



Nr. 170

Arbetslöshetsförsäkringen och arbetslösheten (2)**Reformeffekt vid 1993 års sänkning av
ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen?**

av

Sten Johansson och Jan Selén**Sammanfattning**

Ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen har förändrats flera gånger under 1990-talet. 1996 års sänkning från 80 till 75 procent ledde till en tioprocentig ökning av övergångarna till arbete enligt det statliga Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU). I vår reanalys av IFAU-studien kom vi fram till att reformeffekten var en statistisk artefakt som inte kan tolkas kausalt. 1993 års sänkning av ersättningsgraden från 90 till 80 procent har tidigare studerats av Harkman. När vi här analyserar denna dubbelt så stora sänkning av ersättningsgraden med likartad metod, ansats och med variabelspecifikationer som i IFAU-studien får vi liksom Harkman ingen signifikant reformeffekt enligt konventionella kriterier. Däremot får vi i detta material tydliga belegg för samma problematiska statistiska fenomen som omöjliggör kausal tolkning i reanalysen av IFAU-studien. Det gäller i särskild grad den sk anticipatoriska effekten. Ett sidoresultat är stora skillnader i arbetsmarknadsbeteende mellan kvinnor och män som vi inte kunnat förklara helt.

Nyckelord: Arbetslöshetsförsäkring, reformeffekt**JEL klassificering:** J64; J65**30 september, 2001**

Tack till deltagarna i FIEF-seminariet den 5/9, 2001. Särskilt tack till Mahmood Arai och Johnny Zetterberg för läsning och synpunkter på tidigare versioner och till Anders Harkman vid AMS utredningsavdelning som bistått med urvalsdragningen och datauttagen ur Händel.

Innehå ll

1. Introduktion.....	3
2. Harkmans studie och IFAU-studien	5
3. Harkmans studie och vår replikation.....	9
3.1 Sampelkaraktäristika i de två urvalen	9
3.2 Experimentgrupp och kontrollgrupp.....	10
3.3 Replikeras estimaten i Harkmans modell?	12
4. ”Reformeffekt” för olika typer av ”arbete”?	15
4.1 Heterogena effekter av kontrollvariablerna	16
4.2 En lagom koefficient för reformeffekten.....	17
5. Varierande reformeffekt efter kön och ålder?	19
5.1 Sammanfattning om heterogenitet	24
6. Effekten av arbetsmarknadsläget	25
7. Den anticipatoriska beteendeeffekten	28
7.1 ”Anticipationen” vid 1993 års reform	31
8. Våra resultat rekapitulerade.....	34
8.1 Slutsats	35
9. Teoretiska, metodologiska och empiriska implikationer.....	36
9.1 Var brister kedjan?	37
9.2 Ett kvasiexperiment är inte ett kontrollerat experiment.....	39
9.3 Problem i de empiriska specifikationerna	39
Referenser:.....	42

1. *Introduktion*

Det statliga Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) publicerade i december 1999 en rapport (Carling m fl, 1999) om effekten av sänkningen 1996 av ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen. Enligt IFAU ledde sänkningen från 80 till 75 procent till en 10-procentig höjning av övergångarna till arbete. De arbetslösa t o m anteciperade sänkningen genom att påbörja beteendeanpassningen flera månader innan sänkningen trädde i kraft. Den implicerade elasticiteten på 1,6 ligger högt ovanför det intervall mellan 0,2 och 0,9 som etablerats i tidigare studier. Eftersom IFAUs studie har såväl inomvetenskapliga som utomvetenskapliga implikationer av stor vikt genomförde vi en reanalys av undersökningen (Johansson & Selén, 2000).

I reanalysen fann vi ett flertal starka indikationer på att koefficienten för "reformeffekten" inte kan tolkas kausalt utan har karaktär av skensamband. Vid disaggregering framkom stora skillnader i implicerad elasticitet för olika grupper, i flera fall också osannolikt höga elasticiteter. Dos/effekt relationen visade sig vara icke-linjär. När "övergång till arbete" delades upp på skilda registerkoder fanns signifikant reformeffekt inte för någon av de enskilda registerkoder som av forskarna sammanförts till "övergång till arbete". Den "antecipatoriska" effekten kan rent logiskt inte identifieras samtidigt med en "före-efter"effekt om inte "före-efter" effekten är grovt underskattad. Dessa resultat kan ha inomvetenskapliga implikationer för denna typ av studier med experimentliknande ansats baserad på stora registermaterial.

Anders Harkman vid AMS sektion för utredning, forskning och utvärdering gjorde en liknande studie av effekten av 1993 års sänkning av ersättningsgraden från 90 till 80 procent (Harkman, 1997). Harkman fick i jämförelse med IFAU-studien en betydligt lägre "reformeffekt" med 0,6 som implicerad elasticitet för övergång till arbete. Effekten var signifikant endast på 11-procents nivå och låg mitt i det intervall på 0,2-0,9 som etablerats internationellt på basis av sammanställning av tidigare undersökningar.

Harkman anför ändå tydliga reservationer mot den elasticitet hans studie givit. Han hänvisar bl a till en studie (Arulampalam & Stewart 1995) som visar att ersättningsens effekt är betydligt svagare vid hög arbetslöshet än vid låg. Harkmans studie presenterar således inga uppseendeväckande resultat eller kategoriska slutsatser. Vi har reanalyserat den för att undersöka om liknande problem som i IFAU-studien uppkommer när man söker dra slutsatser om kausalitet för en enskild faktor i en komplex social process.

Harkman har tyvärr inte sparat den datafil som han använde för sin studie. Däremot har han för vår räkning ur AMS Händel-register dragit ett urval ur samma population med samma design och variabler som han använde. Variabeluppsättningen ur Händel-registret har vi sedan kompletterat med familje- och inkomstvariabler ur SCBs register för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk forskning ("LOUISE").

I det följande jämför vi först Harkmans studie med IFAU-studien. Vi noterar likheterna i fråga om experimentliknande ansats men framför allt skillnaden i val av kontrollgrupp. Harkmans kontrollgrupp består av arbetslösa som inte har någon arbetslöshetsersättning. Hans ansats är utformad för att ge en skattning av effekten av sänkningen av ersättningsgraden från 90 till 80 procent. Men genom valet av kontrollgrupp ger den också en skattning av effekten på arbetsmarknadsbeteendet av att ha noll procent i ersättningsgrad, dvs. ingen arbetslöshetsersättning alls.¹

Vi jämför sedan sampelkaraktäristiska i Harkmans originalurval med motsvarande karaktäristika i urvalet för vår replikation som ju dragits ur samma population. Därefter redovisar vi skillnaderna i sammansättning mellan "experimentgrupp" och "kontrollgrupp" på de kontrollvariabler som ingår i Harkmans modell. I nästa steg prövar vi om vi kan replikera Harkmans modell, dvs. få samma eller liknande estimat på koefficienterna för kontrollvariabler och "reformeffekt". Slutsatsen blir att Harkmans resultat replikeras "tämligen väl".

Vi kan därefter gå vidare med de frågeställningar som uppkom i reanalysen av IFAU-studien. Finns samma typ av heterogenitet som i IFAU-studien mellan de avregistreringsorsaker ("AVORS") som sammanförts till "övergång till arbete"? Vår reanalys av IFAU-studien visade att ingen av de ingående avregistreringskategorierna uppvisade någon signifikant koefficient för "reformeffekten". Övergång till vad som i AMS-registren kallas "reguljärt arbete" fick låg icke-signifikant koefficient med "fel" tecken. Två av avregistreringskategorierna hade höga icke-signifikanta koefficienter med skilda tecken. Signifikant koefficient fanns endast när man lade samman alla de heterogena avregistreringskategorierna till "övergång till arbete".

I reanalysen av Harkmans studie finner vi däremot signifikant och hög koefficient med rätt tecken för övergång till s k "reguljärt arbete" (avors 1).

¹ En sådan skattning får man också i Carling m fl (1996). De använder icke-arbetslöshetsförsäkrade som kontrollgrupp i deras studie av effekten av en s k bortre parentes i arbetslöshetsförsäkringen. Deras modell ger ganska liten skillnad i övergång till arbete för de som har a-kassa (och ingen skillnad alls för de som har KAS) gentemot de som helt saknar arbetslöshetsersättning. Förutom Kenneth Carling deltog Anders Harkman, Per-Anders Edin och Bertil Holmlund i studien.

För övriga kategorier är regressionskoefficienten inte signifikant eller har "fel" tecken. Vi fortsätter därför analysen endast med dem som enligt AMS register övergått från arbetslöshet till "reguljärt arbete".

Finns stora skillnader i "reformeffekt" mellan olika grupper, t ex efter kön och ålder? Finner vi koefficienter som implicerar osannolikt höga "reformeffekter"? Högst i IFAU-analysen blev en koefficient för "reformeffekten" på 0,424 med en implicerad elasticitet på 6,8. Hittar vi "reformeffekter" som på liknande sätt som i IFAU-studien visar sig vara skensamband eller statistiska artefakter?

Får vi samma jämförelsevis låga effekt av det lokala arbetsmarknadsläget som i IFAU-studien? Kan den låga effekten hänga samman med att durationsbestämda hasarder innebär ineffektiva specifikationer av det lokala arbetsmarknadsläget på grund av hög säsongvariation i nyanmällda lediga jobb?

Och finns liksom i IFAU-studien signifikanta koefficienter för "reformeffekten" också för tidpunkter långt innan reformen trädde i kraft den 1/7 1993? Sådana koefficienter skall enligt IFAU-forskarna tolkas som "anticipatorisk beteendeffekt" av sänkningen vilket inte går ihop logiskt med att det samtidigt finns en före/efter-effekt.

Avslutningsvis diskuteras de teoretiska och empiriska implikationerna av de resultat vi fått.

2. Harkmans studie och IFAU-studien

Harkmans studie har i viktiga avseenden samma uppläggning som IFAU-studien. Den har samma experimentliknande ansats med *före/eftermätning* och med *skillnaden i förändringen* mellan experimentgrupp och kontrollgrupp definierad och uttolkad som "reformeffekt". I båda fallen används stora registermaterial från arbetsförmedlingarnas administrativa handläggning av arbetssökandefall och samma definitioner av centrala variabler såsom "övergång till arbete".

Skattningsmodellen bygger i båda fallen på varaktighetsberoende övergångssannolikheter (hasarder) från arbetslöshet till arbete med kontrollvariabler som skall neutralisera skillnaderna i demografisk och socioekonomisk sammansättning mellan experiment- och kontrollgrupp. Harkman använder Cox semi-parametriska ansats medan man i IFAU-studien använt en bitvis konstant exponentiell modell, en skillnad som dock visar sig ha liten betydelse.

Den intressanta skillnaden mellan IFAU-studien och Harkmans studie ligger i valet av kontrollgrupp till de arbetslöshetsförsäkrade arbetslösa som påverkades av sänkningen av ersättningsgraden i försäkringen. IFAU-forskarna gör poänger av att man kunde låta "reformeffekten" påverkas av

varierande sänkning av ersättningsgraden och att man som kontrollgrupp kunde använda arbetslöshetsförsäkrade som inte påverkades av sänkningen. Man menar sig därmed ha uppfyllt villkoren för ett naturligt experiment bättre än Harkman.

Harkman kan inte variera sänkningen av ersättningsgraden i sin ansats men nyttan av denna variation i IFAU-studien är begränsad. Vi visade i vår reanalys av IFAU-studien att koefficienten för "reformeffekten" i den andra experimentgruppen med mindre sänkning av ersättningsgraden än fem procentenheter är icke-signifikant och har "fel" tecken.²

Valet av arbetslöshetsförsäkrade ovanför "tak" för dag ersättningen i försäkringen som kontrollgrupp innebär att man i IFAU-studien byggt in en kategorisk skillnad i tidigare lön mellan experiment- och kontrollgrupp. Ingen i kontrollgruppen har så låg lön som alla i experimentgruppen har. Och ingen i experimentgruppen har så hög lön som alla i kontrollgruppen har. Den skillnaden innebär att experimentgrupp och kontrollgrupp finns på skilda delar av arbetsmarknaden och på skilda nivåer i hierarkin på arbetsplatserna. Ingen kontrollvariabel i någon regressionsmodell kan neutralisera en sådan kategorisk skillnad mellan experimentgrupp och kontrollgrupp.³ Den experimentliknande ansatsen i IFAU-studien kan därmed förläda till alltför reservationslösa kausala tolkningar av *skillnaden-i-förändring* som reformeffekt.

Harkman kunde som kontrollgrupp bara använda arbetslösa utan någon som helst arbetslöshetsersättning. I ett fullsysselsättningsläge med låg arbetslöshet skulle skillnaden mellan arbetslösa med och utan arbetslöshetsersättning vara ganska "kategorisk". Arbetslösa utan arbetslöshets-

² I den för tidskriftspublicering reviderade slutversionen av IFAU-studien har IFAU-forskarna testat om sammanläggningen av experimentgrupp T1 med fem procentenheters sänkning och experimentgrupp T2 med mindre sänkning är meningsfull. Man har lagt till en fri parameter för T2-gruppen och fått estimatet $-0,052$ med standardfel $0,043$. Man har således endast skattat T2-gruppens avvikelse från den gemensamt skattade reformeffekten. Eftersom T2-gruppens avvikelse inte är signifikant har man dragit slutsatsen att sammanläggningen är meningsfull ("valid"). Med detta tillvägagångssätt blir koefficienten för T2 $0,064$ (reformeffekt $0,116$ minus avvikelse $0,052$). IFAU-forskarna får därmed en låg koefficient med "rätt" tecken för T2 som dock troligen inte är signifikant. Skattad separat, såsom i vår reanalys, är den $-0,139$, alltså med "fel" tecken men också inte signifikant. Att det blir så stor skillnad mellan de två skattningsförfarandena är förbryllande.

³ IFAU-forskarna har sökt komma förbi denna begränsning genom att skatta modeller i vilka de successivt tagit bort de högsta lönerna i kontrollgruppen respektive de lägsta lönerna i experimentgruppen. Detta förfarande har inte avslöjat det grundläggande problemet i deras ansats. En viktig gräns mellan två arbetsmarknadssegment kan tänkas gå mellan anställda med månadslöner under 15.500 respektive över 16.500 , vilka är de lönenivåer som avgränsar experimentgrupp från kontrollgrupp i IFAU-studien.

ersättning skulle mest vara ny- eller återinträdande på arbetsmarknaden. Detta var inte fallet i den djupa konjunkturedgång som rådde under undersökningsperioden. Då drabbade arbetslösheten ganska proportionellt i alla befolkningslager.⁴ I vårt material finner vi, som vi senare skall visa, såväl hög- som låginkomsttagare representerade i båda grupperna. Detta gör Harkmans uppläggning mindre såbar som experimentliknande ansats än IFAU-studiens. Det finns inte som i IFAU-studien en kategorisk skillnad mellan experimentgrupp och kontrollgrupp som inte kan hanteras någorlunda av kontrollvariabler i regressionsmodellen. I Harkmans studie men inte i vårt material saknas kontrollvariabler som t ex civilstånd och barnantal, vilka har stor betydelse för individernas beteende på arbetsmarknaden. I båda studierna saknas den för övergångssannolikheten till arbete viktiga variabeln hälsotillstånd.⁵

I sak innebär Harkmans uppläggning ändå en mera drastisk skillnad i socio-ekonomisk situation vid arbetslöshet mellan experimentgrupp och kontrollgrupp än IFAU-studiens där alla i båda grupperna har arbetslöshetsersättning. Att ha respektive inte ha arbetslöshetsersättning är en mera drastisk skillnad än den som simuleras i det naturliga experimentet i båda studierna. Att få ersättningsgraden sänkt med fem respektive med tio procentenheter till 75 respektive till 80 procents ersättningsgrad torde ha mindre effekt på ens arbetsmarknadsbeteende än att ha noll procent i ersättningsgrad.

