

Nationalekonomiska institutionen  
Lunds universitet

# Tidsbegränsade anställningar

– faktorer som påverkar sannolikheten att ha ett tidsbegränsat arbete,  
samt inkomstskillnader mellan fasta och tidsbegränsade jobb

NEKM01 Magisteruppsats – 15 hp  
Författare: Ellinor Fridh  
Handledare: Mårten Walleto, Inga Persson  
2009-05-27

# Sammanfattning

Det finns två kategorier av anställningsformer, fasta och tidsbegränsade. Andelen tidsbegränsade arbeten har ökat under de senaste två decennierna. För den anställde kan tidsbegränsad anställning vara ett ofrivilligt val. Anställningsformen innebär ofta större osäkerhet för individen, men kan även innebära andra begränsningar. Syftet med studien är att undersöka vilka faktorer som påverkar sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd, samt att undersöka inkomstskillnader mellan olika anställningsformer. För att genomföra studien används datamaterial från arbetskraftsundersökningarna. En binär och en multinomial logistisk modell används för att skatta sannolikheter och ett par inkomstregressioner skattas. Studien omfattar åren 1997 till 2004 och gäller svenska förhållanden.

Studien visar att ålder och födelseland är två viktiga faktorer som påverkar sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning. Yngre och utlandsfödda har högre sannolikhet att ha ett tidsbegränsat arbete, allt annat lika. Även sektor, bransch, socioekonomisk status och familjeförhållanden påverkar sannolikheten. Det finns ingen signifikant skillnad mellan könen när det gäller sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning. Delas tidsbegränsade anställningar upp i olika kategorier framkommer dock skillnader. Kvinnor har högre sannolikhet att ha ett vikariat, men lägre sannolikhet att ha en prov-, projekt- eller behovsanställning i jämförelse med män. Det finns flera teorier som kan förklara olika delar av resultaten, de viktigaste berör fasta arbetskraftskostnader, dual arbetsmarknad, screening, och olika preferenser. Fast anställda var den grupp som hade högst årsarbetsinkomst och behovsanställda den grupp som hade lägst, om kategorin övriga tidsbegränsade anställda bortses från. På grund av datamaterialets kvalitet går det dock inte att dra någon slutsats om huruvida inkomstskillnaderna mellan fast anställda och tillfälligt anställda beror på skillnader i individ- och jobbkarakteristiska eller på diskriminering.

*Nyckelord:* tidsbegränsad anställning, tillfälliga arbeten, logistisk modell

# Innehållsförteckning

<b>1</b>	<b>Inledning</b> .....	<b>1</b>
1.1	Syfte och frågeställning .....	1
1.2	Definition .....	2
1.3	Disposition .....	2
<b>2</b>	<b>Teoretiskt ramverk</b> .....	<b>3</b>
2.1	Efterfrågan på tidsbegränsad arbetskraft .....	3
2.2	Utbud av tidsbegränsad arbetskraft .....	5
2.3	Löneskillnader .....	6
<b>3</b>	<b>Datamaterialet</b> .....	<b>7</b>
3.1	Arbetskraftsundersökningarna .....	7
3.2	Deskriptiv statistik .....	8
<b>4</b>	<b>Metod</b> .....	<b>14</b>
4.1	Binär logistisk modell .....	14
4.2	Multinomial logistisk modell .....	15
4.3	Inkomstekvationer .....	17
<b>5</b>	<b>Tidigare studier</b> .....	<b>18</b>
5.1	Nationell och europeisk statistik .....	18
5.2	Tidsbegränsade jobb i Sverige .....	20
5.3	Löneskillnader mellan anställningsformer .....	21
<b>6</b>	<b>Resultat</b> .....	<b>23</b>
6.1	Fast eller tidsbegränsad anställning .....	23
6.2	Olika typer av anställningsformer .....	26
6.3	Inkomstskillnader .....	31
<b>7</b>	<b>Diskussion</b> .....	<b>33</b>
7.1	Metoddiskussion .....	33
7.2	Diskussion av resultaten .....	34
7.2.1	Faktorer som påverkar sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd .....	35
7.2.2	Inkomstskillnader .....	37
7.2.3	Jämförelse med tidigare studie .....	38
<b>8</b>	<b>Slutsatser</b> .....	<b>39</b>
<b>9</b>	<b>Referenser</b> .....	<b>41</b>
	<b>Bilaga 1 – Definition av variabler</b> .....	<b>43</b>
	<b>Bilaga 2 – Deskriptiv statistik</b> .....	<b>44</b>
	<b>Bilaga 3 – Logistisk modell</b> .....	<b>46</b>
	<b>Bilaga 4 – Multinomial logistisk modell</b> .....	<b>47</b>
	<b>Bilaga 5 – Multinomial logitmodell - test</b> .....	<b>49</b>
	<b>Bilaga 6 – Inkomstregressioner</b> .....	<b>50</b>

# 1 Inledning

Antalet tidsbegränsade anställningar har ökat kraftigt sedan början av 1990-talet, både i Sverige och i många andra länder. Förutom att tidsbegränsade anställningar vanligtvis är mer osäkra än fasta anställningar finns andra negativa aspekter för individen. Individer med tidsbegränsad anställning riskerar att gå miste om förmåner som personalutbildning (Nollen 1996, Walette 2004). Larsson (2008) visade att en majoritet av de individer som är tidsbegränsat anställda skulle föredra att vara fast anställd. Flera studier pekar på att tidsbegränsat anställda dessutom tjänar mindre vid en direkt jämförelse med individer som har en fast anställning (se t.ex. Hipple & Stewart 1996, Nollen 1996, Layte m.fl 2008). Samtidigt visar mycket forskning att den grupp som innehar en tidsbegränsad anställning inte är helt jämförbar med den grupp som har en fast anställning när det till exempel gäller utbildning och erfarenhet. Unga och andra grupper som inte är väletablerade på arbetsmarknaden är överrepresenterade bland de med tidsbegränsad anställning. De tidsbegränsade anställningarna är inte heller jämt spridda över arbetsmarknaden utan är vanligare inom vissa yrken och branscher (se t.ex. Hipple & Stewart 1996, Walette 2004, Addison & Surfield 2005).

Den här studien baseras på data från de svenska arbetskraftsundersökningarna, AKU, insamlade av Statistiska centralbyrån. Datamaterialet täcker åren 1997 till 2004. Uppsatsen är bland annat en empirisk uppföljning av kapitel två i Walette (2004) om incidens vad gäller tidsbegränsade arbeten i Sverige, en studie som omfattade åren 1991 till 1999.<sup>1</sup>

## 1.1 Syfte och frågeställning

Förutom att empiriskt följa upp incidensstudien i Walette (2004) är syftet med studien att genomföra en mindre analys av inkomstskillnader mellan tidsbegränsat och fast anställda och mellan olika typer av tidsbegränsat anställda. Uppsatsen försöker besvara följande frågor:

- Vilka faktorer påverkar sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning, samt att ha olika typer av tidsbegränsade anställningar?

---

<sup>1</sup> Den empiriska analysen i den här uppsatsen baseras på individdata från SCB:s arbetskraftundersökningar och är genomförd inom ramen för projektet "A Latent Labour Supply? Studies of Part-Time Jobs, Underemployment, and Temporary Jobs in Sweden" (projektledare Mårten Walette) vid Nationalekonomiska institutionen i Lund, med finansiering från Forskningsrådet för arbetsliv och socialvetenskap (FAS) samt från Centrum för ekonomisk demografi vid Lunds universitet.

- Hur ser utbredningen av tidsbegränsade arbeten ut under perioden 1997 till 2004 i jämförelse med perioden 1991 till 1999?
- Finns det inkomstskillnader mellan fasta och tidsbegränsat anställda som kan hänföras till anställningsformen?

## 1.2 Definition

Anställningsformer kan delas upp i två kategorier fast/tillsvidare och tidsbegränsad anställning. Anställningsformerna regleras i *Lagen om anställningsskydd* (SFS 1982:80), men även genom kollektivavtal och direktiv från EU. Det finns olika typer av tidsbegränsade anställningar. Den här studien skiljer på fyra former av tidsbegränsade anställningar. Med *vikariat* avses de anställda som ersätter en ordinarie anställd som är frånvarande på grund av till exempel sjukdom, barnledighet eller studier. En *provanställd* är anställd under en given försöksperiod, anställningen ska övergå till fast anställning efter försöksperiodens slut om inget annat anges. En person som anställs för att genomföra en specifik uppgift är *projektanställd*. Är personen istället anställd under en specifik period definieras personen som *behovsanställd* (Larsson 2008, Walette 2004). I det använda datamaterialet inkluderar dessa fyra kategorier drygt 70 procent av alla tidsbegränsade anställningar. De individer med tidsbegränsad anställning som inte inkluderas i någon av ovanstående beskrivning, till exempel säsonganställda och feriearbetare, kategoriseras som övriga tidsbegränsat anställda. I kategorin övriga ingår även personer med praktik, anställningsstöd och deltagare i andra arbetsmarknadspolitiska program. För personer med *fast anställning* är anställningstiden inte begränsad.

## 1.3 Disposition

I *kapitel 2* presenteras det teoretiska ramverk som uppsatsen grundar sig på. I *kapitel 3* beskrivs datamaterialet och deskriptiv statistik över materialet redovisas. Använd metod och ekonometriska modeller beskrivs i *kapitel 4*. I *kapitel 5* ges en översikt över tidigare studier. Kapitlet inkluderar en kort presentation av statistik på nationell och europeisk nivå, en studie rörande tidsbegränsade anställningar i Sverige, samt en översikt över internationell forskning gällande löneskillnader mellan olika typer av anställningsformer. Studiens resultat presenteras i *kapitel 6*. I *kapitel 7* diskuteras först metod, materialets kvalitet, samt dess inverkan på resultatet och därefter diskuteras resultaten. Uppsatsen avslutas med *kapitel 8* där slutsatserna av studien presenteras och förslag på vidare forskning ges.

## 2 Teoretiskt ramverk

Det finns inte någon teori som helt kan förklara förekomsten av tidsbegränsade arbeten och löneskillnader mellan tidsbegränsade och fasta anställningar. Det är även möjligt att orsaken skiljer sig åt mellan olika typer av tidsbegränsade anställningar. Därför presenteras en rad olika teorier som kan ha betydelse i den här studien.

### 2.1 Efterfrågan på tidsbegränsad arbetskraft

En faktor som ofta tas upp i samband med diskussionen om utbredningen av tidsbegränsade anställningar är *fasta arbetskraftskostnader* och då i synnerhet anställnings- och uppsägningskostnader. Fasta anställningskostnader medför att anställning av arbetskraft får karaktären av ett investeringsbeslut. Är de fasta arbetskraftskostnaderna höga blir företagen mindre benägna att anställa personal. Tidsbegränsade anställningar innebär i regel lägre arbetskraftskostnader i jämförelse med fasta anställningar, då uppsägningskostnaderna är obefintliga för tidsbegränsad personal (se t.ex. Bentolila & Bertola 1990, Edin & Holmlund 1993). Tidsbegränsade anställningar kan vara en fördel för arbetsgivaren genom att det skapar större *flexibilitet*, exempelvis kan produktionen lättare anpassas till förändringar i efterfrågan och frånvarande anställda kan ersättas under en tidsbegränsad period. Det är dock rimligt att anta att det inte skulle vara optimalt att alla individer på arbetsmarknaden hade kontrakt för en dag i taget. Visserligen skulle flexibiliteten bli mycket stor, men att varje dag anställa och förhandla löner skulle öka kostnaderna för arbetsgivaren. För arbeten som kräver specifika kunskaper är det dessutom ineffektivt att anställa ny personal varje dag, då mycket tid skulle gå åt till upplärning (Bosworth m.fl. 1996). Utifrån detta resonemang är det troligt att tidsbegränsade anställningar är vanligare inom branscher och sektorer där efterfrågan varierar relativt mycket. Hur pass flexibel lönestrukturen är påverkar också omfattningen av tidsbegränsade arbeten. Är lönerna svårpåverkade kan istället tidsbegränsade anställningar användas för att anpassa kostnaderna (Walette 2004).

Walette (2004) diskuterar hur förekomsten av olika typer av tidsbegränsade anställningar kan förväntas skilja sig mellan olika sektorer och branscher. I branscher där det finns ett omedelbart behov av att ersätta en frånvarande anställd, exempelvis inom hälso- och sjukvården och utbildningssektorn, förväntas vikariat vara vanligare än i andra sektorer. Å

andra sidan förväntas projektanställningar vara vanligare inom den privata sektorn. Det är dock troligt att tidsbegränsade arbeten återfinns inom alla branscher och sektorer och därmed inom både hög- och låglönejobb. Sannolikt är dock att behovsanställningar oftare är låglönejobb och projektanställningar är välbetalda. För okvalificerade arbeten är upplärningskostnaderna lägre och tidsbegränsade anställningar i form av behovsanställningar kan därför förväntas vara vanligare. Hur den genomsnittliga löneskillnaden mellan tidsbegränsade och fasta arbeten ser ut kan därför bero på hur fördelningen av olika typer av tidsbegränsade anställningar ser ut.

Kvinnor och män är inte jämt fördelade över den svenska arbetsmarknaden, arbetsmarknaden kan sägas vara *könssegmenterad*. Som tidigare nämnts är det troligt att vilken typ av tidsbegränsade arbeten som är vanligast varierar mellan olika branscher och sektorer. En könssegmenterad arbetsmarknad kan därför medföra att kvinnor dominerar vissa typer av tidsbegränsade anställningar medan män innehar andra typer av tidsbegränsade arbeten i större utsträckning. Exempelvis dominerar kvinnor inom hälso- och sjukvårdssektorn, där vikariat förväntas vara en vanlig form av tidsbegränsad anställning (Walette 2004).

Holmlund och Storrie (2002) visar att den ekonomiska situationen påverkar förekomsten av tidsbegränsade arbeten. En kraftigt minskad efterfrågan bör påverka tidsbegränsat anställda i högre utsträckning än fast anställda, då det är lättare för arbetsgivaren att göra sig av med tillfällig än med fast arbetskraft. När ekonomin vänder uppåt kan osäkerhet inför framtiden medföra att arbetsgivare väljer att erbjuda tidsbegränsade arbeten framför fasta. Är arbetslösheten hög kan dessutom fler väntas vara villiga att acceptera tidsbegränsade anställningar än under högkonjunktur (Walette 2004).

Om arbetsmarknaden för tidsbegränsade arbeten skiljer sig mycket från den för fasta anställningar och det finns hinder mellan de två sektorerna är det möjligt att tala om en *dual arbetsmarknad*. Arbetsmarknaden för fast anställda ses som den primära, medan den för tidsbegränsat anställda är den sekundära. Den sekundära arbetsmarknaden omfattar de individer som inte kan få arbete i den primära sektorn. Jämviktslönen i de två sektorerna sätts utifrån arbetsutbud och arbetsefterfrågan i respektive sektor. Om individer i den sekundära sektorn har svårt att få arbete i den primära sektorn kommer arbetsgivaren lättare kunna styra över anställningsform och andra villkor, då arbetslöshet kan vara enda alternativet till en tidsbegränsad anställning. Arbetsgivaren anställer i första hand individer från den primära sektorn, medan individer från den sekundära sektorn anställs för att till exempel täcka tidsbegränsade variationer i efterfrågan. Grupper som har en svagare ställning på

arbetsmarknaden är överrepresenterade på den sekundära arbetsmarknaden (Fallon & Verry 1988, Addison & Surfield 2005). Ungdomar och utlandsfödda är exempel på grupper som kan tänkas vara överrepresenterade bland individer med tidsbegränsade arbeten.

Det finns emellertid även andra orsaker än flexibilitet och en uppdelad arbetsmarknad som kan förklara förekomsten av tidsbegränsade anställningar. Arbetsgivare har möjlighet att använda en tidsbegränsad anställning som ett screeningverktyg. Teorin kring *screening* bygger på att informationen på arbetsmarknaden är ofullständig. Arbetsgivaren har inte all information om de arbetssökande vid anställningstillfället. Arbetsgivaren kan kontrollera om den arbetssökande passar för arbetet genom att erbjuda en tidsbegränsad anställning. Vanligtvis fokuserar teorin på utbildning som screeningverktyg, men Stiglitz (1975) diskuterar även on-the-job screening. Till skillnad från när utbildning används som verktyg vill arbetsgivaren normalt kontrollera andra egenskaper med hjälp av on-the-job screening, till exempel social kompetens. Provanställningar är ett bra exempel på hur tidsbegränsade anställningar kan användas som screeningverktyg, men även andra typer av tidsbegränsade anställningar fungera på liknande sätt. Det är troligt att framförallt individer med liten eller ingen arbetslivserfarenhet är den grupp som oftast blir screenade genom denna metod. Ungdomar och invandrare utgör förmodligen en stor del av denna grupp. Att även invandrare förmodas ingå i gruppen beror på att de kan sakna Sverigespecifikt humankapital i form av till exempel svensk arbetslivserfarenhet och svenska referenser (Walette 2004). På motsvarande sätt kan individer med liten arbetslivserfarenhet se tidsbegränsade anställningar som ett bra sätt att *signalera* sina förmågor på till andra arbetsgivare (Spence 1973). Det är även tänkbart att en del individer accepterar en tidsbegränsad anställning för att få företagsspecifikt humankapital och på så sätt öka sina chanser till en fast anställning på en viss arbetsplats.

