

Perspektiv på arbetskrafts- utbudets utveckling

av

Bertil Holmlund

Innehåll

1. Inledning	121
2. Befolkningsutvecklingen	122
2.1 Den naturliga folkökningen	122
2.2 Immigration och emigration	124
3. Arbetskraftstalens bestämningsfaktorer	126
3.1 Inledning	126
3.2 Referensram	127
3.3 Empirisk analys	130
3.3.1 Tvärtidsanalys på A-regiondata	130
3.3.2 Om löner och arbetskraftsdeltagande	133
3.3.3 Tidsserieanalys för olika åldersgrupper	135
4. Frånvaro och arbetstider	138
4.1 Arbetstidernas utveckling	138
4.2 Frånvaron inom industrin – empirisk analys	140
5. Kalkyler för 1985	147
5.1 Kalkylmodellen	147
5.2 Kalkyler för 1985	151
6. Sammanfattande kommentarer	153
Exkurs. Om sökaktivitet, arbetskraftsefterfrågan och förvärvskostnader	156
Referenser	160

1 Inledning

De sysselsättningsnivåer som framkommer ur IUI:s ekonometriska sektormodell är modelltekniskt helt efterfrågebestämda. Genom antaganden om arbetstidsutvecklingen per sektor omvandlas antalet arbetstimmar till antal sysselsatta personer. Arbetstidsantagandena ansätts exogent och är följaktligen oberoende av vilka värden modellens endogena variabler antar. Någon interaktion mellan arbetsmarknadens utbuds- och efterfrågesidor, t ex via lönebildningen, förekommer således heller inte. Eftersom kravet på full sysselsättning tillhör ett av den ekonomiska politikens mest centrala mål måste emellertid de beräknade sysselsättningstalen konfronteras med bedömningar av arbetskraftsutbudets utveckling. De statliga långtidsutredningarna har här traditionellt valt att stämma av sysselsättningsberäkningarna med de arbetskraftsprognoser som utförts av SCB:s prognosinstitut. Dessa prognoser har i allt väsentligt haft karaktären av framskrivningar av historiska trender. I 1976 års långtidsbedömning accepterade IUI med några modifieringar prognosinstitutets kalkyler. De avvikelser som gjordes baserades bl a på vissa antaganden om betydelsen av arbetskraftsefterfrågans sammansättning för arbetskraftsdeltagandet bland män och kvinnor.

SCB:s prognosinstitut har även för LU 78 utfört en arbetskraftskalkyl av traditionellt slag. Prognosperioden är där 1977–83, vilket utgör en av anledningarna till att vi inte utan vidare kunnat använda prognosinstitutets beräkningar. Ett annat motiv för en fristående bedömning är önskemålet att – åtminstone grovt – kunna studera hur alternativa scenarios för prognosperioden påverkar arbetskraftsutbudet. I huvudsakligen två avseenden avviker vår kalkylmetod från prognosinstitutets. För det första skattas invandrings- och utvandringsekvationer, vilka tillsammans relaterar nettoimmigrationens omfattning till industrisektorns arbetskraftsefterfrågan. För det andra estimeras funktioner för de relativa arbetskraftstalen, i vilka arbetskraftsefterfrågans sektoriella sammansättning ingår som argument. Såväl antalet personer i arbetsför ålder som antalet personer i arbetskraften blir således beroende av den ekonomiska utvecklingen under prognosperioden. Vår arbetskraftskalkyl kan karakteriseras som en modifierad trendbedömning, där trendmodifieringarna är av ovan angivet slag.

Denna studie är disponerad på följande sätt: I avsnitt 2 presenteras en befolkningsprognos tillsammans med en empirisk analys av immigration och emigration. Avsnitt 3 innehåller empiriska analyser av arbetskraftstalens variationer över tiden och mellan regioner. Avsnitt 4 ger en kortfattad

presentation av gjorda antaganden om frånvaro- och arbetstider, vilka "översätter" antalet arbetstimmar till antal personer i sektormodellen. Därutöver innehåller avsnittet en empirisk analys av frånvaron inom industrin. Avsnitt 5 presenterar huvudkalkylen för 1985 och i ett avslutande avsnitt förs en sammanfattande diskussion om bestämningfaktorer och utvecklingstendenser beträffande arbetskraftsutbudet.

2 Befolkningsutvecklingen

2.1 Den naturliga folkökningen

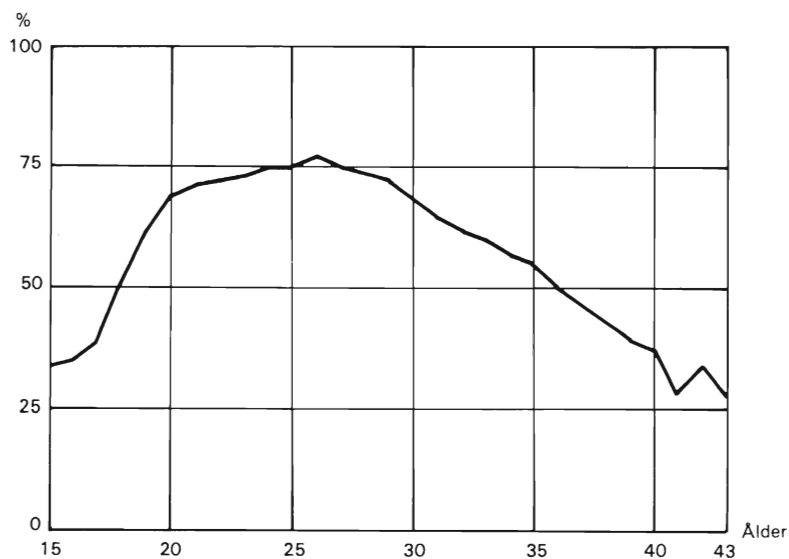
I flertalet länder i västvärlden har fruktsamheten sjunkit sedan mitten av 1960-talet. I Sverige har nedgången varit speciellt stark i de yngsta och äldsta åldrarna (figur 1). Det summerade fruktsamhetstalet¹ nådde 1977 sin lägsta nivå någonsin (1,6 barn per kvinna). För att befolkningen inte skall minska på lång sikt krävs – med bortseende från invandringen – betydligt högre fruktsamhetstal (ca 2,1 barn per kvinna).

Utvecklingen mot sjunkande fruktsamhet har sannolikt påverkat – och påverkats av – kvinnornas fastare bindning till arbetsmarknaden. Det är rimligt att här föreställa sig en kumulativ process, där attitydförändringar och ändrade ekonomiska betingelser ökar förvärvsarbetets attraktivitet. Genom de yrkeserfarenheter som arbetsmarknadsdeltagandet ger minskar benägenheten för yrkesavbrott för barnafödande.

Vi har inte försökt göra någon bedömning av hur alternativa antaganden beträffande fruktsamheten skulle påverka kvinnornas AK-tal. Tabell 1 sammanfattar den historiska utvecklingen och SCB:s prognos för 1985 (medelfolkmängd). Som framgår av tabellen väntas framför allt åldersgrupperna 16–24 år och 35–44 år öka fram till 1985. Antalsmässigt når ungdomsgruppen sin maximala storlek under 1980-talets andra hälft och sjunker enligt prognosen därefter fram till år 2000. Olika antaganden beträffande nettoimmigrationens omfattning påverkar i huvudsak arbets-

¹ Det genomsnittliga antalet barn som en kvinna föder under sin fruktsamma period.

Figur 1. *Fruksamheten 1977 i procent av fruktsamheten 1964*



Källa: SCB, Information i prognosfrågor 1978:5.

Tabell 1. *Befolkningsförändringar 1965–1985*
1 000-tal personer

Ålder	1965	1970	1977	1985A	1985B	Förändring 1977–1985B
16–19	510	447	425	473	505	80
20–24	594	662	561	563	585	24
25–34	916	1 096	1 294	1 115	1 140	-154
35–44	1 017	922	949	1 259	1 261	312
45–54	1 046	1 050	946	893	895	-51
55–64	934	986	991	928	929	-62
65–74	630	702	800	817	817	17
16–74	5 647	5 865	5 966	6 048	6 132	166

Anm: 1985A = befolkning givet en nettoimmigration = 0

1985B = befolkning givet en nettoimmigration = 10 000 per år

Källor: SOS, Befolkningsförändringar; SCB, Information i prognosfrågor 1978:5

kraften i åldrarna 16–34 år. Således kan man räkna med att ett årligt invandringsöverskott på 10 000 personer medför att antalet personer i åldrarna 16–34 år blir ca 80 000 fler år 1985 jämfört med ett nollinvandringsalternativ.

2.2 Immigration och emigration

Nettoinvandringen till Sverige har starkt varierat mellan olika år sedan början av 1960-talet. 1970 uppgick således immigrationsöverskottet till närmare 50 000 personer medan 1972 utmärktes av en flyttningsförlust gentemot utlandet på 12 000 personer.

Den strävan mot mer kontrollerad invandring som bl a införandet av krav på arbetstillstånd (1967) markerar, förefaller ha haft mycket begränsade verkningar på flyttningsströmmarna. En faktor av dominerande betydelse torde här vara den fria nordiska arbetsmarknaden, som bidragit till att främst den finska invandringen uppvisat stark konjunkturkänslighet; Finland har under perioden 1965–76 svarat för drygt 40 % av invandringen till Sverige. Mot bakgrund av denna finländska särställning har vi prövat regressionsmodeller för den totala invandringen till Sverige, där immigrationens omfattning (IM) relateras till antalet lediga platser inom svensk industri ($VIND$) och den finländska arbetslöshetsgraden (UF). Estimation av en linjär variant inklusive tidsförskjutna konjunkturvariabler ger (t -kvoter inom parenteserna):¹

$$IM = -2\,575 + 18,3VIND + 12,9VIND_{-1} + 435,6[UF + UF_{-1}] \quad R^2 = 0,94 \quad (1)$$

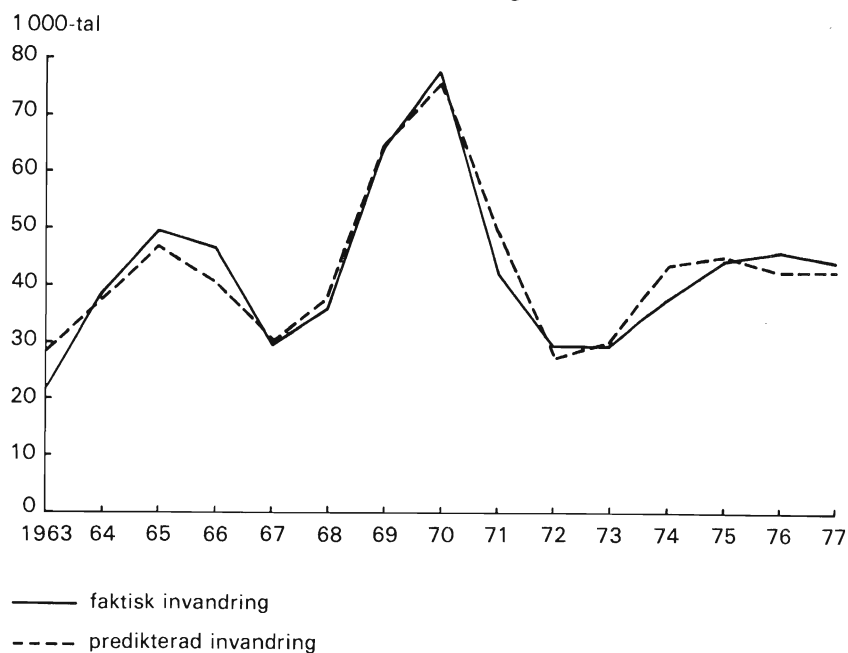
(9,8) (6,3) (7,5) DW = 1,92

Figur 2 illustrerar faktiska och skattade värden för perioden 1963–77. Den skattade modellen ger tillfredsställande anpassning utan tendens till autokorrelation. Invandringen tycks således följa samma grundläggande mönster under den studerade perioden. Omräknas regressionskoefficienterna till elasticiteter fås värdena 0,7 ($VIND$), 0,5 ($VIND_{-1}$) och 0,3 ($UF + UF_{-1}$). Innebörden av dessa tal är att en ökning av antalet vakanser med 10 % ökar invandringen med 7 % inom loppet av ett år och med ytterligare 5 % efter två år. En ökning av den finländska arbetslösheten med 10 % ökar invandringen med ca 3 %.

Det är välkänt att en hög invandring regelmässigt åtföljs av en betydande utvandring de följande åren på grund av invandrarnas starka utflyttningsbenägenhet; speciellt de nordiska immigranterna uppvisar en stark återflyttningstendens. Detta beteende är sannolikt till viss del resultatet av "besvikelseeffekter" men i andra fall också ett uttryck för mer långsiktigt planerade flyttningsbeslut.

¹ IM och EM i 10-tal, $VIND$ i 100-tal.