De tänkta mekanismer genom vilka förändringar i arbetslöshetsersättningen skall kunna leda till förändringar i övergångsfrekvens till arbete är enligt sökteorin förändringar i sökintensitet och reservationslön. Med Harkmans uppläggning får man således samtidigt en studie av den kombinerade effekten av sökbeteende och reservationslön på övergångssannolikheten till arbete vid noll i kompensationsgrad och vid 80-90 procents kompensationsgrad. Förändringen i övergångssannolikhet till arbete via dessa mekanismer vid sänkningen av kompensationsgraden från 90 till 80 procent kan rimligen inte vara större än skillnaden mellan arbetslöshetsförsäkrade och icke arbetslöshetsförsäkrade.⁶

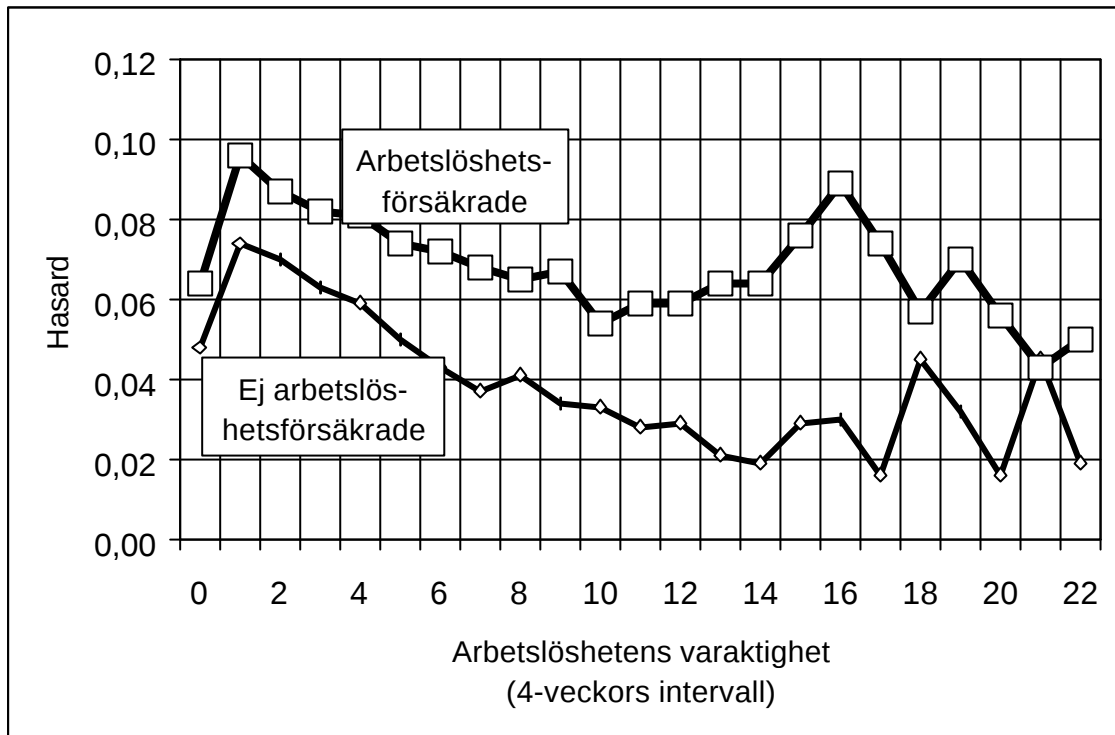
De "råhasarder" som redovisas i *Figur 1* ger dock inte den förväntade bilden. Arbetslösa som saknar arbetslöshetsersättning hamnar inte i arbete i högre utsträckning eller snabbare än de som har ersättning från arbetslöshetsförsäkringen.

⁴ Johansson, m fl. (1999).

⁵ Jfr T. Korpi (1998)

⁶ Jämförelsen mellan arbetslösa med respektive utan försäkring kompliceras av ett endogenitetsproblem som man undgår vid *skillnad-i-förändringen* ansatsen. Man har i någon utsträckning valt att vara med respektive inte vara med i åkassan medan förändringen i ersättningsgraden är definitivt endogen.

Figur 1. Övergång till arbete för arbetslöshetsförsäkrade ("Experimentgrupp") och ej försäkrade ("kontrollgrupp") arbetslösa 1/7 1992 – 30/6 1994 beräknade såsom hasarder.



Detta resultat innebär inte att man kan förkasta sökteorins grundläggande antaganden att sökintensitet och reservationslön har betydelse för arbetslöshetstidens längd och chansen att hamna i arbete. Resultatet i *Figur 1* är dock slående. Det innebär att inte ens noll i ersättningsgrad ger arbetslösa i allmänhet en sökintensitet och/eller så låg reservationslön att de får jobb i större utsträckning och efter kortare tid i arbetslöshet än de som har arbetslöshetsförsäkring.

Carling m fl. (1996) erhöll en signifikant koefficient (-0,119) för övergång till arbete för arbetslösa med ersättning från a-kassa i jämförelse med arbetslösa utan någon arbetslöshetsersättning. Ersättning från KAS ger en låg icke-signifikant koefficient. De använder punktskattningarna för a-kassa och KAS och genomsnittlig dagpenning från respektive källa till att skatta en elasticitet för övergången till arbete med avseende på ersättningsnivån. Den blir så låg som -0,06. Den ligger alltså klart nedanför det internationellt etablerade intervallet på 0,2 - 0,9.⁷

⁷ Man kan notera att detta resultat med i det närmaste negligerbar elasticitet för arbetslöshetsförsäkringens ersättningsnivå i 1996 års studie inte omnämns i 1999 års IFAU-studie trots att studien har den något anspråksfulla underrubriken "Swedish Evidence from the 1990s" och trots att två av författarna är gemensamma för de två studierna.

Som vi senare skall visa är det andra faktorer som kommer emellan. Dessa har att göra med den arbetslöses attraktivitet på arbetsmarknaden i en situation med högt arbetskraftsutbud och låg arbetskraftsefterfrågan.

3. Harkmans studie och vår replikation

Replikationen av Harkmans studie kan inte göras lika exakt som replikationen av IFAU-studien eftersom Harkman inte sparat sin datafil. Detta problem kan dock ha underordnad betydelse eftersom vi kan genomföra replikationen på ett mycket stort urval draget ur samma population med samma urvalskriterier som Harkman använde i sin studie.

Populationen var i båda fallen inflödet av nyanmällda arbetslösa 1/7 1992 – 30/6 1994. De skulle vara i åldern 20-53 år vid registreringstillfället och därmed ha 300 dagar som maximal ersättningsperiod. Om äldre togs med skulle analysen kunna kompliceras av att de över 53 års ålder har rätt till 450 ersättningsdagar.

Urvalspersonerna fick inte vara tidigare inskrivna som arbetslösa. Och de fick inte ha KAS-ersättning eftersom Harkman ville renodla jämförelsen mellan de som fick sänkt ersättning från arbetslöshetsförsäkringen och de som inte hade någon ersättning alls vid arbetslöshet.

3.1 Sampelkaraktäristika i de tvåurvalen

I *tabell 1* jämförs sampelkaraktäristika i de två datamaterialen enligt den uppställning som finns i Harkmans rapport. Vi ser först att vårt urval för replikationen är betydligt större – 43 545 personer.

Som framgår av kommentarerna i tabellen skiljer sig indelningarna av utbildningsnivå och bostadsort åt mellan de två datamaterialen. Fördelningarna på dessa variabler kan därför inte jämföras exakt.

Åldersfördelningarna är uppenbarligen desamma medan vissa smärre skillnader finns för några av de övriga variablerna. Dessa är i en del fall större än man skulle vänta sig mellan två stora slumpmässiga urval dragna ur samma population⁸. Det gäller tydligast andelen med arbetshandikapp och andelen med utomnordiskt medborgarskap. Men urvalen skiljer sig också i viss utsträckning åt när det gäller könssammansättning, erfarenhet och utbildning i sökt yrke samt i andel som har a-kassa.

⁸ Alla skillnader mellan skattningarna i Tabell 1 som är större än en procentenhet är statistiskt säkerställda på 95-procentsnivå.

Tabell 1. Sampelkaraktäristika i Harkmans originalstudie och i vår replikation.

Variabel		Harkman	Replikation	Kommentar
Ålder	20-24 år	0,25	0,25	Samma fördelning
	25-29 år	0,21	0,21	
	30-39 år	0,26	0,27	
	40-49 år	0,21	0,21	
	50-53 år	0,07	0,06	
Arbetshandikapp	Ja	0,03	0,08	Tydlig skillnad
Kön	Kvinna	0,44	0,47	Viss skillnad
Medborgarskap	Svensk	0,92	0,88	Tydlig skillnad
	Övriga Norden	0,03	0,03	
	Utomnordiskt	0,05	0,09	
Utbildningsnivå	Förgymnasial	0,27	0,27	Olika koder. Med sammanslagning blir fördelningarna likartade
	Yrkesinriktad <2 år	0,33	0,35	
	Yrkesinriktad >2 år	0,14	0,22	
	Teoretiskt gymnasium	0,09		
	Eftergymnasial	0,17	0,16	
Lokal arbetsmarknad	Vakanser/arbetslösa	0,03	0,06	Skillnader p g r a olika länsindelningar
	Åtgärd/arbetslösa	0,55	0,50	
Bostadsort	Stockholms län	0,21	0,20	Skillnaden i fördelning beror på att ny länsindelning tillämpas
	Övriga storstadslän	0,18	0,29	
	Skogslänen	0,21	0,20	
	Övriga län	0,40	0,31	
Erfarenhet i sökt yrke	Ingen erfarenhet	0,17	0,23	Viss skillnad
	Viss erfarenhet	0,20	0,20	
	God erfarenhet	0,63	0,56	
Utbildning i sökt yrke	Ja	0,62	0,58	Viss skillnad
Har A-kassa	"Experimentgrupp"	0,73	0,68	Viss skillnad
Antal observationer		26 834	43 545	

3.2 Experimentgrupp och kontrollgrupp

Av de 43 545 i urvalet för replikationen har 68 procent a-kassa. De tillhör "experimentgruppen" som alltså påverkades av sänkningen av ersättningsgraden medan övriga 32 procent som inte hade någon arbetslöshetsersättning utgör "kontrollgrupp". Med denna avgränsning av experimentgrupp och kontrollgrupp kan man förmoda att de skiljer sig åt i demografisk och social sammansättning.

Såsom framgår av *tabell 2* visar det sig också gälla här på liknande sätt som i IFAU-studien. Tabellen är baserad på vårt urval eftersom någon liknande redovisning inte finns i Harkmans rapport.

Tabell 2. Jämförelse av sampelkaraktäristika för experimentgrupp och kontrollgrupp i urvalet för replikationen.

Variabel		Arbetslöshetsförsäkrade "Experimentgrupp"	Ej arbetslöshetsförsäkrade "Kontrollgrupp"	Kommentar
Ålder	20-24 år	0,18	0,38	Kontrollgruppen är yngre
	25-29 år	0,22	0,19	
	30-39 år	0,30	0,23	
	40-49 år	0,23	0,16	
	50-53 år	0,07	0,04	
Arbetshandikapp	Ja	0,07	0,09	Viss skillnad
Kön	Kvinna	0,46	0,50	Viss skillnad
Civilstånd	Gift eller sambo	0,56	0,51	
Hemmaboende barn	Minst ett 0-10 år	0,37	0,28	
Medborgarskap	Svensk	0,94	0,77	Tydlig skillnad
	Övriga Norden	0,02	0,03	
	Utomnordiskt	0,04	0,20	
Utbildningsnivå	Förgymnasial	0,26	0,29	Kontrollgruppen har längre teoretisk utbildning
	Yrkesinriktad <2 år	0,41	0,21	
	Yrkesinriktad >2 år	0,18	0,31	
	Teoretiskt gymnasium			
	Eftergymnasial	0,14	0,19	
Lokal arbetsmarknad	Vakanser/arbetslösa	0,062	0,063	Obetydlig skillnad
	Åtgärd/arbetslösa	0,511	0,485	Tydlig skillnad
Bostadsort	Stockholms län	0,16	0,28	Kontrollgruppen mer i Sthlm och mindre i skogslän
	Övriga storstadslän	0,29	0,29	
	Skogslänen	0,23	0,14	
	Övriga län	0,32	0,29	
Erfarenhet i sökt yrke	Ingen erfarenhet	0,13	0,44	Kontrollgruppen har mindre erfarenhet i sökt yrke
	Viss erfarenhet	0,18	0,25	
	God erfarenhet	0,69	0,30	
Utbildning i sökt yrke	Ja	0,64	0,47	Tydlig skillnad
Har A-kassa	Ja	1,00	0,00	
Löneinkomst 1993	Percentil 95	219 900	160 500	Skillnad men alla inkomstgrupper i experiment- o kontrollgrupp
	Median	86 100	9 300	
	Percentil 10	0	0	
Antal observationer		29 393	14 152	

Skillnaderna är inte lika stora som i IFAU-studien. T ex är skillnaden i sammansättning efter kön, ålder och familj mindre i denna studie. Viktigast är att den kategoriska skillnaden i tidigare lön mellan experimentgrupp och kontrollgrupp i IFAU-studien inte finns här. Kontrollgruppen i IFAU-studien innehöll ingen med tidigare månadslön *under* 16 545 medan experimentgruppen inte innehöll någon med tidigare månadslön *över* 15 510. I

Harkmans och vår studie finns däremot såväl hög- som lågavlönade både i experimentgruppen (=alla med reguljär arbetslöshetsförsäkring) och i kontrollgruppen (=alla nyblivna arbetslösa utan arbetslöshetsförsäkring).

Skillnaderna i övrigt mellan de två grupperna i Harkmans studie är de förväntade. De i kontrollgruppen är i genomsnitt 3,5 år yngre. Något fler är handikappade. Mycket fler är utomnordiska invandrare. Fler har teoretisk utbildning men också mindre erfarenhet i sökt yrke och mindre utbildning i sökt yrke.

En viktig fråga är om kontrollvariablerna i Harkmans modell neutraliserar andra skillnader i arbetsmarknadsbeteende mellan arbetslösa med respektive utan arbetslöshetsersättning än påverkan av sänkningen av ersättningsgraden i försäkringen. Frågan är viktig både tekniskt/metodologiskt, när man skall bedöma den experimentliknande ansatsen, och i sak som mått på effekten av att inte ha försäkring mot inkomstbortfallet vid arbetslöshet. Men först redovisar vi hur replikationen fungerar.

3.3 Replikeras estimaten i Harkmans modell?

I *tabell 3* har vi sammanställt estimaten från vår skattning av Harkmans modell så att jämförelser möjliggörs. Slutsatsen av jämförelsen blir att resultaten replikeras tämligen väl.

Såsom framgår av kommentarerna i tabellen bedömer vi överensstämmelsen som god när det gäller effekten på övergångssannolikheten från arbetslöshet till arbete av kontrollvariablerna;

- ålder: lägre övergångssannolikhet med stigande ålder;
- kön: högre övergångssannolikhet för kvinnor än för män;⁹
- arbetshandikapp: kraftigt sänkt övergångssannolikhet;
- medborgarskap: utlandsfödda har klart lägre övergångssannolikhet;
- erfarenhet i sökt yrke: ger högre övergångssannolikhet liksom
- utbildning i sökt yrke.