Om vissa grupper har högre sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning än andra grupper, trots samma produktivitet, är det enligt Becker (1971) möjligt att orsaken är *diskriminering* från arbetsgivarens sida. Det är även möjligt att statistisk diskriminering existerar om arbetsgivaren saknar fullständig information om de arbetssökande. I det fallet är det rationellt att bedöma en individ utifrån de genomsnittliga egenskaperna hos den grupp han eller hon tillhör (se t.ex. Bosworth m.fl. 1996).

## 2.2 Utbud av tidsbegränsad arbetskraft

Om anställningsformen är det enda som skiljer två arbeten åt skulle de allra flesta välja arbetet med fast anställning framför det med tidsbegränsad anställning. Det finns dock tillfällen som



gör att en del individer föredrar en tidsbegränsad framför en fast anställning. Walette (2004) menar att det är möjligt att en del specialister föredrar en projektanställning, då de till exempel bättre kan styra arbetstider eller åtnjuta högre lön. Tidsbegränsade anställningar kan passa dem som vill kombinera arbete med icke marknadsarbete, till exempel kan en behovsanställning passa en student som vill utöka sina inkomster något. Det är även troligt att olika grupper har olika stor sannolikhet att acceptera ett tidsbegränsat arbete. För individer utan familj är det kanske inte lika riskfyllt att acceptera ett tidsbegränsat arbete som för individer med familj. Larsson visar att yngre personer i större utsträckning än äldre föredrar tidsbegränsad anställning framför fast anställning (2008).

## 2.3 Löneskillnader

Det finns, som tidigare nämnts, skillnader mellan fasta och tidsbegränsade arbeten. Tidsbegränsade arbeten innebär i regel större osäkerhet för individen, men kan också innebära sämre arbetsvillkor. Redan Adam Smith hävdade att skillnader i jobbkaraktäristika mellan olika arbeten leder till *kompenserande löneskillnader*. Exempelvis skriver Smith (1976) att lönen varierar beroende på hur smutsigt eller tungt ett arbete är. Vidare jämförs arbeten som till stor del beror på efterfrågan med mer permanenta arbeten. Smith konstaterar att ett oregelbundet arbete behöver kompenseras med högre lön för osäkerheten och för det faktum att arbetaren kommer att stå utan lön vissa perioder. Teorin om kompenserande löneskillnader innebär att om det finns två arbeten där arbetsvillkoren skiljer sig åt, behöver arbetet med sämre villkor erbjuda högre lön för att kompensera den anställde (se t.ex. Borjas 2008). Om ett fast och ett tidsbegränsat arbete är lika i allt annat än anställningsformen förutsäger teorin om kompenserande löneskillnader att ett tidsbegränsat arbete bör erbjuda högre lön än ett fast arbete.

Det är även tänkbart att löneskillnader beror på att fast anställda och tidsbegränsat anställda är två *heterogena grupper*. Om individer med tidsbegränsad anställning har kortare utbildning, mindre erfarenhet och saknar specifika kvalifikationer i större utsträckning än de som har fast anställning behöver löneskillnader inte bero på olika anställningskontrakt utan kan återspegla skillnader i produktivitetsegenskaper. Det är även möjligt att individer med lägre kompetens själva sorterar in sig i gruppen tidsbegränsat anställda (Addison & Surfield 2005).

## 3 Datamaterialet

Följande kapitel beskriver först datamaterialet, materialets omfattning samt vilka avgränsningar som gjorts. I andra delen av kapitlet presenteras det använda datamaterialet genom en rad tabeller.

### 3.1 Arbetskraftsundersökningarna

Studien baseras på individdata från de svenska arbetskraftsundersökningarna (AKU) som täcker åren 1997 till 2004, data på aggregerad nivå används dock också. Datamaterialet har samlats in av Statistiska centralbyrån och urvalet har skett genom slumpmässigt, obundet urval. Undersökningen är intervjubaserad och genomförs månadsvis, men skattningar görs även kvartalsvis och per år. Syftet med arbetskraftsundersökningen är att beskriva den aktuella situationen på arbetsmarknaden. Fram till 2001 baserades undersökningen på ett urval av individer i åldrarna 16 till 64 år. Därefter utvidgades målpopulationen till individer i åldrarna 15 till 74 år. Utvidgningen berör dock inte den här studien då det använda materialet endast omfattar individer i åldrarna 16 till 64 år för hela tidsperioden. Under perioden 1997 till 2004 har urvalet varierat och omfattat totalt mellan 17 000 och 22 000 individer. Undersökningen bygger på roterande paneler, där de medverkande individerna blir intervjuade var tredje månad vid som flest åtta tillfällen (Statistiska centralbyrån 2007b). Det datamaterial som använts i den här studien har dock endast inkluderat det första mätvärdet för en individ under den aktuella perioden, en individ förekommer därför bara en gång i materialet.

Som i Walette (2004) inkluderas endast individer med avlönad anställning i datamaterialet. Det innebär att till exempel egenföretagare, arbetslösa och personer utanför arbetskraften inte ingår i studien. Detta görs då studien endast fokuserar på skillnader mellan individer med olika typer av anställningskontrakt. Att perioden 1997 till 2004 har valts beror delvis på att det är en uppföljning. Walette studerade tidsperioden 1991 till 1999 och startpunkten för den här studien har valts så att den överlappar den tidigare studien med några år. På så sätt blir jämförelser mellan de två perioderna mer tillförlitliga. Datatillgången har begränsat studien till slutåret 2004. Vidare kan de ekonomiska fluktuationerna ses som relativt normala under den studerade perioden, vilket underlättar analysen.

Det använda datamaterialet består av knappt 209 000 observationer. På grund av partiellt bortfall kommer dock antalet observationer som ligger till grund för beräkningarna att vara lägre. Datamaterialet omfattar en rad olika variabler till exempel vad gäller sysselsättning, utbildning och arbetsgivare. Det i uppsatsen använda materialet omfattar dock inte alla de variabler som AKU innefattar (se *bilaga 1* för en överblick av de variabler som ingår i den här studien). Tyvärr är arbetsinkomst per år den enda lönevariabel som funnits att tillgå. Detta faktum begränsar tolkningsmöjligheterna och långtgående slutsatser kommer därför att vara svåra att dra i det fallet.

## 3.2 Deskriptiv statistik

I den här delen ges en beskrivning av det använda datamaterialet. I *bilaga 2* beskrivs samtliga använda variabler utifrån antal observationer, medelvärde, minimalt och maximalt värde för totala populationen samt uppdelat på kön och födelseland. *Tabell 3.1* visar hur fördelningen mellan fasta och tidsbegränsade anställningar har sett ut i det använda datamaterialet under perioden 1997 till 2004. Andelen tidsbegränsade anställningar har varierat något mellan åren, från som lägst 20,6 procent till 24,0 procent som högst, med ett genomsnitt på 21,8 procent för hela perioden. Totalt har närmare 166 500 individer fast eller tidsbegränsad anställning i urvalet.

**Tabell 3.1.** Absolut och relativ urvalsfördelning av fasta och tidsbegränsade jobb i Sverige 1997-2004.

År	Fasta jobb	Tidsbegränsade jobb	Tidsbegränsade jobb (%)	Totalt
1997	13 984	4 082	22,6	18 066
1998	13 853	4 380	24,0	18 233
1999	13 651	4 095	23,1	17 746
2000	13 666	3 931	22,3	17 597
2001	17 464	4 560	20,7	22 024
2002	17 034	4 569	21,2	21 603
2003	18 091	4 799	21,0	22 890
2004	22 498	5 820	20,6	28 318
<i>Totalt</i>	130 241	36 236	21,8	166 477

*Not:* Egenföretagare ingår ej.

*Källa:* Statistiska centralbyrån. Egna beräkningar från AKU.

*Tabell 3.2* visar hur utvecklingen har varit då datamaterialet delas upp efter kön och ursprung. Resultatet visar att kvinnor i högre utsträckning än män har en tidsbegränsad anställning i det aktuella urvalet. På motsvarande sätt verkar utlandsfödda i högre grad än svenskfödda ha en tidsbegränsad anställning. Andelen individer med tidsbegränsad anställning i respektive grupp har varierat något under perioden, men någon tydlig förändring går inte att tala om.

**Tabell 3.2.** Absolut och relativ urvalsfördelning av tidsbegränsade jobb som del av den totala sysselsättningen för respektive grupp, 1997-2004, uppdelat efter kön och ursprung.

År	Kvinnor				Män			
	Svenskfödda		Utlandsfödda		Svenskfödda		Utlandsfödda	
	Antal	%	Antal	%	Antal	%	Antal	%
1997	2 004	24,2	276	28,8	1 581	19,7	221	27,6
1998	2 157	25,9	299	32,3	1 675	20,8	249	27,7
1999	2 041	25,1	290	30,4	1 542	19,7	222	27,1
2000	1 866	23,2	345	34,8	1 491	19,5	229	25,3
2001	2 260	22,1	331	29,9	1 706	17,7	263	25,2
2002	2 297	22,8	318	29,0	1 746	18,5	208	21,1
2003	2 408	22,6	379	30,7	1 762	17,7	250	23,8
2004	2 919	22,4	417	27,3	2 171	17,6	313	23,0
<i>Totalt</i>	17 952	23,4	2 655	30,2	13 674	18,7	1 955	24,9

*Not:* Andelen med tidsbegränsad anställning har beräknats som andelen med tidsbegränsad av den totala sysselsättningen (exklusive egenföretagare) för respektive grupp. Årligt genomsnitt.

*Källa:* Statistiska centralbyrån. Egna beräkningar från AKU.

Tidsbegränsade anställningar kan delas in i flera undergrupper, vilket också görs i AKU.<sup>2</sup>

Tabell 3.3 ger en bild av fördelningen mellan olika typer av tidsbegränsade anställningar uppdelat på kön och ursprung. När det gäller fördelningen mellan olika typer av tidsbegränsade anställningar finns det skillnader mellan könen och mellan svensk- och utlandsfödda. För kvinnor, oavsett födelse-land, är vikariat den vanligaste formen av tidsbegränsad anställning, omkring 35 procent. Det kan jämföras med männen, där knappt 20 procent av de tidsbegränsat anställda har ett vikariat. Kvinnor verkar i jämförelse med männen även vara behovsanställda i större utsträckning. Däremot är projektanställningar vanligare bland män än bland kvinnor. Vidare är svenskfödda män oftare provanställda i jämförelse med svenskfödda kvinnor och detsamma gäller för utlandsfödda män och kvinnor. Andelen utlandsfödda med provanställning är högre än andelen bland svenskfödda.

**Tabell 3.3.** Absolut och relativ urvalssammansättning av olika typer av tidsbegränsade jobb i Sverige 1997-2004 (aggregerat), uppdelat efter kön och ursprung.

Typ av tidsbegränsad anställning	Kvinnor				Män			
	Svenskfödda		Utlandsfödda		Svenskfödda		Utlandsfödda	
	Antal	%	Antal	%	Antal	%	Antal	%
Vikariat	6 248	34,8	919	34,6	2 396	17,5	383	19,6
Provanställning	1 147	6,4	282	10,6	1 599	11,7	355	18,2
Projektanställning	2 059	11,5	349	13,1	2 574	18,8	380	19,4
Behovsanställning	4 198	23,4	610	23,0	2 416	17,7	379	19,4
Övriga	4 298	23,9	495	18,6	4 684	34,3	458	23,4
<i>Totalt</i>	17 950	100	2 655	100	13 669	100	1 955	100

*Not:* Se avsnitt 1.2 för beskrivning av de olika typerna av tidsbegränsade anställningsformer. Det totala antalet individer med tidsbegränsad anställning kan skilja något mellan tabell 2 och tabell 3 p.g.a. kodningsfel eller att information om typ av anställning saknas för vissa observationer.

*Källa:* Statistiska centralbyrån. Egna beräkningar från AKU.

<sup>2</sup> Beskrivningen av datamaterialet är här relativt utförligt då denna information inte är tillgänglig i de av SCB publicerade tabellerna om tillfälliga arbeten.

I *tabell 3.4* redovisas den procentuella fördelningen av utbildningsnivån för olika typer av anställningsformer. Oavsett kön och ursprung är andelen med universitetsutbildning högst bland individer med projektanställning, även om andelen är betydligt lägre bland svenskfödda män i jämförelse med övriga tre grupper. Även för individer med vikariat är andelen högutbildade relativt stor bland samtliga grupper. Bortsett från gruppen övriga så är andelen lågutbildade störst bland behovsanställda oavsett kön och födelse-land. Bland männen är andelen högutbildade med tidsbegränsad anställning högre för utlandsfödda än för svenskfödda för samtliga typer av tidsbegränsade anställningar. En liknande tendens finns bland kvinnorna, men skillnaderna är i dessa fall små.

**Tabell 3.4.** Procentuell urvalsfördelning av utbildningsnivå för olika typer av anställningsformer i Sverige 1997-2004 (aggregerat), uppdelat efter kön och ursprung.

Typ av tidsbegränsad anställning	Kvinnor				Män			
	Svenskfödda		Utlandsfödda		Svenskfödda		Utlandsfödda	
	Låg- utbildade	Hög- utbildade	Låg- utbildade	Hög- utbildade	Låg- utbildade	Hög- utbildade	Låg- utbildade	Hög- utbildade
Vikariat	16,8	30,2	21,5	30,3	21,7	27,4	22,5	30,2
Provanställning	22,6	23,4	30,3	24,8	24,9	16,3	28,4	24,3
Projektanställning	16,8	44,0	20,8	46,4	20,2	33,1	20,2	44,5
Behovsanställning	32,5	19,2	33,0	22,6	38,1	19,3	30,0	25,2
Övriga	41,7	22,8	31,7	30,7	45,4	18,5	36,1	26,6
Fast anställning	15,0	35,4	22,2	33,2	19,4	29,1	23,1	29,2
Totalt	17,6	33,5	23,5	32,3	21,8	28,0	24,2	29,4

*Not:* Se not till *tabell 3.3*. Lågutbildade innebär grundskoleutbildning och högutbildade innebär universitetsutbildning. Summan av radprocenten är inte 100 procent då individer med gymnasieutbildning som högst inte presenteras här.

*Källa:* Statistiska centralbyrån. Egna beräkningar från AKU.

*Tabell 3.5* visar den procentuella fördelningen av olika typer av anställningsformer för olika åldersgrupper, samt medelåldern för respektive anställningsform. Tabellen visar tydligt att tidsbegränsade anställningar är vanligare i de yngre åldersgrupperna. För individer i åldrarna 16 till 20 år har omkring 75 procent tidsbegränsade arbeten, en stor del återfinns i kategorin övriga. Att kategorin övriga har lägst eller nästlägst medelålder är förväntat då den bland annat inkluderar feriearbete och arbetsmarknadsprogram riktade till unga. Andelen individer med provanställningar, behovsanställningar eller individer tillhörande kategorin övriga former av tidsbegränsade arbetena sjunker relativt kraftigt i åldersgruppen 26 till 30 år. För åldersgrupper däröver är andelen fortsatt relativt låg. Däremot skiljer sig inte andelen projektanställda lika mycket mellan åldersgrupperna. Andelen kvinnliga vikarier är relativt hög för fler åldersgrupper, även om den blir ovanlig bland de äldre åldersgrupperna. Bortsett från den yngsta åldersgruppen dröjer det relativt länge innan kvinnor och män har fasta jobb i ungefär samma utsträckning. Medelåldern för olika typer av anställda varierar relativt kraftigt. Bland de olika formerna av tidsbegränsade anställningar har projektanställda högst

medelålder. Individer med fast anställning har högst medelålder. Medelåldern inom olika anställningsformer skiljer sig inte mycket mellan könen.

**Tabell 3.5.** Procentuell urvalsfördelning av olika anställningsformer för olika åldersgrupper samt medelålder i Sverige 1997-2004 (aggregerat), uppdelat efter kön.