Figur 2. Faktisk och predikerad invandring 1963-1977



För att få en kvantitativ bild av emigrationens bestämningsfaktorer har följande emigrationsmodell skattats:¹

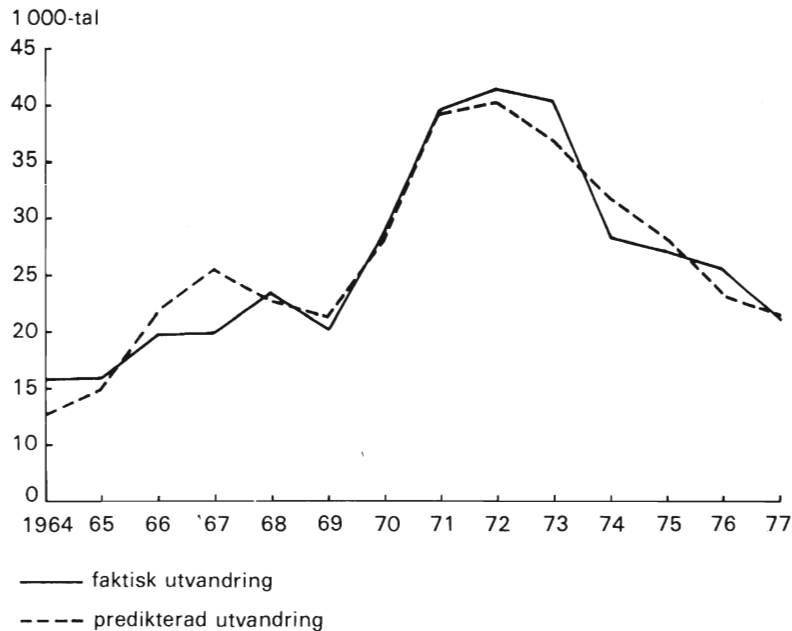
$$\begin{aligned}
 EM = & -489 - 3,2VIND - 183,5 UF + 0,20IM_{-1} + 0,22IM_{-2} + 0,21IM_{-3} + \\
 & \quad (-1,7) \quad (-2,0) \quad (4,2) \quad (7,0) \quad (7,2) \\
 & + 0,18IM_{-4} + 0,13IM_{-5} + 0,06IM_{-6}. \quad R^2 = 0,92 \quad (2) \\
 & \quad (6,9) \quad (5,7) \quad (1,3) \quad DW = 1,79
 \end{aligned}$$

Konjunkturläget i Sverige och Finland ger, tillsammans med den historiska invandringen, en acceptabel statistisk förklaring till utvandringen från Sverige. Skattade och faktiska värden anges i figur 3. Omräkning till elasticiteter ger värdena $-0,2$ för såväl $VIND$ som UF ; en ökning av antalet vakanser i Sverige eller antalet arbetslösa i Finland med 10 % skulle således minska emigrationen med ca 2 %.

Lagkoefficienterna i den skattade ekvationen summerar sig till ett, vilket förefaller innebära en överskattning av den historiska invandringens betydelse för utvandringstalen. Studier visar tex att ca 50 % av en finsk

¹ Lag-koefficienterna har estimerats med hjälp av Almon-tekniken (polynomgradtal = 2, inga ändpunktsrestriktioner).

Figur 3. Faktisk och predikerad utvandring 1964–1977



invandrarkohort utvandrar inom 6–7 år.¹ Möjligen tyder de erhållna resultaten på felspecifikation, t ex i form av utelämnade variabler korrelerade med den tidsförskjutna invandringen². En annan tolkning är att en utvandringståg av det tidiga 70-talets typ involverar ”multiplikatoreffekter” som inte framkommer i kohortdata. En sådan mekanism kan sammanhånga med att en initieil utvandringssökning – orsakad av arbetsmarknadsläget – förstärks via de miljöförluster som vänner och bekanta bland invandrarna gör.

3 Arbetskraftstälens bestämmningsfaktorer

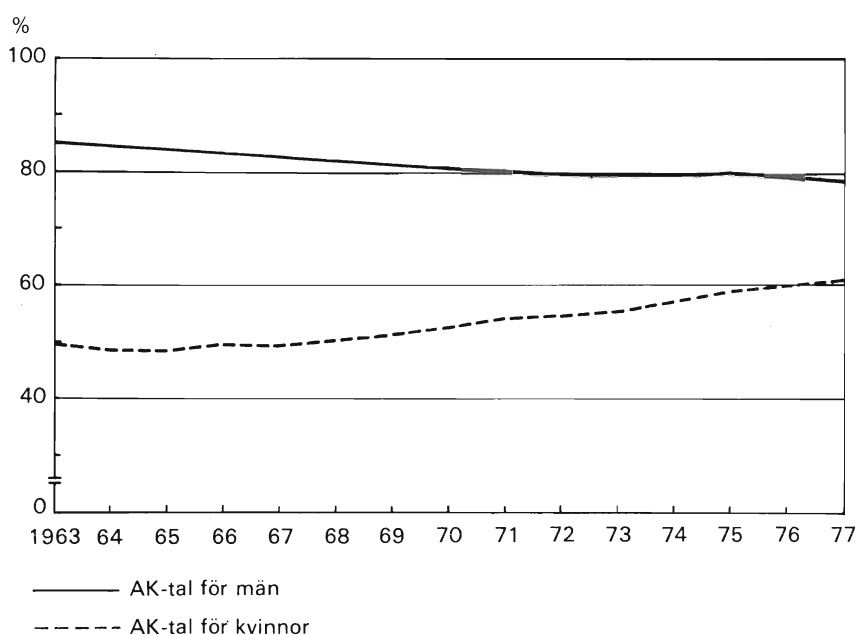
3.1 Inledning

De relativa arbetskraftstälens för män respektive kvinnor har trendmässigt fallit respektive stigit sedan början av 1960-talet (figur 4). Detta utvecklingsmönster är ingalunda specifikt för Sverige utan förefaller vara en internatio-

¹ SCB, Information i prognosfrågor 1978:2.

² Det är också rimligt anta att lagkoefficienternas storlek är beroende av arbetsmarknadsläget; en sådan specifikation är dock inte särskilt enkel att hantera med hjälp av Almon-tekniken.

Figur 4. AK-tal för män och kvinnor 1963–1977



nell företeelse. Som framgår av figur 5 är den amerikanska bilden i hög grad likartad den svenska.

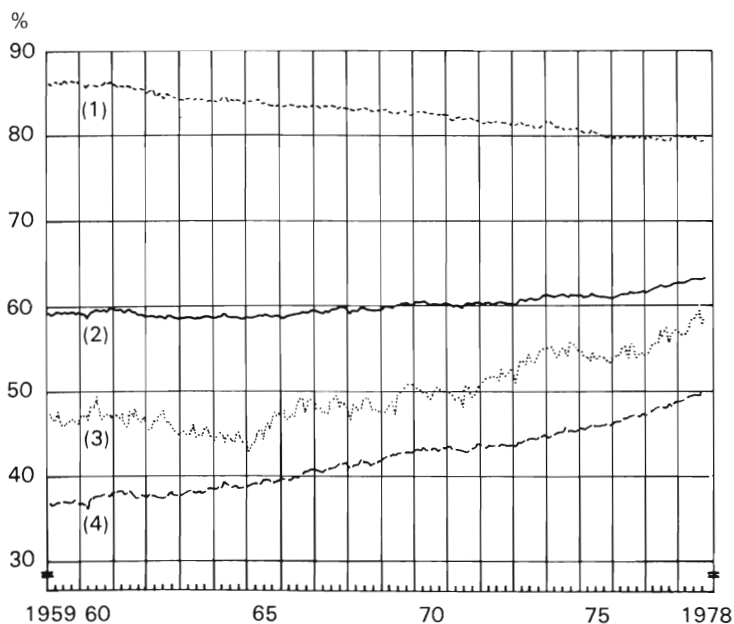
Vi skall i det följande belysa arbetskraftstalens bestämningsfaktorer mot bakgrund av faktorer som arbetsmarknadens urbaniseringsgrad, arbetskraftsefterfrågans struktur, daghemstillgång och löneläge. Den empiriska analysen utnyttjar relativt aggregerade tidsserie- och tvärsnittsdata för perioden 1970–77. Det har inte varit möjligt att med hjälp av detta material kvantifiera skatte- och transfereringssystemets effekter på arbetskraftsutbudet.

3.2 Referensram¹

Betrakta en individ utanför arbetskraften med en viss värdering av sin fritid och sin eventuella icke arbetstidsberoende inkomst (t ex kapitalinkomst).

¹ I traditionell teori för arbetskraftsutbudet väljer hushållet den kombination av arbetstid och fritid som maximerar nyttan. I moderna formuleringar har också produktionsaktiviteter inom hushållet uppmärksammats (Gronau [1977]). En annan generalisering av teorin representeras av Siven [1979] och Seater [1977] och [1978] där konsumtion, arbetsutbud och *sökaktivitet* studeras i ett intertemporalt perspektiv. För en mikroekonomisk teoretisk analys av sambanden mellan arbetskraftsutbud och arbetslöshet se även Hartley & Revankar [1974].

Figur 5. Arbetskraftstalens utveckling i USA 1959–1978



Anm.: (1) Män över 20 år.
 (2) Samtliga.
 (3) Ungdomar 16—19 år.
 (4) Kvinnor över 20 år.

Källa: *Employment and Earnings*. US Department of Labor.

Deltagande i arbetskraften är förenat dels med vissa kostnader – t ex sökkostnader och resekostnader – dels med en förväntad inkomst. Benägenheten att påbörja arbetssökande stiger med högre förväntat utbyte av arbetskraftsdeltagande. Utbytet påverkas bl a av efterfrågesituationen på arbetsmarknaden, som bestämmer möjligheterna att finna arbetserbjudanden. Av betydelse är såväl efterfrågans nivå som dess yrkesmässiga och geografiska sammansättning. Ett stigande antal lediga platser inom det yrkesområde individen tillhör ökar incitamenten för arbetssökande, dvs inträde i arbetskraften.

Av betydelse är vidare kostnaderna för arbetskraftsdeltagande; högre kostnader innebär ökade minimikrav för inträde. Det kan röra sig dels om kostnader för att etablera kontakt med potentiella arbetsgivare (sökkostnader), dels om kostnader förenade med att upprätthålla en anställning. Till den senare kategorin hör resekostnader men också kostnader för att undanröja förvärvshinder, t ex utgifter för barntillsyn.

Löneläget på arbetsmarknaden påverkar såväl sannolikheten att finna acceptabla erbjudanden som den förväntade nivån på acceptabla lönebud.

Högre löneerbjudanden – en högerförskjutning av lönefördelningen – ökar marknadsarbetets attraktivitet.¹ Sådana förändringar av löneläget kan också innebära högre förvärvskostnader, t ex högre kostnader för resor och barntillsyn, vilket via en högre reservationslön motverkar den positiva incitamentseffekten av reallöneförändringar.

En tredje faktor av betydelse är arbetskraftsdeltagandets alternativkostnad, dvs individens värdering av förlorad fritid och bortfall av hushållsproduktion. Exempelvis är det rimligt anta att ett större barnantal ökar denna alternativkostnad.

Slutligen kan nämnas en ytterligare omständighet, som påverkar förvärvsincitamenten: individens tillgång till arbetstidsberoende inkomster, t ex kapitalinkomster eller transfereringar. Sådana inkomster verkar självfallet i riktning mot minskad benägenhet för deltagande i arbetskraften.²

Den hittillsvarande diskussionen har varit begränsad till att söka identifiera några av bestämningsfaktorerna för inträde i arbetskraften. Det har då förutsatts att individens inträde är förenat med en viss initiell söktid, dvs arbetslöshet. En viss del av arbetskraftsinflödet sker dock direkt till beståndet av sysselsatta utan mellanliggande arbetslöshet. Omfattningen av sådana strömmar, bestående av personer som direkt kontaktats av arbetsgivare, påverkas självfallet också av efterfrågesituationen på arbetsmarknaden.

För personer som är arbetslösa eller sysselsatta påverkas vistelsetiden i arbetskraften av i princip samma faktorer som diskuterats ovan. Betrakta först en arbetslös person med en viss arbetslöshetsersättning plus eventuella positiva eller negativa värderingar av arbetslöshetssituationen. Alternativet utträde ur arbetskraften minskar i attraktivitet om individen har möjlighet att genom sökande – fortsatt arbetslöshet – förbättra sin situation. Större tillgång på lediga platser innebär högre avkastning på arbetssökande och minskad benägenhet att lämna arbetskraften. På likartat sätt verkar lägre kostnader för arbetskraftsdeltagande.

En tredje grupp av intresse är de sysselsatta. Beteendet kan här analyseras på principiellt samma sätt som i fallet med arbetslöshet. Avkastningen på arbetssökande stiger med efterfrågetrycket på arbetsmarknaden, varför utträdesalternativets attraktivitet minskar.