Vi får någorlunda överensstämmelse i utfallet för utbildningsnivå och bostadsort, vilka dock inte har samma indelningar i de två urvalen. Vi får olika utfall för de två variabler som representerar förändringar i det lokala arbetsmarknadsläget. Vi skall återkomma till dessa i ett senare avsnitt.

Svaret på den viktiga frågan ovan är att kontrollvariablerna sammantaget *inte* neutraliserar alla skillnader mellan experimentgrupp och kontrollgrupp som påverkar övergången till arbete. Det framgår av variabeln "har akassa" som avgränsar experimentgruppen. Den utfaller i båda skattningarna

⁹ Detta gäller inte i IFAU-studien, vilket påpekas och diskuteras av IFAU-forskarna. Deras hypotes är att skillnaden i resultat mellan Harkmans studie av 1993 års sänkning och deras studie av 1996 års sänkning förklaras av förändringarna i arbetskraftsefterfrågans sammansättning mellan de två undersökningsperioderna.

med höga, starkt signifikanta koefficienter, -0,174 i Harkmans studie respektive -0,149 i vår replikation av hans studie.

Metodmässigt innebär en sådan kvarstående oförklarad skillnad mellan experimentgrupp och kontrollgrupp att kontrollvariablerna i modellen inte åstadkommit det som experimentell design åstadkommer. Vid experimentell design utjämnas alla skillnader mellan experimentgrupp och kontrollgrupp med undantag för testvariabeln, i detta fall ändringen av arbetslöshetsförsäkringen. Att en sådan kvarstående oförklarad skillnad finns innebär att slutsatser om kausalitet är ytterst vanskliga.

Tabell 3. Estimat i Harkmans studie och i replikationen

Variabel		Harkman	Replikation	Kommentarer
Ålder	20-24 år			God överensstämmelse
	25-29 år	-0,149***	-0,114***	
	30-39 år	-0,170***	-0,231***	
	40-49 år	-0,282***	-0,292***	
	50-53 år	-0,456***	-0,464***	
Arbetshandikapp	Ja	-0,954***	-1,187***	God överensstämmelse
Kön	Kvinna	0,058***	0,035*	God överensstämmelse
Medborgarskap	Svensk			God överensstämmelse
	Övriga Norden	-0,147***	-0,187***	
	Utomnordiskt	-0,510***	-1,006***	
Utbildningsnivå	Förgymnasial	-0,009	-0,010***	Någorlunda överensstämmelse
	Yrkesinriktad <2 år			
	Yrkesinriktad >2 år	-0,012	-0,017	
	Teoretiskt gymnasium	-0,055		
	Eftergymnasial	0,245***	0,224***	
Lokal arbetsmarknad	Vakanser/arbetslösa	2,809*	5,353***	Olika utfall
	Åtgärd/arbetslösa	0,321***	0,035	
Bostadsort	Stockholms län	-0,070	-0,057	God överensstämmelse
	Övriga storstadslän	-0,106***	-0,072***	
	Skogslänen	0,063***	0,065**	
	Övriga län			
Erfarenhet i sökt yrke	Ingen erfarenhet			God överensstämmelse
	Viss erfarenhet	0,062	0,129***	
	God erfarenhet	0,102***	0,154***	
Utbildning i sökt yrke	Ja	0,148***	0,209***	God överensstämmelse
Har A-kassa	"Experimentgrupp"	-0,174***	-0,149***	God överensstämmelse
Efter 1/7 1993, alla	"Före/efter reform"	0,06	-0,028	God överensstämmelse
Efter 1/7 har A-kassa	"Reformeffekt"	0,068	0,048	God överensstämmelse
Antal observationer		26 834	43 365	
Procent övergångar till arbete		47	44	God överensstämmelse

I sak innebär de höga signifikanta koefficienterna med minustecken (!) en helt annan bild än den som tidigare framgick av *Figur 1*. Skillnaden i resultat förklaras av att vi här infört ett antal kontrollvariabler i modellen. Innebörden av koefficienten $-0,174$ respektive $-0,149$ är att arbetslösa utan någon arbetslöshetsförsäkring tar sig snabbare från arbetslöshet till arbete än arbetslösa som har försörjning genom arbetslöshetsförsäkringen. Vi skulle således här kunna ha en skattning av beteendeeffekten av att inte ha någon arbetslöshetsersättning alls som rimmade med söketeorins antaganden.

Den skattade effekten (storleksordningen 15-17 procent) på övergångsfrekvensen till arbete av att inte ha någon arbetslöshetsersättning alls ger utrymme för en tydlig beteendeeffekt av sänkningen av ersättningsgraden från 90 till 80 procent. Någon tydlig sådan beteendeeffekt beläggs dock inte i detta material.

Koefficienten, som representerar reformeffekten, var något högre i Harkmans studie (0,068) än i replikationen (0,048). I ingetdera fallet är emellertid reformeffekten statistiskt säkerställd på konventionell 95-procentsnivå. Eftersom urvalen är stora och rent av extra stort i replikationen bör nog slutsatsen formuleras negativt. Ingen reformeffekt beläggs för 1993 års sänkning av arbetslöshetsersättningen vare sig i originalstudien eller i vår replikation. Reformeffekten är så otydlig att den inte kan säkerställas statistiskt ens i dessa stora urval. Man kan dock, som Harkman påpekar, inte *utesluta* att det finns en "reformeffekt" i den storleksordning som koefficienterna indikerar.

Slutsatsen att det inte finns någon statistiskt säkerställd reformeffekt gör det emellertid inte onödigt eller ofruktbart att fortsätta att pröva de frågeställningar som uppkom i reanalysen av IFAU-studien. Finns samma typ av heterogenitet mellan de kategorier som har registrerats med skilda avregistreringsorsaker ("AVORS") men sammanförts till "övergång till arbete" som i IFAU-studien? Kan vi hitta "reformeffekter" som på liknande sätt som i IFAU-studien kan visas vara skensamband? Finns någon "anticipatorisk beteendeeffekt" bland de arbetslösa?

Samtidigt har vi emellertid i denna reanalys med oss den intressanta frågan om skattningen av beteendeeffekten av att inte ha någon arbetslöshetsersättning alls stå sig i diverse liknande prövningar. Denna skattning kan fungera som jämförelsegrund för skattningen av reformeffekten.

4. "Reformeffekt" för olika typer av "arbete"?

Som "övergång till arbete" räknas i Harkmans studie liksom i IFAU-studien de invändningsfria avregistreringskategorierna *reguljärt arbete* och *återgång till tidigare arbetsgivare* – invändningsfria i den meningen att de innebär "riktiga jobb"¹⁰.

I båda studierna ingår emellertid också en kategori *annat*. Den innehåller deltidsarbetslös (kod 21), tillfälligt timanställd (22), tillfälligt arbete (31) och märkligt nog också ombytessökande (41). Därtill finns avregistreringskategorin *okänd* (kod 6) i båda studierna där de dock behandlas olika. 6-koden används av arbetsförmedlingarna för personer som upphör med kontakterna med arbetsförmedlingen utan att uppge orsak, om de fått arbete, börjat studera, rest utomlands, etc.

I IFAU-studien, vars urval bestod enbart av arbetslöshetsförsäkrade, antog forskarna på ganska goda grunder att samtliga 6-kodade fått jobb. Arbetslöshetsförsäkrade förlorar nämligen ersättningen när de upphör att anmäla sig till arbetsförmedlingen. Harkman antog med stöd av en undersökning av 6-kodade att ca 45 procent av dem fått ett arbete. Han lät därför slumpmässigt 45 procent 6-kodade föras till kategorin som fått arbete. Detta förfarande får konsekvenser i form av avvikande estimat för ett flertal kontrollvariabler som vi skall se.

I *tabell 4* sammanställs estimaten där "övergång till arbete" uppdelas på de fyra mera ursprungliga registreringskategorierna *övergång till reguljärt jobb*, *återanställning hos tidigare arbetsgivare*, *annan avregistreringsorsak* och *okänd avregistreringsorsak*. Uppdelningen på de fyra kategorierna leder till viss större osäkerhet om tolkningarna på grund av att kategorierna är betingade av varandra. Övergång till reguljärt jobb, t ex betingas av att man inte redan registrerats i någon av de tre andra kategorierna. Vi har dock inte kunnat finna att denna logiskt ofrånkomliga ömsesidiga betingning mellan kategorierna spelar någon större roll för resultaten. Det visar sig bl a i att koefficienterna förändrar sig på ett förväntat sätt när kategorierna läggs samman.

Enligt *tabell 4* är de fyra kategorierna som sammanförts som övergång till arbete heterogena på liknande sätt som i IFAU-studien. Vi ser först på kontrollvariablernas funktion. I *tabell 5* ser vi sedan hur koefficienterna förändras vid olika sammanläggningar av kategorierna.

¹⁰ De två kategorierna är däremot inte invändningsfria i termer av sökteori. Övergång till anställning hos ny arbetsgivare är inte jämförbar med återanställning hos tidigare arbetsgivare vare sig i termer av sökbeteende eller reservationslön.

4.1 Heterogena effekter av kontrollvariablerna

Övergång till reguljärt jobb och återanställning hos tidigare arbetsgivare uppvisar likartade tydliga samband med ålder medan sambandet ser helt annorlunda ut för "Avors annat" och "Avors okänd". När de fyra avregistreringskategorierna läggs samman till "övergång till arbete" får koefficienterna omvända tecken. Det torde innebära att unga 20-24 år som är jämförelsegrupp i "Avors annat" och "Avors okänd" har relativt sett högre övergångar.

Tabell 4. Estimat för övergångar till olika typer av "arbete"

Variabel		Övergång till arbete	Reguljärt jobb	Åter till tidigare	Avors annat	Avors okänd
		1+2+3+4	(1)	(2)	(3)	(4)
Ålder	20-24 år					
	25-29 år	-0,114***	0,218***	0,351**	0,024	0,062
	30-39 år	-0,231***	0,176***	0,327**	0,016	-0,002
	40-49 år	-0,292***	0,087***	0,393**	0,096**	-0,141**
	50-53 år	-0,464***	0,092	0,189	-0,043	-0,101
Arbetshandikapp	Ja	-1,187***	-1,507***	-1,141***	-0,710***	-1,098***
Kön	Kvinna	0,035*	-0,521***	-0,823***	0,570***	-0,240***
Medborgarskap	Svensk					
	Övr Norden	-0,187***	-0,088	-0,949**	-0,117	0,157*
	Utomnordiskt	-1,006***	-1,070***	-1,033***	-0,662***	-0,236***
Utbildningsnivå	Förgymnasial	-0,010***	-0,027	0,800***	-0,057	0,476***
	Yrkesinriktad <2 år					
	Yrkesinriktad >2 år	-0,017	-0,063**	0,537***	0,116***	0,132**
	Teoretiskt gymnasium					
	Eftergymnasial	0,224***	0,280***	-0,183	0,224***	0,112*
Lokal arbetsmarknad	Vakanser/arbetslösa	5,353***	7,706***	7,490	1,091	3,009***
	Åtgärd/arbetslösa	0,035	0,010	0,640	-0,497*	-0,640
Bostadsort	Stockholms län	-0,057	0,313***	-1,718***	-0,376***	0,611***
	Övriga storstadslän	-0,072***	0,062**	-0,327***	-0,107***	0,215***
	Skogslänen	0,065**	0,087**	-0,044	-0,063*	-0,103
	Övriga län					
Erfarenhet i sökt yrke	Ingen erfarenhet					
	Viss erfarenhet	0,129***	0,145***	0,400**	0,154***	0,104**
	God erfarenhet	0,154***	0,329***	0,729***	,182***	-0,041
Utbildning i sökt yrke	Ja	0,209***	0,277***	0,028	0,157***	-0,141***
Har A-kassa	"Experimentgrupp"	-0,149	-0,076*	0,561***	0,482***	-1,302***
Efter 1/7 1993 alla	"Före/efter reform"	-0,028	-0,176***	-0,754***	0,077	0,014
Efter 1/7 har A-kassa	"Reformeffekt"	0,048	0,221***	0,402	-0,010	-0,163*
Antal observationer		43 365	43 365	43 365	43 365	43 365
Procent övergångar till "arbete"		44	19	2	19	21

*Jämförelsegruppen är 20-24 år, man, ej arbetshandikappad, svensk med yrkesutbildning mindre än två år, boende i "övriga län" samt utan erfarenhet eller utbildning i sökt yrke.

Koefficienten för kön är signifikant och hög i alla de fyra avregistreringskategorierna. Den är låg och på gränsen till icke-signifikant i den sammanlagda kolumnen ("1+2+3+4"), vilket troligen hänger samman med att koefficienterna har olika tecken efter typ av arbete. Kvinnorna har lägre övergångssannolikhet till reguljärt jobb och återanställning än män men högre övergångssannolikhet till "avors annat".

Arbetshandikapp och utomnordiskt medborgarskap utfaller med signifikanta koefficienter och negativt tecken i alla de fyra kolumnerna men variationerna i koefficientestimaten är betydande. Arbetshandikapp är svårast som hinder för övergång till reguljärt jobb (-1,507) och minst betydande för övergång till "annat" (-0,710). Utomnordiskt medborgarskap försvårar övergång till reguljärt jobb och till återanställning och är minst hinder bland dem med "Avors okänd". Den relativt låga koefficienten -0,236 hänger troligen samman med att personer i denna kategori tilldelats arbete slumpmässigt. Man kan ifrågasätta om det är meningsfullt att ha med denna avregistreringskategori så länge man inte kan koda vilka som faktiskt fått arbete.

Kontrollvariablerna sammantagna neutraliserar nästan alla skillnader i övergång till arbete bland dem som övergår till ett reguljärt jobb. Koefficienten för "har A-kassa" är låg och på gränsen till insignifikant (-0,076). För övriga kolumner är koefficienterna signifikanta, höga men med skilda tecken. Innebörden tekniskt/metodologiskt skulle kunna vara att analysansatsen är någorlunda väl anpassad för dem som går till ett reguljärt jobb men inte för övriga avregistreringskategorier.

4.2 En lagom koefficient för reformeffekten

Ser vi till de totala mönstren liknar *övergång till reguljärt jobb* och *återanställning hos tidigare arbetsgivare* varandra i många avseenden, inklusive i att koefficienten för "reformeffekten" är hög. Den är signifikant för *reguljärt jobb* men inte för *återanställning* vilket torde sammanhänga med att den senare kategorin är liten. För "avors okänd" är koefficienten signifikant på 95-procentsnivån men har omvänt tecken.