Ålders- grupp	Fast anställning		Vikariat		Provanställning		Projektanställning		Behovsanställning		Övriga	
	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män
16-20	23,2	25,9	14,2	9,3	4,0	6,8	5,0	5,5	21,8	15,5	31,8	37,0
21-25	43,4	59,8	19,9	8,0	4,1	6,3	4,5	5,9	14,0	7,5	14,1	12,6
26-30	68,3	79,5	13,0	4,6	2,7	3,0	4,5	5,1	6,9	3,5	4,6	4,3
31-35	79,0	86,2	9,2	3,3	1,8	2,2	3,1	3,5	4,3	2,0	2,5	2,8
36-40	82,5	89,3	7,8	2,3	1,5	1,7	2,7	3,0	3,5	1,7	2,0	2,1
41-45	86,4	90,3	5,8	1,8	1,1	1,4	2,2	3,0	2,5	1,4	2,0	2,1
46-50	89,6	91,8	4,8	1,4	0,6	0,9	1,8	2,6	1,9	1,2	1,4	2,1
51-55	91,9	92,4	3,6	1,3	0,5	0,7	1,4	2,3	1,4	0,9	1,1	2,4
56-60	92,1	91,6	2,8	1,1	0,3	0,6	1,4	2,6	1,4	1,3	2,0	2,8
61-64	89,9	88,6	2,4	1,6	0,2	0,5	1,8	3,2	3,4	3,1	2,2	3,0
Medel- ålder	42,8	41,5	32,5	30,6	30,4	29,5	34,3	35,4	28,9	28,7	26,3	27,0

Not: Se not till tabell 3.3.

Källa: Statistiska centralbyrån. Egna beräkningar från AKU.

I tabell 3.6 presenteras den procentuella fördelningen av arbetstider bland olika typer av anställningsformer uppdelat för kön och ursprung. Av individer med fast anställning är det få som arbetar mindre än 20 timmar i veckan oavsett kön och födelseland. Däremot är deltidsarbete mellan 20 och 34 timmar i veckan relativt vanligt bland kvinnor, särskilt svenskfödda. De som är behovsanställda har högst andel som arbetar kort deltid oavsett kön och ursprung. Bland männen har även behovsanställda högst andel som arbetar lång deltid. Att andelen deltidsarbetande är hög bland behovsanställda förklaras av anställningsformens utformning. Bland kvinnor har vikarier högst andel med lång deltid. Andelen deltidsarbetande är i samtliga fall högre bland kvinnor än bland män. Vidare kan konstateras att utlandsfödda män i större utsträckning än svenskfödda män arbetar deltid, en sådan slutsats kan dock inte dras mellan svensk- och utlandsfödda kvinnor.

**Tabell 3.6.** Procentuell fördelning av kort och lång deltid\* för olika typer av tidsbegränsade jobb i Sverige 1997-2004 (aggregerat), uppdelat efter kön och ursprung.

Typ av anställd	Kvinnor				Män			
	Svenskfödda		Utlandsfödda		Svenskfödda		Utlandsfödda	
	1-19 h	20-34 h	1-19 h	20-34 h	1-19 h	20-34 h	1-19 h	20-34 h
Vikarie	10,3	40,0	9,0	40,6	10,5	18,2	12,5	24,0
Provanställd	11,4	30,2	9,9	29,1	5,9	8,4	9,3	13,6
Projektanställd	21,9	23,6	20,2	25,7	12,6	11,2	13,2	15,3
Behovsanställd	55,0	30,5	46,4	35,3	49,6	25,4	46,2	29,3
Övriga	18,9	29,0	16,6	28,6	12,1	15,6	11,6	17,3
Fast anställd	4,2	31,2	4,6	25,5	1,8	5,8	2,3	8,9
<b>Totalt</b>	<b>8,8</b>	<b>31,5</b>	<b>9,4</b>	<b>28,1</b>	<b>4,8</b>	<b>7,7</b>	<b>6,3</b>	<b>11,6</b>

Not: Se not till tabell 3.3. \*Kort deltid = 1-19 h, lång deltid = 20-34 h. Summan av radprocenten är inte 100 procent då individer som arbetar heltid (>34 h) inte presenteras här.

Källa: Statistiska centralbyrån. Egna beräkningar från AKU.

Tabell 3.7 visar hur fördelningen av olika typer av anställningar ser ut inom statlig, kommunal, landstings och privat sektor. Andelen fast anställda är lägst inom den kommunala sektorn. Inom den statliga sektorn är projektanställning den vanligaste typen av tidsbegränsad anställning, medan prov- och behovsanställning förekommer relativt sällan. Vikariat är den vanligaste typen av tidsbegränsad anställning inom den kommunala sektorn, följt av behovsanställning och övriga typer av tidsbegränsade anställningar. Även här är provanställning en ovanlig anställningsform. Inom landstingssektorn är vikariat den vanligaste formen av tidsbegränsad anställning och provanställning tillämpas sällan. Att andelen vikarier är relativt hög inom den kommunala sektorn och landstingssektorn kan förklaras av att andelen kvinnor inom dessa sektorer är relativt hög och föräldraledighet därmed är vanligare. Fördelningen mellan olika typer av tidsbegränsade anställningar är relativt jämn inom den privata sektorn, där behovsanställning är den vanligaste formen om kategorin övriga bortses från.

**Tabell 3.7.** Absolut och relativ samfördelning av olika typer av tidsbegränsade jobb inom olika sektorer i Sverige 1997-2004 (aggregerat).

Typ av anställd	Statlig		Kommunal		Landstings		Privat	
	Antal	Procent	Antal	Procent	Antal	Procent	Antal	Procent
Vikarie	421	4,2	4 693	12,1	885	8,4	3 932	3,7
Provanställd	59	0,6	231	0,6	30	0,3	3 050	2,9
Projektanställd	845	8,4	935	2,4	141	1,3	3 422	3,2
Behovsanställd	151	1,5	2 300	5,9	251	2,4	4 884	4,6
Övriga	378	3,8	2 271	5,9	309	2,9	6 952	6,5
Fast anställd	8 218	81,6	28 411	73,2	8 885	84,6	84 608	79,2
<b>Totalt</b>	<b>10 072</b>	<b>100</b>	<b>38 841</b>	<b>100</b>	<b>10 501</b>	<b>100</b>	<b>106 848</b>	<b>100</b>

Not: Se not till tabell 3.3.

Källa: Statistiska centralbyrån. Egna beräkningar från AKU.

Den genomsnittliga arbetsinkomsten under året för olika typer av anställningar presenteras i *tabell 3.8*. Individer med fast anställning har den klart högsta genomsnittliga arbetsinkomsten per år. Bland de tidsbegränsat anställda har projektanställda högst snittinkomst per år. Någon statistiskt säkerställd skillnad finns inte mellan vikarier och provanställda. Behovsanställda har den klart lägsta årsarbetsinkomsten om kategorin övriga bortses från. Som *tabell 3.6* visade fanns det stora skillnader i antalet arbetade timmar mellan olika anställningsformer och i *tabell 3.5* framkom det att medelåldern var högre bland fast anställda än tidsbegränsat anställda. Dessa faktorer, tillsammans med flera andra (t.ex. skillnader i utbildningsnivå, kompetens och sektor) påverkar den genomsnittliga årsarbetsinkomsten.

**Tabell 3.8.** Genomsnittlig årsarbetsinkomst<sup>a</sup> för olika typer av tidsbegränsade anställningar, samt fast anställning i Sverige 1997-2004.

<i>Typ av anställd</i>	<i>Medel</i>	<i>Standardfel</i>	<i>95 % konfidensintervall</i>	
Vikarie	123 684	783,5	122 148	125 219
Provanställd	126 511	1 500,5	123 570	129 452
Projektanställd	135 377	1 520,8	132 396	138 357
Behovsanställd	71 274	718,3	69 866	72 682
Övriga	62 679	760,7	61 188	64 170
Fast anställd	229 645	403,4	228 855	230 436

*Not:* a) Årsarbetsinkomsten anges i nominella priser, hänsyn till inflation har därmed inte tagits. Se not till *tabell 3.3*.

*Källa:* Statistiska centralbyrån. Egna beräkningar från AKU.



## 4 Metod

Ett par olika ekonometriska modeller används i uppsatsen. Den första modellen skattar sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning, medan denna andra skattar sannolikheten att inneha olika typer av tidsbegränsade anställningar. Slutligen beskrivs de regressioner som används för att skatta inkomsten.

### 4.1 Binär logistisk modell

För att besvara huruvida en individ har ett tidsbegränsat arbete eller inte används en binär logistisk modell (för en mer utförlig beskrivning av modellen se t.ex. Liao 1994 och Ramanathan 2002). Modellen antar att det finns en underliggande funktion med formen  $y_t^* = \beta'X_t + u_t$ , där  $y_t^*$  är icke-observerbar,  $X_t$  är en vektor av observerbara variabler och  $\beta$  är en vektor av koefficienter. Det är dock möjligt att observera  $y_t$ , vilken kan anta värdet 0 eller 1, där  $y_t = 1$  innebär att individen har en tidsbegränsad anställning och fås om  $y_t^* > 0$ . Om  $y_t^* \leq 0$  antar  $y_t$  värdet 0, vilket innebär att individen inte har en tidsbegränsad anställning. Att inte ha en tidsbegränsad anställning kommer i modellen vara synonymt med att ha en fast anställning. Sannolikheten att observera  $y_t = 1$  är:

$$\Pr(y_t = 1) = \Pr(\beta'X_t + u_t > 0) = \Pr(u_t > -\beta'X_t) = 1 - F(-\beta'X_t) = F(\beta'X_t)$$

Där  $F(z)$  betecknar den logistiska kumulativa fördelningsfunktionen. Om den beroende variabeln uttrycks i form av logaritmerade odds, så kallad logit, kan modellen uttryckas enligt följande:

$$\ln \left[ \frac{P(y=1)}{1-P(y=1)} \right] = \beta' X_t$$

Oddset fås genom att sätta odds =  $e^\beta$  och sannolikheten att  $y_t = 1$  kan då skrivas som:

$$\Pr(y_t = 1) = \frac{\exp(\beta' X_t)}{1 + \exp(\beta' X_t)}$$

Margineffekter kommer också att skattas. För dummyvariabler kan margineffekten tolkas som den diskreta förändringen då dummyvariabeln ändras från 0 till 1. Om exempelvis margineffekten är 0,05 för variabeln utlandsfödd innebär det att sannolikheten att inneha en tidsbegränsad anställning är 5 procent högre för en individ som är född utanför Sverige än för en individ som är född i Sverige. Vidare kommer predicerad sannolikhet att beräknas uppdelat

efter kön och ibland även för födelseland (för en utförligare beskrivning av predicerad sannolikhet se t.ex. Long 1997). Förutom de en till två undersökta variablerna kommer resterande oberoende variabler vid beräkningarna av de predicerade sannolikheterna att sättas till medelvärdet för urvalsgruppen. Den logistiska modellen bygger på följande regression:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{kön} + \beta_2 \text{åldersgr1} + \beta_3 \text{åldersgr2} + \beta_4 \text{åldersgr3} + \beta_5 \text{åldersgr5} + \beta_6 \text{åldersgr6} + \beta_7 \text{åldersgr7} + \beta_8 \text{åldersgr8} + \beta_9 \text{åldersgr9} + \beta_{10} \text{åldersgr10} + \beta_{11} \text{singel} + \beta_{12} \text{barn} < 18 \text{ år} + \beta_{13} \text{socio\_ek2} + \beta_{14} \text{socio\_ek3} + \beta_{15} \text{socio\_ek4} + \beta_{16} \text{socio\_ek4} + \beta_{17} \text{till } 21 \text{ utb2 till utb6} + \beta_{22} \text{sektor1} + \beta_{23} \text{sektor2} + \beta_{24} \text{sektor3} + \beta_{25} \text{timmar1} + \beta_{26} \text{timmar2} + \beta_{27} \text{till } 34 \text{ bransch2 till bransch9} + \beta_{35} \text{till } 41 \text{ År 1998 till År 2004} + \beta_{42} \text{utlandsfödd} + \beta_{43} \text{länsUE}$$

I *bilaga 1* återfinns förklaring till variablerna. Svenska män i åldern 31-35, utan hemmavarande barn, som är icke-facklärd arbetare, med endast grundskoleutbildning, arbetandes i privat sektor inom jord- och skogsbruk utgör referensgrupp. Beroende variabler är tidsbegränsad/fast anställning, där värdet 1 indikerar tidsbegränsad anställning. De oberoende variablerna inkluderar individ- och jobbkaraktäristika vilka utifrån teorin kan förmodas ha betydelse för vilken typ av anställning en individ innehar. Resultaten i *kapitel 3* indikerar att det kan stämma. Regressionen kontrollerar även för år och regional arbetslöshet.

## 4.2 Multinomial logistisk modell

Den beskrivande statistiken i *kapitel 3* antyder att det kan finnas skillnader mellan individer som har olika typer av tidsbegränsade anställningar. För att skatta sannolikheten att inneha olika typer av tidsbegränsade anställningar används en multinomial logistisk modell. Modellen kan ses som en utvidgad logistisk modell, där simultana binära logitkattningar görs för alla tänkbara utfall. Modellen passar då de olika typerna av anställningsformer inte kan rangordnas, utan sägs vara nominala. Modellen kan beskrivas enligt följande (se t.ex. Long 1997, Wallete 2004).

Låt  $y_i$  vara den beroende variabeln med  $j$  nominala utfall där  $j = 1, \dots, J$ . I det här fallet finns sex olika nominala utfall: fast anställning, vikariat, provanställning, projektanställning, behovsanställning och övriga tidsbegränsat anställda. Sannolikheten att observera utfall  $m$  givet  $x$  kan beräknas enligt följande uttryck:

$$\Pr(y_i = m | x_i) = \frac{\exp(x_i \beta_m)}{\sum_{j=1}^J \exp(x_i \beta_j)}, \quad (j = 1, \dots, J), \quad (i = 1, \dots, N) \text{ och } \beta_l = 0$$

$x_i$  är radvektorn av oberoende variabler för observation  $i$  och  $\beta$  är tillhörande vektor av koefficienter. Att  $\beta_1 = 0$  innebär att det första utfallet, här fast anställning, sätts som baskategori. De övriga utfallen jämförs då med baskategorin. Sannolikheten för baskategorin kan skrivas som:

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(x_i \beta_j)}$$

Sannolikheten för de övriga utfallen beräknas enligt följande:

$$\Pr(y_i = m | x_i) = \frac{\exp(x_i \beta_m)}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(x_i \beta_j)}, m > 1$$

Log likelihood funktionen för modellen skrivs enligt följande formel:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln \Pr(y_i = j | x)$$

där  $d_{ij} = 1$  om alternativ  $j$  väljs av individ  $i$  och 0 i annat fall.

Den multinominala logistiska modellen kan även uttryckas som oddskvoter enligt följande form:

$$\ln \left[ \frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right] = X_i \beta_j$$

Oddskvoter  $>1$  innebär en förhöjd sannolikhet och oddskvoter  $< 1$  innebär en minskad sannolikhet att vara tidsbegränsat anställd i jämförelse med referensgruppen. I samband med att modellen skattas genomförs två test. Det första testet gäller oberoende av irrelevanta alternativ (independence of irrelevant alternatives, IIA) och rör oddskvoterna. Antagandet innebär att oddskvoten för två typer av anställningsformer är oförändrad även om ytterligare en anställningsform tillkommer. I Hausmantestet, framtaget av Hausman och McFadden (1984), prövas nollhypotesen om oddsen är IIA. Om nollhypotesen inte kan förkastas håller antagandet. Vidare genomförs ett Waldtest för att undersöka om två utfall kan kombineras. Nollhypotesen testas om två alternativ,  $m$  och  $n$ , är oskiljaktiga vilket motsvaras av att

$$H_o : \beta_{1,m|n} = \dots \beta_{K,m|n} = 0$$

Om ingen av de oberoende variablerna signifikant påverkar oddset mellan  $m$  och  $n$  är de oskiljaktiga med hänsyn till variablerna i modellen. Om nollhypotesen kan förkastas ska olika typer av anställningsformer inte kombineras (Long 1997, Walleto 2004). Resultaten av testen

presenteras i bilaga 5. Även för den multinominala logistiska modellen kommer predicerade sannolikheter att beräknas. Modellen bygger på följande regression:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{kön} + \beta_2 \text{åldersgr1} + \beta_3 \text{åldersgr2} + \beta_4 \text{åldersgr3} + \beta_5 \text{åldersgr5} + \beta_6 \text{åldersgr6} + \beta_7 \text{åldersgr7} + \beta_8 \text{åldersgr8} + \beta_9 \text{åldersgr9} + \beta_{10} \text{åldersgr10} + \beta_{11} \text{singel} + \beta_{12} \text{barn} < 18 \text{ år} + \beta_{13} \text{socio\_ek2} + \beta_{14} \text{socio\_ek3} + \beta_{15} \text{socio\_ek4} + \beta_{16} \text{till 20} \text{ utb2 till utb6} + \beta_{21} \text{sektor1} + \beta_{22} \text{sektor2} + \beta_{23} \text{sektor3} + \beta_{24} \text{timmar1} + \beta_{25} \text{timmar2} + \beta_{26} \text{till 33} \text{bransch2 till bransch9} + \beta_{34} \text{till 40} \text{År 1998 till År 2004} + \beta_{41} \text{utlandsfödd} + \beta_{42} \text{länsUE}$$

I bilaga 1 återfinns förklaring till variablerna. Modellen har skattats för hela urvalet. Referensgruppen är densamma som för den binära logistiska modellen. Beroende variabler är i det här fallet typ av anställningsform.