I det följande empiriska avsnittet kommer uppmärksamheten att fokuseras

¹ Detta gäller självfallet inte nödvändigtvis för en nyttomaximerande individ i ett intertemporalt perspektiv, där möjlighet finns att uppskjuta arbetskraftsdeltagandet till senare perioder till följd av en (permanent) högre lönenivå.

² För en icke-förvärvsarbetande kvinna ökar således benägenheten för arbetskraftsdeltagande om makens inkomst minskar, t ex som en följd av arbetslöshet ("the added worker effect").

på arbetskraftsefterfrågans effekter på AK-talen. Därutöver undersöks betydelsen av förvärvskostnader och löneläge.

3.3 Empirisk analys

Det är förenat med vissa svårigheter att tillfredsställande kvantifiera alla faktorer som kan antas påverka arbetskraftsdeltagandet. I synnerhet gäller detta när, som i detta fall, aggregerade data utnyttjas. För att så effektivt som möjligt utnyttja befintligt statistiskt material har två olika dataset använts:

- a) Kombinerade tidsserie-tvärsnittsdata 1970–77 (årsgenomsnitt) för A-regioner.
- b) Tidsseriedata 1970–77 (kvartal) för olika köns- och åldersgrupper.

Kombinationen av tidsserie- och tvärsnittsdata gör det möjligt att hantera de multikollinearitetsproblem som uppträder i en ren tidsserieanalys. Sådana problem uppstår när vissa förklaringsvariabler är starkt korrelerade med varandra. Det kan då ofta vara svårt att särskilja betydelsen av de olika bakgrundsfaktorerna. Genom att i tidsserieanalysen utnyttja skattningar från ett tvärsnittsmaterial kan dock problemen mildras.

3.3.1 Tvärtidsanalys på A-regiondata¹

På det kombinerade tidsserie-tvärsnittsmaterialet har följande "basmodeller" skattats:²

$$AKM_{it} = a_1 + a_2U_{it} + a_3BT_{it} + a_4RIND_{it} + a_5TID \quad (3)$$

$$AKF_{it} = b_1 + b_2U_{it} + b_3BT_{it} + b_4ROF_{it} + b_5RPTJ_{it} + b_6DH_{it} + b_7TID, \quad (4)$$

där i anger region och t år.

AKM = AK-tal för män i procent

AKF = AK-tal för kvinnor i procent

¹ A-regionerna är 70 till antalet och kan betraktas som geografiskt sammanhängande lokala arbetsmarknadsområden.

² Samtliga sysselsättningsvariabler härrör från AKU:s råtabeller.

- U* = Arbetslöshet i procent
RIND = industrisektorns sysselsättningsandel i procent (industrisektorn definierad som SNI 2,3,4)
ROF = den offentliga sektorns sysselsättningsandel i procent
RPTJ = den "kvinnointensiva" privata tjänstesektorns sysselsättningsandel i procent. (Privat tjänstesektor här definierad som SNI 5 och SNI 8, dvs varuhandel, restaurang och hotell respektive banker, försäkringsinstitut m m)
DH = daghemsfrekvensen, definierad som antalet daghems- och familjedaghemplatser i procent av den kvinnliga befolkningen i åldrarna 16–74 år
BT = befolkningstäthet (befolkning i åldrarna 16–74 år per kvadratkilometer).

Arbetslöshetsgraden skall i dessa specifikationer representera efterfrågetrycket på den regionala arbetsmarknaden. Regressionskoefficienten antas, i enlighet med den tidigare diskussionen, ha negativt tecken. Befolkningstätheten utgör en proxy för arbetsmarknadens urbaniseringsgrad; hypotesen är att med ökad urbanisering följer högre AK-tal via lägre förvärvskostnader. Arbetsökande personer kan med given sökinsats kontakta fler potentiella arbetsgivare i storstadsområden än i glesbygder. Variablerna *RIND*, *ROF* och *RPTJ* avser att fånga arbetskraftsefterfrågans sammansättning i de olika regionerna. Fördelningen av en given sysselsättning på t ex industri- och tjänstesektorer påverkar såväl sammansättningen på de externa vakanserna som de interna arbetsmarknadernas struktur.

Någon djupare motivering till varför kvinnor och män antas reagera olika på efterfrågans sammansättning skall här inte ges. Det får räcka med konstaterandet att den traditionella rollfördelningen mellan könen i hushållsarbete också tycks återspeglas i valet av yrke och arbetsuppgifter. Det bör emellertid noteras att tolkningar i termer av individuella preferenser – eller historiskt bestämda komparativa fördelar – inte är de enda tänkbara möjligheterna. Att den låga kvinnofrekvensen inom industrin delvis är efterfrågebestämd – ett uttryck för diskriminering – kan naturligtvis inte a priori uteslutas. En sådan hypotes kan dock inte testas inom ramen för här använda regressionsmodeller.

Daghemsvariabeln reflekterar också förvärvskostnaderna. Antalet platser under ett givet år kan antas vara relativt oberoende av arbetskraftsutbudet under samma år; följaktligen kan daghemsvariabeln betraktas som predeterminerad i förhållande till AK-talen. Det är dock rimligt att räkna med att en ökad kvinnlig förvärvsfrekvens ställer ökade krav på kommunal barntillsyn och således med viss tidsförskjutning påverkar antalet daghemsplatser.

Utöver ovan diskuterade förklaringsvariabler har trendvariabler inkluderats. Dessa beaktar långsiktiga, av övriga regressorer oförklarade, förändringar av typen ökad frekvens förtidspensioneringar och attitydförändringar beträffande hemarbete kontra förvärvsarbete. Hit kan också räknas effekterna av införandet av särbeskattning 1971, vilka kan antas mogna ut under en följd av år.

Modellerna har skattats på hela datamängden för perioden 1970–77. Skattningar inkluderande daghemsvariabeln har dock endast skett för åren 1974–77. För att öka skattningarnas precision har vägda minsta kvadratestimationer tillämpats; som vikter har befolkningens storlek i respektive region använts. Motivet för vägning är att stickprovsstorlekarna varierar mellan olika regioner.¹ Skattningar för perioderna 1970–77 respektive 1974–77 redovisas i tabell 2.²

Samtliga koefficienter är signifikanta med förväntat tecken. Arbetslöshetens starka genomslag på männens AK-tal sammanhänger sannolikt i stor utsträckning med förtidspensioneringarnas större omfattning i högarbetslöshetsområden.³ En annan bidragande orsak torde vara arbetsmarknadsutbildningens anpassning till det regionala arbetsmarknadsläget.

Befolkningstäthetens inverkan på AK-talen är statistiskt säkerställd och ger belägg för antagandet att urbaniseringsprocessen varit en av drivkrafterna bakom kvinnornas stigande AK-tal. Vidare förefaller såväl männens som kvinnornas AK-tal vara beroende av näringsgrenssammansättningen på den

Tabell 2. Skattade AK-ekvationer. Poolade A-regiondata. (t-kvoter inom parenteserna)

	<i>U</i>	<i>BT</i>	<i>RIND</i>	<i>ROF</i>	<i>RPTJ</i>	<i>DH</i>	<i>TID</i>
<i>AKM^a</i>	-1,05 (-10,25)	0,02 (11,63)	0,15 (10,29)				-0,26 (-6,13)
<i>AKF^a</i>	-1,08 (-7,62)	0,02 (4,89)		0,17 (5,45)	0,25 (4,09)		1,01 (15,96)
<i>AKF^b</i>	-1,14 (-5,35)	0,02 (3,24)		0,19 (4,65)	0,14 (1,75)	0,38 (3,89)	0,90 (5,53)

^a Skattningsperiod 1970–77.

^b Skattningsperiod 1974–77.

¹ För en diskussion av vägning vid grupperade data se t ex Kmenta [1971].

² Vägningförfarandet resulterar i att R^2 inte längre är begränsad till värden mellan noll och ett. Upplysningsvis kan nämnas att OLS på hela materialet ger en determinationskoefficient på ca 0,50.

³ I *SOU 1977:88* analyseras regionala variationer i förtidspensionering. Bl a visas att kommuner med hög arbetslöshet också har många förtidspensionärer och ett stort nytillskott av förtidspensionerade.

regionala arbetsmarknaden. En ökning av andelen sysselsatta i offentlig sektor (*ROF*) med en procentenhet skulle således öka kvinnornas AK-tal med ca 0,2 procentenheter. Mellan 1970 och 1977 stiger *ROF* med 5 procentenheter (från 27 till 32 %) samtidigt som kvinnornas AK-tal ökar från 52,9 till 61,1 %, dvs med ca 8 procentenheter. Den växande offentliga sektorn tycks således inte kunna förklara mer än ca $1/8$ ($0,2 \cdot 5/8$) av ökningen i kvinnornas AK-tal. (Den privata tjänstesektorns sysselsättningsandel är i stort sett konstant under perioden.)¹

Inte heller industrisektorns relativa tillbakagång förklarar någon stor del av nedgången av männens AK-tal. Industriandelen faller med ca 2 procentenheter 1970–77 samtidigt som AK-talen minskar från 80,7 till 78,6 %; således är ca 15 % av ändringen betingad av sektorförskjutningen.

Daghemskoefficienten är ca 0,4, innebärande att 100 nya platser skulle ge ca 40 fler kvinnor i arbetskraften. Slutligen kvarstår för såväl män som kvinnor en signifikant trendmässig utveckling av AK-talen, oberoende av övriga ingående variabler. Trendkoefficienterna för kvinnor minskar dock något när hänsyn tas till daghemsutbyggnaden.

3.3.2 Om löner och arbetskraftsdeltagande

Vi har i den föregående empiriska analysen helt bortsett från betydelsen av löner, skatter och inkomster. Detta är självfallet en allvarlig begränsning; dock föreligger stora svårigheter att utifrån aggregerade data kvantifiera sådana faktorerers inverkan. Vi skall ändå redovisa en ansats som tar hänsyn till betydelsen av löneskillnader.

Hushållets problem är att maximera en nyttofunktion som innehåller hushållsmedlemmarnas fritid och inkomst som argument. Man kan visa att mannens (kvinnans) utbud därvid kommer att påverkas av den egna lönen, kvinnans (mannens) lön samt av arbetstidsberoende inkomster (t ex transfereringar, kapitalinkomster). Vi har endast haft tillgång till timlöner för

¹ Arbetskraftsdeltagandets beroende av arbetskraftsefterfrågan och näringsgrenssammansättningen har dokumenterats i åtskilliga engelska och amerikanska undersökningar. Se t ex Bowen & Finegan [1969], McNabb [1977], Black & Kelejian [1970]. För svenska studier se Axelsson & Löfgren [1977] och Nilsson [1978].

män respektive kvinnor inom industrin (A-regioner). Följande specifikationer har prövats för perioden 1970–1976:

$$AKM = \alpha_1 + \alpha_2 U + \alpha_3 BT + \alpha_4 RIND + \alpha_5 TID + \alpha_6 WMREL + \alpha_7 WFREL \quad (5)$$

$$AKF = \beta_1 + \beta_2 U + \beta_3 BT + \beta_4 ROF + \beta_5 RPTJ + \beta_6 TID + \beta_7 WMREL + \beta_8 WFREL, \quad (6)$$

där *WMREL* (*WFREL*) är det relativa löneläget för män (kvinnor). Relativlönerna har beräknats genom division med rikets genomsnittslön för män respektive kvinnor. Regressionsekvationernas lönevariabler kommer därför att fånga regionala löneskillnader och inte den trendmässiga reallöneutvecklingen. De skattade ekvationerna är:

$$AKM = 77,40 - 1,06U + 0,02BT + 0,15RIND - 0,23TID - 2,17WFREL + 2,13 WMREL \quad (7)$$

(-9,29)
(7,74)
(9,88)
(-4,36)
(-0,59)
(0,56)

$$AKF = 59,01 - 0,85U + 0,02BT + 0,16ROF + 0,31RPTJ + 1,02TID - 7,01WFREL - 10,79WMREL \quad (8)$$

(-5,51)
(5,73)
(4,84)
(4,67)
(13,52)
(-1,39)
(-2,07)

Resultaten tyder på att männens arbetskraftsutbud är i det närmaste helt löneelastiskt. Däremot visar sig en högre lön för männen ha en signifikant negativ effekt på kvinnornas utbud. Likaså är "egenlöneelasticiteten" för kvinnor negativ, dock inte signifikant.

