identiska i sådana avseenden. Den bästa ansatsen förefaller därför vara att "kontrollera" för variabler av typ arbetslöshet och andra förvärvsavbrott. Men detta ställer krav på mycket detaljerad information om individernas "arbetsmarknadshistoria".

I Sverige har, inom ramen för det så kallade "Levnads-nivåprojektet" vid Institutet för Social Forskning, en värdefull panel-databas utvecklats. Denna har under senare år använts allt flitigare för vad som inom EFA brukar kallas forskning om arbetsmarknadens funktionssätt; exempel är studier av inkomstfördelningens bestämningsfaktorer (Blomquist (1981)), arbetskraftsutbudet (Blomquist (1983)), jämställdhetsfrågor (Gustafsson och Leighton (1982)), effekter av arbetslöshet (Björklund (1981,1983)), effekter av geografisk rörlighet (Holmlund (1983)), sambandet mellan arbetsmiljö och löner (Duncan och Holmlund (1983)) m m. Helt nyligen har denna databas också kompletterats med registerinformation om arbetsmarknadsutbildning; under perioden 1976-1981 påbörjade 470 av de cirka 6 500 personer som ingår i materialet någon kurs. Denna databas kommer därför att bli användbar även för utvärderingsstudier.

Men det är viktigt att understryka att Levnadsnivåundersökningen i sin nuvarande form inte täcker alla behov vare sig för arbetsmarknadsforskningen i allmänhet eller för utvärderingen av olika individinriktade program. En brist är att informationen om individernas "arbetsmarknadshistoria" är bristfällig, något som dock kan rättas till både genom fler frågor och mer registerinformation. Det är också uppenbart att databasen är alldeles för liten för jämförelser mellan detaljerade kurstyper. Likaså är det inte möjligt att analysera effekten av program som enbart berör ett mindre antal individer. För sådana syften framstår därför den typ av databaser som det amerikanska arbetsmarknadsdepartementet tagit initiativ till som den bästa lösningen.

Även i ett helt annat avseende är den amerikanska satsningen på paneldatabaser tänkvärd. Tillgången till sådana¹⁾ - liksom till data från ett flertal experiment av olika skattesystem - har utgjort en mycket kraftig stimulans till såväl statistisk metodutveckling som allmän teoriutveckling på arbetsmarknadsområdet.²⁾ En rimlig prognos är att en liknande satsning i vårt land skulle innebära en välbehövlig injektion också för svensk arbetsmarknadsforskning.

1) Se t ex Ashenfelter och Solon (1982).

2) Se t ex Stromsdorfer och Farkas (1980).

Referenser

- Ashenfelter, O, och G Solon (1982) "Longitudinal labor market data: sources, uses and limitations". Working Paper nr 155, Industrial Relations Section, Princeton University.
- Ashenfelter, O (1978) "Estimating the effect of training programs on earnings". Review of Economics and Statistics (February 1978), 47-57.
- Barnow, B, G Cain and A Goldberger (1980) "Issues in the analysis of selection bias". In Evaluation Studies Review Annual, edited by E Stromsdorfer and G Parkas, Vol 5, Beverly Hills: Sage, 1980.
- Bassi, L (1983) "The effect of CETA on the post-program earnings of participants". Journal of Human Resources, under publicering.
- Bishop, J, G Farkas, M Keeley, E Munson och P Robins (1980), "A research design to study the labor market effects of the employment opportunity pilot projects" i E Stromsdorfer och G Farkas op.cit.
- Björklund, A (1981) "Studies in the dynamics of Unemployment", Stockholm, Ekonomiska Forskningsinstitutet.
- Björklund, A (1983) "Unemployment and mental health - some evidence from panel data", Working Paper, Industriens Utredningsinstitut.
- Björklund, A, och R Moffitt (1983) "The estimation of wage gains and welfare gains from self-selection models", Working Paper, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin, Madison.
- Blomquist, S (1981) "A comparison of distributions of annual och lifetime income: Sweden around 1970". Review of Income and Wealth, vol. 27. 243-264.
- Blomquist, S (1983) "The effect of income taxation on labor supply in Sweden". Under publicering i Journal of Public Economics.
- Cain, G (1975) "Regression and selection models to improve nonexperimental comparisons" i C Bennett och A Lumsduine (eds.) Evaluation and Experiments: Some Critical Issues in Assessing Social Programs. New York: Academic Press.
- Cain, G, B Becker, C McLaughlin och A Schwenk (1981) "The effects of unions on wages in hospitals" Research in Labor Economics vol. 4, 191-320.
- Chamberlain, G "Panel Data". Working Paper 8209, Social Systems Research Institute, University of Wisconsin, 1982.

Congressional Budget Office (1982) "CETA training programs - do they work for adults?"

Dahlberg, Å (1972) "Arbetsmarknadsutbildning - verkningar för den enskilde och samhället", Studier i nationalekonomi vid Umeå universitet.

Dahlström, G (1974) "Arbetsmarknadsutbildning" kapitel 6 i "Att utvärdera arbetsmarknadspolitik", SOU 1974:29.

Delander, L (1978) "Studier kring den arbetsförmedlande verksamheten", i SOU 1978:60.

Duncan, G och B Holmlund (1983) Was Adam Smith right after all? Another test of the theory of compensating wage differentials. Under publicering i Journal of Labor Economics.