### 4.3 Inkomstekvationer

För att undersöka eventuella inkomstskillnader skattas ett par olika ekvationer. Ett problem i det här fallet är att data över årsarbetsinkomst är den enda tillgängliga variabeln rörande inkomst, för en diskussion se avsnitt 6.3. Den första ekvationen undersöker inkomstskillnader mellan fast och tidsbegränsat anställda och har följande utseende.

$$\ln(\text{inkomst}) = \beta_0 + \beta_1 \text{kön} + \beta_2 \text{ålder} + \beta_3 \text{singel} + \beta_4 \text{barn} < 18 \text{ år} + \beta_5 \text{socio\_ek2} + \beta_6 \text{socio\_ek3} + \beta_7 \text{socio\_ek4} + \beta_8 \text{till 12} \text{ utb2 till utb6} + \beta_9 \text{sektor1} + \beta_{10} \text{sektor2} + \beta_{11} \text{sektor3} + \beta_{12} \text{timmar1} + \beta_{13} \text{timmar2} + \beta_{14-21} \text{bransch2 till bransch9} + \beta_{22} \text{utlandsfödd} + \beta_{23} \text{år} + \beta_{24} \text{länsUE} + \beta_{25} \text{tidsbegränsad}$$

Den andra ekvationen inkluderar dummyvariabler för de olika typerna av tidsbegränsade anställningar och mäter skillnaden i inkomst mellan de olika typerna av tidsbegränsade anställningar. Individer med fast anställning fungerar som referensgrupp.

$$\ln(\text{inkomst}) = \beta_0 + \beta_1 \text{kön} + \beta_2 \text{ålder} + \beta_3 \text{singel} + \beta_4 \text{barn} < 18 \text{ år} + \beta_5 \text{socio\_ek2} + \beta_6 \text{socio\_ek3} + \beta_7 \text{socio\_ek4} + \beta_8 \text{till 12} \text{ utb2 till utb6} + \beta_9 \text{sektor1} + \beta_{10} \text{sektor2} + \beta_{11} \text{sektor3} + \beta_{12} \text{timmar1} + \beta_{13} \text{timmar2} + \beta_{14-21} \text{bransch2 till bransch9} + \beta_{22} \text{utlandsfödd} + \beta_{23} \text{år} + \beta_{24} \text{länsUE} + \beta_{25} \text{vikariat} + \beta_{26} \text{provanställd} + \beta_{27} \text{projektanställd} + \beta_{28} \text{behovsanställd} + \beta_{29} \text{övriga}$$

Variablerna finns beskrivna i bilaga 1. Ekvationerna kontrollerar för skillnader i individ- och jobbkaraktäristika och tar även hänsyn till år och regionala skillnader i arbetslöshet.

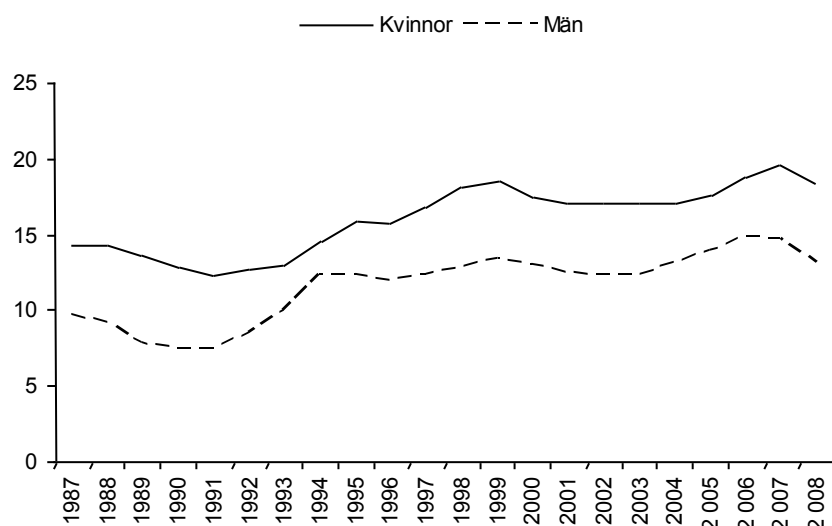
## 5 Tidigare studier

Forskningen kring tidsbegränsade anställningar har tilltagit under de senaste tjugo åren, mycket beroende på att tidsbegränsade anställningar har blivit vanligare. Övergång till fast anställning, arbetslöshetsrisker och tillgång till personalutbildning är exempel på områden som forskning om tidsbegränsade anställningar fokuserat på. Dock finns det begränsad forskning som inriktat sig på löneskillnader mellan visstidsanställda och fast anställda.

I det här kapitlet kommer en kortare beskrivning av tidigare studier att ges. I det första avsnittet ges en överblick av officiell statistik på nationell och europeisk nivå. Därefter följer en kort sammanfattning av den studie om tidsbegränsade anställningar som Walette (2004) genomförde och som delvis ligger till grund för den här uppsatsen. I det tredje avsnittet återges internationell forskning kring löneskillnader mellan olika anställningsformer.

### 5.1 Nationell och europeisk statistik

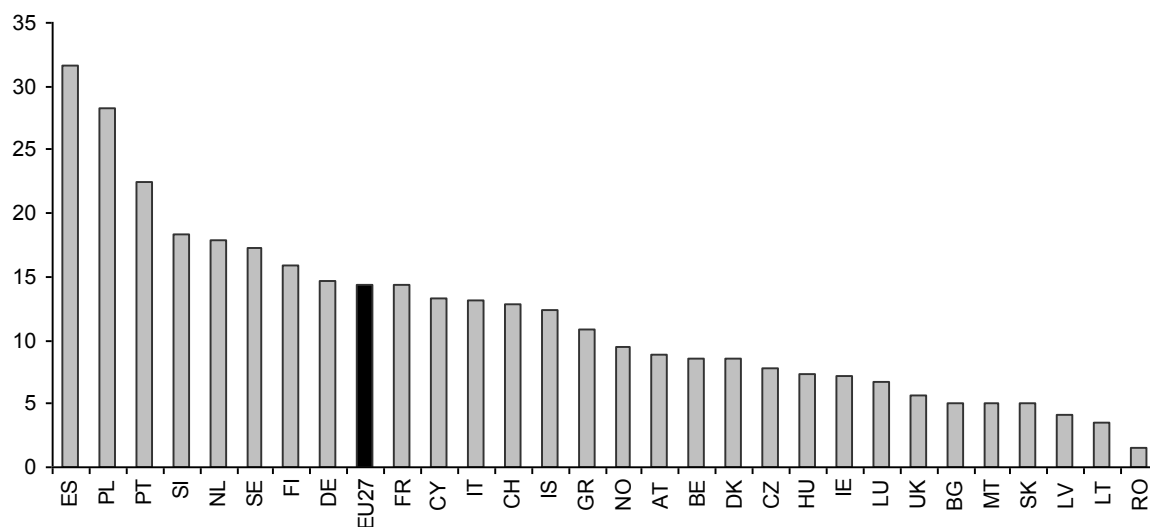
Sedan 1987 har antalet tidsbegränsat anställda mätts i Statistiska centralbyråns arbetskraftsundersökningar. Andelen tidsbegränsat anställda av det totala antalet sysselsatta var 12 procent 1987. Under de senaste två decennierna har det skett en ökning av såväl antalet som andelen tidsbegränsade anställningar. 2007 hade andelen individer med tidsbegränsad anställning ökat till 17 procent. Det motsvaras av en ökning med drygt 200 000 tidsbegränsade anställningar. Under 2008 minskade dock andelen till 16 procent. Under stora delar av 1990-talet skedde en kraftig ökning av antalet tidsbegränsade anställningar (Statistiska centralbyrån 2005, 2008, 2009). *Figur 5.1* visar hur utvecklingen har sett ut för män respektive kvinnor sedan 1987. Som figuren visar har andelen tidsbegränsat anställda varit högre bland kvinnor än bland män under hela mätperioden. Utvecklingen har varit relativt lika för kvinnor och män. För kvinnor har andelen med tidsbegränsad anställning varierat mellan 12,3 procent år 1991 och 19,5 procent 2007. Motsvarande siffror för män är 7,4 procent 1990 och 14,8 procent 2006. Som framkommer av figuren har andelen tidsbegränsat anställda varit relativt jämn under perioden 1997 till 2004, med undantag för kvinnor i slutet av 1990-talet. Efter 2004 har en kraftigare ökning skett både för män och för kvinnor fram till och med 2007.



Källa: Statistiska centralbyrån (2005, 2006, 2007a, 2008, 2009).

**Figur 5.1.** Tidsbegränsat anställda som procent av det totala antalet sysselsatta, årsgenomsnitt under perioden 1987-2007, åldersgrupp 15-64 år, uppdelat på kvinnor och män.

Även Eurostat mäter andelen tidsbegränsat anställda av det totala antalet sysselsatta i EU-länderna, samt i ytterligare några andra europeiska länder. Det bör påpekas att Eurostats definition av tidsbegränsade anställningar skiljer sig något från den svenska definitionen, bland annat vad gäller målpopulation. *Figur 5.2* ger en bild av situation år 2007.



Not: Värdet för Estland har inte medtagits, då det av Eurostat bedömts som mycket osäkert.

Källa: Eurostat (2008), European Labour Force Survey.

**Figur 5.2.** Tidsbegränsat anställda som procent av det totala antalet sysselsatta, 2007, åldersgrupp 15-64 år.

Spanien har högst andel tidsbegränsat anställda och har också haft så under den elva år långa mätperioden.<sup>3</sup> Även Polen och Portugal har en relativt hög andel tidsbegränsat anställda. Sverige placerar sig med sina 17,2 procent strax över genomsnittet för de 27 medlemsländerna i EU, vilket 2007 var 14,4 procent. I jämförelse med de nordiska grannländerna är Sverige det land som har högst andel tidsbegränsat anställda. Lägst andel bland de nordiska länderna har Danmark med 8,6 procent (Eurostat 2008).

## 5.2 Tidsbegränsade jobb i Sverige

Walette (2004) undersöker utbredningen av tidsbegränsade anställningar i Sverige, övergången från tidsbegränsad anställning till fast anställning och personalutbildning i samband med tidsbegränsade anställningar. Studien bygger på datamaterial från arbetskraftsundersökningarna och täcker perioden 1991-1999. Wallette skattar bland annat multivariata logistiska modeller och kontrollerar på så sätt för andra individ- och jobbkaraktäristika. Wallette finner att ålder är en viktig bestämningsfaktor för sannolikheten att inneha en tidsbegränsad anställning. Alla typer av tidsbegränsade anställningar är vanligare i yngre åldersgrupper och lägst för de i den äldsta åldersgruppen. Vidare visar resultaten att svenskfödda kvinnor har högre sannolikhet att ha ett vikariat än svenskfödda män, men lägre sannolikhet att inneha någon annan typ av tidsbegränsad anställning. Oavsett kön så har utlandsfödda högre sannolikhet att inneha någon form av tidsbegränsad anställning i jämförelse med svenskfödda, även efter att jobb- och individkaraktäristika har kontrollerats för. Resultaten visar på att det finns skillnader mellan de som innehar olika typer av tidsbegränsade anställningar. Ju högre socioekonomisk status desto lägre är sannolikheten att vara behovsanställd, men ju högre socioekonomisk status desto högre är sannolikheten att vara projektanställd. Övergång från tidsbegränsad anställning till fast anställning är vanligast bland projektanställda. Sannolikheten att anställningen skulle övergå till fast är störst bland svenskfödda män. Sannolikheten ökar också med utbildningsnivå. Efter att ha kontrollerat för en rad karaktäristika gällande individer och jobb visar resultaten att tidsbegränsat anställda i lägre utsträckning än fast anställda genomgick personalutbildning. Sannolikheten minskade om individen med tidsbegränsad anställning var född utanför Sverige.

---

<sup>3</sup> Andelen har varierat mellan 31,7% och 33,6% mellan åren 1997 och 2007. Flera länder saknar dock värden för vissa år. För en överblick av utvecklingen under tidsperioden 1997-2007 hänvisas till Eurostats hemsida: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> och European Labour Force Survey.

## 5.3 Löneskillnader mellan anställningsformer

I många internationella studier används begreppet atypiska anställningsformer istället för tidsbegränsade anställningar. Vad som definieras som atypiska anställningsformer beror till viss del på ett lands lagstiftning. Vilka typer som är vanliga i ett land kan därför variera. Förutom tidigare nämnda former av tidsbegränsade anställningar kan till exempel deltidsarbete och anställda via bemanningsföretag räknas in i kategorin atypiska arbeten. Många studier har fokuserat på bemanningsföretag, vilket inte räknas som tidsbegränsad anställning i Sverige. Det finns dock även studier kring andra former av tidsbegränsade arbeten.

Addison och Surfield (2005) jämför löner mellan fast anställda med fem olika grupper av atypiska jobb i USA. Vikarier, projektanställda och behovsanställda ingår bland annat i studien. I studien skattas ett par regressionsmodeller vilka tar hänsyn till individens egenskaper och förmågor. Författarna finner att individer med olika typer av atypiska jobb har en lön som motsvarar mellan 84 och 98 procent av lönen för individer med fast anställning. Efter att ha kontrollerat för olika karaktäristika är löneskillnaderna mellan fast anställda och atypiskt anställda obetydlig. För konsulter verkar det dock finnas en positiv löneskillnad. Hipple och Stewart (1996) finner liknande resultat i sin studie av amerikansk data. I det här fallet baserar författarna sina analyser endast på korstabeller. Hipple och Stewart finner signifikanta skillnader i lönenivå mellan fast anställda och individer med olika typer av atypiska jobb. Däremot har de svårt att kontrollera för heterogenitet mellan grupperna. Detta problem lider flera, framförallt tidiga, studier av (se t.ex. Addison och Surfield, 2005, för en genomgång av amerikanska studier).

Andelen tidsbegränsade anställningar har ökat i många länder under de senaste årtiondena och Spanien har haft en hög andel under en längre period (Eurostat 2008). Davia och Hernanz (2004) har genomfört en av flera studier som fokuserar på tidsbegränsade arbeten i Spanien. Författarna skriver att tidigare forskning som berört Spanien har visat på negativa löneskillnader för individer med tidsbegränsade anställningar i jämförelse med individer med fasta anställningar. I den aktuella studien kontrollerar författarna för skillnader i karaktäristika för både individer och jobb och för skevhet i urvalet. Oaxaca-Blinder uppdelning utförs för att kunna se hur stor del av löneskillnaden som beror på olika karaktäristika, på skevhet i urvalet och på diskriminering. Författarna finner att löneskillnaderna orsakas av olika karaktäristika. Om två individer och arbete är exakt jämförbara, förutom att den ena har en fast anställning



och den andra har en tidsbegränsad anställning, visar studien att den med tidsbegränsad anställning får högre ersättning för sitt humankapital och sin erfarenhet.

Resultaten mellan studier i ämnet skiljer sig åt. De flesta studier visar på att det finns en faktisk löneskillnad mellan fast anställda och tidsbegränsat anställda. I studier som kontrollerar för heterogenitet mellan grupperna minskar eller försvinner skillnaderna mellan grupperna helt. I vissa fall verkar löneskillnaderna vara positiva för de tidsbegränsat anställda, i alla fall för vissa grupper av dem.

## 6 Resultat

Kapitlet är indelat i tre delar. I det första avsnittet presenteras resultaten av den binära logistiska modellen. Därefter redogörs för resultaten av den multinominala logistiska modellen och slutligen presenteras resultaten av inkomstregressionerna.

### 6.1 Fast eller tidsbegränsad anställning

En binär logistisk modell för hela urvalet skattas. De viktigaste resultaten presenteras nedan, medan resultatet i sin helhet återfinns i *bilaga 3*. Likelihoodkvotestet förkastar nollhypotesen att de oberoende variablerna tillsammans inte har någon effekt på den beroende variabeln, modellen i sin helhet är därmed signifikant. Om inget annat anges så är nedan presenterade resultat signifikanta. Marginaleffekterna som anges gäller då alla övriga variabler hålls konstanta.

Det finns ingen signifikant skillnad mellan män och kvinnor när det handlar om sannolikheten att inneha någon form av tidsbegränsad anställning. Däremot finns det klart signifikanta skillnader mellan svenskfödda och utlandsfödda. Att vara född utanför Sverige ökar sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning med tio procent, allt annat lika.

Vidare kan konstateras att åldern påverkar sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning signifikant. Referensgrupp har i det här fallet varit åldersgruppen 31 till 35 år. För individer i de tre yngre åldersgrupperna är sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning högre. För gruppen 16 till 20 år är sannolikheten 38 procent högre jämfört med referensgruppen och för gruppen 21-25 år är motsvarande siffra 21 procent, allt annat lika. För individer äldre än referensgruppen minskar sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning. Sannolikheten är mellan tio och elva procent för individer i åldrarna 51 till 64 år jämför med referensgruppen.