De resultat som erhållits bör tolkas med viss försiktighet. För det första har vi applicerat en modell för gifta kvinnors arbetskraftsutbud på hela gruppen kvinnor och – för det andra – är de lönevariabler som använts knappast idealiska. Man kan t. ex. peka på att regioner med typiska kvinnobrancher (t ex teko) har låga genomsnittslöner men samtidigt höga kvinnliga AK-tal. Det är troligt att detta samband mellan branschstruktur och lönenivå underskattar substitutionseffektens storlek (ger för lågt värde på koefficienten för den kvinnliga relativlönen WFREL i regressionskvationen.¹

3.3.3 Tidsserieanalys för olika åldersgrupper

De modeller som skattats på tidsseriedata för olika åldersgrupper – kvartalsdata för perioden 1970–77 – har något annorlunda utseende. Specifikationerna är:

$$AKM_t = a_1 + a_2 VM_{t-1} + a_3 RIND_{t-1} + a_4 TID + \sum_{i=2}^4 s_{1i} \cdot D_i \quad (9)$$

$$AKF_t = b_1 + b_2 VF_{t-1} + b_3 ROF_{t-1} + b_4 RPTJ_{t-1} + b_5 TID + \sum_{i=2}^4 s_{2i} \cdot D_i, \quad (10)$$

där D_i utgör säsongdummyvariabler. Variablerna VM och VF representerar antalet ”vakanser för män” respektive antalet ”vakanser för kvinnor”. Hypotesen är att såväl nivå som sammansättning på beståndet av vakanser

¹ I engelska och amerikanska studier har man funnit relativt lönekänsliga kvinnliga AK-tal. Se t ex Mincer [1962], McNabb [1977] och Greenhalgh [1977]. I en studie av Leuthold [1978] visas också att antalet arbetade timmar bland gifta kvinnor faller till följd av högre marginalskattesatser.

påverkar incitamenten för AK-deltagande. Effekten på mäns och kvinnors AK-tal av ett givet antal vakanser är sannolikt beroende av fördelningen mellan t ex platser inom vårddyrken respektive tillverkningsarbeten inom industrin. Variablerna har definierats som

$$VM = \sum m_i V_i \quad (11)$$

$$VF = \sum f_i V_i \quad (12)$$

där V_i anger antal vakanser inom yrke i och m_i (f_i) representerar andelen sysselsatta män (kvinnor) inom yrke i . Effekten av vägningen (över åtta yrkesområden) blir att t ex vakanser inom privat och offentlig tjänstesektor kommer att väga tungt i VF medan industrivakanser ingår med stor vikt i VM .¹ Eftersom $m_i + f_i = 1$ blir $VM + VF =$ totalantalet lediga platser. Anledningen till införandet av dessa variabler är att de förväntas bättre än arbetslösheten reflektera arbetsmarknadsläget betydelse för arbetskraftsdeltagandet. (Variablernas frånvaro i den A-regionbaserade analysen betingas uteslutande av bristande tillgänglighet på statistiskt material.)

Skattningar av AK-ekvationer för män redovisas i tabell 3. Av resultaten framgår bl a att de båda efterfrågerelaterade variablerna VM och $RIND$ har betydelse endast för de två yngsta åldersgrupperna. För kategorin 20–24 år har båda variablerna signifikanta koefficienter medan koefficienternas t -kvoter för gruppen 16–19 år är 1,17 respektive 1,65, indikerande att variablerna bidrar till att minska regressionens standardfel; utesluts den ena av variablerna blir den andra signifikant. Variablerna VM och $RIND$ ingår i regressionerna med ett kvartals tidsförskjutning, vilket ger något bättre anpassning än specifikationer utan tidsförskjutning.

Man kan fråga sig om tidsserieanalysens resultat beträffande industrins

¹ Yrkesområdena med 1972 års kvinnoandelar (f_i) är:

1. Tekniskt, naturvetenskapligt, humanistiskt arbete m m (0,45).
2. Administrativt arbete (0,11).
3. Kameralt och kontorstekniskt arbete (0,77).
4. Kommersiellt arbete (0,50).
5. Lantbruks-, skogs- och fiskeriarbete (0,22).
6. Transport- och kommunikationsarbete (0,20).
7. Tillverkningsarbete m m (0,15).
8. Servicearbete (0,79).

Vikterna m_i (f_i) är relativt stabila för perioden 1970–77.

sysselsättningsandel *RIND* visar acceptabel konsistens med erhållna skattningar på det kombinerade tidsserie-tvårsnittsmaterialet. Väger vi *RIND*-koefficienterna i tabell 3 med respektive åldersgrupps befolkningsandel (0,07 och 0,10) fås en effekt på männens aggregerade AK-tal lika med 0,12, vilket kan jämföras med den A-regionbaserade analysens skattning på 0,15. Skillnaden får anses negligerbar.

En ren tidsserieansats medför problem vid skattningen av kvinnornas AK-tal. Anledningen är den starka korrelationen mellan trendvariabeln och den offentliga sektorns andel av sysselsättningen (*ROF*). Problemet har lösts genom att a priori fixera *ROF*-koefficienten till 0,2, dvs det estimat som den regionbaserade analysen producerat (tabell 2). Koefficienten har satts lika för alla åldersgrupper.

Den privata tjänstesektorns sysselsättningsandel (*RPTJ*) har varit i stort sett konstant under den aktuella perioden, varför variabeln kan exkluderas från regressionen. Vidare ingår inte daghemsvariabeln explicit; effekterna av daghemsutbyggnaden under perioden antas kunna fångas upp av trendvariabeln. Urbaniseringstakten är heller inte av sådan betydelse att den motiverar särskilt beaktande i en tidsserieanalys för den studerade perioden.

Resultaten av AKF-estimationer för kvinnor presenteras i tabell 4. Det framgår bl a att det ”kvinnospecifika vakanstalet” (*VF*) är signifikant i fyra

Tabell 3. *AK-ekvationer, män. Kvartalsdata 1970–1977*

Ålder	Intercept	VM_{-1}	$RIND_{-1}$	TID	R^2	DW	ρ
16–19	20,95	0,58E-04 (1,17)	(0,84 (1,65)	0,28 (7,97)	0,93	1,82	
20–24	53,88	0,77E-04 (3,09)	0,57 (2,22)	0,34 (19,05)	0,96	2,05	
25–34	90,96	-0,12E-04 (-0,60)	0,07 (0,46)	0,07 (2,35)	0,99	1,82	0,81
35–44	97,49	-0,57E-05 (-0,32)	-0,04 (-0,27)	-0,31 (-0,06)	0,99	2,05	0,98
45–54	98,45	-0,83E-05 (-0,55)	-0,13 (-1,05)	-0,01 (-0,79)	0,99	1,71	0,66
55–64	89,19	-0,12E-04 (-0,74)	-0,11 (-0,86)	-0,21 (-6,95)	0,99	1,86	0,87
65–74	49,15	-0,12E-04 (-0,22)	-0,61 (-1,45)	-0,59 (-7,46)	0,90	2,30	0,80

Anm: Interceptet avser första kvartalet. ρ mäter graden av korrelation mellan slumpstörningarna. För de fall där ρ redovisas bygger skattningarna på Cochrane-Orcutt's metod. E-04 är ekvivalent med 10^{-4} , E-05 med 10^{-5} etc.

Tabell 4. *AK-ekvationer, kvinnor. Kvartalsdata 1970–1977*

Ålder	Intercept	VF_{-1}	TID	R^2	DW	ρ
16–19	35,88	0,29E-03 (2,86)	0,21 (4,14)	0,94	2,10	0,45
20–24	54,89	0,11E-03 (1,92)	0,41 (12,85)	0,97	1,81	0,56
25–34	50,39	0,18E-03 (3,51)	0,50 (23,27)	0,95	2,03	0,14
35–44	59,94	0,48E-04 (1,13)	0,43 (15,33)	0,99	2,15	0,67
45–54	58,15	0,21E-04 (0,65)	0,44 (32,40)	0,97	1,85	0,06
55–64	35,70	0,12E-03 (5,27)	0,23 (23,99)	0,96	1,94	0,10
65–74	4,04	-0,33E-04 (-1,33)	-0,17 (-12,93)	0,88	1,74	0,51

Anm.: Beroende variabel: $AKF - 0,2 \cdot ROF_{-1}$. Interceptet gäller för första kvartalet.

fall av sju. Effekten är starkast för den yngsta åldersgruppen. Resultaten styrker därmed den traditionella föreställningen om det kvinnliga arbetskraftsdeltagandets särskilda känslighet för efterfrågesituationen på arbetsmarknaden.

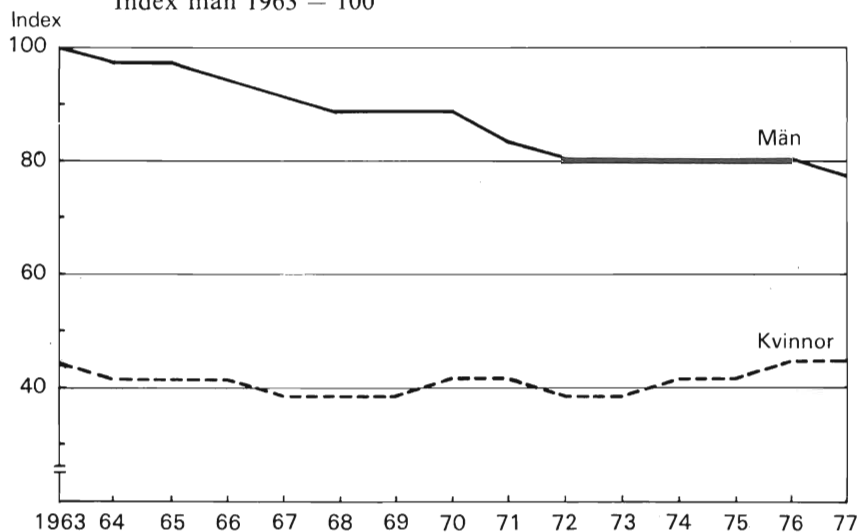
I de kalkyler för 1985 som redovisas i ett följande avsnitt kommer de tidsserieskattade ekvationerna att utnyttjas, inklusive de från tvärtidsestimationerna härrörande koefficienterna för den offentliga och den privata tjänstesektorns sysselsättningsandel, ROF respektive $RPTJ$. I några fall kommer dock trendkoefficienterna att modifieras.

4 Frånvaro och arbetstider

4.1 Arbetstidernas utveckling

Det totala antalet arbetade timmar i svensk ekonomi har minskat trendmässigt sedan början av 60-talet. För en man i åldern 16–74 år är den genomsnittliga arbetstiden 20 % kortare 1977 jämfört med 1963 (figur 6). Utvecklingen är resultatet dels av fallande relativa AK-tal, dels av arbets-

Figur 6. Genomsnittligt antal arbetade timmar per person i åldern 16-74 år, män respektive kvinnor, 1963-1977
Index män 1963 = 100



tidsförkortning och ökad frånvaro. För kvinnorna har de stigande AK-talen medfört en ökning av timantalet per kvinna i arbetsför ålder.

De i timmar uttryckta sysselsättningstal som IUI:s LB-modell kalkylerar omräknas via antaganden om frånvaro och arbetstider till antal sysselsatta personer. Vi har utgått från SCB:s prognosinstituts kalkyler, vilket innebär att det genomsnittliga antalet arbetstimmar per år och sysselsatt minskar med 1,0 % under prognosperioden. Bakom dessa antaganden ligger bl a följande förutsättningar:

1. Den totala frånvaron¹ för män antas stiga med drygt 0,1 procentenhet per år på grund av bl a studier och beslutade ändringar i föräldraförsäkringen. Kvinnornas totala frånvaro ökar med ca 0,2 procentenheter per år av samma skäl.
2. Medelarbetstiden per vecka för personer i arbete antas årligen minska med 0,12 timmar för män och 0,13 timmar för kvinnor. Bakom dessa förändringar döljer sig bl a en antagen fortsatt stegring av korttidsfrånvaron och en minskad andel övertidsarbetande.
3. Den genomsnittliga semesterfrånvaron ökar till 5 veckor till följd av den femte semesterveckan. Ingen ny generell arbetstidsförkortning antas bli aktuell.

¹ Gäller frånvaro på minst en vecka. Korttidsfrånvaron påverkar antagandena om faktiska arbetstider.

Den prognosticerade årliga förändringen av antalet arbetstimmar per sysselsatt appliceras på samtliga sektorer i IUI-modellen. Denna låsning av arbetstidsutvecklingen per sysselsatt är självfallet inte alldeles realistisk; utvecklingen av korttidsfrånvaro, deltidarbete och övertidsarbete är beroende såväl av arbetskraftsefterfrågans nivå och sammansättning som av t ex fördelningen mellan män och kvinnor i arbetskraften.