Goldberger, A (1972) "Selection bias in evaluating treatment effects: some formal illustrations". Discussion Paper 123-172, University of Wisconsin, Institute for Research on Poverty.

Goldberger, A (1980) "Abnormal selection bias" Working Paper 8006, University of Wisconsin, Madison.

Greene, W (1981) "Sample selection bias as a specification error: comment". Econometrica Vol. 49, 795-798.

Gustafsson, S och Leighton, L (1982). "Differential patterns of unemployment in Sweden", Working Paper 76, Industriens utredningsinstitut.

Hausman, J och D Wise (1979) "Attrition bias in experimental and panel data - the Gary income maintenance experiment". Econometrica Vol. 47, 455-473.

Heckman, J (1976) "The common structure of models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models", Annals of Economic and Social Measurement, 475-492.

Heckman, J "Sample selection bias as a specification error", Econometrica 47 (January 1979): 153-161.

Hedström, P (1980) "Förtidspension - välfärd eller ofärd?", Institutet för Social Forskning, Stockholm.

Heikensten, L (1983). "How are regional labour markets affected by changing employment?" under publicering i "Studies in structural change and labour market adjustment", Ekonomiska Forskningsinstitutet vid Handelshögskolan i Stockholm.

Holmlund, B (1983). "Job mobility and wage growth: a study of selection rates and rewards", Working Paper 94, Industriens Utredningsinstitut.

Holmlund, B (1980). "A simulation model of employment, unemployment and labor turnover", Scandinavian Journal of Economics, No 2.

Johnson, G E (1979) "The labor market displacement effect in the analysis of the net impact of manpower training program", i F Bloch (ed.) Evaluating Manpower Training Programs. Greenwich, CH: Johnson Associates.

Kiefer, N "Population Heterogeneity and Inference from Panel Data on the Effects of Vocational Education". Journal of Political Economy (October 1979): S213-S226.

Kjellman, S (1975) "Arbetsmarknadsutbildningens effekter på inkomstfördelning och resursanvändning". Granskningspromemoria nr 9/1975. Riksdagens revisorers kansli.

Lee, L "Unionism and Wage Rates: A simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables". International Economic Review, 19 (1978): 415-433.

Lee, L (1982) "Some approaches to the correction of selectivity bias", Review of Economic Studies, XLIX, 355-372.

Maddala, G (1977) "Econometrics", McGraw-Hill, Kogakusha, LTD.

Maddala (1983), "Limited-dependent and qualitative variables in econometrics" Cambridge: Cambridge University Press.

Mallar, C (1979) "Alternative econometric procedures for program evaluations: illustrations from an evaluation of Job Corps". Papers and Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Section.

Nickell, S (1981) "Biases in dynamic models with fixed effects", Econometrica.

Nickell, S "The determinants of occupations success in Britain", Review of Economic Studies, XLIX, 1982: 43-53.

Olsen, R (1980) "A least squares correction for selectivity bias", Econometrica, vol. 48, 1815-1820.

SOU 1983:22, Utbildning för arbetslivet

Stromsdorfer, E och G Farkas (ed) (1980) "Evaluation Studies", Review Annual, vol 5. Beverly Hills: Sage. 1980.

Willis, R och S Rosen "Education and self-selection". Journal of Political Economy, (October 1979): S7-S36.

Utgivna publikationer

Fullständig förteckning över utgivna skrifter kan erhållas på begäran.

Publikationer på engelska

1983

Energy in Swedish Manufacturing. Joyce Dargay, Lars Hultkrantz, Leif Jansson, Stefan Lundgren, Tomas Nordström and Bengt-Christer Ysander (ed.). 260 pp.

Energy and Economic Adjustment. Lars Bergman, Karl-Göran Mäler, Tomas Nordström and Bengt-Christer Ysander (ed.). 247 pp.

Policy Making in a Disorderly World Economy. Gunnar Eliasson, Mark Sharefkin and Bengt-Christer Ysander (eds.). IUI Conference Reports 1983:1. 417 pp.

Publikationer på svenska

1983

Datakommunikation i företag. Tomas Pousette. Forskningsrapport nr 24. 98 s.

OIII – Organisation, kostnader och säkerhet. En studie av produktivitetens utvecklingen i ett stort anläggningsprojekt. Lars Jagrén. Forskningsrapport nr 23. 86 s.

Den eltunga industrins långsiktiga utveckling. Bo Carlsson och Enrico Deiaco. Forskningsrapport nr 22. 176 s.

Skatter, löner och räntor. Göran Normann. Forskningsrapport nr 21. 121 s.

Skatt på bolagskapital. Sverige i jämförelse med Storbritannien, USA och Västtyskland. Jan Södersten och Thomas Lindberg. Forskningsrapport nr 20. 105 s.

Svenska företags investeringar i maskiner och byggnader i utlandet 1974–1978. Fredrik Bergholm. Forskningsrapport nr 19. 100 s.

Kontrollen av kommunerna. En översikt av svenska erfarenheter under efterkrigstiden av statlig kommunstyrning. Bengt-Christer Ysander och Richard Murray. Forskningsrapport nr 18. 88 s.

Bolagsskatt och investeringsvilja. Jan Södersten och Bengt-Christer Ysander. Forskningsrapport nr 17. 54 s.

Lönebildning och lönestruktur. En jämförelse mellan Sverige och USA. N. Anders Klevmarken. 93 s.