Familjesituation verkar påverka sannolikheten att ha ett tidsbegränsat arbete. För ensamstående är sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning fem procent högre än för individer som är gifta eller sambo. Att ha barn under 18 år minskar sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning med i genomsnitt tre procent.

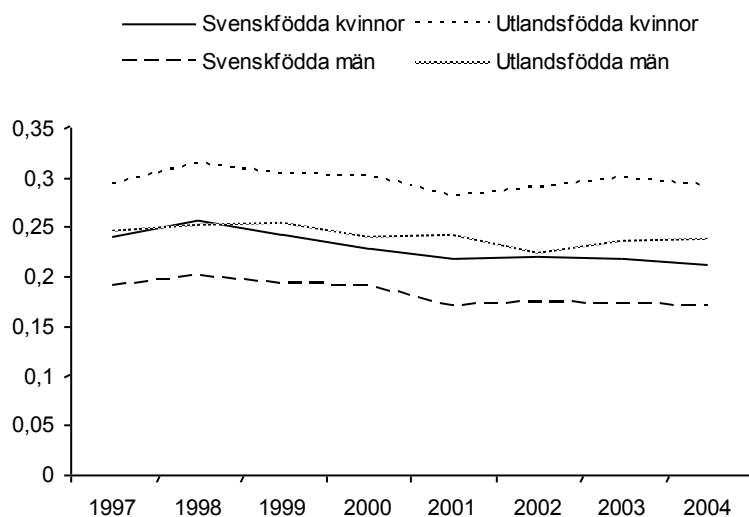
Socioekonomisk status ses här som ett mått på kvalifikationsnivå. Resultaten för de socioekonomiska variablerna tyder på att tjänstemän i jämförelse med arbetare har lägre

sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning. Individer med högre kvalifikationer har lägre sannolikhet att ha ett tidsbegränsat arbetet. När det gäller utbildningsnivå fungerar grundskoleutbildning som referensgrupp i modellen. I jämförelse med den gruppen har individer med gymnasieutbildning något lägre sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning. Däremot har individer med mindre än två års universitetsstudier alternativt forskarutbildning högre sannolikhet att ha ett tidsbegränsat jobb. För individer med forskarutbildning är sannolikheten sex procent högre.

Sannolikheten att ha ett tidsbegränsat arbete skiljer sig åt mellan sektorer och branscher. I jämförelse med den privata sektorn har individer i offentlig sektor högre sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning. Inom statlig och kommunal sektor ökar sannolikheten med mellan sex och åtta procent. Förutom utbildnings- och forskningsbranschen ger alla andra branscher signifikant lägre sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning i jämförelse med referensgruppen jord- och skogsbruk. Störst negativ marginaleffekt relativt referensgruppen uppvisar tillverkningsbranschen och handel- och kommunikationsbranschen.

I jämförelse med 1997 är sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning högre för alla övriga år under mätperioden. Det finns dock inga tecken på en stadig ökning år från år. Högre regional arbetslöshet innebär också att sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd ökat.

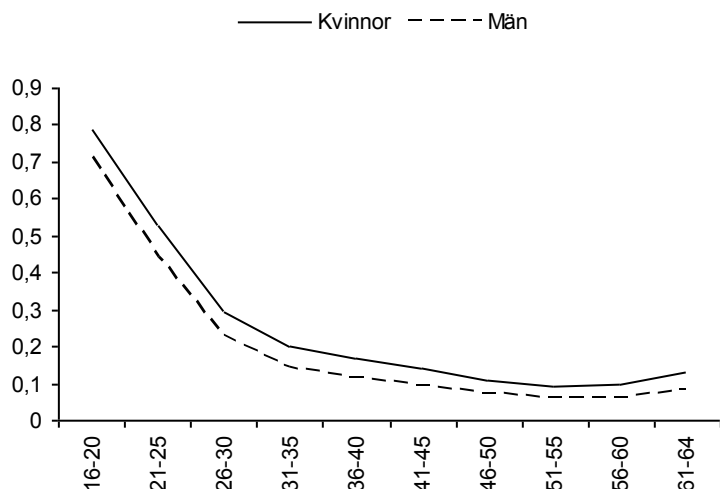
Vidare ligger den skattade modellen till grund för att räkna ut predicerade sannolikheter. *Figur 6.1* visar den genomsnittliga predicerade sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning under perioden 1997 till 2004 uppdelat efter kön och ursprung. Den förväntade sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning har varit ungefär densamma under hela perioden. Under hela tidsperioden har utlandsfödda kvinnor haft högst sannolikhet att vara tidsbegränsat anställda. Den predicerade sannolikheten för utlandsfödda män och svenskfödda kvinnor har varit relativt lika, även om svenskfödda kvinnor har haft något lägre sannolikhet under slutet av mätperioden. Svenskfödda män har under hela perioden haft lägst sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning.



Not: De predicerade sannolikheterna bygger på medelvärdet av alla karaktäristika förutom kön och ursprung.  
 Källa: Predicerade värden utifrån skattad logistisk modell, se bilaga 3.

**Figur 6.1.** Årlig genomsnittlig predicerad sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning 1997-2004, uppdelat efter kön och ursprung.

Figur 6.2 visar den genomsnittliga predicerade sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd för olika åldersgrupper. Oavsett ålder har kvinnor något högre förväntad sannolikhet att vara tidsbegränsat anställd. Sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd är betydligt högre för de lägsta åldersgrupperna och ligger sedan på ungefär samma nivå för de äldre åldersgrupperna.

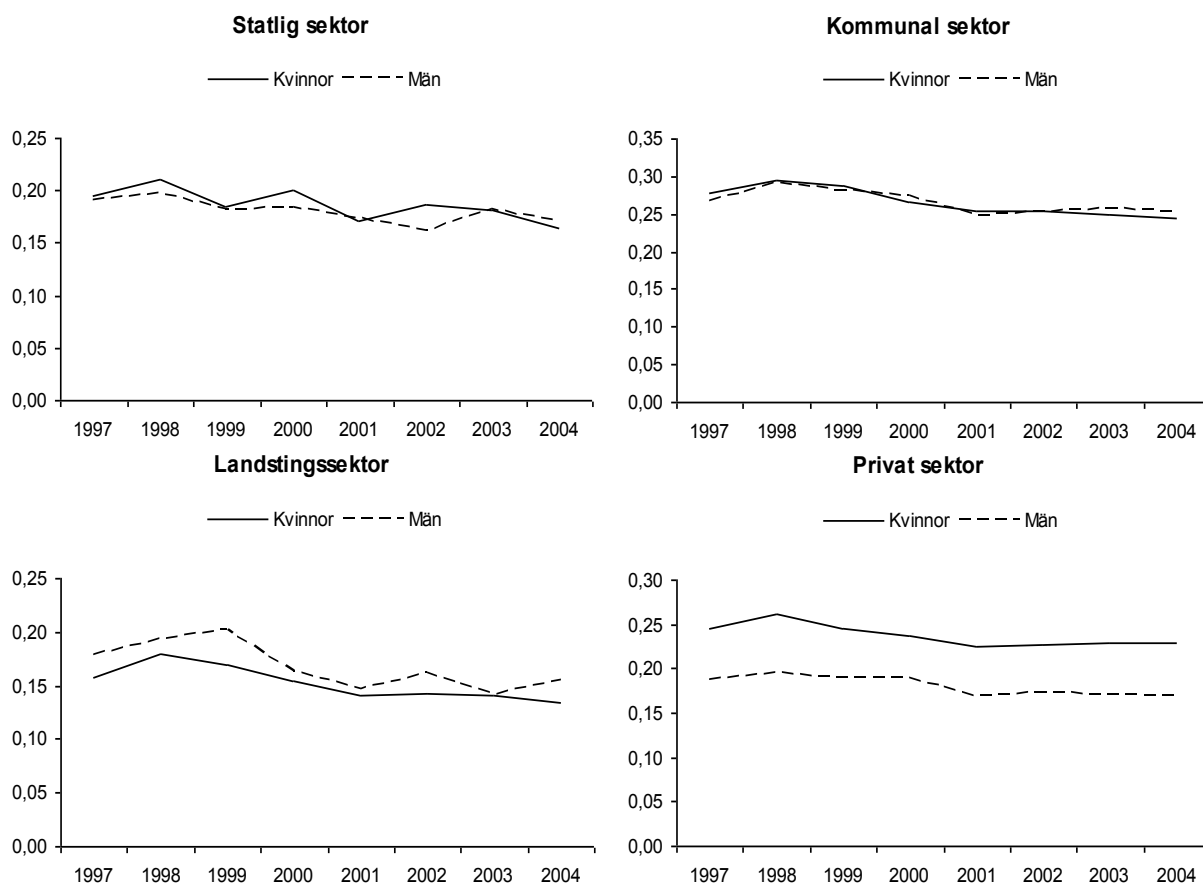


Not: De predicerade sannolikheterna bygger på medelvärdet av alla karaktäristika förutom kön.  
 Källa: Predicerade värden utifrån skattad logistisk modell, se bilaga 3.

**Figur 6.2.** Genomsnittlig (för åldersgrupper) predicerad sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning 1997-2004, uppdelat efter kön.

Genomsnittlig predicerad sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning inom olika sektorer presenteras i figur 6.3. Som framkommer av figurerna är skillnaderna små mellan män och kvinnor inom de offentliga sektorerna, medan sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd är högre för kvinnor än för män inom den privata sektorn under hela perioden. Den förväntade

sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd har varit relativt oförändrad mellan 1997 och 2004 inom alla sektorer; graferna indikerar snarare en minskning än en ökning.



Not: Observera att skalorna på y-axlarna skiljer sig åt. De predicerade sannolikheterna bygger på medelvärdet av alla karaktäristika förutom kön.

Källa: Predicerade värden utifrån skattad logistisk modell, se bilaga 3.

**Figur 6.3.** Genomsnittlig årlig predicerad sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning inom olika sektorer 1997-2004, uppdelat efter kön.

## 6.2 Olika typer av anställningsformer

Vidare skattas en multinomial logistisk modell för hela urvalet. I *bilaga 4* presenteras oddskvoter för modellen samt medelfel. Likelihoodkvottestet visar att minst en regressionskoefficient är skild från noll. Hausmantestet visar att antagandet om oberoende av andra alternativ håller och Waldtestet indikerar att två utfallskategorier inte ska kombineras, se *bilaga 5*. Om inget annat anges så är de presenterade resultaten signifikanta. Oddskvoterna som anges gäller då alla övriga variabler hålls konstanta.

När tidsbegränsade anställningar delas upp i olika kategorier finns det signifikanta skillnader mellan könen. Resultatet av modellen visar att oddskvoten för att ha ett vikariat i jämförelse med en fast anställning förväntas öka med en faktor på 1,5 för kvinnor i jämförelse med män, givet att alla andra variabler hålls konstanta. Däremot visar resultatet att

sannolikheten att ha någon annan typ av tidsbegränsad anställning minskar om individen är en kvinna.

Resultatet av modellen visar vidare att sannolikheten är högre för utlandsfödda än för svenskfödda att ha vilken typ av tidsbegränsad anställning som helst. Oddsquoten är högst för kategorin provanställda; mellan de andra formerna av tidsbegränsade anställningar finns inga statistiskt säkerställda skillnader.

Den binära modellen indikerade att sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning påverkades av individens ålder. I jämförelse med referensgruppen 31 till 35 år är sannolikheten att ha någon form av tidsbegränsad anställning högre bland de yngre åldersgrupperna och lägre för alla äldre åldersgrupper. Oddsquoten att ha någon form av tidsbegränsad anställning i jämförelse med en fast anställning förväntas öka med en faktor på mellan 2,0 och 6,0 för individer i åldersgrupperna 16 till 20 och 21 till 25 år i jämförelse med referensgruppen, undantaget kategorin övriga tidsbegränsade anställningar.

Sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning, oavsett typ, är högre för ensamstående än för de som är gifta eller sambo. Det finns dock inga signifikanta skillnader i oddsquoter mellan vikariat, projekt-, prov- och behovsanställningar, däremot är oddsquoten signifikant högst för kategorin övriga tidsbegränsat anställda.<sup>4</sup> Att ha barn under 18 år verkar också minska sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning för alla typer av tidsbegränsade anställningar förutom för provanställningar. För den sistnämnda anställningsformen fås inget signifikant resultat.

De socioekonomiska variablerna visar att det finns en del skillnader mellan de olika typerna av tidsbegränsade anställningsformer. Referensgruppen är i det här fallet icke-facklärd arbetare. Både facklärd arbetare och de tre grupperna av tjänstemän har i jämförelse med referensgruppen lägre sannolikhet att ha ett vikariat, en provanställning, en behovsanställning eller övrig typ av tidsbegränsad anställning. För tjänstemännen verkar i regel högre befattningsnivå innebära lägre sannolikhet att ha någon av dessa typer av tidsbegränsade anställningar. När det gäller projektanställda visar resultaten att lägre och högre tjänstemän i jämförelse med icke-facklärd arbetare har högre sannolikhet att inneha en sådan anställning. För facklärd arbetare och tjänstemän på mellannivå finns inga signifikanta skillnaderna i jämförelse med icke-facklärd arbetare.

Utbildningsvariablerna ger signifikanta resultat endast i ett fåtal fall. För provanställda finns inga signifikanta resultat alls, sannolikheten att ha en provanställning verkar i det här

---

<sup>4</sup> Baserat på en jämförelse av 95 procentiga konfidensintervall för respektive anställningsform. Konfidensintervallen finns inte presenterade i uppsatsen, men kan erhållas av författaren.

fallet var oberoende av utbildningsbakgrund. För projektanställda fås signifikanta resultat för variablerna universitetsstudier längre än 2 år och forskarutbildning. För dessa utbildningsgrupper är sannolikheten att ha en projektanställning högre än för individer med enbart grundskoleutbildning. I jämförelse med referensgruppen, individer med grundskoleutbildning, har individer med universitetsstudier kortare än två år högre sannolikhet att ha ett vikariat, en behovsanställning eller övrig typ av tidsbegränsad anställning.

Den binära modellen visar att sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning är högre i alla de tre offentliga sektorerna i jämförelse med den privata sektorn. Resultatet av den multinominala modellen visar på skillnader mellan olika typer av tidsbegränsade anställningsformer. Oddskvoten att ha en provanställning i jämförelse med en fast anställning är lägre i alla de tre offentliga sektorerna i jämförelse med den privata sektorn. Sannolikheten att ha en behovsanställning är högre i den statliga och i den kommunala sektorn i jämförelse med den privata sektorn. Sannolikheten att ha en projektanställning är högre i den statliga sektorn, men lägre i de två övriga offentliga sektorerna i jämförelse med den privata sektorn. Sannolikheten att ha ett vikariat är däremot högre i alla de tre offentliga sektorerna i förhållande till den privata sektorn.