4.2 Frånvaron inom industrin – empirisk analys

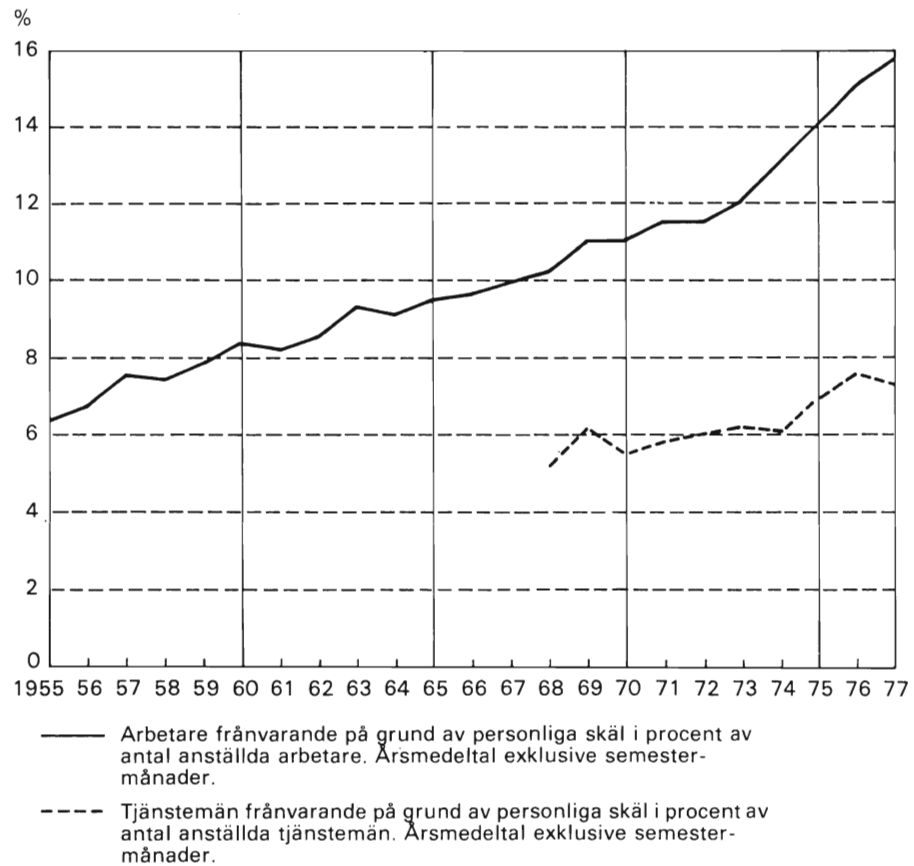
Frånvarofrekvensen inom industrin – exklusive semesterfrånvaro – har uppvisat en markant stigande trend under efterkrigstiden (figur 7). Således låg frånvaron bland industriarbetare 1950 på ca 4–5 % av antalet anställda, medan den 1977 var ca 16 %. Denna utveckling har självfallet, tillsammans med de beslutade arbetstidsförkortningarna, haft neddragande effekter på utbudet av arbetstimmar. Kunskaperna om frånvaroförändringarnas orsaker är emellertid ofullständiga och i debatten föremål för radikalt olika tolkningar. Vi skall i det följande söka belysa några av bestämningsfaktorerna för frånvarons variationer mellan företag inom industrin. I viss begränsad utsträckning kan här erhållna resultat ge ledtrådar beträffande tolkningar av den långsiktiga utvecklingen.¹

En utgångspunkt för de skattade regressionssambanden är att frånvarons orsaker kan hänföras till tre olika kategorier: *arbetsmarknadsspecifika*, *företagsspecifika* och *individspecifika* faktorer. Därvid antas frånvaron stiga med förbättrat arbetsmarknadsläge (*lägre arbetslöshet*). En av grunderna för denna hypotes är att arbetssökandets förväntade avkastning stiger med ökad tillgång på vakanser/lägre arbetslöshet. (Jfr exkurs.) I viss utsträckning kan arbetssökande väntas vara förknippat med frånvaro.

Till de arbetsmarknadsspecifika bakgrundsfaktorerna kan också *befolkningstätheten* räknas. Glesbygder antas i förhållande till storstäder utmärkas av högre grad av social kontroll, mindre känsla av anonymitet och en därav följande starkare aversion mot icke-sjukdomsbetingad frånvaro. Befolk-

¹ För aktuella svenska undersökningar av frånvaro se Åberg [1978], Eriksen [1979] och SOS, Levnadsförhållanden 1979:15.

Figur 7. Frånvarande på grund av personliga skäl inom industrin 1955–1977



Källa: SCB, SM-Am 1977:29.

ningstätheten har i regressionsanalysen representerats av index för H-regioner.¹

¹ H-regionerna är:

H 1 Stockholm

Stockholms/Södertäljes A-region.

H 2 Göteborg och Malmö

Göteborgs och Malmö/Lund/Trelleborgs A-regioner.

H 3 Större kommuner

Kommuner med mer än 90 000 invånare i en cirkel med 30 km:s radie runt kommuncentrum.

H 4 Södra mellanbygden

Kommuner med mer än 27 000 och mindre

än 90 000 invånare inom 30 km:s radie runt kommuncentrum samt med mer än 300 000 invånare inom 100 km:s radie med centrum i samma punkt.

H 5 Norra tätbygden

Kommuner med mer än 27 000 och mindre än 90 000 invånare inom 30 km:s radie runt kommuncentrum samt med mindre än 300 000 invånare inom 100 km:s radie från kommuncentrum.

H 6 Norra glesbygden

Kommuner med mindre än 27 000 invånare inom 30 km:s radie runt kommuncentrum.

Bland de företagsspecifika faktorerna kan företagets *löneläge* nämnas. Med utgångspunkt från ekonomisk teori för hushållets arbetskraftsutbud kan dock inget bestämt sägas om lönenivåns effekter på frånvaron; förutsatt att fritid är en icke-inferior vara motverkas substitutionseffekten av inkomsteffekten. För att beakta möjligheten av en ”bakåtböjd utbudskurva” har även lönen i kvadrat inkluderats bland regressorerna.

Företagets storlek antas också påverka frånvaron. Mindre företag skapar sannolikt närmare personliga kontakter mellan de anställda och starkare gruppträck mot hög frånvaro. Vidare förutsätts andelen *nyanställda* i företaget bidra till att höja frånvarofrekvensen. De första månaderna på en ny anställning representerar för många individer en provotid, under vilken arbetsmiljön i vid mening utforskas. Denna verksamhet resulterar ofta i omvärderingar av accepterade anställningar; avgångsbenägenheten är högst för personer med kort anställningstid. Sannolikt föregås ofta avgångarna av arbetssökande via frånvaro. Tilläggas kan också att en hög andel nyanställda i ett företag troligen skapar speciella anpassningsproblem med högre frånvarorisker.

Tre ytterligare variabler skall inkluderas i regressionsanalysen. De är andelen *kvinnor* sysselsatta i företaget, andelen *övertidstimmar* samt frekvensen *uppsagda* arbetare. Beträktelser av aggregerade data visar att kvinnor har högre frånvaro än män; frågeställningen här blir om denna slutsats står sig när hänsyn tas till ett stort antal frånvarobestämmande faktorer. Beträffande uppsägningsfrekvensen antas variabelns regressionskoefficient ha negativt tecken. Hypotesen är att med ett större upplevt hot mot tryggheten i anställningen följer minskad frånvarobenägenhet. Antalet uppsagda arbetare i procent av antalet anställda har antagits kunna fånga denna effekt.

Ett högre *övertidsuttag* i ett företag kan antas ha två, varandra motriktade, effekter på frånvaron. Å ena sidan är det tänkbart att övertid medför högre förslitning av arbetskraften med åtföljande högre sjukdomsbetingad frånvaro. Å andra sidan erbjuder övertid möjligheter till extrainkomster via övertidstillägg. Med hjälp av traditionell teori för hushållets arbetskraftsutbud kan visas att högre timlön på marginalen medför ökat utbud. I regressionsanalysen har två variabler medtagits, frekvensen övertidsarbete under det aktuella kvartalet samt under föregående kvartal.

Efterfrågan på övertidsarbete erbjuder individen möjligheter till tillfälliga (transitoriska) löneökningar, vilket kan antas påverka frånvarons tidsmässiga allokering. Företagets relativa löneläge är däremot på kort sikt i hög grad historiskt bestämt; olika hinder för en fullständig löneflexibilitet gör att

företagen endast på längre sikt kan påverka sin relativa löneposition. Företagets relativlön – definierad som företagets genomsnittslön dividerad med industrins genomsnittslön – kan därför uppfattas som företagets normala eller permanenta löneläge. Som nämnts har variabeln a priori ingen bestämd effekt på frånvaron. Det kan emellertid vara rimligt att räkna med frånvaroeffekter av *löneförändringar*, eftersom nominallöneökningar åtminstone kortsiktigt regelmässigt ger upphov till reallöneökningar även vid prisinflation. En rationell fördelning av arbetskraftsutbudet över tiden motiverar därför lägre frånvaro vid tillfälliga reallöneökningar (eller tillfälligt hög reallönestegringstakt).

Hittills har inte en viktig frånvarobestämmande faktor, företagets interna arbetsmiljö, berörts. Försämring i arbetsmiljön ökar självfallet frånvarobenägenheten. Vi har dock inte haft tillgång till tillfredsställande proxy-variabler i detta avseende.¹

Den beroende variabeln i vår analys – andelen frånvarande i företaget (*FR*) – är begränsad till värden mellan noll och ett. Vi har därför valt en logistisk funktionsform, som säkerställer att de predikterade variabelvärdena ligger i detta intervall. Modellen är

$$FR = \frac{1}{1 + e^{-A(x)}}, \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \text{där } A(x) = & \alpha_1 + \alpha_2 U + \alpha_3 WREL + \alpha_4 WRELSQ + \alpha_5 WCH + \alpha_6 OVR + \\ & + \alpha_7 OVR1 + \alpha_8 YR + \alpha_9 HR1 + \alpha_{10} HR2 + \alpha_{11} N + \alpha_{12} NSQ + \\ & + \alpha_{13} HREG + \alpha_{14} HREGSQ + \alpha_{15} KVR + \sum_{i=2}^3 s_i D_i, \end{aligned}$$

och där

- U* = arbetslöshetsgraden i A-regionen
- WREL* = företagets relativa löneläge, definierat som företagets genomsnittliga timlön dividerad med industrins genomsnittslön
- WRELSQ* = timlönen i kvadrat, dividerad med genomsnittslönen (w_i^2 / \bar{w})
- WCH* = procentuell löneförändring sedan föregående kvartal
- OVR* = procentandelen övertidstimmar
- OVR1* = procentandelen övertidstimmar under föregående kvartal
- YR* = procentandelen uppsagda arbetare
- HR1* = procentandelen nyanställda arbetare under föregående kvartal
(*HR2* = nyanställningar kvartalet dessförinnan)

¹ Materialet består av kvartalsvisa observationer på arbetsställen inom industrin åren 1975–77. Endast frånvaron för arbetare studeras.

N	= antalet sysselsatta (100-tal)
NSQ	= antalet sysselsatta i kvadrat
$HREG$	= index för H-regiontillhörighet (1, . . . , 6).
$HREGSQ$	= H-regionindex i kvadrat
KVR	= procentuell andel anställda kvinnor
D_i	= säsongdummyvariabler.

De kvadrerade variablerna ingår för att beakta icke-linjära samband.

Efter omskrivning av (13) erhålls logit-kvoten

$$L = \log\left(\frac{FR}{1-FR}\right) = A(x) \quad (14)$$

som en linjär funktion av förklaringsvariablerna. De observerade frånvarofrekvenserna kan uppfattas som mått på underliggande individuella frånvarosannolikheter. Frekvenserna härrör från observationer på företag/arbetsställen, varför antalet sysselsatta utgör måttet på urvalets storlek. Det kan visas att modeller av typen (14) uppvisar heteroskedasticitet; slumptermens varians beror både av de individuella sannolikheterna och av urvalets storlek. Genom generaliserad minsta-kvadrat-skattning (GLS) kan konsistenta estimat erhållas.¹ Resultaten av skattningar för olika industribranscher redovisas i tabell 5.

Av resultatredovisningen framgår att två förklaringsvariabler – $WREL$ och $WRELSQ$ – är signifikanta för samtliga industribranscher. Frånvaron sjunker med stigande lönenivå fram till en viss punkt; därefter leder ytterligare löneökningar till högre frånvaro. Löneförändringsvariabeln WCH har däremot ingen säkerställd effekt på frånvaron. De erhållna negativa koefficienterna för $WREL$ och positiva för $WRELSQ$ är förenliga med en tolkning i termer av bakåtböjd utbudskurva. En lönestegring skulle då öka utbudet (närvaron) för låga löner till följd av en dominant substitutionseffekt. Vid en hög lönenivå skulle däremot ytterligare löneökningar minska utbudet via en positivt inkomstberoende efterfrågan på fritid.

Beträffande övriga studerade förklaringsfaktorer kan observeras följande:

1. Arbetslöshetsvariabeln (U) har i flertalet regressioner koefficienter med positivt tecken (och ofta signifikant positivt tecken). Resultatet är över-

¹ Vikterna är $N_{ij}FR_{ij}(1-FR_{ij})$. Vägningsförfarandet innebär bl a att större vikt tillmäts observationer från stora urval (dvs stora företag). Se t ex Hanushek & Jackson [1977] kapitlen 6 och 7.

raskande och låter sig inte enkelt förklaras. En tolkning är att individer, som upplever svårigheter att finna alternativa anställningar på den egna lokala arbetsmarknaden, kompenserar sig med ökad frånvaro. En annan tolkning är att större konkurrens om befintliga arbetstillfällen tvingar fram ett mer intensivt arbetssökande med högre frånvaro som följd.