Den svåra frågan är om den höga koefficienten för "reformeffekt" för övergång till reguljärt arbete kan tolkas kausalt. Innebörden av koefficienten 0,221 är att övergångarna till reguljärt arbete bland arbetslöshetsförsäkrade ökade med 22 procent efter den 1/7 1993 jämfört med utvecklingen för arbetslösa utan arbetslöshetsersättning. Det som återstår att undersöka och bedöma är om denna stora *skillnad-i-förändring* är en effekt av att

arbetslöshetsersättningen sänktes från 90 till 80 procent från detta datum eller om den höga koefficienten uppkommer av någon annan orsak.¹¹

I tabell 5 visar vi hur estimaten påverkas när de olika avregistreringskategorierna sammanläggs på olika sätt. Utgångspunkten är att koefficienten blir låg och icke-signifikant när alla fyra avregistreringskategorierna

Tabell 5. Estimat med olika sammanläggningar av registerkategorier till övergång till arbete

Variabel		Regul- järt jobb	Åter till tidigare	Avors annat	Riktiga jobb	Riktiga + annat
		(1)	(2)	(3)	1+2	1+2+3
Ålder	20-24 år					
	25-29 år	0,218***	0,351**	0,024	0,092***	-0,094***
	30-39 år	0,176***	0,327**	0,016	0,023	-0,202***
	40-49 år	0,087***	0,393**	0,096**	-0,081*	-0,250***
	50-53 år	0,092	0,189	-0,043	-0,114*	-0,415***
Arbetshandikapp	Ja	-1,507***	-1,141***	-0,710***	-1,046***	-1,172***
Kön	Kvinna	-0,521***	-0,823***	0,570***	-0,577***	0,050***
Medborgarskap	Svensk					
	Övr Norden	-0,088	-0,949**	-0,117	-0,159*	-0,208***
	Utomnordiskt	-1,070***	-1,033***	-0,662***	-1,096***	-1,130***
Utbildningsnivå	Förgymnasial	-0,027	0,800***	-0,057	0,022	-0,082***
	Yrkesinriktad <2 år					
	Yrkesinriktad >2 år	-0,063**	0,537***	0,116***	-0,064*	-0,023
	Teoretiskt gymnasium					
	Eftergymnasial	0,280***	-0,183	0,224***	0,199***	0,238***
Lokal arbetsmarknad	Vakanser/arbetslösa	7,706***	7,490	1,091	9,498***	5,692***
	Åtgärd/arbetslösa	0,010	0,640	-0,497*	0,006	0,098
Bostadsort	Stockholms län	0,313***	-1,718***	-0,376***	0,139**	-0,149***
	Övriga storstadslän	0,062**	-0,327***	-0,107***	0,013	-0,087***
	Skogslänen	0,087**	-0,044	-0,063*	0,113***	0,054***
	Övriga län					
Erfarenhet i sökt yrke	Ingen erfarenhet					
	Viss erfarenhet	0,145***	0,400**	0,154***	0,122**	0,143***
	God erfarenhet	0,329***	0,729***	0,182***	0,276***	0,201***
Utbildning i sökt yrke	Ja	0,277***	0,028	0,157***	0,223***	0,239***
Har A-kassa	"Experimentgrupp"	-0,076*	0,561***	0,482***	-0,173***	0,037
Efter 1/7 alla	"Före/efter reform"	-0,176***	-0,754***	0,077	-0,216***	-0,066*
Efter 1/7 har A-kassa	"Reformeffekt"	0,221***	0,402	-0,010	0,195***	0,101***
Antal observationer		43 365	43 365	43 365	43 365	43 545
Procent övergångar till "arbete"		19	2	19	21	39

¹¹ Sänkningen av ersättningsgraden med tio procentenheter innebär en 11 procentig sänkning (10/90). Övergångarna ökade med ca 22 procent. Elasticiteten blir då 2,0 (22/11,1). Varje procents sänkning av arbetslöshetsersättningen skulle öka övergången till just reguljära arbeten med tvåprocent bland arbetslöshetsförsäkrade.

läggs samman (tabell 4) men frapperande hög för "övergång till reguljärt jobb". Koefficienten för "reformeffekten" blir bara obetydligt lägre (0,195) om man gör sammanläggning till "riktiga jobb" hos ny eller tidigare arbetsgivare såsom i kolumn "1+2" i tabell 5.

Om man däremot lägger till "avors annat" (kolumn 1+2+3) blir koefficienten för reformeffekten 0,101 och klart statistiskt säkerställd. Vi får då en "reformeffekt" som ligger väl i linje med IFAU-forskarnas resultat.

En sådan sammanläggning kan dock inte göras med någon vetenskapligt hållbar motivering. Den "effekt" man då erhåller blir ju en missvisande redovisning för alla tre grupper. Och naturligtvis kvarstår frågan om den höga koefficienten för övergång till reguljärt arbete (avors 1) är sannolik som mått på beteendeeffekten bland arbetslösa av sänkningen av ersättningsgraden i försäkringen.

Mot en kausal tolkning av koefficienten 0,221 för reformeffekten talar ganska kraftfullt den skattade effekten av att inte ha någon arbetslöshetsersättning alls. Koefficienten för raden "har a-kassa" och tillhör "experimentgrupp" har visserligen rätt tecken men är låg (-0,076) och inte starkt signifikant. Om denna koefficient ses som en indikation på inom vilken ram vi skall vänta oss att effekten på arbetsmarknadsbeteendet kan ligga av att ersättningsgraden sänks från t ex 90 till 80 procent, ja, då ryms inte en "reformeffekt" på 0,221.

Reservationerna kring en sådan slutsats måste dock vara tydliga. Kontrollvariablerna i modellen är inte så heltäckande att vi kan lita på skattningen av effekten av att inte ha någon arbetslöshetsersättning alls. Kontrollvariabler som måste vara med är bl a civilstånd och barnantal, vilka kraftigt påverkar arbetsmarknadsbeteendet för både män och kvinnor.

Vi fortsätter därför att studera reformeffekten och dess förmodade utrymme i den grupp för vilken koefficienten för "reformeffekten" är statistiskt säkerställd och har "rätt" tecken. Och den första frågeställningen är då om denna koefficient kan tolkas kausalt, när vi ser hur den varierar efter kön och ålder.

5. Varierande reformeffekt efter kön och ålder?

Skillnader i "reformeffekt" efter kön och ålder kan bara uppkomma om kontrollvariablerna i modellen inte riktigt fångar variationerna efter kön och ålder i arbetsmarknadssituation och -beteende. Med ett fåtal ganska grova kontrollvariabler kan man rimligen inte göra anspråk på att fullt ut neutralisera dessa komplexiteter. I Harkmans men inte i vårt material sak-

nas bl a den för arbetsmarknadsbeteendet viktiga familjesituationen, dvs. civilstånd och barnantal, samt hälsotillstånd.

I *tabell 5* tidigare har vi sett att kvinnor genomsnittligt under undersökningsperioden hade mycket svårare än män att hamna i reguljära jobb eller återgå till sin tidigare arbetsgivare (-0,521 konstanthålet för övriga kontrollvariabler). I mindre stabila sysselsättningar ("avors annat") hamnade de däremot i betydligt större utsträckning än män (+0,570). Dessa resultat tolkar vi som starka indikationer på att kvinnor och män stod inför skilda arbetsmarknader under undersökningsperioden.

Ett sätt att närmare analysera faktorerna bakom denna skillnad är att estimerar separata modeller för män och kvinnor. Generella kausala tolkningar störs i synnerhet om effekten visar sig vara lokaliserad bara till vissa grupper inom befolkningen. Synnerligen störande är också om koefficienten för "reformeffekten" varierar så kraftigt också uppåt att implicerad elasticitet framstår som mindre sannolik i jämförelse med andra studier.

Båda dessa typer av störande koefficientestimat visar sig när vi först ansetter modellen separat för män och kvinnor och sedan ytterligare för unga och för äldre kvinnor. I tabellerna 6 och 7 redovisas respektive resultat.

Bland männen får vi en ganska "lagom" koefficient (0,133) för "reformeffekten" enligt *Tabell 6*. Koefficienten är dock inte statistiskt säkerställd ens på 90 procents nivå. Bland kvinnorna får vi en starkt signifikant koefficient (0,294), som implicerar en elasticitet så hög som 2,6. Vi ser också att skillnaden i övergång till arbete är stor; 23 procent av männen mot bara 14 procent av kvinnorna har hamnat i reguljära jobb.

Det viktigaste resultatet av jämförelsen av separata modeller för män och kvinnor är dock att vi eventuellt kan identifiera vilka faktorer som är förknippade med denna skillnad. Enligt *Tabell 6* påverkar flertalet kontrollvariabler chansen att hamna i jobb på samma sätt bland män som bland kvinnor. Ålder, arbetshandikapp, utomnordiskt medborgarskap, bostadsort liksom erfarenhet och utbildning i sökt yrke påverkar jobbchanserna ganska likartat för nyblivna arbetslösa män och kvinnor under undersökningsperioden 1992-1995. Utbildningsnivån verkar ha större effekt på jobbchanserna för kvinnor än för män i denna kategori.

De riktigt stora skillnaderna finner man för (1) familjeförhållandenas betydelse för övergångsfrekvensen till arbete som nu tas med i två alternativa modeller, (2) läget på den lokala arbetsmarknaden och (3) i hur kontrollvariablerna sammantagna förmår neutralisera skillnaderna i övergång till reguljärt arbete mellan experimentgrupp och kontrollgrupp.

Bland kvinnorna ändrar införandet av familjevariablerna inte övriga koefficientestimat i någon noterbar utsträckning. Bland männen däremot minskar koefficienten för reformeffekten och ökar standardfelet

Tabell 6. Estimat i separata modeller för män och kvinnor för övergång till reguljärt arbete.

Variabel		Män	Kvinnor	Kommentarer
Ålder	20-24 år			
	25-29 år	0,255***	0,181**	
	30-39 år	0,201***	0,154**	God överensstämmelse
	40-49 år	0,081	0,138*	
	50-53 år	0,060	0,215*	
Arbetshandikapp	Ja	-1,513***	-1,465***	God överensstämmelse
Antal barn (Alt 1)	0-10 år	0,064***	-0,159***	
Antal barn (Alt 2)	0-10 år	-0,017	-0,124***	
Civilstånd (Alt 2)	Gift eller sambo	0,270***	-0,070	Mycket stora skillnader
Ensamförälder (Alt 2)	Barn ej sammanboende	-0,328	-0,341***	
Medborgarskap	Svensk			
	Övriga Norden	-0,044	-0,171	God överensstämmelse
	Utomnordiskt	-0,983***	-1,200***	
Utbildningsnivå	Förgymnasial	0,008	0,092	
	Yrkesinriktad <2 år			Sambandet mellan utbildning och övergång till arbete
	Yrkesinriktad >2 år	0,025	0,168**	är starkare bland kvinnor än bland män
	Teoretiskt gymnasium			
	Eftergymnasial	0,157**	0,612***	
Lokal arbetsmarknad	Vakanser/arbetslösa	9,110***	4,591	Olika utfall
	Åtgärd/arbetslösa	-0,039	0,005	
Bostadsort	Stockholms län	0,280***	0,382***	
	Övriga storstadslän	0,051	0,092	God överensstämmelse
	Skogslänen	0,096*	0,057	
	Övriga län			
Erfarenhet i sökt yrke	Ingen erfarenhet			
	Viss erfarenhet	0,134*	0,162*	God överensstämmelse
	God erfarenhet	0,398***	0,217***	
Utbildning i sökt yrke	Ja	0,257***	0,295***	God överensstämmelse
Har A-kassa	"Experimentgrupp"	0,133*	-0,370***	Stor skillnad, olika tecken
Efter 1/7 1993, alla	"Före/efter reform"	-0,036	-0,313***	Olika utfall
Efter 1/7 har A-kassa	"Reformeffekt"	0,133	0,294***	Stor skillnad
Antal observationer		23 031	20 334	
Antal övergångar till arbete		5 286	2 891	Stor skillnad
Procent övergångar till "reguljärt" arbete		23	14	Stor skillnad

I alternativ 1 i *tabell 6* kompletterades kontrollvariablerna endast med antal barn 0-10 år. Varje hemmaboende barn i den åldern *höjer* övergångarna från arbetslöshet till reguljärt arbete bland män med ca 6 procent. Bland kvinnorna *sänker* varje barn övergångsfrekvensen med 16 procent.

Den bredare specifikationen av familjeförhållandena i alternativ 2 ändrar bilden helt för männen. Det visar sig vara civilståndet som ökar övergång-

arna till arbete – inte antalet barn. Bland kvinnorna har civilståndet ingen betydelse medan antalet barn fortsätter att ha stor betydelse. Ensamförälderskap tycks kraftigt försvåra övergång till arbete bland kvinnor och män.¹²

Mäns övergångar till reguljärt arbete hänger starkt samman med vakansläget lokalt men inte kvinnomas. Detta förbryllande resultat skall vi analysera närmare i ett kommande avsnitt. Bland männen förmår kontrollvariablerna tillsammans nästan helt neutralisera skillnaderna i övergång till reguljärt arbete mellan experimentgrupp och kontrollgrupp. Bara en ganska låg och svagt signifikant positiv koefficient (0,133) återstår för experimentgruppen. Bland kvinnorna får vi i stället en mycket högre och starkt signifikant negativ koefficient (−0,370) för motsvarande variabel.

Arbetslöshetsförsäkrade män får reguljärt arbete något oftare än icke-arbetslöshetsförsäkrade män. Bland män ger alltså inte ens avsaknad av arbetslöshetsersättning sådana beteendeskilnader jämfört med arbetslöshetsförsäkrade att vi ens får rätt tecken på koefficienten. Det är svårt att då vänta sig någon märkbar beteendeeffekt av att ersättningsgraden i försäkringen ändras även om förändringen är såpass stor som 10 procentenheter.

Bland kvinnor hamnar arbetslöshetsförsäkrade i reguljärt arbete i långt mindre utsträckning än icke-arbetslöshetsförsäkrade. Koefficienten är hög (−0,370), signifikant och har ”rätt” tecken i teoretiskt förväntad riktning. Den höga koefficienten innebär tekniskt/metodologiskt att den experimentliknande ansatsen är sårbar om man vill dra kausala slutsatser på grundval av koefficienten för reformeffekten. Kontrollvariablerna har inte neutraliserat alla skillnader i arbetsmarknadsbeteende mellan experiment- och kontrollgrupp.

Å andra sidan innebär den höga koefficienten för experimentgruppen bland kvinnor att antaganden om beteendeeffekt av att sakna arbetslöshetsersättning inte falsifieras såsom motsvarande koefficient bland männen gjorde. Koefficienten för reformeffekten är mycket hög och klart signifikant (0,294) men den kan vara så stor eftersom beteendeeffekten av att inte ha någon arbetslöshetsersättning verkar vara så mycket större (−0,370). Bland kvinnor finns alltså ett betydande ”utrymme” för att en förändring av kompensationsgraden i försäkringen kan ändra sökbeteende och reservationslön och därför leda till kortare arbetslöshetstid och större chans att hamna i arbete. Men skulle verkligen effekten av att sänka ersättningsgraden från 90 till 80 procent kunna vara så stor enbart bland kvinnor? Finns effekten bland alla kvinnor?

När vi estimerar separata modeller för unga kvinnor (<30 år) respektive äldre i *tabell 7* får vi icke-signifikant koefficient för ”reformeffekt” bland

¹² Koefficienten i modellen för män är inte statistiskt säkerställd beroende på att antalet män i ensamförälder-kategorin är så litet.

Tabell 7. Estimat i separata modeller för unga och äldre kvinnor för övergång till reguljärt arbete.