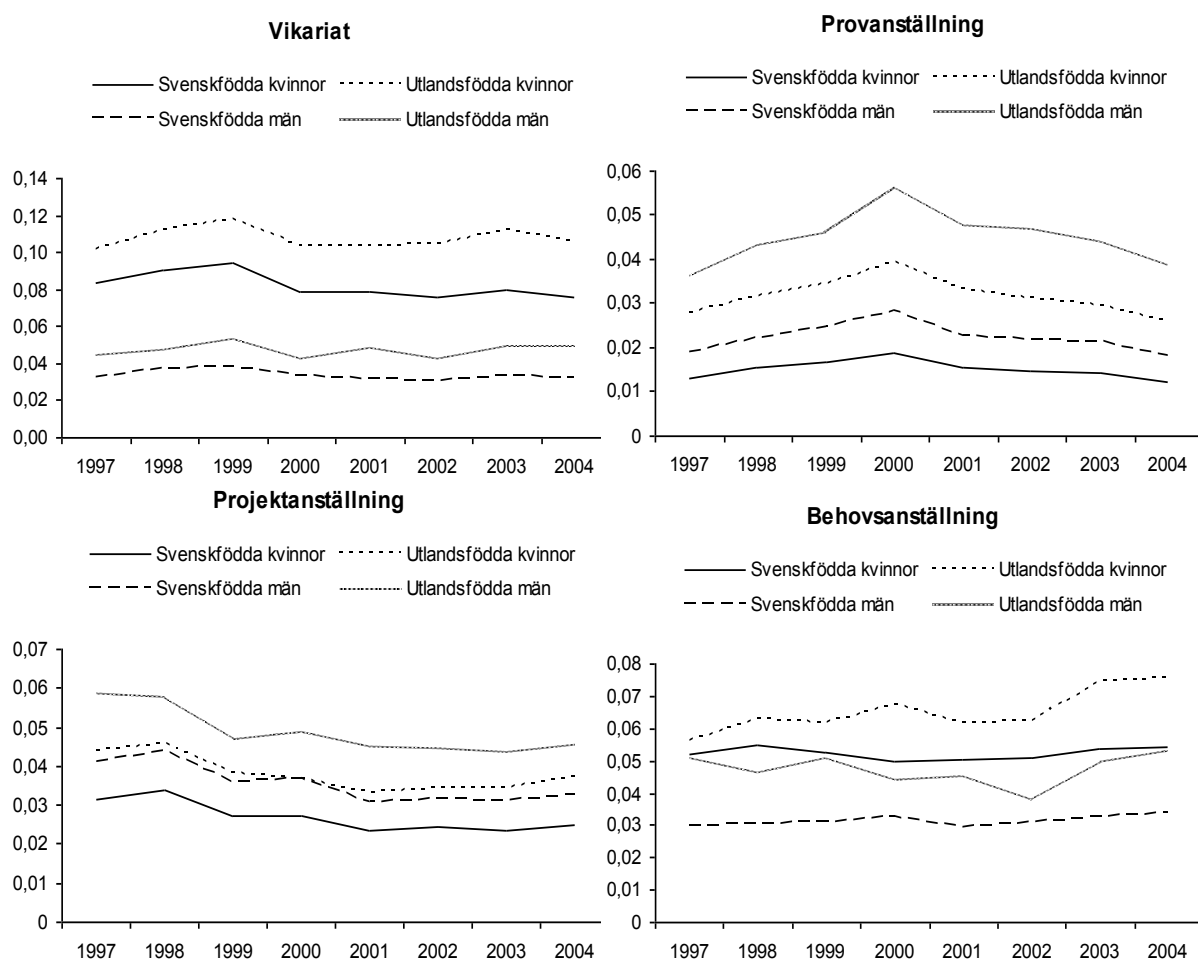
Även när det gäller branschnivå finns en del skillnader mellan olika anställningsformer. Referensgruppen inkluderar bland annat jord- och skogsbruk. I jämförelse med referensgruppen är det större sannolikhet att ha ett vikariat i jämförelse med en fast anställning för följande branscher: utbildning och forskning, vård och omsorg, personliga och kulturella tjänster, offentlig förvaltning och handel och kommunikation. Sannolikheten att vara provanställd är högre om individen arbetar inom den finansiella sektorn, utbildnings- och forskarväsendet eller inom området personliga och kulturella tjänster. I förhållande till referensgruppen är sannolikheten att ha en projektanställning högre om individen arbetar inom utbildnings- och forskningsområdet, men lägre inom tillverkningsbranschen, handel och kommunikation, finansiell sektor samt vård och omsorg. Slutligen är sannolikheten för behovsanställning lägre inom byggbranschen, tillverkningsbranschen, handel och kommunikation och inom offentlig förvaltning.

I jämförelse med individer som arbetar heltid är sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning högre för individer som arbetar lång deltid (20-34 timmar/vecka) oavsett typ av tidsbegränsad anställning. Sannolikheten är också högre att individen arbetar kort deltid (1-19 timmar/vecka) om individen har en tidsbegränsad anställning, förutom vad gäller

provanställning. Oddskvoten för att arbeta kort deltid jämfört med heltid ökar med faktorn 29 för en individ med behovsanställning i jämförelse med en individ med fast anställning.

För variablerna som gäller år är samtliga koefficienter signifikanta när det gäller vikariat och behovsanställningar. I jämförelse med 1997, som fungerar som referensgrupp, är sannolikheten att ha ett vikariat eller behovsanställning högre för övriga år. En stadig ökning för varje år går dock inte att påvisa. För prov- och projektanställningar är flera koefficienter icke-signifikanta och det går därför inte att påvisa någon tydlig förändring över hela tidsperioden. Högre regional arbetslöshet innebär högre sannolikhet att ha någon typ av tidsbegränsad anställning, förutom vad gäller provanställning.

De skattade predicerade sannolikheterna att vara vikarie, prov-, projekt- eller behovsanställd presenteras i *figur 6.4*.



*Nor:* Observera att skalorna på y-axlarna skiljer sig åt. De predicerade sannolikheterna bygger på medelvärdet av alla karaktäristika förutom kön och ursprung.

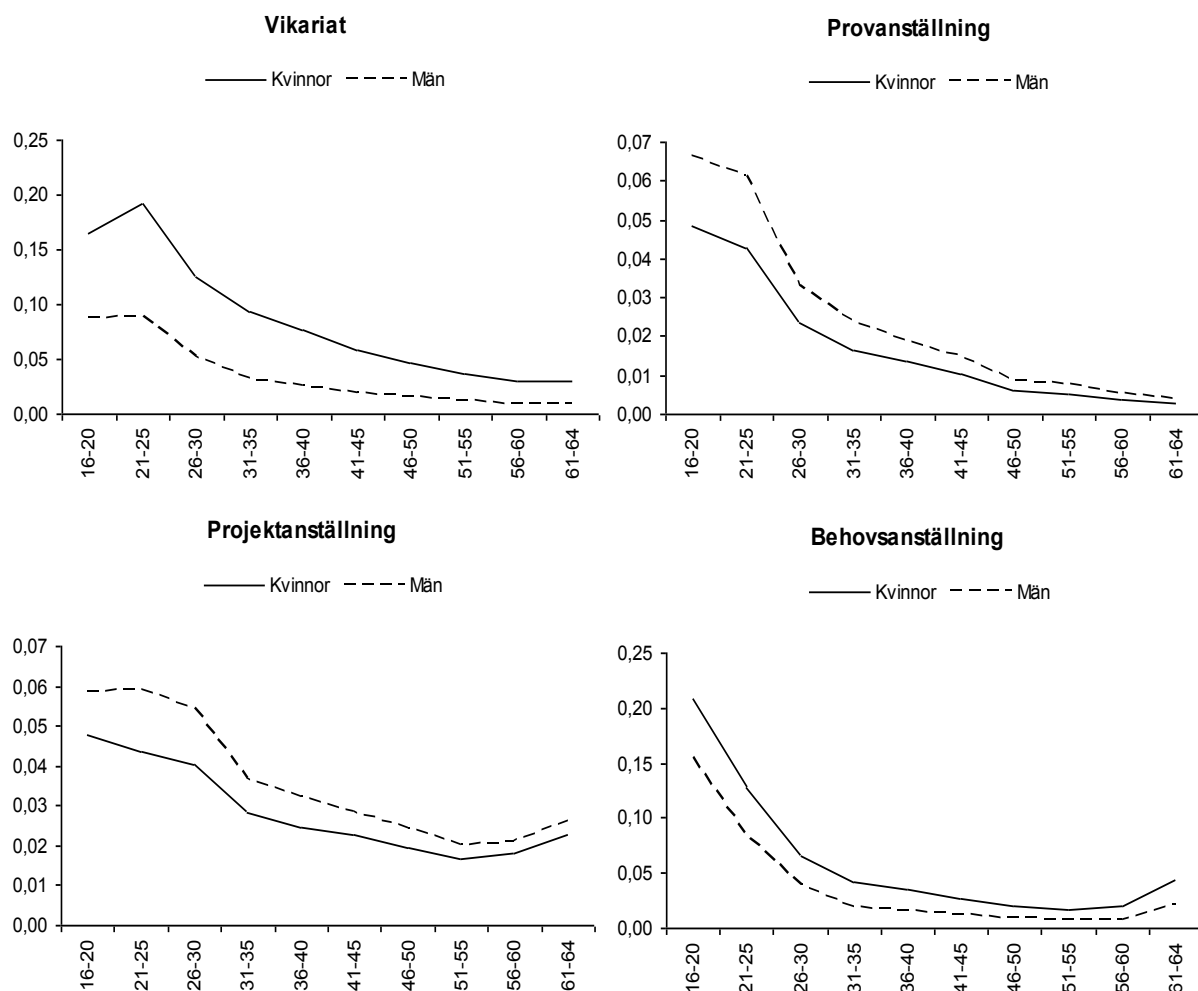
*Källa:* Predicerade värden utifrån skattad multinominal logistisk modell, se *bilaga 4*.

**Figur 6.4.** Årlig genomsnittlig predicerad sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning 1997-2004, uppdelat efter kön och ursprung.



Figur 6.4 visar inte på några entydiga förändringar över tiden. I samtliga fall har utlandsfödda kvinnor respektive utlandsfödda män högre sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning i jämförelse med svenskfödda kvinnor respektive med svenskfödda män. Kvinnor, oavsett ursprung, har högre sannolikhet att ha ett vikariat i jämförelse med män. När det gäller provanställningar är situationen den omvända, män har högre sannolikhet att ha en sådan anställning oavsett ursprung. Högst sannolikhet för att ha en projektanställning har utlandsfödda män. Lägst sannolikhet att ha en projektanställning har svenskfödda kvinnor. Sannolikheten att ha en behovsanställning bland svenskfödda har varit väldigt stabil under hela mätperioden. Högst sannolikhet att vara behovsanställd har utlandsfödda kvinnor. Svenskfödda män har lägst sannolikhet att ha en behovsanställning.

I figur 6.5 visas de genomsnittliga predicerade sannolikheterna för att ha en tidsbegränsad anställning för olika åldersgrupper.



Not: Observera att skalorna på y-axlarna skiljer sig åt. De predicerade sannolikheterna bygger på medelvärdet av alla karaktäristika förutom kön och ursprung.

Källa: Predicerade värden utifrån skattad multinomial logistisk modell, se bilaga 4.

**Figur 6.5.** Genomsnittlig (för åldersgrupper) predicerad sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning 1997-2004, uppdelat efter kön.

*Figur 6.5* visar tydligt att sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning skiljer sig åt mellan olika åldersgrupper. För individer i åldrarna 16-25 år är den förväntade sannolikheten högre för samtliga typer av tidsbegränsade anställningar. Även för åldersgruppen 26 till 30 år är sannolikheten relativt hög för vissa typer av tidsbegränsade anställningar. En viss ökad sannolikhet för att vara projekt- eller behovsanställd återfinns i den äldsta åldersgruppen. Oavsett ålder har kvinnor en högre sannolikhet att vara vikarier eller behovsanställda i jämförelse med männen. Motsatt förhållande gäller för prov- och projektanställningar. De största skillnaderna mellan könen återfinns i de yngre åldersgrupperna.

### 6.3 Inkomstskillnader

Som nämnts tidigare innebär variabeln årsarbetsinkomst stora begränsningar. Under förutsättning att alla individer arbetar lika många timmar under ett år kan årsarbetsinkomst användas utan problem. En fast anställning behöver inte innebära en helårssysselsättning, men det är troligt att till exempel behovsanställda i genomsnitt arbetar färre timmar per år än vad fast anställda gör. Det finns därför en risk att årsarbetsinkomsten är lägre för tidsbegränsat anställda just för att de arbetar färre timmar. Om detta inte kan tas med i beräkningarna finns det en risk för att skattningarna blir missvisande. Inkomstfunktionerna kontrollerar visserligen för om individen arbetar kort deltid, lång deltid eller heltid. Detta fungerar dock inte fullt ut som kontroll då variablerna spänner över ett relativt stort intervall av timmar. Det stora problemet är dock att variablerna inte säger något om antalet arbetade veckor under året och därmed om det totala antalet arbetade timmar under ett år, utan bara om situationen under referensveckan.

Först skattas en inkomstregression utifrån specifikationen i *avsnitt 4.3*. I detta fall utgör tidsbegränsad anställning en dummyvariabel. Resultatet av regression presenteras i *tabell B6.1*, se *bilaga 6*. Koefficienterna kan tolkas som den procentuella inkomstförändringen när en variabel ökar med en enhet eller när en dummyvariabel övergår från värdet noll till ett, allt annat lika.

Hela regressionen är signifikant och nästan alla koefficienter är signifikanta och har förväntat tecken. Förklaringsgraden för modellen är 44 procent. Dummyvariabeln för tidsbegränsad anställning genererade en signifikant koefficient med värdet -0,52. Det kan tolkas som att årsarbetsinkomsten i genomsnitt är 52 procent lägre för en individ med tidsbegränsad anställning i jämförelse med en individ med fast anställning, givet att övriga variabler hålls lika. Övriga faktorer som påverkar årsarbetsinkomsten relativt mycket är

variabler som rör kön, socioekonomisk grupp, utbildningsnivå, bransch och antalet arbetade timmar. Även ålder påverkar årsarbetsinkomsten relativt mycket, 1,3 procent per år.

Vidare skattas en inkomstregression där olika typer av tidsbegränsade anställningar utgör dummyvariabler, se *tabell B6.2* i *bilaga 6*. Fast anställning har fungerat som referensgrupp i modellen. Hela regressionen är signifikant och förklaringsgraden är 46 procent. Samtliga variabler utom en är signifikanta.

Oavsett typ av tidsbegränsad anställning innebär en sådan anställning lägre årsarbetsinkomst i jämförelse med fast anställning, det finns dock skillnader mellan de olika tidsbegränsade anställningsformerna. Att vara vikarie i jämförelse med fast anställd innebär en 25 procent lägre årsarbetsinkomst i genomsnitt. För provanställda är motsvarande siffra 39 procent lägre årsarbetsinkomst. Projektanställda och behovsanställda har en i genomsnitt 44 procent lägre årsarbetsinkomst i förhållande till fast anställda. Störst skillnad i årsarbetsinkomst finns mellan fast anställda och övriga former av tidsbegränsade anställningar.

Liksom för den förra modellen har följande faktorer relativt stor påverkan på årsarbetsinkomsten: kön, socioekonomisk grupp, utbildningsnivå, bransch och antalet arbetade timmar.

# 7 Diskussion

Avsnittet börjar med en diskussion kring metod, datakvalitet och resultatets tillförlitlighet. Därefter diskuteras resultatet utifrån teori och tidigare studier.

## 7.1 Metoddiskussion

En studies resultat påverkas av de metoder och data som används. Därför kommer följande avsnitt redovisa för hur resultatet kan ha påverkats i det här fallet och vilka förändringar som skulle kunna förbättra studien.

Datamaterialet i form av arbetskraftsundersökningarna är en del av Sveriges officiella statistik, vilket innebär att särskilda krav ställs vad gäller kvalitet. Undersökningen är en urvalsundersökning, vilket medför att problem med urvalsfel, under- och övertäckning också kan förekomma. Då urvalet sker på ett obundet, slumpmässigt sätt är det dock möjligt att beräkna det genomsnittliga urvalsfelet, det så kallade medelfelet. Vidare kan bortfall generera skeva skattningar om bortfallet är systematiskt. Det totala bortfallet under perioden var omkring 15 procent. Mätfel, såsom att frågor missförstås, inmatningsfel och kodningsfel kan också förekomma. Statistiska centralbyrån (2007b) framhåller att framförallt bortfall och mätfel är de främsta felkällorna. Problem med systematiska fel, vilket kan orsaka skeva skattningar, bedöms dock som liten. I sin helhet bedöms datamaterialet vara tillförlitligt. Vid databearbetningen i samband med den här studien är det möjligt att fel kan ha uppstått i form av till exempel kodningsfel och bearbetningsfel. Partiellt bortfall har även lett till att ytterligare ett antal individer exkluderats från skattningarna.

I studien skattas flera modeller. Som för alla modeller är det svårt, om inte omöjligt, att inkludera alla relevanta variabler. Datamaterialet har i det här fallet begränsat vilka variabler som skulle kunna ingå i modellen. Variabler som kan tänkas påverka, men som inte funnits tillgängliga, är till exempel arbetslivserfarenhet, relevant utbildning för arbetet, motivation, skicklighet och social kompetens. Även faktorer som arbetsplatsens efterfrågekänslighet och dess lönestruktur kan tänkas påverka sannolikheten att anställa tidsbegränsad arbetskraft. Dessa variabler är dock i regel svårämata och har inte funnits att tillgå. Om faktorer som dessa skiljer sig åt mellan grupperna riskerar dock modellen att ge skeva resultat. När det gäller inkomstregressionerna skulle data över timlön eller månadslön vid heltidssysselsättning

behövas för att kunna dra slutsatser om faktiska löneskillnader, detta diskuteras dock i *avsnitt 6.3* och kommenteras även senare i kapitlet. Referensgrupperna kunde i vissa fall väljas bättre, det gäller framförallt variablerna för branschindelning. Jord- och skogsbruk valdes som referensgrupp, vilket är den minsta branschen.

En annan faktor som kan påverka resultaten är hur uppdelningen av grupper har gjorts. Exempelvis skiljer modellerna endast på svenskfödda och utlandsfödda. Resultatet visade att skillnaderna mellan dessa två grupper i regel var stor. Det är dock tänkbart att sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning skiljer sig åt mellan olika grupper av utlandsfödda, en vidare indelning hade kunnat ge svar på det. För att underlätta jämförelser med Walette (2004) valdes dock ingen ytterligare indelning av utlandsfödda. När det gäller utlandsfödda vore det även relevant att veta hur många år personen bott i Sverige, då det bland annat påverkar graden av Sverigespecifikt humankapital, data finns dock inte tillgänglig.