2. Övertidsuttaget under aktuellt eller föregående kvartal (*OVR* resp *OVR1*) visar inget systematiskt samband med frånvaron. För variabeln *OVR* är dock simultanitetsproblemen uppenbara eftersom hög frånvaro kan tvinga fram fler övertidstimmar. Den senare effekten ökar sannolikheten för att finna regressionskoefficienter med positiva tecken. Det faktum att koefficienterna oftast inte är signifikant skilda från noll ger svagt stöd för hypotesen att övertidsarbete delvis kompenseras genom ökad frånvaro.
3. Inget entydigt samband kan påvisas mellan uppsägningsfrekvens (*YR*) (ett mått på upplevd anställningstrygghet) och frånvaro. Två möjliga tolkningar kan nämnas: För det första är det troligt att individen – till följd av senioritetsregler och arbetsrättslagstiftning – ser en relativt svag koppling mellan sitt eget frånvarobeteende och sin uppsägningsrisk. För det andra leder varsel om uppsägning till ombytessökande och därmed kanske också i vissa fall till ökad frånvaro.
4. En högre andel nyanställda i företaget under två tidigare kvartal (*HR1* och *HR2*) tenderar överlag att öka frånvaron. En möjlig tolkning är, som nämnts, att personer med kort anställningstid delvis väljer att söka nya arbeten via högre frånvaro.
5. Ett positivt samband mellan frånvaro och företagsstorlek (*N*) kan konstateras för samtliga branscher; koefficienternas tecken är också statistiskt säkerställda i flertalet fall. Sambandet är dock inte linjärt utan snarare kvadratisk; frånvaron ökar normalt i avtagande takt med antalet anställda i företaget.
6. Frånvaron påverkas också av den ortstyp företaget tillhör. Koefficienten för *HREG* har företrädesvis negativt tecken, indikerande att frånvaron, *ceteris paribus*, är högst i storstadsområdena.
7. Slutligen kan inte något entydigt samband spåras mellan andelen kvinnor i företaget (*KVR*) och företagets genomsnittliga frånvarofrekvens. Detta utesluter inte att kvinnor, *ceteris paribus*, har högre frånvaro än män. En prövning av den senare frågeställningen kräver dock idealt att könsspecifika frånvarotal relateras till könsspecifika förklaringsfaktorer.

I vilken mån kan då här erhållna resultat belysa den långsiktiga utveck-

Tabell 5. Bestämningfaktorer för frånvaron i olika industribranscher

	SNI 2	SNI 31	SNI 32	SNI 33	SNI 341
<i>U</i>	-0,02 (-1,55)	-0,4E-02 (0,39)	0,08 (4,56)	0,06 (5,88)	0,9E-02 (0,71)
<i>WREL</i>	-2,24 (-3,80)	-2,05 (-7,93)	-3,43 (-6,98)	-1,64 (-4,21)	-1,23 (-2,61)
<i>WRELSQ</i>	0,05 (5,61)	0,04 (7,40)	0,08 (8,43)	0,05 (6,55)	0,02 (2,81)
<i>WCH</i>	-0,6E-02 (-1,50)	0,3E-03 (0,27)	0,4E-02 (2,18)	-0,4E-03 (-0,22)	-0,1E-02 (-0,72)
<i>OVR</i>	-0,6E-03 (-0,04)	0,9E-02 (2,71)	-0,02 (-1,50)	0,6E-02 (0,66)	-0,7E-02 (0,89)
<i>OVR1</i>	0,02 (1,32)	-0,2E-02 (-0,58)	-0,05 (-3,45)	0,5E-02 (0,58)	-0,2E-02 (-0,29)
<i>YR</i>	-0,03 (-0,95)	-0,1E-02 (1,03)	-0,3E-02 (-1,46)	0,3E-02 (0,74)	-0,2E-02 (-0,23)
<i>HRI</i>	-0,01 (-2,86)	-0,2E-02 (-4,02)	0,2E-02 (1,56)	0,2E-03 (0,16)	0,4E-02 (1,57)
<i>HR2</i>	0,9E-04 (-0,22)	0,2E-03 (0,27)	0,2E-02 (1,64)	0,5E-02 (3,01)	0,8E-02 (3,11)
<i>N</i>	0,02 (3,48)	0,02 (3,92)	0,09 (6,19)	0,5E-02 (0,31)	0,02 (1,96)
<i>NSQ</i>	-0,8E-03 (-4,58)	-0,8E-04 (-0,23)	-0,5E-02 (-3,20)	0,4E-02 (1,67)	-0,2E-02 (-3,03)
<i>HREG</i>	0,08 (0,75)	-0,10 (-4,29)	-0,01 (-0,21)	0,09 (1,45)	-0,2E-02 (-0,03)
<i>HREGSQ</i>	-0,3E-02 (-0,25)	-0,7E-02 (1,70)	-0,02 (-2,49)	-0,01 (-1,49)	-0,6E-02 (-0,59)
<i>KVR</i>	-0,02 (-4,75)	0,9E-03 (2,25)	-0,9E-03 (-1,94)	0,3E-02 (4,50)	0,7E-03 (0,65)
Antal observationer	961	3 762	2 945	4 046	1 520

lingen mot högre frånvaro? Uppenbarligen framstår urbaniseringsprocessen som en faktor av betydelse, likaså utvecklingen mot större företagsenheter. I motsatt riktning bör den fallande frekvensen av nyanställningar ha verkat. Slutligen kan möjligen också de trendmässigt stigande reallönerna ha verkat frånvarohöjande via en dominant inkomsteffekt; den bakåtböjda ”utbuds-kurva” vi estimerat ger visst stöd åt en sådan hypotes.

Tabell 5 (forts)

	SNI 342	SNI 35	SNI 36	SNI 37	SNI 38
<i>U</i>	0,13 (4,82)	0,03 (2,51)	0,7E-02 (2,39)	0,06 (3,59)	0,7E-02 (4,95)
<i>WREL</i>	-1,35 (-3,89)	-2,74 (-7,17)	-0,23 (-2,88)	-1,20 (-2,72)	-0,45 (-12,25)
<i>WRELSQ</i>	0,02 (3,31)	0,04 (5,99)	0,5E-02 (3,60)	0,01 (2,04)	0,8E-02 (14,36)
<i>WCH</i>	-0,6E-02 (-2,51)	-0,1E-02 (-0,67)	0,5E-04 (0,13)	-0,1E-02 (-0,36)	-0,1E-02 (-5,20)
<i>OVR</i>	0,03 (3,22)	0,02 (2,48)	0,2E-02 (0,82)	-0,02 (-0,84)	0,2E-02 (1,73)
<i>OVR1</i>	-0,01 (-1,58)	0,03 (3,90)	0,3E-02 (1,54)	0,04 (2,35)	-0,4E-02 (-3,21)
<i>YR</i>	0,02 (2,82)	-0,7E-02 (-1,84)	0,2E-02 (3,34)	0,4E-02 (0,60)	0,3E-04 (0,74)
<i>HR1</i>	0,6E-02 (2,88)	0,5E-02 (3,90)	0,6E-03 (1,86)	-0,01 (-4,10)	0,1E-02 (5,34)
<i>HR2</i>	0,7E-02 (3,29)	0,5E-02 (3,98)	0,4E-03 (1,25)	0,3E-02 (0,78)	0,4E-03 (1,65)
<i>N</i>	0,09 (5,21)	0,8E-02 (1,49)	0,7E-02 (3,66)	0,2E-02 (0,63)	0,5E-03 (4,71)
<i>NSQ</i>	-0,8E-02 (-6,00)	-0,4E-03 (-1,54)	-0,3E-03 (-2,43)	0,4E-05 (0,07)	-0,1E-06 (-1,16)
<i>HREG</i>	-0,08 (-1,38)	-0,07 (-1,88)	0,8E-02 (1,02)	-0,35 (-5,23)	-0,04 (-11,01)
<i>HREGSQ</i>	0,5E-02 (0,42)	0,4E-02 (0,76)	-0,1E-03 (-0,96)	0,05 (5,98)	0,5E-02 (8,23)
<i>KVR</i>	0,2E-02 (1,44)	-0,8E-03 (-1,36)	0,8E-03 (4,93)	-0,004 (-2,23)	-0,3E-03 (-4,16)
Antal observationer	1 275	2 477	1 633	945	5 843

Anm: För SNI 36 och SNI 38 är funktionsformen linjär.

5 Kalkyler för 1985

5.1 Kalkylmodellen

Som framhållits har arbetskraftsefterfrågans inriktning effekter på arbetskraftsutbudet via migration och relativa AK-tal. Med utgångspunkt från de samband som där kunnat kvantifieras har en kalkylmodell för arbetskraftsutbudet konstruerats. I denna modell påverkas arbetskraftens totala storlek – via ekvationer för immigration, emigration och AK-tal – av arbetskraftsefterfrågans sammansättning samt av arbetsmarknadsläget i Finland. Med hjälp

av modellen kan man studera den efterfrågebestämda sysselsättningsstrukturens förenlighet med kravet på full sysselsättning, givet en viss friktionsarbetslöshet. Figur 8 visar i ett flödesschema hur arbetskraftskalkylerna gjorts.

Utgångspunkten är IUI-modellens bestämning av sysselsättningen inom industri, offentlig sektor och privat tjänstesektor. Variablerna *RIND*, *ROF* och *RPTJ*, dvs andelen sysselsatta inom dessa tre sektorer, ingår direkt som argument i vissa ekvationer för de relativa AK-talen. Därutöver krävs bedömningar av hur den beräknade arbetskraftsefterfrågestrukturen påverkar antalet lediga platser, totalt och sektoriellt. Dessa uppskattningar har baserats på observationer av historiska mönster. Följande regressions-ekvationer har estimerats för variablerna *VM* och *VF*:

$$VM = -930 + \frac{0,10NIND2}{(3,66)} + \frac{0,09DNIND2}{(1,83)}; \quad R^2 = 0,83 \quad DW=1,52 \quad (15)$$

$$VF = -40 + \frac{(0,5E - 02)NTJ}{(1,32)} + \frac{0,23DNTJ}{(5,68)}; \quad R^2 = 0,84 \quad DW=2,17 \quad (16)$$

där

NIND2 = antal sysselsatta (100-tal) inom SNI 2+3+4 (AKU-data, kvartal)

DNIND2 = halvårsförändring av *NIND2*

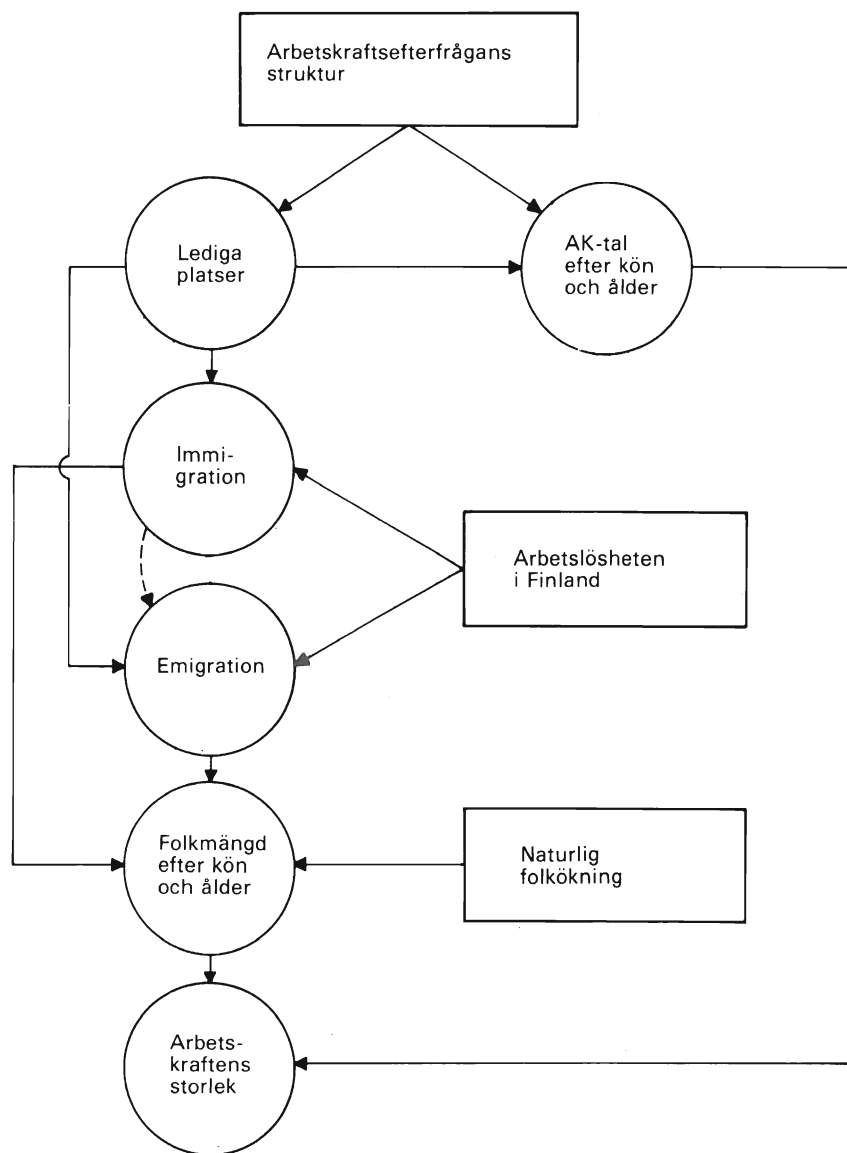
NTJ = antal sysselsatta anställda (100-tal, NR-data, år) inom privat och offentlig tjänstesektor (SNI 6+8+9)

DNTJ = årlig förändring av *NTJ*.