Variabel		Unga	Äldre	Kommentarer
Ålder	20-24 år	0,311***		
	25-29 år			
	30-39 år			
	40-49 år			
	50-53 år			
Arbetshandikapp	Ja	-1,198***	-1,553***	God överensstämmelse
Antal barn (Alt 2)	0-10 år	-0,159***	-0,101**	Liknande effekt
Civilstånd (Alt 2)	Gift eller sambo	-0,244***	0,136*	Olika effekt
Ensamförälder (Alt 2)	Barn ej sammanboende	-0,413	-0,184	Liknande effekt
Medborgarskap	Svensk	-0,070	-0,101	God överensstämmelse
	Övriga Norden			
	Utomnordiskt			
Utbildningsnivå	Förgymnasial	0,007	0,154*	Vissa skillnader
	Yrkesinriktad <2 år	0,043	0,260*	
	Yrkesinriktad >2 år			
	Teoretiskt gymnasium			
	Eftergymnasial	0,513***	0,573***	
Lokal arbetsmarknad	Vakanser/arbetslösa	7,138	2,055	God överensstämmelse
	Åtgärd/arbetslösa	-0,065	0,081	
Bostadsort	Stockholms län	0,285*	0,454***	God överensstämmelse
	Övriga storstadslän	0,022	0,123	
	Skogslänen	0,093	0,024	
	Övriga län			
Erfarenhet i sökt yrke	Ingen erfarenhet	0,204**	0,128	Erfarenhet spelar mindre roll bland äldre kvinnor än bland unga
	Viss erfarenhet			
	God erfarenhet			
Utbildning i sökt yrke	Ja	0,271***	0,276***	God överensstämmelse
Har A-kassa	"Experimentgrupp"	-0,476***	-0,291**	God överensstämmelse
Efter 1/7 1993, alla	"Före/efter reform"	-0,273***	-0,352***	God överensstämmelse
Efter 1/7 har A-kassa	"Reformeffekt"	0,377***	0,230	Stor skillnad
Antal observationer		9 716	10 618	
Antal övergångar till arbete		1 352	1 535	
Procent övergångar till "reguljärt" arbete		14	14	God överensstämmelse

äldre kvinnor. "Effekten" visar sig vara lokaliserad till yngre kvinnor och bland dessa vara så hög som 0,373; implicerad elasticitet blir då 3,4. Återstående oförklarad skillnad mellan experimentgrupp och kontrollgrupp är också mycket större i modellen med unga kvinnor än i modellen med äldre. Koefficienten för "experimentgrupp" är högre (-0,457) och starkare signifikant i modellen med unga kvinnor än i modellen med äldre kvinnor (-0,260).

Motsvarande separata modeller har estimerats för yngre respektive äldre män. Koefficienten för "reformeffekten" är inte signifikant i någotdera fallet och inte heller den för experimentgruppen. Tabellen redovisas därför inte här.

5.1 Sammanfattning om heterogenitet

De händelser som Harkman och IFAU-forskarna klassificerat som "övergång till arbete" är inte en homogen endimensionell kategori. Om den vore homogen bl a i fråga om övergångssannolikhet till arbete skulle arbetsförmedlingarna förmodligen inte använda skilda klassificeringar i den administrativa handläggningen av arbetssökande arbetslösa. Heterogeniteten får bl a till följd att kontrollvariablerna inte kan utjämna skillnaderna i övergång till arbete mellan experimentgrupp och kontrollgrupp i samma utsträckning. Koefficienterna för den kvarstående skillnaden är med ett undantag starkt signifikanta och höga men de har skilda tecken.

Också koefficienten för "reformeffekten" skiljer sig till storlek, riktning och grad av signifikans mellan de fyra övergångarna. När man lägger samman två, tre eller alla fyra kategorierna får man koefficienter både för reformeffekt och för arbetslöshetsersättning som varierar till storlek och grad av signifikans. Till skillnad från i IFAU-studien av 1996 års reform blir koefficienten för reformeffekten vid övergång till "reguljärt arbete" hög och statistiskt säkerställd i Harkmans material om 1993 års reform. Koefficienten implicerar en väl hög elasticitet och att en sänkt ersättningsgrad från 90 till 80 procent ger mycket större beteendeeffekt än den beteendeskilling som finns mellan dem som har arbetslöshetsersättning med 80-90 procents ersättningsgrad och de som inte har någon som helst arbetslöshetsersättning.

Heterogeniteten yttrar sig också i att vi får skilda koefficienter för arbetslöshetsförsäkringen och för förändringen i ersättningsgraden efter ålder och kön. Arbetslöshetsförsäkringen har ingen effekt på sannolikheten för män att hamna i reguljära jobb och någon statistiskt säkerställd effekt av förändringen i ersättningsgraden kan heller inte uppmätas. Bland kvinnorna däremot och speciellt bland unga kvinnor skulle de höga och signifikanta koefficienterna i praktiken innebära att arbetslöshetsförsäkringen är ett kraftigt hinder för att hamna i reguljära jobb. Sänkt ersättningsgrad skulle vara ett enkelt sätt att förkorta arbetslöshetstiden och få arbetslösa kvinnor i arbete.

Ett sidoresultat av vår analys är tydliga belägg för klara skillnader i arbetsmarknadsbeteende vid arbetslöshet mellan kvinnor och män i enlighet med konventionella könsroller.

För att söka förklaringar till dessa resultat åervänder vi till antagandet i sökteorien att sannolikheten för arbetslösa att hamna i arbete primärt bestäms av tillgången på lediga jobb.

6. Effekten av arbetsmarknadsläget

Vi har i reanalyserna utgått ifrån att det lokala arbetsmarknadsläget har avgörande betydelse för möjligheterna för arbetslösa att övergå till arbete. Mot den bakgrunden fann vi det märkligt att IFAU forskarna inte fick signifikant koefficient för det lokala arbetsmarknadsläget i sin modell och att de inte energiskt sökt bättre specifikationer än arbetslösheten i kommunen.¹³ I reanalysen gjorde vi flera försök med alternativa specifikationer av arbetsmarknadsläget. Vi fick signifikant koefficient för nyanmälda lediga jobb i förhållande till befolkningen i lokala arbetsmarknader men ingen särskilt hög elasticitet. Däremot blev koefficienterna för kontrollvariablerna och för reformeffekten mycket högre med vår specifikation.

Harkman specificerade arbetsmarknadsläget med två variabler: antalet vakanser respektive antalet i arbetsmarknadspolitisk åtgärd i förhållande till antalet arbetslösa kvartalsvis i fyra länsgrupper. Dessa ingår som tidsvarierande kontrollvariabler i modellen. Vi tar här bara upp modellen för övergång till reguljärt arbete (avors 1).¹⁴ Det visar sig att hans specifikation ger ett mycket starkare utslag än något av de alternativ vi prövade.

Den förstnämnda specifikationen (vakanser/arbetslösa) ger en starkt signifikant och hög koefficient, 7,706 för "reguljära" jobb respektive 9,498 för "riktiga" jobb enligt *tabell 5* tidigare. Koefficienterna för denna specifikation blir höga trots att också bostadsort ingår som kontrollvariabel med starkt signifikanta koefficienter.

I *Tabell 6* finner vi skilda utfall för vakanser/arbetslösa i modellerna för män och kvinnor. Koefficienten i modellen för män blir ännu högre (9,11) och starkt signifikant medan motsvarande koefficient för kvinnor inte utfaller med signifikant koefficient.

¹³ I slutversionen kommenteras det låga utfallet för arbetsmarknadsvariabeln med att effekten fångas av tidsdummys och regiondummys.

¹⁴ Den andra specifikationen med antalet i åtgärd i förhållande till antalet arbetslösa har däremot inte signifikant samband med övergång till arbete. Sannolikheten att hitta ett reguljärt jobb ändras inte när antalet personer i arbetsmarknadspolitisk åtgärd ökar. Vi får alltså här ingen indikation på direkt undanträngning av arbetsmarknadspolitiska åtgärder. Carling m fl (1996) får samma resultat, dvs. en icke-signifikant och låg koefficient. Vi gör här ingen närmare uppföljning av detta resultat.

Tabell 8. Sammanställning av resultat

Faktor	Bland män	Bland kvinnor
Effekt av att ha arbetslöshetsersättning	Något <i>högre</i> övergång till arbete	Mycket <i>lägre</i> övergång till arbete
Effekt av att få sänkt arbetslöshetsersättning	Ingen signifikant effekt	Hög och starkt signifikant effekt
Effekt av tillgång på jobb på lokala arbetsmarknaden	Hög och starkt signifikant effekt	Ingen signifikant effekt

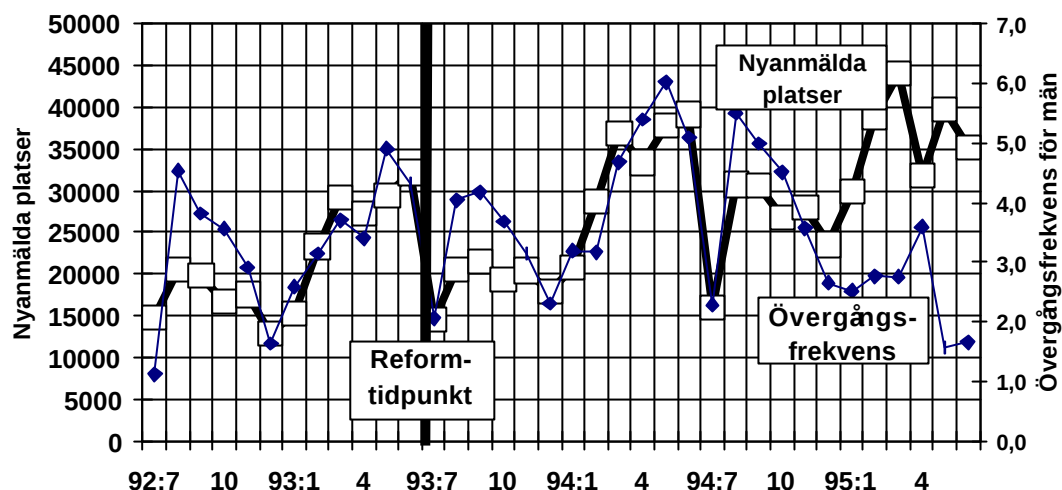
Sammanfattningsvis: Bland män finner vi ingen effekt av sänkningen av arbetslöshetsersättningen från 90 till 80 procent. Den uppmätta effekten för a-kassa är i strid med underliggande sökteoretiska antaganden. Tillgången på jobb verkar ensamt avgörande. Bland kvinnor får vi däremot mycket hög effekt av sänkningen av arbetslöshetsersättningen. Vi finner mycket hög och starkt signifikant effekt av a-kassa enligt sökteorins antaganden. Båda dessa effekter finns egentligen säkerställda endast bland *unga* kvinnor. Och vi får ingen säkerställd effekt av tillgången på jobb!

I reanalysen av IFAU-studien sökte vi förklaringen till att varken IFAU-forskarnas eller våra alternativa specifikationer av arbetsmarknadsläget gav de förväntade höga koefficienterna i våra modeller. En tänkbar förklaring var att nyanmällda lediga platser tillkommer med stark säsongmässig variation som inte nödvändigtvis fångas av den *varaktighetsberoende* hasarden. Denna förklaring fick visst stöd när vi jämförde en *kalendertidsbestämd* övergångssannolikhet med variationen i nyanmällda lediga jobb. Den "kalendertidsbestämda" övergångssannolikheten får man genom att för varje månad eller kvartal under undersökningsperioden beräkna andelen som övergår till arbete av stocken + nytillkomna arbetslösa under månaden eller kvartalet.

I *Diagram 2* för män respektive *Diagram 3* för kvinnor relaterar vi antalet nyanmällda lediga jobb (vänstra skalan) till övergångsfrekvensen till arbete (högra skalan) per kalendermånad under Harkmans undersökningsperiod. Särskilt spännande är att se om den höga koefficienten för specifikationen vakanser/arbetslösa är beroende av stark samvariation mellan nyanmällda jobb och kalendertidsbestämd övergång till arbete.

I diagrammet för män sammanfaller kurvan för nyanmällda lediga platser med kurvan för övergångsfrekvens till arbete påtagligt nära. Att de två kurvorna skiljer sig lite i början av undersökningsperioden och i slutet av uppföljningsperioden kan förklaras av inströmningen av nya arbetslösa i förhållande till kvarstående. I slutet av uppföljningsperioden tillkommer inga nya arbetslösa som har lätt att få jobb. I början finns mest bara nybliv-

Diagram 2. Månadsvis nyanmälda lediga platser (vänstra skalan) jämfört med andelen arbetslösa män som fått reguljärt jobb (högra skalan) per kvartal.

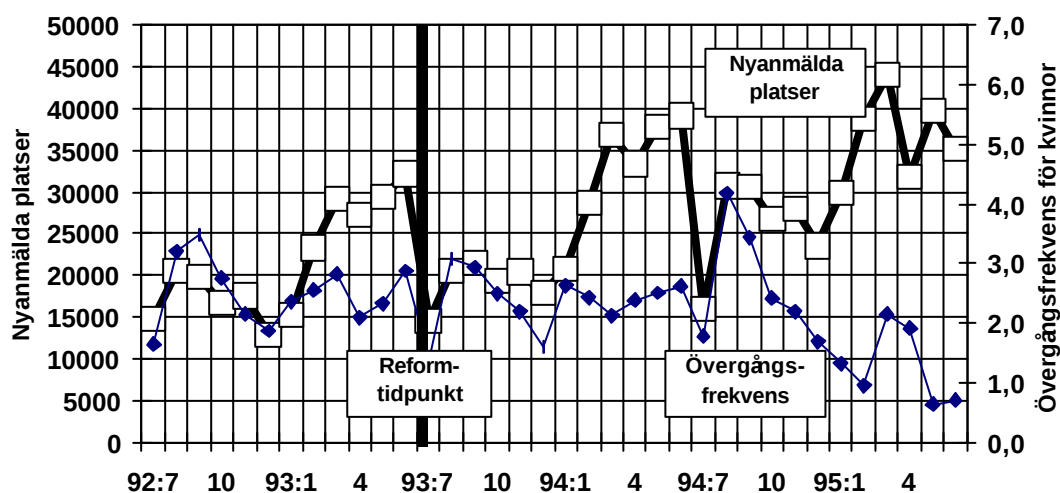


na arbetslösa i undersökningsgruppen och få som varit arbetslösa ett halvår eller längre och därmed har svårt att få jobb.

Motsvarande kurvor i *diagram 3* för kvinnor sammanfaller däremot knappast alls under hela undersökningsperioden och inte bara i slutet.

Några olika förklaringar till denna skillnad är möjliga. En första förklaring utgår från utbudssidan och de arbetslösas beteende. Män är praktiskt taget okänsliga för arbetslöshetsförsäkringen. De söker och tar de jobb som

Diagram 3. Månadsvis nyanmälda lediga platser (vänstra skalan) jämfört med andelen arbetslösa kvinnor som fått reguljärt jobb (högre skalan) per kvartal.



blir tillgängliga. Kvinnor och särskilt unga kvinnor däremot påverkas starkt av arbetslöshetsförsäkringen som alternativ till försörjning genom arbete och söker och tar inte tillgängliga jobb lika aktivt som män.

En andra förklaring utgår från efterfrågesidan. De jobb som tillkom under undersökningsperioden 1992-1995 var mest jobb i mansdominerade yrkesområden medan stora delar av den offentliga sektorn började tillämpa anställningsstopp och friställningar just under denna period. Vi har tills vidare inte kunnat belägga en sådan skillnad i nyanmällda lediga jobb.

En tredje typ av förklaring är att kvinnor och män vid uppkommen arbetslöshet beter sig olika på arbetsmarknaden till följd av skillnader mellan män och kvinnor i hur familjeförpliktelser uppfattas och uppfylls. Vår undersökning belägger stora sådana skillnader men dessa skillnader förklarar inte varför arbetslöshetsförsäkringen och förändringen i ersättningsgraden har så olika samband med övergången till arbete bland kvinnor och bland män.