Vidare är det tänkbart att en del av de oberoende variablerna är korrelerade med varandra. Det är exempelvis troligt att det finns ett samband mellan ålder och variabler som rör familjeförhållanden, och att sektors- och branschvariablerna till viss del samvarierar.

De predicerade sannolikheterna kan ses som ett mått på hur väl modellen stämmer överens med verkligheten. Jämförs de predicerade sannolikheterna i *figur 6.1* med de faktiska värdena i *tabell 3.2* verkar värdena stämma väl överens med varandra. Jämförelse mellan *figur 6.4* och *tabell 3.3* indikerar att modellen ger förväntade värden som stämmer väl överens med verkligheten. Även jämförelser mellan *tabell 3.5* och *figur 6.2* och *tabell 6.5* ger stöd för att modellen är relativt bra specificerad. De variabler som rör utbildning är dock relativt sällan signifikanta. En eventuell hopslagning av utbildningsvariablerna skulle kanske leda till fler signifikanta resultat, vilket dock inte är fallet i Walette (2004). Det är möjligt att utbildningsnivå inte alltid påverkar sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd, i alla fall för vissa typer av tidsbegränsade anställningsformer. Det går också att diskutera huruvida variablerna rörande till exempel deltidsarbete bör ses som oberoende variabler i de logistiska modellerna. Vissa typer av tidsbegränsade anställningar innebär i praktiken deltidsarbete och deltidsarbete är kanske i detta sammanhang beroende av anställningsform.

## 7.2 Diskussion av resultaten

Resultaten kommer i följande avsnitt att diskuteras utifrån det teoretiska ramverk som presenterats i *kapitel 2*. En uppdelning görs mellan de resultat som berör vilka faktorer som påverkar förekomsten av tidsbegränsade arbeten och de resultat som behandlar

inkomstskillnader. Slutligen görs en kort jämförelse med resultaten av incidensstudien i Walette (2004).

### **7.2.1 Faktorer som påverkar sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd**

I *kapitel 2* presenteras en rad olika teorier som delvis skulle kunna förklara förekomsten av tidsbegränsade anställningar. Enligt teorin kring fasta arbetskraftskostnader innebär tidsbegränsade anställningar lägre fasta kostnader, vilket ökar flexibiliteten. Utifrån detta resonemang kan antas att tidsbegränsade anställningar är vanligare inom branscher och sektorer som kräver stor flexibilitet. Det är även troligt att arbeten som inte kräver specifik kunskap eller kompetens har högre andel tidsbegränsade anställda än andra arbeten, i synnerhet antas det gälla för behovsanställda (se t.ex. Bosworth m.fl. 1996, Bentolila & Bertola 1990, Edin & Holmlund 1993).

De socioekonomiska variablerna i den binära modellen ger delvis stöd för att tidsbegränsade arbeten i mindre utsträckning än fasta anställningar kräver specifika kvalifikationer. Mer kvalificerade anställda, i termer av socioekonomiska variabler, har lägre sannolikhet att vara tidsbegränsat anställda, störst skillnad finns dock mellan arbetare och tjänstemän. Den binära modellen visar att arbete inom offentlig sektorn innebär ökad sannolikhet för att ha en tidsbegränsad anställning i jämförelse med den privata sektorn. När olika typer av tidsbegränsade anställningar studeras separat framkommer det att den relativa sannolikheten för vikariat är högst inom den kommunala sektorn och inom landstingssektorn. Det stämmer väl överens med Wallestes (2004) påpekande om att vikariat kan förväntas vara vanligare förekommande inom sjukvårds- och utbildningssektorn då det är viktigt att personer snabbt ersätts inom dessa områden. Branschvariablerna visar också att sannolikheten för vikariat är relativt hög inom bland annat områdena utbildning och forskning och vård och omsorg.

Sannolikheten för projektanställningar är högre inom statlig sektor, men lägre inom kommunal sektor och landstingssektor i jämförelse med privat sektor. Inom utbildnings- och forskningsområdet är sannolikheten relativt stor för projektanställningar. Den multinominala analysen visar också att projektanställda skiljer sig från de övriga anställningsformerna genom att tjänstemän uppvisar högre sannolikhet att ha en sådan anställning i jämförelse med icke-facklärd arbetare. Detta passar in på hypotesen att specialister kan föredra projektanställningar, då forskningsområdet bör inkludera många specialister (Walette 2004).

Utifrån teorin kring en dual arbetsmarknad framgår att grupper som har en svag ställning på arbetsmarknaden kan förväntas vara överrepresenterade bland individer med

tidsbegränsad anställning (Fallon & Verry 1988, Addison & Surfield 2005). Den binära modellen visar att både utlandsfödda och unga, grupper som kan bedömas ha en relativt svag ställning på den svenska arbetsmarknaden, har högre sannolikhet att vara tidsbegränsat anställda i jämförelse med svenskfödda respektive med åldersgruppen 31 till 35 år. Även teorin kring screening leder till liknande slutsatser när det gäller vilka grupper som har störst sannolikhet att vara tidsbegränsat anställda. Även om alla former av tidsbegränsade anställningar kan fungera som screeningverktyg är provanställningar det bästa exemplet (Stiglitz 1975, Walleto 2004). Det passar in på det faktum att sannolikheten att vara provanställd är mycket högre i de yngsta åldersgrupperna och lägre i de äldre åldersgrupperna i jämförelse med referensgruppen 31 till 35 år. Att vara född utanför Sverige i jämförelse med att vara född i Sverige innebär förhöjd sannolikhet för alla typer av tidsbegränsade anställningar, men högst är oddskvoten för provanställningar. Resultatet ger stöd för screeninghypotesen. Även teorin att tidsbegränsade anställningar kan signalera individens kompetens till andra arbetsgivare kan passa in på resultatet att unga var överrepresenterade bland tidsbegränsat anställda (Spence 1973). Det är tänkbart att unga väljer tidsbegränsade arbeten för att, förutom att öka sin inkomst, även skaffa sig arbetslivserfarenhet.

Enligt teorin om en könssegregerad arbetsmarknad har män och kvinnor olika sannolikhet att ha en viss typ av tidsbegränsad anställning inom en specifik sektor, givet att övriga karaktäristika hålls konstanta (Walleto 2004). Den binära modellen visar att det inte finns några skillnader mellan män och kvinnor när det gäller sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd. Uppdelat för olika typer av tidsbegränsade anställningar visar den multinominala modellen att kvinnor i jämförelse med män hade högre sannolikhet att ha ett vikariat, men lägre sannolikhet att ha någon annan typ av tidsbegränsad anställning, allt annat lika.

Vidare antas att individers preferenser gällande tidsbegränsade anställningar kan skilja sig åt. Som tidigare nämnts kan specialister ibland föredra projektanställningar. Att behovsanställning kan passa studenters situation skulle kunna stämma. Studien kontrollerar visserligen inte för om individen är student, men variablerna rörande åldersgrupper kan ge visst stöd. Att unga är överrepresenterade bland tidsbegränsat anställda behöver inte helt betyda att det är ofrivilligt. I åldersgruppen 16-20 år är det troligt att de flesta föredrar tidsbegränsade arbeten, såsom feriearbetare eller semestervikarie, framför fasta jobb, då många fortfarande studerar. Det är även tänkbart att en stor del av de individer som har studerat mindre än två år vid universitetet fortfarande studerar vid mätillfället. Bland denna grupp, i jämförelse med referensgruppen, är sannolikheten att ha ett vikariat, en

behovsanställning och övriga typer av tidsbegränsade anställningar högre. Dessa typer av tidsbegränsade anställningar kan tänkas vara lämpliga att kombinera med studier.

De logistiska modellerna ger stöd för tesen om att familjeförhållanden påverkar sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning. Ensamstående och personer utan barn under 18 år har högre sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning. För ensamstående är sannolikheten högre oavsett typ av tidsbegränsad anställning. För personer med barn under 18 år är sannolikheten att ha ett vikariat, en projekt- eller behovsanställning lägre. Modellen ger dock inte stöd för att sannolikheten att ha en provanställning påverkas av om individen har barn under 18 år eller inte.

Holmlund och Storrie (2002) menar att det ekonomiska läget i ekonomin påverkar förekomsten av tidsbegränsade anställningar. Den undersökta perioden inkluderar inga stora fluktuationer i ekonomin som helhet, även om vissa branscher påverkats mer under perioden. Då perioden inte inkluderar några tydliga konjunktursvängningar bör sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd vara relativt oförändrad, vilket också är fallet. Utifrån använda data är det dock svårt att uttala sig om hur sannolikheten skulle förändras vid exempelvis en kraftig lågkonjunktur.

Ytterligare en faktor som tas upp i teoriavsnittet handlar om diskriminering. Individer med fasta arbeten och individer med tidsbegränsade jobb är inte helt jämförbara grupper, när det gäller en rad olika karaktäristika. Det är svårt att bedöma huruvida sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd beror på andra faktorer än produktivitetsskillnader. Det går dock inte att utesluta att diskriminering skulle kunna vara en bidragande orsak i vissa fall.

### **7.2.2 Inkomstskillnader**

Ett betydande problem med inkomstregressionerna är, som tidigare påtalats, att de rör årsinkomst och inte till exempel timlön. Det medför att resultaten bör tolkas med försiktighet. Teorin om kompensande löneskillnader innebär att om det finns två identiska arbeten, förutom att anställningsformen skiljer sig åt, behöver arbetet med minst fördelaktiga villkor erbjuda högre lön (se t.ex. Borjas 2008). Inkomstregressionerna indikerar att fast anställning leder till högst årsarbetsinkomst, vilket inte överensstämmer med teorin. Det bör dock observeras att teorin rör löneskillnader, medan resultatet handlar om arbetsinkomstskillnader per år. Även om modellen kontrollerar för en rad olika individ- och jobbkarakäristika kan viktiga variabler ha utelämnats, förmodligen är antalet arbetade veckor under året den mest betydelsefulla av de utelämnade variablerna. Det medför att två arbeten inte kan ses som



identiska bortsett från anställningsformen. Det gör att teorin om kompenserande löneskillnader blir svårapplicerbar i det här fallet.

Även om de presenterade inkomstregressionerna inte kan ge något tillförlitligt resultat har de inkluderats då det inte finns någon tidigare svensk studie som försökt belysa ämnet. Förhoppningarna är att denna studie kan vara ett första steg på vägen.

### **7.2.3 Jämförelse med tidigare studie**

Innan en jämförelse med Wallettes (2004) incidensstudier för åren 1991-1999 görs bör det påpekas att de båda modellerna är något olika specificerade och därför inte är helt jämförbara.

De flesta resultaten av de multinominala modellerna för det totala urvalet överensstämmer mellan de två studierna. Analys av variabler som kön, ålder, ursprung, familjesituation och sektor leder till samma resultat. När det gäller socioekonomisk status kommer den här studien inte fram till lika tydliga resultat för gruppen projektanställda som Walette gör. Walette finner att alla grupper i jämförelse med gruppen icke-facklärd arbetare hade högre sannolikhet att ha en projektanställning. För båda studierna gäller att de multinominala modellerna har svårt att finna signifikanta resultat för utbildningsvariablerna. Dock finner Walette att utbildningsnivåer över grundskolenivå innebär lägre sannolikhet att ha ett tidsbegränsat arbete. Den här studien indikerar att universitetsstudier kortare än två år eller forskarstudier ökar sannolikheten att ha ett tidsbegränsat jobb.

De predicerade sannolikheterna är i de två studierna inte heller helt jämförbara då de i den här studien skattats utifrån en modell för hela urvalet, medan Walette utgår från fyra separata modeller uppdelade efter kön och ursprung. Båda studierna visar dock att den predicerade sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd i regel är högre för utlandsfödda. Skillnaderna mellan könen skiljer sig dock något åt mellan studierna, men det beror troligtvis på de olika angreppssätten.

Uppföljningen ger ytterligare stöd för de faktorer som Walette menar påverkar sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning. Walette visar även att sannolikheten att ha ett tidsbegränsat jobb verkar ha skiftat i slutet av 1990-talet. Under perioden 1997 till 2004 verkar dock sannolikheten för olika typer av tidsbegränsade arbeten vara ungefär oförändrad. Huruvida detta beror på att sannolikheten har hamnat på en stabil nivå eller om det beror på en relativt lugn ekonomisk period utan stora politiska förändringar i den arbetsrättsliga lagstiftningen rörande tidsbegränsade anställningar är svårt att uttala sig om utifrån det använda datamaterialet. Nyare statistik indikerar dock att andelen tidsbegränsade arbeten ökade efter 2004.

## 8 Slutsatser

Utifrån resultaten framkommer en rad faktorer som verkar påverka sannolikheten att ha ett tidsbegränsat arbete i Sverige. De slutsatser som presenteras nedan gäller då övriga individ- och jobbkarakteristika hålls konstanta. Kön påverkar inte sannolikheten att ha ett tidsbegränsat jobb, däremot sannolikheten att ha en viss typ av tidsbegränsad anställning. Att vara kvinna ökar sannolikheten att ha ett vikariat, men minskar sannolikheten att ha någon annan form av tidsbegränsad anställning.

Ålder är en av de viktigaste förklaringsfaktorerna. Unga löper betydligt högre sannolikhet att ha en tidsbegränsad anställning än äldre. Framförallt när det gäller provanställningar, men även vikariat och behovsanställningar. Sannolikheten att vara projektanställd varierar minst mellan åldersgrupperna. Att vara född utanför Sverige innebär högre sannolikhet att ha någon form av tidsbegränsad anställning. I jämförelse med svenskfödda är oddskvoten högst för provanställningar. Även familjesituationen verkar påverka sannolikheten att ha ett tidsbegränsat arbete. Ensamstående eller individer utan minderåriga barn har högre sannolikhet att ha tidsbegränsade anställningar.

Sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning varierar beroende på inom vilken sektor eller bransch individen arbetar. Offentlig sektor innebär högre sannolikhet att vara tidsbegränsat anställd. Sannolikheten för provanställningar är dock högre inom privat sektor i jämförelse med de offentliga sektorerna, medan motsatt förhållande gäller för vikariat. Sannolikheten för projektanställningar är högre inom statlig sektor, men lägre inom kommunal sektor och landstingssektor i jämförelse med privat sektor. Sannolikheten för behovsanställningar är högre inom statlig och kommunal sektor.

Sannolikheten att vara projektanställd verkar öka för individer med högre utbildning och för mer kvalificerade anställningar, i termer av socioekonomisk status. För övriga tidsbegränsade anställningsformer innebär mer kvalificerade arbeten lägre sannolikhet att vara tidsbegränsat anställd. Utbildningsnivån verkar sällan vara en avgörande faktor.

Resultaten ger stöd för teorier kring fasta arbetskraftskostnader, dual arbetsmarknad, screening, signalering och olika preferenser. Att diskriminering skulle förekomma går inte att visa, men inte heller att avfärda helt.

Walette (2004) visar att sannolikheten att ha en tidsbegränsad anställning ökade kraftigt under perioden 1991 till 1999. Den här studien visar att sannolikheten att vara tidsbegränsat anställd varit relativt oförändrad under perioden 1997 till 2004, även när en uppdelning av olika typer av tidsbegränsade anställningar genomförts. Utifrån datamaterialet är det svårt att bedöma om detta beror på att sannolikheten har hamnat på en stabil nivå eller om det beror på en relativt lugn ekonomisk period. Holmlund och Storrie (2002) visade att den ekonomiska situationen påverkar förekomsten av tidsbegränsade arbeten. Att genomföra en uppföljning av deras studie kan vara relevant, speciellt för den senaste tidsperioden. Ett alternativ eller komplement kan vara att undersöka hur andelen tidsbegränsat anställda påverkats av de nyligen gjorda förändringarna av *Lagen om anställningsskydd* som gäller tidsbegränsat anställda.

Fast anställda har högst årsarbetsinkomst och individer i kategorin övriga tidsbegränsat anställda samt behovsanställda har lägst årsarbetsinkomst. På grund av variabelernas utformning går det dock inte att dra slutsatser om huruvida tidsbegränsat anställda får lägre lön än fast anställda trots samma produktivitet.

Med tillgång till jämförbar lönestatistik skulle en djupare analys av eventuella löneskillnader mellan fast och tidsbegränsat anställda vara intressant att genomföra, då tidigare internationella studier visat på varierande resultat. Framförallt är en analys där olika tidsbegränsade anställningsformer jämförs intressant, då individer med olika typer av tidsbegränsade arbeten kan skilja sig när det gäller en rad individ- och jobbkarakteristika. Resultatet kan tänkas variera mellan exempelvis projekt- och behovsanställda.

## 9 Referenser

Addison, J. T. & Surfield, C. J. (2005), "Atypical Work and Compensation", Discussion Paper No. 1477, Bonn: Institute for the Study of Labour (IZA).

Becker, G. S. (1971), *The Economics of Discrimination*, andra upplagan, University of Chicago Press, Chicago.

Bentolila, S. & Bertola, G. (1990), "Firing Cost and Labour Demand: How Bad is Eurosclerosis", *The Review of Economic Studies*, vol 57, no 3, s 381-402.