Sambandet mellan sysselsättning och vakanser inom industrin har sedan början av 1970-talet utvecklats som framgår av figur 9. Om en ökning av industrisysselsättningen snabbt kan komma till stånd utan större rekryteringsproblem blir ökningen i antalet vakanser begränsad (måttlig stegring av vakanstiderna). I en konjunkturuppgång med svåra flaskhalsproblem på arbetsmarknaden – exemplifierat av perioden 1968–70 – ”krävs” i stället en stor stock av vakanser för att realisera en viss sysselsättningsnivå.

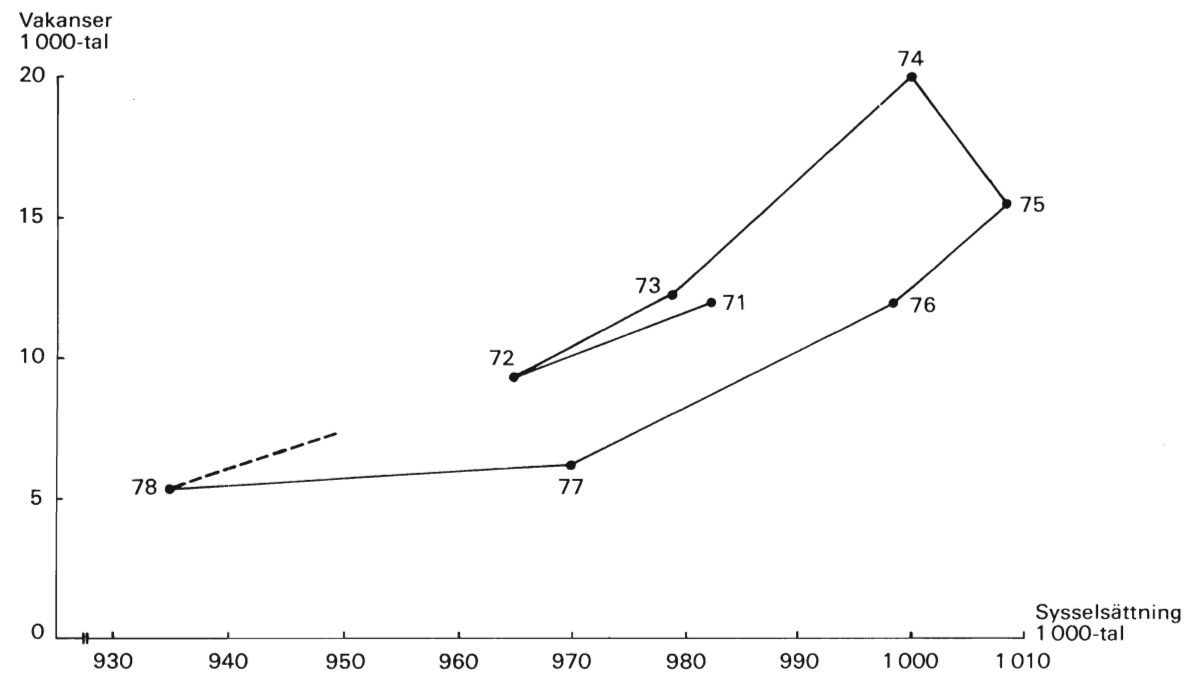
Resonemangen belyser indirekt de samband som finns mellan arbetsmarknadens anpassningsförmåga och invandringens omfattning. I en situation med trögörlig arbetskraft och/eller höga minimikrav från företagets sida ökar invandringen, dels ”spontan” via successiv informationsspridning om god tillgång på lediga platser, dels via företagets egna rekryteringskampanjer i utvandrarländerna. Den streckade linjen i figur 9 anger den utveckling som

Figur 8. Flödesschema för beräkning av arbetskraftens storlek



antagits gälla för perioden 1978–85.

De länkar som på detta sätt skapats mellan lediga platser och sysselsättning får anses som empiriskt acceptabla; de kan dock inte ses som ensidigt kausala relationer, eftersom interdependens föreligger mellan förändringar av sysselsättning och lediga platser. Ett ökat antal vakanser utgör en nödvändig förutsättning för sysselsättningsökningar via nyanställningar. Samtidigt

Figur 9. *Sysselsättning och lediga platser inom industrin 1971–1978*

tenderar en på detta sätt skapad sysselsättningsexpansion att öka antalet vakanser genom de nyanställdas högre avgångsfrekvenser. I jämvikt med konstant sysselsättning bestäms antalet platser helt av den naturliga avgången.

Migrationskalkylen kräver också ett antagande om hur arbetsmarknads-läget i Finland kommer att utvecklas. Vi har här förutsatt att man i Finland på sikt eftersträvar en återgång till de mer normala arbetslöshetstalen från 60-talet och början av 70-talet. Genomsnittet för arbetslösheten de tre högkonjunkturåren 1965, 1970 och 1974 (1,7 %) har antagits utgöra målet och nedgången från 1978 års sjuprocentsnivå har fördelats likformigt över perioden fram till 1985. I den mån förutsättningen är orealistisk torde den snarast innebära en underskattning av svårigheterna med en sådan politik och följaktligen en underskattning av invandringen till Sverige.

Nettoimmigrationens omfattning bestäms via migrationsekvationerna för varje år under prognosperioden; invandringen i början av perioden påverkar därvid utvandringen under följande år. Den totala nettoimmigrationen under perioden fördelas på köns- och åldersgrupper via köns- och ålderskvoter. På de erhållna befolkningstalen har de beräknade AK-talen applicerats, vilket resulterar i en uppskattning av antalet personer i arbetskraften efter kön och ålder. Den storlek på den totala arbetskraften som därvid framkommer, jämförs slutligen med sektormodellens sysselsättningsberäkning på totalnivå (anpassad till AKU).¹ Storleken på den differens (arbetslöshet) som uppkommer ger en uppfattning om den efterfrågebestämda sysselsättningsstrukturens förenlighet med kravet på full sysselsättning. Med hänsyn till de många osäkerhetsmoment, som vidlåder dessa kalkyler, är det dock knappast meningsfullt att söka styra sektormodellen så att en viss exakt arbetslöshetsgrad uppnås.

5.2 Kalkyler för 1985

Det huvudscenario som studeras i långtidsbedömningen ger en beräknad tillväxt i den totala sysselsättningen på ca 1 % per år. Industrisysselsättningen faller i förhållande till 1977 års nivå medan den offentliga sektorn växer med ca 3,8 % per år.

Alternativet har en efterfrågemix som bedömts förenlig med den storlek på arbetskraften som framkommer ur kalkylmodellen för arbetskraftsutbudet

¹ Samma förändringstal 1977–85 har använts för NR-nivå och AKU-nivå.

(tabell 6). Den kalkyl som redovisas i tabell 6 bygger på framskrivningar baserade på de skattade trendkoefficienterna utom i följande avseenden: För män i åldrarna 35–54 år, där ingen signifikant trend (eller annan faktor) kunnat avläsas, har AK-talen antagits oförändrade mellan 1977 och 1985. För gruppen pensionärer 65–74 år har prognosinstitutets bedömning för 1983 antagits gälla även för 1985. Vidare har en avböjning skett av trenden för åldersgrupperna 16–24 år. AK-talen för framför allt tonåringar har varierat starkt sedan början av 60-talet (figur 10). En framskrivning av trenden har bedömts oralistisk mot bakgrund av den nedgång i AK-talen som ägt rum efter 1975. Därför har trendkoefficienterna halverats för gruppen 16–24 år. För kvinnor i åldrarna 25–34 respektive 35–44 år kan också spåras en viss trendavböjning efter 1975. Trendkoefficienterna har därför dragits ned till 0,45 respektive 0,36, nivåer som motsvarar utvecklingen efter 1975.

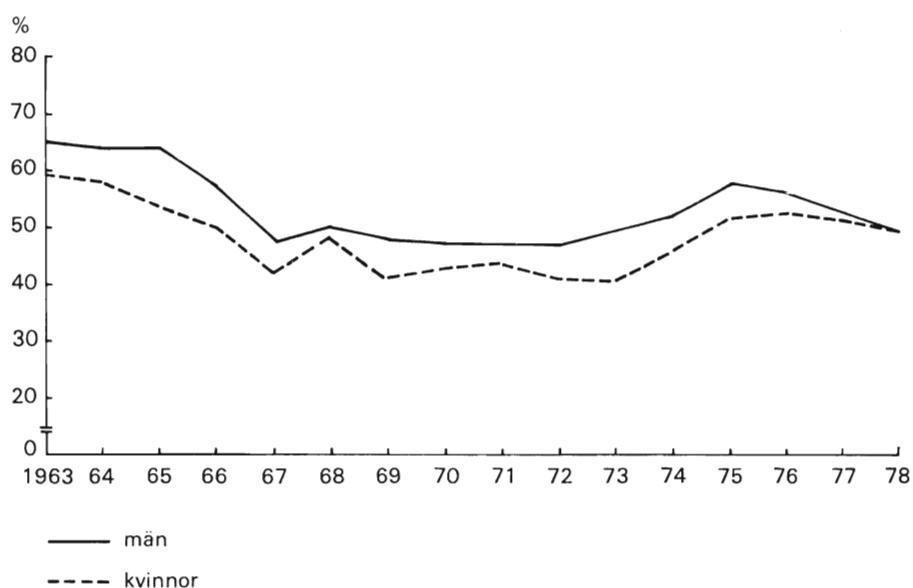
Kalkylen resulterar i en fortsatt nedgång av männens AK-tal och snabbt

Tabell 6. Arbetskraftsutbud i referensfallet

	1977	1985
<i>Ak-tal, män</i>		
16–19 år	56,7	56,1
20–24	83,4	82,1
25–34	95,2	97,5
35–44	96,7	96,7
45–54	94,7	94,7
55–64	74,9	73,9
65–74	10,3	10,3
16–74	78,6	77,8
<i>AK-tal, kvinnor</i>		
16–19 år	56,4	60,3
20–24	82,9	79,1
25–34	85,4	90,7
35–44	88,7	90,8
45–54	88,9	94,1
55–64	57,3	60,9
65–74	3,7	3,7
16–74	67,6	70,6
<i>Aggregerade AK-tal</i>	69,9	74,2
Nettoimmigration/år ^a		9
Män i AK ^a	2 349	2 374
Kvinnor i AK ^a	1 824	2 149
Totalt i AK ^a (1)	4 174	4 523
Sysselsättning, ^a		
AKU-nivå (2)	4 099	4 438
Differens (1)–(2)	75	85

^a 1 000-tal.

Figur 10. AK-tal för ungdomar 16–19 år 1963–1978



stigande kvinnliga förvärvsfrekvenser. För gruppen kvinnor i åldersgruppen 45–54 år beräknas AK-talen 1985 nå upp till den nivå som männens AK-tal i denna grupp har (94 %). Den relativt svaga utveckling som beräknas ske av industrins arbetskraftsefterfrågan gör att invandringsöverskottet endast blir ca 9 000 personer per år. Totalt beräknas arbetskraften öka med ca 350 000 personer mellan 1977 och 1985, dvs med drygt 40 000 personer per år.

6 Sammanfattande kommentarer

I denna studie har uppmärksamheten främst koncentrerats till arbetskraftsutbudets beroende av efterfrågeläget på arbetsmarknaden. Därvid har vi studerat dels konjunkturkänsligheten hos emigration och immigration, dels vissa bestämningsfaktorer för de relativa AK-talens utveckling. De relationer som kunnat kvantifieras har bildat byggstenar i en prognosmodell för det totala arbetskraftsutbudet. Med hjälp av kalkylmodellen kan den efterfrågebestämda sysselsättningsstruktur som bestäms av institutets sektormodell stämmas av mot utbudsprognosen.