En fjärde typ av förklaring är att koefficienten för reformeffekten är en statistisk artefakt. Den uppkommer till följd av den stora komplexiteten i de sociala processer som omger reformeffekten definierad som *skillnaden-i-förändring* mellan en grupp som påverkas och en annan grupp som inte påverkas av reformen. För denna tolkning talar att ingen reformeffekt kan beläggas i IFAUs undersökning när övergång till arbete uppdelas på skilda kategorier, att reformeffekt bara kan uppmätas för "summan" av övergångar till de olika typerna av "arbete", att reformeffekten varierar starkt mellan olika grupper och att osannolikt höga elasticiteter kan uppmätas. Motsvarande fenomen återfinns alltså när vi analyserar 1993 års sänkning av ersättningsgraden med likartad metod, ansats och variabelspecifikationer som i IFAU-studien.

Det är denna fjärde typ av förklaring som får det starkaste stödet när vi på nytt granskar den anticipatoriska beteendeanpassning som IFAU-forskarna anser sig ha identifierat och prövar hur den utfaller i anslutning till 1993 års reform.

7. Den anticipatoriska beteendeeffekten

IFAU-forskarna fäster i sin rapport stort avseende vid den s k anticipatoriska beteendeeffekten bland de arbetslösa. Den visade sig enligt deras tolkning i att man fick signifikanta koefficienter för reformeffekten också för tidpunkter flera månader innan reformen trädde i kraft. Hypotesen om anticipatorisk beteendeanpassning härleder de ur sökteorin.

En framtida nedskärning av ersättningsgraden skulle teoretiskt fungera på samma sätt som ett ersättningssystem med två nivåer, en initial relativt hög nivå och en lägre efter viss arbetslöshetstid. Den optimala beteendeanpassningen för arbetslösa skulle vara att låta reservationslönen sjunka fram till reformens ikraftträdande och ha en konstant reservationslön därefter.¹⁵ Övergångarna skulle därmed öka allteftersom de arbetslösa närmar sig datum för reformens ikraftträdande.

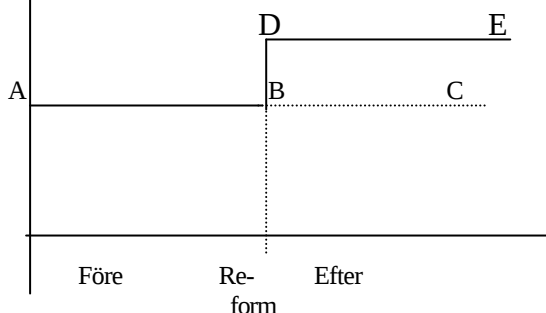
I reanalysen av IFAU-studien ställde vi oss tre frågor: (1) *Hur länge i förväg kan den antecipatoriska beteendeanpassningen rimligen börja?* Inte innan reformen offentliggörs och knappast innan den är vederbörligen beslutad av Riksdagen, kan man tycka. (2) *Förutsätter inte sådan antecipation att individen utgår från att arbetslösheten kan vara många månader framöver och till efter reformtidpunkten?* Nyttomaximerande arbetslösa som vet eller inte tror att de kommer att beröras ändrar knappast sökbeteende eller reservationslön. (3) *Hur går det logiskt ihop att man samtidigt uppmäter en "före/efter"effekt och en "antecipatorisk" effekt.* I så fall måste ju "före/efter" effekten vara underskattad.

I slutversionen för tidskriftspublicering försäkrar IFAU-forskarna att *antecipation* är rätt tolkning av de signifikanta koefficienterna och att förekomsten av antecipation förstärker deras slutsats att reformen påverkade de arbetslösas sökbeteende. I slutversionen lägger man också till ett svar på fråga (3). De skriver nämligen nu att det faktiskt är möjligt att deras uppmätta "före/efter" effekt (med den redan höga elasticiteten 1,6) är en underskattning av den verkliga effekten. Denna fråga skall vi nu utreda närmare.

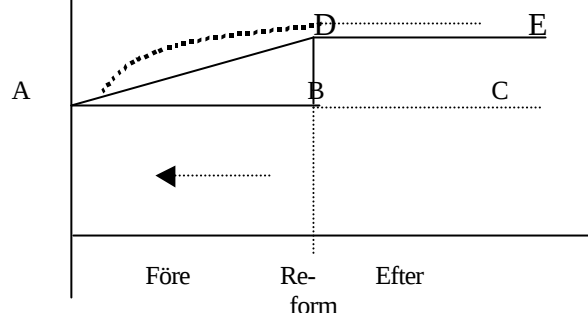
I *Figur 1* illustrerar linjen ABC övergångssannolikheten från arbetslöshet till arbete vid en given kompensationsnivå i arbetslöshetsförsäkringen. Vid B sänks kompensationsgraden vilket förmodas få som effekt att övergångsfrekvensen höjs med x procent enligt linjen DE. Antecipations-effekten mäts i IFAU-studien genom att reformtidpunkten successivt flyttas tillbaka i tiden. Detta förfarande medför emellertid en uttunnings-effekt som IFAU-forskarna inte uppmärksammat. Reformeffekten är ju den genomsnittliga skillnaden i övergång till arbete mellan efterperioden och föreperioden. Efterperiodens genomsnittligt högre nivå följer med men utblandas allt mer med efterperiodens genomsnittligt lägre nivå när reformtidpunkten successivt flyttas bakåt i tiden.

¹⁵ I modellerna testas dock inte direkt om reservationslönerna sjunker. Man testar om fler får arbete fortare bland dem som får sänkt arbetslöshetsersättning än bland dem som har oförändrad arbetslöshetsersättning. Och om man finner att så är fallet förutsätter man att det beror på att den sänkta arbetslöshetsersättningen lett till sänkt reservationslön vilket skulle göra det lättare att finna ett jobb.

Figur 1. Enkel reformeffekt som upp-träder omedelbart efter reformen trätt i kraft



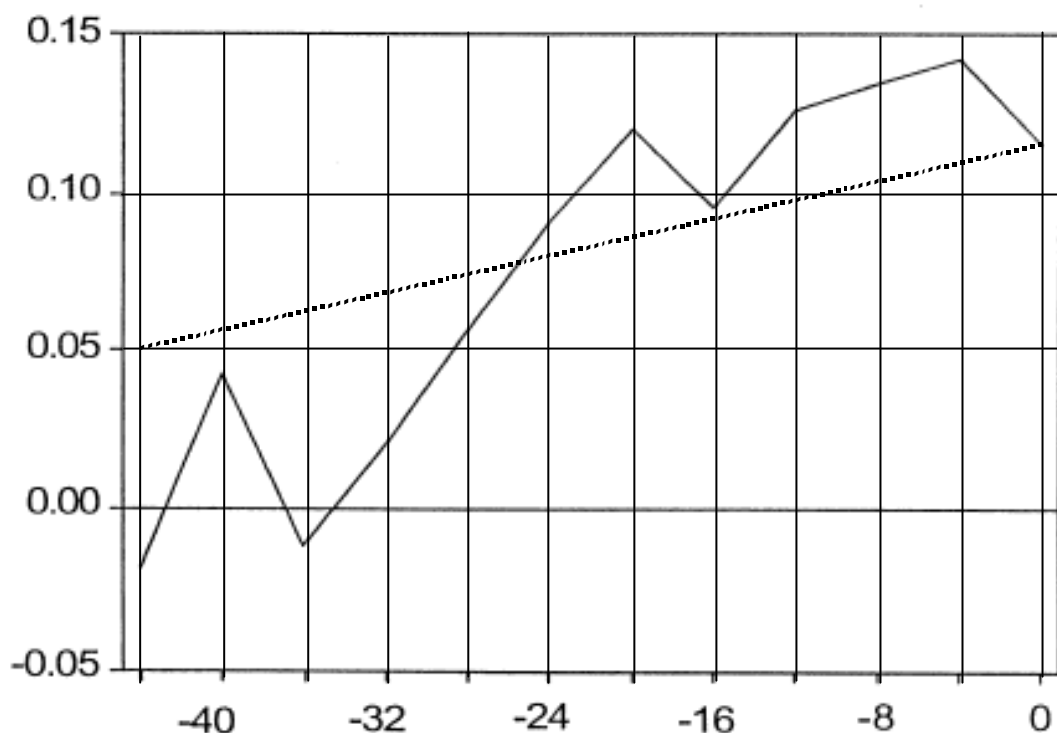
Figur 2. Reformeffekt med antecipatorisk effekt och ut-tunningseffekt.



I *Figur 2* illustrerar den heldragna linjen AD den successiva "uttunning" av reformeffekten som uppstår när reformtidpunkten successivt flyttas bakåt i tiden en 4-veckorsperiod i taget. Den eventuella antecipatoriska effekten representeras av den streckade böjda linjen AD, vilken ju måste ligga ovanför den heldragna linjen för den uttunnade reformeffekten. För att en antecipatorisk effekt skall kunna anses belagd måste skillnaden mellan den streckade och den heldragna linjen vara statistiskt säkerställd.

Dessa resonemang kan så tillämpas på de resultat som redovisas av IFAU-forskarna i slutligt manus till tidskriften. Deras tolkning verkar vara baserad på att fyra av de fem koefficienterna fram till tjugonde veckan (ca mitten av augusti 1995) i *Diagram 4* är statistiskt säkerställda. (Det meddelas i en not att standardfelet är 0,05 vilket gör koefficienter över 0,10 statistiskt säkerställda enligt konventionella kriterier.) Därvid tar emellertid IFAU-forskarna hjälp av "uttunningseffekten". Om den borträknas finns naturligtvis ingen statistiskt säkerställd antecipatorisk beteendeförändring belagd av IFAU-forskarna. Om den antecipatoriska beteendeförändringen skall börja redan från och med det att reformen annonseras i regeringens proposition ca vecka 36 ligger flera av värdena på eller under den streckade linjen. Koefficienten för "reformeffekten" varierar kring den streckade linjen på ett sätt som implicerar att andra faktorer än ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen är verksamma, t ex ren slump eller smärre förändringar i antal och typ av nytillkomna lediga jobb. Slutsatsen måste således vara att IFAU-forskarna inte belagt någon antecipatorisk beteendeförändring i sitt material.

Diagram 4. Koefficienten för "reformeffekten" när reformtidpunkten successivt flyttas bakåt i tiden enligt Figur 6 i IFAU-rapporten samt (streckad linje) den successivt uttunnade reformeffekten



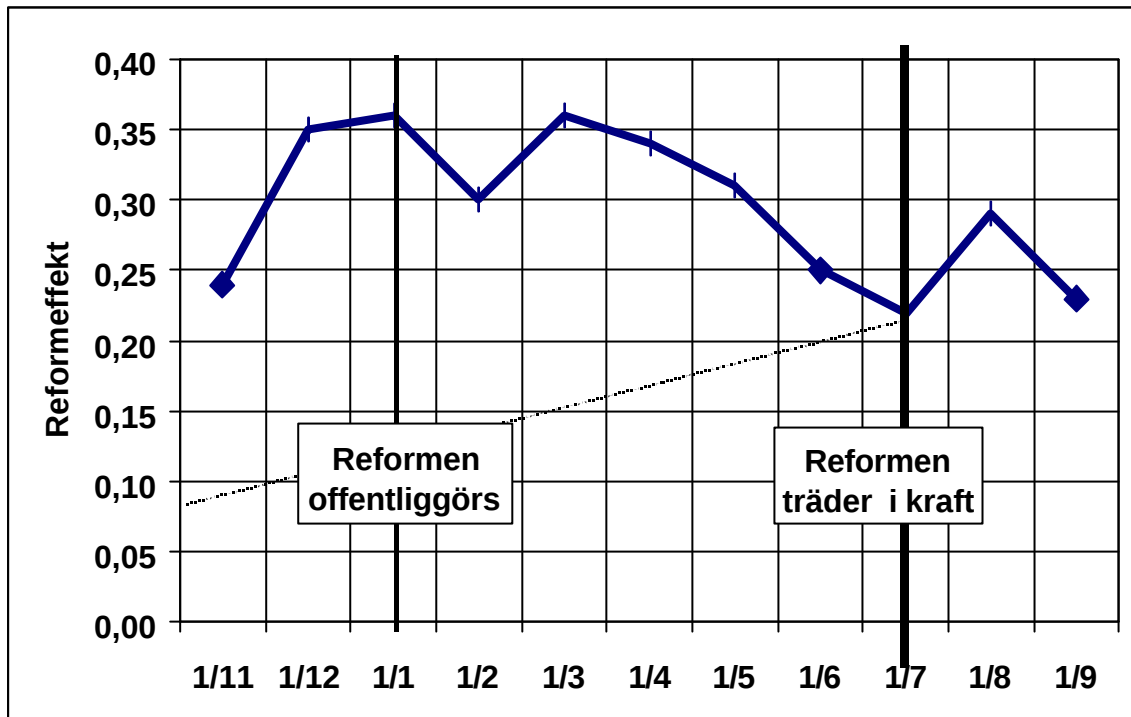
I vår replikation av IFAU-studien med marginell skillnad i skattningsmetod börjar "antecipationen" redan i maj, dvs när reformen knappt var annonserad av regeringen och innan den var beslutad av Riksdagen. Dessutom visade sig reformeffekten avta ganska snabbt när vi flyttade reformtidpunkten framåt i tiden - efter den verkliga reformtidpunkten. Att koefficienten för reformeffekten såunda kunde skattas signifikant i IFAU-studien långt innan reformen trädde i kraft försvagade enligt vår tolkning tilltron till att den alls representerade någon reformeffekt.

Med dessa resonemang i bakgrunden övergår vi nu till att pröva om 1993 års sänkning av ersättningsgraden med tio procentenheter från 90 till 80 procent föregicks av någon anticipatorisk beteendeanpassning.

7.1 "Antecipationen" vid 1993 års reform

Enligt *Diagram 5* är koefficienten för reformeffekten faktiskt *högre* när efterperiodens början simuleras för varje tidpunkt före den verkliga, dvs den 1/7 1993! Den är också tydligt skild från den successivt uttunnade reformeffekten som representeras av den streckade linjen. Uttolkad som antecipation skulle alltså beteendeanpassningen till den lägre ersättnings-

Diagram 5. Estimat för "reformeffekten" när reformtidpunkten successivt tidigareläggs respektive senareläggs en månad i taget. Gäller endast övergång till reguljärt arbete.