De empiriska analyser som genomförts har inte påvisat någon särskilt stark efterfrågekänslighet hos de relativa AK-talen. Endast bland kvinnor och

unga män kan ett påtagligt efterfrågeberoende säkerställas. Däremot är nettoinvandringen starkt känslig för efterfrågeläget på arbetsmarknaden. Om historiska mönster står sig kommer en snabb expansion av industrins arbetskraftsefterfrågan att medföra ett betydande invandringsöverskott, särskilt med hänsyn till nuvarande höga finländska arbetslöshet.

Vi har inte inom ramen för denna studie närmare kunnat analysera arbetskraftsutbudets beroende av relativa löne- och inkomstförhållanden. Inte heller har vi berört den aspekt på arbetskraftsutbudets elasticitet som sammanhänger med arbetskraftens rörlighet. Vi skall avslutningsvis beröra den senare frågeställningen, som blir av särskild vikt i ett strukturomvandlingsförlopp. Rörligheten mellan olika delarbetsmarknader kan i detta sammanhang ses som ett komplement till strömmar in i och ut ur arbetskraften.

Man kan med någon förenkling hävda att utvecklingen på arbetsmarknaden inneburit en försvagning av strukturomvandlingens traditionella "push"- och "pull"-mekanismer. Uppsägningar av arbetskraft har således blivit mycket sällsynta samtidigt som de med friställningar förenade arbetslöshetsriskerna har minskat till följd av förlängda uppsägningstider.

Beträffande pull-faktorerna kan bl a förekomsten av betydande trögheter i löneanpassningen noteras. En bakomliggande faktor är arbetsgivarsidans kollektiva intresse att förhindra löneglidning, en inställning som sannolikt har en rationell grund i (minst) två omständigheter, nämligen existensen av *förtjänstutvecklingsgarantier* och förekomsten av *demonstrationseffekter*. De förra är välkända och alltmer tillämpade; de tenderar att sprida löneglidning, som uppkommit på en begränsad del av arbetsmarknaden, till hela arbetsmarknaden. I samma riktning verkar lönebildningens demonstrationseffekter; den lokala lönesättningen torde i hög grad styras av löneutvecklingen för jämförbara lönegrupper.

Vidare bidrar skatte- och transfereringssystemets marginaleffekter till att en mycket begränsad del av en via flyttning erhållen bruttoinkomstökning tillfaller individen, varför stora bruttoförändringar krävs för att realisera ett givet nettoutbyte. Följaktligen kommer nettolöneskillnaderna att dåligt avspegla arbetskraftens avkastning i alternativa användningar. Sannolikt kan heller inte allokeringspolitiskt motiverade förändringar i lönestrukturen åstadkommas utan en betydande kostnadsinflation.

De faktorer vi nämnt, som verkar i riktning mot en försvagning av strukturomvandlingens traditionella signalsystem, aktualiserar behovet av en förstärkning av arbetsmarknadspolitikens rörlighetsstimulanser. En

sådan inriktning kan ges allokeringspolitiska, stabiliseringspolitiska och fördelningspolitiska motiveringar: För det första minskar riskerna för inflationsdrivande flaskhalsar och för det andra kan överflyttningsovinster genereras snabbare. Slutligen framstår också rörlighetsstimulanser, riktade till arbetsmarknadens lättroliga grupper, som ett medel att öka sysselsättningsmöjligheterna för personer med särskilda svårigheter att klara omflyttningar.

Exkurs

Om sökaktivitet, arbetskrafts- efterfrågan och förvärvskostnader

Betrakta en individ som maximerar sin nytta med en tidshorisont av två tidsperioder. Det planerade sparandet i varje period antas vara lika med noll. Individens inkomst i den första perioden är känd med fullständig säkerhet. Denna inkomst kan t ex vara arbetslöshetsunderstöd (om individen är arbetslös) eller "annan inkomst" (om individen befinner sig utanför arbetskraften). Inkomsten i den andra perioden är en förväntad storhet och beroende av individens möjligheter att påträffa anställningar. Arbetstiden i denna period antas vara exogent given och känd av individen; vi kan t ex föreställa oss fall där valmängden är begränsad till heltidsarbeten. Genom att använda en större del av den första periodens tidsutrymme till sökaktiviteter ökar chanserna att erhålla acceptabla anställningserbjudanden i den andra perioden.

Vi antar att nyttofunktionen är additiv och strikt konkav samt att individen saknar tidspreferens och riskaversion. Nyttofunktionen uttrycks som summan av nyttan i period ett och den förväntade nyttan i period två.

$$U = f(\bar{y}, L_1) + \theta A f(\tilde{y}, \bar{L}_2) + (1 - \theta A) f(\tilde{y}, L_2^T), \quad (E:1)$$

- där \bar{y} = exogent given inkomst i period ett
 \tilde{y} = förväntad inkomst i period två, givet att ett arbetserbjudande accepteras
 L_1 = fritid i period ett
 \bar{L}_2 = fritid i period två om en anställning (med given arbetstid) accepteras
 L_2^T = fritid i period två om ingen anställning accepteras. L_2^T sammanfaller med periodens längd (T) eftersom inget sökande sker i den sista perioden inom planeringshorisonten
 θ = sannolikheten att påträffa ett anställningserbjudande för period två
 A = sannolikheten att ett erbjudande skall accepteras

Villkoret för att en anställning skall accepteras är att inkomsten överstiger "reservationsinkomsten" y^* , vilken satisfierar ekvationen

$$f(y^*, \bar{L}_2) = f(\bar{y}, L_2^T). \quad (E:2)$$

Givet en känd fördelning av löneerbjudanden (inkomsterbjudanden vid fixerad arbetstid) bestäms acceptanssannolikheten av inkomstkrauet, dvs $A = A(y^*)$.

Sannolikheten θ antas vara beroende av individens söktid i period ett, S , samt av tillgången på vakanser på arbetsmarknaden, V , dvs

$$\theta = \theta(S, V). \quad (E:3)$$

Vi antar avtagande avkastning på söktid, $\theta_{SS} < 0$, samt att sökandets marginalavkastning stiger med tillgången på vakanser, $\theta_{SV} > 0$.

Genom att substituera den första periodens tidsbudgetrestriktion, $T = L_1 + S$, i nyttofunktionen erhålls maximanden

$$U = f(\bar{y}, T - S) + \theta(S, V) A f(\bar{y}, \bar{L}_2) + [1 - \theta(S, V) A] f(\bar{y}, L_2^T). \quad (E:4)$$

Villkoret för maximum är

$$-\frac{\delta f}{\delta L_1} + A \frac{\delta \theta}{\delta S} [f(\bar{y}, \bar{L}_2) - f(\bar{y}, L_2^T)] = 0, \quad (E:5)$$

innebärande att sökandet skall avpassas så att nyttoförlusten i period ett (förlorad fritid) svarar mot den förväntade nyttovinsten i period två (ökad inkomst).

Differentiering av (E:5) med avseende på S och V ger

$$(f_{L_1, L_1} + A \theta_{SS} B) dS + A \theta_{SV} B dV = 0, \quad (E:6)$$

$$\text{där } B = f(\bar{y}, \bar{L}_2) - f(\bar{y}, L_2^T) > 0.$$

Följaktligen gäller

$$\frac{\delta S}{\delta V} > 0, \quad (\text{E:7})$$

dvs en ökad tillgång på vakanser ökar sökbenägenheten. Detta innebär bl a ökad sannolikhet för att en icke-sysselsatt person skall observeras som arbetssökande, dvs som varande i arbetskraften.

Antag att den potentiella anställningen är förenad med förvärvskostnader, c . Skriv den förväntade nettoinkomsten som $\tilde{y}_n = \tilde{y} - c$. Reservationsinkomsten, y^* , stiger med högre förvärvskostnader, varför acceptanssannolikheten A faller. Samtidigt stiger den förväntade bruttoinkomsten, \tilde{y} , givet att $\tilde{y} > y^*$.

Maximanden är

$$U = f(\tilde{y}, T - S) + \theta A f(\tilde{y}_n, \bar{L}_2) + (1 - \theta A) f(\tilde{y}, L_2^T) \quad (\text{E:8})$$

med maximumvillkoret

$$-\frac{\delta f}{\delta L_1} + A \frac{\delta \theta}{\delta S} B = 0, \quad (\text{E:9})$$

$$\text{där } B = f(\tilde{y}_n, \bar{L}_2) - f(\tilde{y}, L_2^T).$$

Differentiering ger

$$(f_{L_1 L_1} + A \theta_{SS} B) ds + (B \theta_S A_C + A \theta_S f_{\tilde{y}_n} \cdot \frac{\delta \tilde{y}_n}{\delta c}) dc, \quad (\text{E:10})$$

$$\text{där } A_C < 0, f_{\tilde{y}_n} > 0 \text{ och}$$

$$\frac{\delta \tilde{y}_n}{\delta c} = \frac{\delta \tilde{y}}{\delta y^*} \cdot \frac{\delta y^*}{\delta c} - 1 = \frac{\delta \tilde{y}}{\delta y^*} - 1. \quad (\text{E:11})$$

Tecknet på $\delta \tilde{y}_n / \delta c$ beror av storleken på $\delta \tilde{y} / \delta y^*$, vilken i sin tur bestäms av utseendet hos lönebudsfördelningen. Antag för enkelhets skull att denna fördelning är likformig med gränserna y_2 och y_1 .

$$h(y) = \frac{1}{y_2 - y_1}. \quad (\text{E:12})$$

Det betingade väntevärdet – den förväntade acceptabla inkomsten – är

$$\bar{y} = \frac{y_2 + y^*}{2}, \quad (\text{E:13})$$

varför $\delta \bar{y} / \delta y^* = 0,5$. I den utsträckning fördelningen av inkomsterbjudanden kan approximeras med en likformig fördelning gäller tydligen $\delta \bar{y}_n / \delta c < 0$ vilket säkerställer tecknet

$$\frac{\delta S}{\delta c} < 0, \quad (\text{E:14})$$

dvs högre förvärvskostnader tenderar minska sökbenägenheten. På analogt sätt kan visas att högre sökkostnader minskar sökbenägenheten, dvs sannolikheten för arbetskraftsdeltagande.

Referenser

- Axelsson, R & Löfgren, K-G, 1977, *Arbetsmarknaden i Norrbotten*, Umeå Economic Studies.
- Barth, P S, 1968, Unemployment and Labor Force Participation. *Southern Economic Journal*. January 1968.
- Black, S W & Kelejian, H H, 1970, A Macro Model of the U.S. Labor Market. *Econometrica*. September 1970.
- & Russel, R, 1970, Participation Functions and Potential Labor Force. *Industrial and Labor Relations Review*. October 1970.
- Bowen, W G & Finegan, T A, 1969, *The Economics of Labor Force Participation*. Princeton.
- Butler, A & Demopoulos, G, 1971, Labor-Force Behavior in a Full Employment Economy. *Industrial and Labor Relations Review*. April 1971.
- Eriksen, T, 1979, *Sjukfrånvaron bland arbetare inom SAF-LO-området 1972 och 1976*. Riksförsäkringsverket. Februari 1979.
- Greenhalgh, C, 1977, A Labour Supply Function for Married Women in Great Britain. *Economica*. August 1977.
- Gronau, R, 1977, Leisure, Home Production, and Work – the Theory of the Allocation of Time Revisited. *Journal of Political Economy*. December 1977.
- Hanushek, E A & Jackson, J E, 1977, *Statistical Methods for Social Sciences*. New York.
- Hartley, M & Revankar, N, 1974, Labor Supply under Uncertainty and the Rate of Unemployment. *American Economic Review*. March 1974.
- King, A G, 1978, Industrial Structure, the Flexibility of Working Hours, and Women's Labor Force Participation. *The Review of Economics and Statistics*. No. 3, 1978.
- Kmenta, J, 1971, *Elements of Econometrics*. New York.
- Leuthold, J, 1978, The Effect of Taxation on the Hours Worked by Married Women. *Industrial and Labor Relations Review*. July 1978.
- McNabb, R, 1977, The Labour Force Participation of Married Women. *The Manchester School*. September 1977.
- Mincer, J, 1962, Labor Force Participation of Married Women. I *Aspects of Labor Economics*. Princeton.
- Nilsson, C, 1978, *Sysselsättning och arbetslöshet*. Nationalekonomiska institutionen vid Uppsala Universitet.
- Seater, J, 1977, A Unified Model of Consumption, Labor Supply, and Job Search. *Journal of Economic Theory*. April 1977.
- 1978, Utility Maximization, Aggregate Labor Force Behavior, and the Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*. November 1978.
- Siven, C-H, 1979, *A Study in the Theory of Inflation and Unemployment*. Amsterdam.
- SOS, Levnadsförhållanden 1979:15.
- SOU 1977:88. *Förtidspensionering*. Rapport till sysselsättningsutredningen.
- Åberg, Y, 1978. *Sjukfrånvaron och dess orsaker*. Arbetarskyddsfonden.