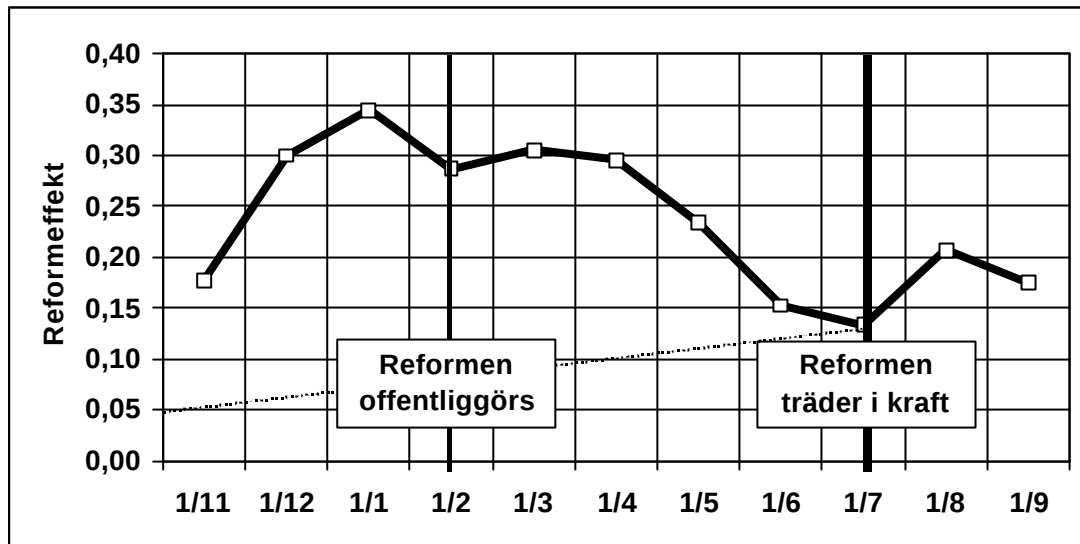
graden i arbetslöshetsersättningen ha börjat redan innan reformen offentliggjordes.

Koefficienten för "reformeffekten" mäter skillnaden i förändring före/efter en verklig eller simulerad reformtidpunkt mellan arbetslöshetsförsäkrade och icke arbetslöshetsförsäkrade. Kurvan i *Diagram 5* säger således att de arbetslöshetsförsäkrades förändring i chansen att få jobb efter varje simulerad reformtidpunkt är större än icke arbetslöshetsförsäkrades.

Förödande för hypotesen om anticipatorisk beteendeanpassning är emellertid att vi får en "reformeffekt" också för tidpunkter då det inte finns någon reform vare sig beslutad eller offentliggjord. Bevisvärdet för den koefficient som framräknas för själva reformtidpunkten den 1 juli 1993 blir då också ringa. Man kan inte med någon som helst säkerhet säga vad koefficienten för reformeffekten egentligen mäter.

I *Diagram 6* och *7* redovisas skattningar av koefficienten i separata modeller för män och kvinnor. Koefficienten för reformeffekten i modellen för männen är såsom redovisats tidigare inte signifikant för efterperioden när den börjar vid punkten för reformens ikraftträdande. Koefficienten är däremot tydligt högre och starkt signifikant när efterperioden får börja en bit före reformen men också för två av tidpunkterna före det att reformen offentliggörs.

Diagram 6. Estimat för "reformeffekten" i separat modell för män när reformtidpunkten successivt tidigareläggs respektive senareläggs en månad i taget. Gäller endast övergång till reguljärt arbete.



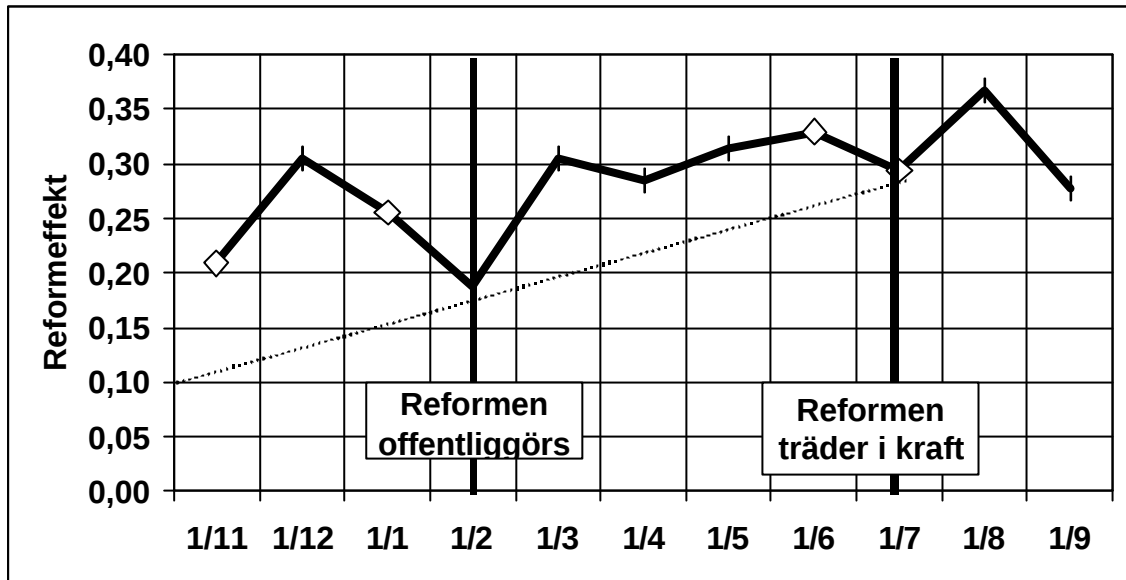
Här finner vi också en tydlig skillnad i förhållande till den successivt uttunnade reformeffekten enligt den skuggade linjen. Koefficienten är som högst månaderna innan sänkningen offentliggjordes.

För kvinnorna får vi enligt *Diagram 7* ett motsatt mönster. Koefficienten blir hög och signifikant när den beräknas vid tidpunkten för reformens ikraftträdande. Den fortsätter att vara hög och signifikant när reformtidpunkten successivt flyttas bakåt i tiden före reformtidpunkten utom i samband med själva offentliggörandet. Den är hög och signifikant också innan reformen offentliggjordes.

Den ofrånkomliga tolkningen måste vara att den höga koefficienten för reformeffekten bland kvinnorna inte kan tolkas kausalt. Den är inte specifik för reformens ikraftträdande och heller inte för tiden efter reformens offentliggörande med en tänkt anticipatorisk effekt.

En vetenskaplig teori utsätts för sin mest sägande prövning om forskaren ur den övergripande teorins antaganden härleder en tillspetsad hypotes – tillspetsad i meningen överraskande, icke-trivial – som dessutom är tydligt prövbar. IFAU-forskarna redovisar en empirisk prövning av anticipationshypotesen som därmed med råge uppfyller kriterierna för en spetshypotes.

Diagram 7. Estimat för "reformeffekten" i separat modell för kvinnor när reformtidpunkten successivt tidigareläggs respektive senareläggs en månad i taget. Gäller endast övergång till reguljärt arbete.



De hävdar kategoriskt att utfallet av prövningen stärker tilltron till deras tolkning att den uppmätta effekten före/efter den verkliga reformtidpunkten faktiskt representerar beteendeförändringar orsakade av förändringen i arbetslöshetsförsäkringen. Vår granskning visar att deras prövning är ofullständig och missvisande och att signifikant koefficient för reformeffekten kan erhållas innan reformen ens annonserats.

Om en spetshypotes faller återverkar dess funktion av spetshypotes bakåt på trovärdigheten i utfallet av prövningen av huvudhypotesen. Varje tolkning av koefficienten för reformeffekten i IFAU-undersökningen av 1996 års sänkning, respektive av Harkmans och vår undersökning av 1993 års sänkning, som en verifiering av söketeorins antaganden om sökintensitet och reservationslön blir problematisk såväl teoretiskt som empiriskt.

8. Våra resultat rekapitulerade

1. Vi fann ingen statistiskt säkerställd reformeffekt av 1993 års sänkning av ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen från 90 till 80 procent när "övergång till arbete" definierades såsom i tidigare studier genom sammanlagning av vissa avregistreringsorsaker i arbetsförmedlingarnas register.

2. Vid uppdelning på olika avregistreringsorsaker fann vi till skillnad från i IFAU-studien en hög och starkt signifikant koefficient för reformeffekten för kategorin "reguljärt arbete" men inte för övriga avregistreringsorsaker. För reguljärt arbete fann vi en låg och knappt signifikant koefficient som uttryck för skillnaden mellan att ha och inte ha någon arbetslöshetsförsäkring. En möjlig implikationen är att övergångsfrekvensen (och sök-beteendet?) skulle påverkas mer av en 10-procentig sänkning av ersättningsgraden än av att ha noll i ersättningsgrad jämfört med att ha 80-90 procent.

3. När vi estimerade en separat modell för män för övergång till reguljärt arbete fann vi (a) ingen statistiskt säkerställd koefficient för reformeffekten, (b) en svagt signifikant koefficient med "fel" tecken för skillnaden i övergång mellan arbetslösa som har respektive inte har arbetslöshetsförsäkring samt (c) stark samvariation i tiden mellan övergång till arbete och det aktuella vakansläget på den lokala arbetsmarknaden.

4. När vi estimerade motsvarande separata modell för kvinnor för övergång till reguljärt arbete fann vi (a) en hög och starkt signifikant koefficient för reformeffekten, (b) en hög och starkt signifikant koefficient med "rätt" tecken för skillnaden i övergång mellan arbetslösa som har respektive inte har arbetslöshetsförsäkring samt (c) föga samvariation i tiden mellan övergång till arbete och det aktuella vakansläget på den lokala arbetsmarknaden.

5. När vi estimerade separata modeller för kvinnor yngre än 30 år respektive 30-54 år fann vi en extremt hög och starkt signifikant koefficient för de yngre kvinnorna implicerande en elasticitet på 3,4, högt ovanför det internationellt etablerade intervallet 0,2 – 0,9. För kvinnor 30-54 år var motsvarande koefficient inte statistiskt säkerställd.

6. När vi estimerade modeller med simulering av andra tidpunkter för reformens ikraftträdande fick vi liknande extremt höga och starkt signifikanta koefficienter för reformeffekten för andra tidpunkter än den verkliga och då också för tidpunkter innan reformen faktiskt beslutats av Riksdagen - ja, innan den ens annonserats som förslag av Regeringen.

8.1 Slutsats

Den experimentliknande ansatsen med *före/eftermätning* av arbetslöshetsperiodernas varaktighet och med *skillnaden-i-förändring* i varaktigheten mellan experimentgrupp och kontrollgrupp uttolkad som "reformeffekt" ger här inga säkra slutsatser om existensen av en reformeffekt.

9. Teoretiska, metodologiska och empiriska implikationer

Att arbetslöshetsförsäkringen kan ha någon effekt på arbetslösas sökbeteende är knappast ifrågasatt. Också för lekmannen förefaller det rimligt att tro att en generös arbetslöshetsförsäkring kan bidra till att arbetslösa säger nej till erbjudna jobb och heller inte söker jobb lika effektivt som de skulle göra om ersättningen var lägre och kraftigt tidsbegränsad. Diskussionen i ekonomisk forskning gäller mest hur stor den effekten kan tänkas vara. Den internationellt utvecklade sökteorin inom labor economics byggd på konventionella nyttomaximeringsantaganden, ger utrymme för starka hypoteser om beteendeeffekter av förändringar i ersättningsgraden i försäkringen.

Dock har det visat sig svårt att verifiera sökteorins hypoteser om arbetslöshetsförsäkringens effekter. Det går att förstå att IFAU-forskarna accepterat ett resultat med höga reformeffekter och därmed högt nyhetsvärde, särskilt som den experimentliknande ansatsen, den statistiska metoden och det stora datamaterialet till synes ger god grund för resultatet. Uppsatsen seminariebehandlades vid flera institutioner i Sverige och utomlands och utsattes för sedvanlig granskning (s k peer review) innan den accepterades för publicering i *Economic Journal*, en av de högst rankade tidskrifterna på området.

Likväl visar sig IFAU-forskarnas resultat vid en ingående granskning med reanalys av data vara behäftade med en rad svagheter, vilka sammantagna gör att deras huvudresultat om reformeffekt och antecipatorisk beteendeförändring måste avfärdas. Denna slutsats får ökad tyngd när vi prövar om deras huvudresultat eller våra kritiska fynd i reanalysen replikeras i ett annat empiriskt material om en annan liknande och större förändring av arbetslöshetsförsäkringen. Det vi redovisat i denna rapport är att de kritiska fynden replikeras – inte IFAU-forskarnas reformeffekt och antecipatoriska beteendeförändring.

Att det kan vara svårt att verifiera ”stark” teori baserad på konventionella nyttomaximeringsantaganden är inte något som umärker bara forskningen om arbetslöshetsförsäkringens effekter på arbetsutbudet. Detta öde delar söketeorikerna med skatteforskarna som sökt empiriskt verifiera de teoretiskt härledda höga effekterna på arbetskraftsutbudet av sänkta marginalsatser och mest bara kunnat identifiera små effekter.¹⁶

¹⁶ Se Agell, m fl (1995) för undersökningar av svenska förhållanden och Slemrod (2001) för en mera generell sammanfattning.

9.1 Var brister kedjan?

Enligt sökteorin skall vi vänta oss att en förändring av kompensationsgraden i arbetslöshetsersättningen leder till förändringar i arbetslöshetsförsäkrade arbetslösas sökintensitet och reservationslön. Dessa förändringar förväntas i sin tur leda till att övergångarna från arbetslöshet till arbete ökar respektive minskar beroende på om arbetslöshetsersättningen sänks eller höjs.

Det som faktiskt provas med IFAU-forskarnas ansats är emellertid om övergångarna till arbete ökade mer/minskade mindre bland dem som påverkades av sänkningen än bland dem som inte påverkades av sänkningen. *Den mellanliggande kedjan av antaganden provas inte empiriskt.* Man kan inte ens i grova drag belysa den mellanliggande processen.

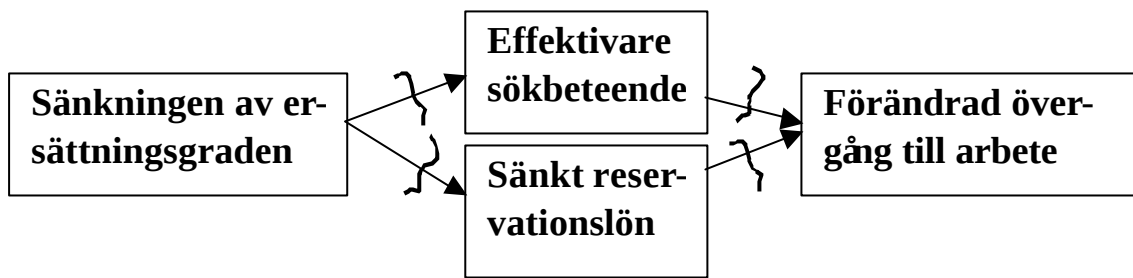
Ledde sänkningen av ersättningsgraden till att de arbetslöshetsförsäkrades sökbeteende intensifierades/effektiviserades och/eller till att de sänkte sina reservationslöner? Det vet vi inte. Beror den uteblivna reformeffekten kanske på att sökbeteendet ändrades men inte reservationslönen eller vice versa; reservationslönen sänktes men sökbeteendet ändrades inte. Om reformen varken ledde till effektivare sökbeteende eller till sänkta reservationslöner kommer vi inte att finna någon reformeffekt och möjligen inte heller om inte båda förändrades samtidigt.

Ledde de eventuella förändringarna i sökbeteende och/eller reservationslön, som eventuellt orsakades av reformen, till att jobbchanserna ökade jämfört med hur de förändrades bland arbetslöshetsförsäkrade vars ersättning inte förändrades? Skillnad i förändringen fann vi i vissa men inte i alla fall. Och i vissa av fallen var skillnaden i förändringen absurt stor. Några belägg för att skillnaden i förändring uppkom genom ändringar i sökbeteende och/eller reservationslön redovisas inte.

Här måste IFAU-forskarna förmoda att antagandena bekräftas av att de finner den predicerade *skillnaden-i-förändringen*. Denna förmodan förutsätter att de kunnat utesluta alternativa förklaringar till skillnaden i förändringen med hjälp av kontrollvariablerna i modellen. Det har de dock inte lyckats med. I alla modeller får de en kvarstående oförklarad skillnad mellan experimentgrupp och kontrollgrupp när alla kontrollvariabler satts in. I och för sig elimineras denna kvarstående oförklarade skillnad rent tekniskt men därmed elimineras inte att här finns stort utrymme för okontrollerade kausala faktorer.

Man kan tänka sig att sökbeteendet primärt bestäms av den arbetslöses (korrekta/inkorrekta) perception av tillgången på relevanta jobb. Då kan täckningsgraden i arbetsförmedlingens registrering av nytilkomna lediga jobb bli en länk i kedjan, nämligen i den utsträckning som den arbetslöse förlitar sig på arbetsförmedlingens information.

Figur 3. Modellen med mellanliggande antaganden



Kedjan av antaganden kan brista vid var och en av länkarna. Kedjan kan brista mellan sänkningen av ersättningsgraden och den hypotetiska ändringen av sökbeteendet eller reservationslönen. Anledningar till att kedjan brister redan vid denna länk kan vara att de arbetslöshetsförsäkrade, av vilka en del kommer att bli arbetslösa under undersökningsperioden, (a) måste ha uppmärksammat nyheten om arbetslöshetsförsäkringen, (b) förstått och värderat innebörden av sänkningen av kompensationsgraden för egen del, (c) lagt saken på minnet, (d) beslutat att söka intensivare och/eller ställa något lägre krav vid arbetslöshet och, slutligen också (f) verkligen agerat enligt detta beslut.

Länkarna i denna mera detaljerade kedja kan bli svaga därför att den arbetslöse har ofullständig eller felaktig information om den lokala arbetsmarknaden. Den arbetslöse sänker sina anspråk men söker inte intensivare eftersom arbetsförmedlingen givit beskedet att det inte finns några lediga jobb på orten. Ett sådant besked från arbetsförmedlingen kan naturligtvis också vara helt korrekt och då hjälper varken intensifierad sökaktivitet eller sänkta anspråk.

Kedjan kan alltså också brista mellan det ändrade sökbeteendet och/eller reservationslönen och chansen att få jobb. I en massarbetslöshetssituation kan arbetsgivarens urvalskriterier bli helt bestämmande för vem av ett stort antal sökande som får det lediga jobbet. Den nyttomaximerande arbetsgivaren anställer inte nödvändigtvis den ivrigaste av de jobbsökande eller den som erbjuder sig att ta jobbet till lägre lön än andra. Bland urvalskriterierna är inte de arbetslösas sökintensitet eller lönekrav de mest rationella för arbetsgivarna att använda. Sökintensitet eller lönekrav har betydelse för arbetsgivarens urval endast i den mån de kan förmodas ha samband med de sökandes arbetsproduktivitet i praktiken.

Slutligen kan också makroekonomiska faktorer bli de avgörande för vilka arbetslösa som får jobb snarare än de arbetslösas eller arbetsgivarnas beteende på mikroplanet. I ett läge med stora förändringar i nivå och struktur på slutlig efterfrågan i ekonomin kommer förändringarna i tillgången på - och typen av - ledigblivna jobb bli bestämmande för vilka kategorier som

få jobb. Det kan t ex samtidigt bli högkonjunktur i exportindustrin och i praktiken anställningsstopp i den offentliga sektorn. Då får friställda (män) ur industrin jobb medan friställda (kvinnor) ur offentlig sektor inte får jobb.

9.2 Ett kvasiexperiment är inte ett kontrollerat experiment

Den experimentliknande ansatsen med *före/eftermätning* av arbetslöshetsperiodernas varaktighet och med *skillnaden-i-förändring* i varaktigheten mellan experimentgrupp och kontrollgrupp uttolkad som ”reformeffekt” ger här inga säkra slutsatser om existensen av en reformeffekt. Den metodologiska slutsatsen drog vi efter att ha rekapitulerat våra resultat av analysen av 1993 års sänkning av ersättningsgraden i arbetslöshetsersättningen.

Denna slutsats kan generaliseras och användas som illustration till Angrist & Kruegers kategoriska uttalande (1999) att ”Causality can never be proved in non-experimental data” i *Handbook of Labour Economics*. Deras uttalande gäller särskilt den ansats som här tillämpats.¹⁷ Meyer (1994) varnar särskilt för reservationslösa slutsatser när kontrollgruppen är olik experimentgruppen i socioekonomiska avseenden och samma konjunkturförlopp därför kan påverka grupperna på olika sätt. Vår reanalys av IFAU-studien av 1996 års reform och ännu tydligare analysen av 1993 års reform visar att kvinnor och män påverkades olika av samma konjunkturförlopp.

9.3 Problem i de empiriska specifikationerna

En helt annan uppslagsända till förklaringar till att starka hypoteser härledda ur sökteorin inte får stöd är att i stället granska modellerna och de empiriska specifikationerna i respektive modell. Nästan alla kontrollvariabler som används i modellerna mäts med hög reliabilitet och relevans. Det gäller i hög grad demografiska karaktäristika och - om än i lägre utsträckning - utbildning och yrkeserfarenhet. Effekterna av utbildning och yrkeserfarenhet blir starkare om de två variablerna såsom Harkman gjort specificeras som utbildning för respektive erfarenhet i sökt yrke snarare än som allmän utbildningsnivå och år i arbetslivet såsom IFAU-forskarna gjort. I Harkman men inte i vår analys av 1993 års sänkning saknas uppgifter om de arbetslösas familjeförhållanden, vilka är viktiga för både kvinnors och mäns arbetsutbud.

Den potentiellt viktigaste kontrollvariabeln är emellertid det lokala arbetsmarknadsläget. Dess vikt följer av att det måste finnas jobb att söka

¹⁷ I deras uppsats ”Empirical Strategies in Labour Economics” gäller det kategoriska uttalandet särskilt den s k Difference-in-Difference-strategy som vi här översatt med ”skillnad-i-förändring”.

för att sökbeteende och/eller reservationslön alls skall kunna spela någon roll. Det svårtlösta problemet är att specifikationen bör gälla inte bara hur antalet lediga jobb förändras utan också hur antalet jobb av relevant typ för de arbetslösa lokalt förändras. Så länge man inte i modellen kan kontrollera för förändringarna i det lokala arbetsmarknadsläget i dessa avseenden mera specifikt finns stort utrymme för uppkomst av icke tolkningsbara koefficienter för reformeffekten av den typ som vi funnit.

IFAU-forskarna specificerade det lokala arbetsmarknadsläget som det månatliga arbetslöshetstalet totalt, dvs. öppen arbetslöshet och personer i åtgärder i procent av arbetskraften i kommunen. Den visar sig ha litet eller inget förklaringsvärde när det gäller chansen att finna ett jobb, ett förhållande som inte kommenteras i IFAU-rapporten. Man har nöjt sig med förmodandet att det låga utfallet för denna specifikation av det lokala arbetsmarknadsläget förklaras av att den regionala dummyn och tidsdummyn, vilka ingår i modellen, fångar upp mycket av variationen i arbetsmarknadsläget.

I vår replikation av IFAU-studien sökte vi först få fram en mera relevant specifikation av arbetsmarknadsläget genom att gå utöver kommunen till s.k. lokala arbetsmarknader. Därvid behandlas större städer med omgivande inpendlingsområden som en arbetsmarknad. Vidare gjorde vi specifikationen i termer av nyanmällda lediga jobb i relation till befolkningen 16-64 år, vilket vi ansåg vara en mera relevant specifikation än arbetslöshetstalet. Slutligen gjordes specifikationen separat för två sektorer, kommunsektorn respektive övriga jobb. Utfallet blev en klart säkerställd koefficient för kommunsektorjobben men inte för ”övriga jobb”, dock utan den förväntade höga elasticiteten

Harkmans specifikation i termer av nyanmällda lediga jobb i förhållande till antalet arbetslösa länsvis ger en högre implicerad elasticitet. Detta gäller dock bara för männen, visar vår reanalys. Med hans specifikation spelar det lokala arbetsmarknadsläget ingen roll för kvinnors chans att få jobb, vilket förefaller mycket märkligt.

Den stora felkällan i vår och i Harkmans specifikation av det lokala arbetsmarknadsläget är arbetsförmedlingens registrering av lediga platser. Harkmans ”vakanskvot” bestäms av hur arbetsförmedlingen registrerar lediga platser i täljaren och antalet arbetslösa i nämnaren. Känt är att arbetsförmedlingen registrerar de arbetslösa inte långt från 100-procentigt medan arbetsförmedlingarnas täckningsgrad i genomsnitt över hela landet ligger kring 35 procent av antalet tillsatta lediga platser.

I jakten på förklaringar till den ringa effekten av det lokala arbetsmarknadsläget på sannolikheten att hamna i jobb enligt modellerna har vi också kunnat visa att de varaktighetsberoende övergångssannolikheterna (hasar-

derna) inte fångar in variationen i nyanmälda lediga platser därför att säsongvariationen i vakanstalen är ganska extrem. En möjlighet kan vara att utveckla modeller med kalendertidsberoende övergångssannolikheter.

Vi kan naturligtvis inte säga hur koefficienten för reformeffekten kommer att påverkas av en mera relevant specifikation av det lokala arbetsmarknadsläget. Det viktigaste resultatet med en mera relevant specifikation kan vara att de oförklarliga "reformeffekterna" när ingen reform är aktuell försvinner. Så länge modellen ger höga och starkt signifikanta koefficienter för reformeffekten också för tidpunkter då det inte finns någon "reform" beslutad av Riksdagen eller ens föreslagen av regeringen måste den anses vara helt felspecificerad.

Referenser:

- Agell, J., Englund, P & J. Södersten (1995) *Svensk skattepolitik i teori och praktik 1991 års skattereform*. Bilaga 1 till SOU 1995:104.
- Angrist, J. & A. Krueger (1999), "Empirical Strategies in Labour Economics" i Ashenfelter, O. & D. Card (eds) *Handbook of Labour Economics*, Vol 3A, North-Holland.
- Arumpalam, W & M. Stewart (1995) "The Determinants of Individual Unemployment Durations in an Era of High Unemployment", *Economic Journal*, vol 105.
- Carling, K., Edin, P-A., Harkman, A., & Be. Holmlund (1996) "Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labour Market Programs in Sweden." *Journal of Public Economics* 59.
- Carling, K, Holmlund, B. & Altin Vejsiu (1999 och 2001) "Do benefit cuts boost job findings? Swedish evidence from the 1990s." IFAU Working paper 1999:8, Uppsala och kommande i *Economic Journal* 2001.
- Harkman, A. (1997) "Arbetslöshetsersättning och arbetslöshetstid – vilken effekt hade sänkningen från 90 till 80 procents ersättningsnivå?" i *Arbetslöshetsersättningen och arbetsmarknadens funktionssätt*. Arbetsmarknadsstyrelsen Ura 1997:1.
- Johansson, S. och J. Selén (2000): "Arbetslöshetsförsäkringen och arbetslösheten – En reanalys av IFAUs studie." FIEFs Arbetsrapportserie, Nr. 162.
- Johansson, S, Lundborg, P & J. Zetterberg (2000) *Massarbetslöshetens karaktär och vägarna till full sysselsättning*. Andra reviderade upplagan, FIEF, Stockholm.
- Korpi, T. (1998) "The Unemployment Process Studies in Search, Selection, and Social Mobility in the Labor Market." Stockholm University.
- Meyer, B. D., (1994), "Natural and Quasi-Experiments in Economics", NBER Technical Working Paper No 170.
- Slemrod, J. (2001) "A General Model of the Behavioral Response to Taxation" i *International Tax and Public Finance*, 8, 119-128.

Working Paper Series/Arbetsrapport

FIEF Working Paper Series was initiated in 1985. A complete list is available from FIEF upon request. Information about the series is also available at our website on URL <http://www.fief.se/Publications/WP.html>.

1998

146 **Lundborg, Per** and **Segerstrom, Paul S.**, "The Growth and Welfare Effects of International Mass Migration", 31 pp.

147 **Aronsson, Thomas, Blomquist, Sören** and **Sacklén, Hans** "Identifying Inter-dependent Behavior in an Empirical Model of Labor Supply", 26 pp.

148 **Andersson, Linda, Gustafsson, Ola** and **Lundberg, Lars** "Structural Change, Competition and Job Turnover in the Swedish Manufacturing Industry 1964-96",

1999

149 **Vartiainen, Juhana**, "Job Assignment and the Gender Wage Differential: Theory and Evidence on Finnish Metalworkers", 24 pp.

150 **Gustavsson, Patrik** and **Nordström, Jonas**, "The Impact of Seasonal Unit Roots and Vector ARMA Modeling on Forecasting Monthly Tourism Flows", 21 pp.

151 **Zetterberg, Johnny**, "Arbetslöshetstider i Sverige – utvecklingen 1976-1997", 45 s.

152 **Hansson, Pär**, "Relative Demand for Skills in Swedish Manufacturing: Technology or Trade?", 36 pp.

153 **Lundborg, Per**, "Work Morale and Economic Growth", 25 pp.

154 **Agell, Jonas** and **Lundborg, Per**, "Survey Evidence on Wage Rigidity: Sweden in the 1990s", 31 pp.

155 **Vartiainen, Juhana**, "Relative Wages in Monetary Union and Floating", 20 pp.

156 **Persson, Joakim**, "Demographic and Per Capita Income Dynamics: A Convergence Study on Demographics, Human Capital, and Per Capita Income for the US States", 42 pp.

157 **Agell, Jonas, Persson, Mats** and **Sacklén, Hans**, "Labor Supply Prediction When Tax Avoidance Matters", 34 pp.

2000

158 **Antelius, Jesper**, "Sheepskin Effects in the Returns to Education: Evidence on Swedish Data", 17 pp.

159 **Erixon, Lennart**, "The 'Third Way' Revisited. A Revaluation of the Swedish Model in the Light of Modern Economics", 97 pp.

160 **Lundborg, Per**, "Taxes, Risk Aversion and Unemployment Insurance as Causes for Wage Rigidity", 16 pp.

161 **Antelius, Jesper** and **Lundberg, Lars**, "Competition, Market Structure and Job Turnover", 27 pp.

162 **Johansson, Sten** och **Sélen, Jan**, "Arbetslöshetsförsäkringen och arbetslösheten – En reanalys av IFAUs studie", 46 s.

163 **Edin, Per-Anders, Fredriksson, Peter** and **Lundborg, Per**, "Trade, Earnings, and Mobility – Swedish Evidence", 28 pp.

164 **Strauss, Tove**, "Economic Reforms and the Poor", 25 pp.

165 **Strauss, Tove**, "Structural Reforms, Uncertainty, and Private Investment", 31 pp.

2001

166 **Hansson, Pär**, "Skill Upgrading and Production Transfer within Swedish Multinationals in the 1990s", 27 pp.

167 **Arai, Mahmood** and **Skogman Thoursie, Peter**, "Incentives and Selection in Cyclical Absenteeism", 15 pp.

168 **Hansen, Sten** and **Persson, Joakim**, "Direkta undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder", 27 pp.

169 **Arai, Mahmood** and **Vilhelmsson, Roger**, "Immigrants' and Natives' Unemployment-risk: Productivity Differentials or Discrimination?", 27 pp.

170 **Johansson, Sten** och **Selén, Jan**, "Arbetslöshetsförsäkringen och arbetslösheten (2). Reformeffekt vid 1993 års sänkning av ersättningsgraden i arbetslöshetsförsäkringen?", 39 pp.