Borjas, G. J. (2008), *Labor Economics*, fjärde upplagan, McGraw-Hill, New York.

Bosworth, D., Dawkins, P. & Stromback, T. (1996), *The Economics of the Labour Market*, Pearson Education, Essex.

Davia, M. A. & Hernanz, V. (2004), "Temporary employment and segmentation in the Spanish labour market: An empirical analysis through the study of wage differentials", *Spanish Economic Review*, vol 6, no 4, s 291-318.

Edin, P-A. & Holmlund, B. (1993), *Effekter av anställningsskydd*, SOU 1993:32.

Eurostat (2008), European Labour Force Survey, datamaterial.

Fallon, P. & Verry, D. (1988), *The Economics of Labour Markets*, Phillip Allan, Oxford.

Hausman, J. A. & McFadden, D. (1984), "Specification Tests for the Multinomial Logit Model", *Econometrica*, vol 52, s 1219-1240.

Hipple, S. & Stewart, J. (1996), "Earnings and benefits of workers in alternative work arrangements", *Monthly Labor Review*, vol 119, no 10, s 46-54.

Holmlund, B. & Storrie, D. (2002), "Temporary Work in Turbulent Times: The Swedish Experience", *The Economic Journal*, vol 112, no 480, s F245-269.

Larsson, M. (2008), *Anställningsformer år 2008 – Fast och tidsbegränsat anställda efter klass och kön år 1990-2008*, Landsorganisationen, Stockholm.

Layte, R., O'Connell, P. J. & Russell, H. (2008), "Temporary Jobs in Ireland: Does Class Influence Job Quality?", *The Economic and Social Review*, vol 39, no 2, s 81-104.

Liao, T. F. (1994), *Interpreting probability models – Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models*, Sage Publications, Thousand Oaks.

Long, J. S. (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage Publications, Thousand Oaks.

Nollen, S. T. (1996), "Negative aspects of temporary employment", *Journal of Labor Research*, vol 17, no 4, s 567-583.

Ramanathan, R. (2002), *Introductory Econometrics with Applications*, femte upplagan, South-Western, Mason.

SFS 1982:80, *Lagen om anställningsskydd*.

Smith, A. (1976), (baserad på tredje upplagan från 1784), *An Inquiry into the Nature and causes of the Wealth of Nations*, vol 1, Oxford University Press, Oxford.

Spence, M. (1973), "Job Market Signaling" *The Quarterly Journal of Economics*, vol 87, no 3, s 355-374.

Statistiska centralbyrån, Arbetskraftsundersökningarna (AKU) 1997-2004, datamaterial.

Statistiska centralbyrån (2005), *Sysselsättning och arbetslöshet 1976-2004*, Information från Arbetskraftsundersökningarna 2005:1, SCB, Stockholm. [http://www.scb.se/statistik/AM/AM0401/Sysselsattning\\_och\\_arbetsloshet\\_1975-2004.pdf](http://www.scb.se/statistik/AM/AM0401/Sysselsattning_och_arbetsloshet_1975-2004.pdf) (2009-05-04).

Statistiska centralbyrån (2006), Grundtabeller AKU, år, enligt tidigare svensk definition, för år 2005. Nås via: [http://www.scb.se/Pages/TableAndChart\\_163103.aspx](http://www.scb.se/Pages/TableAndChart_163103.aspx) (2009-05-04).

Statistiska centralbyrån (2007a), Grundtabeller AKU, år, enligt tidigare svensk definition, för år 2006. Nås via: [http://www.scb.se/Pages/TableAndChart\\_163103.aspx](http://www.scb.se/Pages/TableAndChart_163103.aspx) (2009-05-04).

Statistiska centralbyrån (2008), Grundtabeller AKU, år, enligt tidigare svensk definition, för år 2007. Nås via: [http://www.scb.se/Pages/TableAndChart\\_163103.aspx](http://www.scb.se/Pages/TableAndChart_163103.aspx) (2009-05-04).

Statistiska centralbyrån (2009), Grundtabeller AKU, år, enligt tidigare svensk definition, för år 2008. Nås via: [http://www.scb.se/Pages/TableAndChart\\_163103.aspx](http://www.scb.se/Pages/TableAndChart_163103.aspx) (2009-05-04).

Statistiska centralbyrån (2007b), "Arbetskraftsundersökningarna (AKU) 2007" Beskrivning av statistiken AM0401, SCB, Stockholm. [http://www.scb.se/statistik/AM/AM0401/\\_dokument/AM0401\\_BS\\_2007.doc](http://www.scb.se/statistik/AM/AM0401/_dokument/AM0401_BS_2007.doc) (2009-04-02).

Stiglitz, J. E. (1975), "The Theory of 'Screening,' Education, and the Distribution of Income", *The American Economic Review*, vol 65, no 3, s 283-300.

Wallete, M. (2004), *Temporary Jobs in Sweden: Incidence, Exit, and On-the-Job Training*, Lund Economic Studies no. 120, Department of Economics, Lunds universitet, Lund.

## Bilaga 1 – Definition av variabler

Variabel	Definition
Tidsbegränsad	= 1 om någon typ av tidsbegränsad anställning, 0 i övriga fall
Fast anställd	= 1 om fast anställning, 0 i övriga fall
Vikarie	= 1 om vikarie, 0 i övriga fall
Provanställd	= 1 om provanställd, 0 i övriga fall
Projektanställd	= 1 om projektanställd, 0 i övriga fall
Behovsanställd	= 1 om behovsanställd, 0 i övriga fall
Övriga	= 1 om övriga typer av tidsbegränsade anställda, 0 i övriga fall
Kön	= 1 om kvinna, 0 om man
Ålder	= ålder mellan 16 och 64 år
Åldersgr1	= 1 om 16-20 år, 0 i övriga fall
Åldersgr2	= 1 21-25 år, 0 i övriga fall
Åldersgr3	= 1 26-30 år, 0 i övriga fall
Åldersgr4	= 1 31-35 år, 0 i övriga fall
Åldersgr5	= 1 36-40 år, 0 i övriga fall
Åldersgr6	= 1 41-45 år, 0 i övriga fall
Åldersgr7	= 1 46-50 år, 0 i övriga fall
Åldersgr8	= 1 51-55 år, 0 i övriga fall
Åldersgr9	= 1 56-60 år, 0 i övriga fall
Åldersgr10	= 1 61-64 år, 0 i övriga fall
Singel	= 1 om singel, 0 om gift/sambo
Barn <18 år	= 1 om hemmaboende barn under 18 år, 0 i övriga fall
Socio_ek1	= 1 om icke-facklärd arbetare, 0 i övriga fall
Socio_ek2	= 1 om facklärd arbetare, 0 i övriga fall
Socio_ek3	= 1 lägre tjänsteman, 0 i övriga fall
Socio_ek4	= 1 tjänsteman på mellannivå, 0 i övriga fall
Socio_ek5	= 1 högre tjänsteman, 0 i övriga fall
Utb1	= 1 om grundskola, 0 i övriga fall
Utb2	= 1 om gymnasium <2 år, 0 i övriga fall
Utb3	= 1 om gymnasium >2 år, 0 i övriga fall
Utb4	= 1 om universitet < 2 år, 0 i övriga fall
Utb5	= 1 om universitet > 2 år, 0 i övriga fall
Utb6	= 1 om forskarutbildning, 0 i övriga fall
Sektor1	= 1 om statlig sektor, 0 i övriga fall
Sektor2	= 1 om kommunal sektor, 0 i övriga fall
Sektor3	= 1 om landstingssektor, 0 i övriga fall
Sektor4	= 1 om privat, 0 i övriga fall
Timmar1	= 1 om kort deltid (1-19h), 0 i övriga fall
Timmar2	= 1 om lång deltid (20-34h), 0 i övriga fall
Timmar3	= 1 om heltid (>34 h), 0 i övriga fall
Bransch1	= 1 om jord- och skogsbruk, fiske, 0 i övriga fall
Bransch2	= 1 om tillverkning, mineralutvinning, 0 i övriga fall
Bransch3	= 1 om byggverksamhet, 0 i övriga fall
Bransch4	= 1 om handel och kommunikation, 0 i övriga fall
Bransch5	= 1 om finansiell verksamhet, 0 i övriga fall
Bransch6	= 1 om utbildning och forskning, 0 i övriga fall
Bransch7	= 1 om vård och omsorg, 0 i övriga fall
Bransch8	= 1 om personliga och kulturella tjänster, 0 i övriga fall
Bransch9	= 1 om offentlig förvaltning, 0 i övriga fall
År 1997- År 2004	= Årsdummyvariabler, 1997-2004
Utlandsfödd	= 1 om född utanför Sverige, 0 om född i Sverige
LänsUE	= Procentuell länsarbetslöshetsgrad, 1997-2004
ln(inkomst)	= logaritmisk årsarbetsinkomst

## Bilaga 2 – Deskriptiv statistik

Variabel	Totalt		Svenskfödda kvinnor		Utlandsfödda kvinnor		Svenskfödda män		Utlandsfödda män		Min	Max
	Obs.	Medelvärde	Obs.	Medelvärde	Obs.	Medelvärde	Obs.	Medelvärde	Obs.	Medelvärde		
Tidsbegränsad	166477	0,218	76823	0,234	8794	0,302	72990	0,187	7856	0,249	0	1
Fast anställd	166470	0,782	76821	0,766	8794	0,698	72985	0,813	7856	0,751	0	1
Vikarie	166470	0,060	76821	0,081	8794	0,105	72985	0,033	7856	0,049	0	1
Provanställd	166470	0,020	76821	0,015	8794	0,032	72985	0,022	7856	0,045	0	1
Projektanställd	166470	0,032	76821	0,027	8794	0,040	72985	0,035	7856	0,048	0	1
Behovsanställd	166470	0,046	76821	0,055	8794	0,069	72985	0,033	7856	0,048	0	1
Övriga	166470	0,060	76821	0,056	8794	0,056	72985	0,064	7856	0,058	0	1
Kön	208959	0,498									0	1
Ålder	208959	39,571	90809	39,619	13220	40,127	91689	39,344	13226	40,260	16	64
Åldersgr1	208959	0,082	90809	0,087	13220	0,058	91689	0,083	13226	0,060	0	1
Åldersgr2	208959	0,099	90809	0,098	13220	0,081	91689	0,105	13226	0,077	0	1
Åldersgr3	208959	0,111	90809	0,109	13220	0,106	91689	0,115	13226	0,100	0	1
Åldersgr4	208959	0,119	90809	0,115	13220	0,125	91689	0,119	13226	0,135	0	1
Åldersgr5	208959	0,117	90809	0,113	13220	0,141	91689	0,113	13226	0,143	0	1
Åldersgr6	208959	0,109	90809	0,107	13220	0,136	91689	0,103	13226	0,131	0	1
Åldersgr7	208959	0,109	90809	0,109	13220	0,122	91689	0,105	13226	0,116	0	1
Åldersgr8	208959	0,112	90809	0,116	13220	0,103	91689	0,112	13226	0,104	0	1
Åldersgr9	208959	0,096	90809	0,099	13220	0,079	91689	0,097	13226	0,086	0	1
Åldersgr10	208959	0,047	90809	0,047	13220	0,047	91689	0,047	13226	0,048	0	1
Singel	166444	0,329	76810	0,306	8790	0,310	72976	0,356	7854	0,317	0	1
Barn <18 år	208959	0,347	90809	0,386	13220	0,361	91689	0,316	13226	0,284	0	1
Socio_ek1	166209	0,313	76743	0,305	8782	0,415	72833	0,300	7837	0,402	0	1
Socio_ek2	166209	0,180	76743	0,139	8782	0,161	72833	0,220	7837	0,224	0	1
Socio_ek3	166209	0,153	76743	0,192	8782	0,136	72833	0,120	7837	0,089	0	1
Socio_ek4	166209	0,219	76743	0,248	8782	0,176	72833	0,202	7837	0,149	0	1
Socio_ek5	166209	0,135	76743	0,116	8782	0,112	72833	0,157	7837	0,137	0	1
Utb1	204922	0,222	89688	0,194	12413	0,271	90430	0,236	12377	0,275	0	1
Utb 2	204922	0,293	89688	0,306	12413	0,240	90430	0,292	12377	0,256	0	1
Utb 3	204922	0,193	89688	0,181	12413	0,185	90430	0,206	12377	0,194	0	1
Utb 4	204922	0,146	89688	0,163	12413	0,140	90430	0,134	12377	0,117	0	1
Utb 5	204922	0,138	89688	0,153	12413	0,155	90430	0,121	12377	0,138	0	1
Utb6	204922	0,008	89688	0,004	12413	0,010	90430	0,010	12377	0,020	0	1
Sektor1	166269	0,061	76752	0,056	8781	0,046	72891	0,069	7831	0,042	0	1
Sektor2	166269	0,234	76752	0,359	8781	0,345	72891	0,102	7831	0,108	0	1
Sektor3	166269	0,063	76752	0,101	8781	0,085	72891	0,024	7831	0,031	0	1
Sektor4	166269	0,643	76752	0,484	8781	0,524	72891	0,805	7831	0,820	0	1
Timmar1	166126	0,070	76632	0,088	8778	0,094	72866	0,048	7836	0,063	0	1
Timmar2	166126	0,199	76632	0,315	8778	0,281	72866	0,077	7836	0,116	0	1
Timmar3	166126	0,731	76632	0,597	8778	0,626	72866	0,875	7836	0,821	0	1
Bransch1	166245	0,012	76752	0,006	8780	0,004	72874	0,019	7825	0,010	0	1
Bransch2	166245	0,191	76752	0,096	8780	0,137	72874	0,284	7825	0,320	0	1
Bransch3	166245	0,050	76752	0,009	8780	0,006	72874	0,099	7825	0,044	0	1
Bransch4	166245	0,180	76752	0,152	8780	0,124	72874	0,214	7825	0,195	0	1
Bransch5	166245	0,101	76752	0,087	8780	0,086	72874	0,117	7825	0,102	0	1
Bransch6	166245	0,097	76752	0,126	8780	0,118	72874	0,066	7825	0,080	0	1
Bransch7	166245	0,231	76752	0,374	8780	0,383	72874	0,074	7825	0,109	0	1
Bransch8	166245	0,080	76752	0,088	8780	0,099	72874	0,065	7825	0,110	0	1
Bransch9	166245	0,059	76752	0,062	8780	0,045	72874	0,062	7825	0,029	0	1
År 1997	208959	0,086	90809	0,091	13220	0,072	91689	0,087	13226	0,061	0	1
År 1998	208959	0,087	90809	0,092	13220	0,070	91689	0,088	13226	0,068	0	1

År 1999	208959	0,089	90809	0,092	13220	0,079	91689	0,089	13226	0,070	0	1
År 2000	208959	0,121	90809	0,116	13220	0,140	91689	0,120	13226	0,148	0	1
År 2001	208959	0,143	90809	0,141	13220	0,142	91689	0,144	13226	0,153	0	1
År 2002	208959	0,140	90809	0,139	13220	0,146	91689	0,139	13226	0,147	0	1
År 2003	208959	0,149	90809	0,148	13220	0,158	91689	0,149	13226	0,156	0	1
År 2004	208959	0,184	90809	0,181	13220	0,193	91689	0,183	13226	0,199	0	1
Utlandsfödd	208944	0,127									0	1
LänsUE	208959	5,266	90809	5,316	13220	4,975	91689	5,309	13226	4,927	2,5	11,5



## Bilaga 3 – Logistisk modell

Skattade koefficienter och marginaeffekter för logistisk modell 1997-2004. Beroende variabel är tidsbegränsad anställning=1. Totalt urval.

<i>Variabel</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Marginaeffekter</i>	<i>Variabel</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Marginaeffekter</i>
Kvinna	0,014 (0,017)	0,002	Sektor3	0,154 (0,040)***	0,021
Man	<i>Referens</i>		Sektor4	<i>Referens</i>	
Åldersgrupp1	1,920 (0,036)***	0,384	Timmar1	1,419 (0,027)***	0,266
Åldersgrupp2	1,181 (0,029)***	0,207	Timmar2	0,578 (0,018)***	0,085
Åldersgrupp3	0,458 (0,027)***	0,068	Timmar3	<i>Referens</i>	
Åldersgrupp4	<i>Referens</i>		Bransch1	<i>Referens</i>	
Åldersgrupp5	-0,265 (0,029)***	-0,032	Bransch2	-1,037 (0,062)***	-0,110
Åldersgrupp6	-0,507 (0,031)***	-0,058	Bransch3	-0,394 (0,067)***	-0,046
Åldersgrupp7	-0,804 (0,033)***	-0,085	Bransch4	-0,831 (0,061)***	-0,091
Åldersgrupp8	-1,055 (0,035)***	-0,105	Bransch5	-0,599 (0,064)***	-0,066
Åldersgrupp9	-1,125 (0,038)***	-0,108	Bransch6	-0,006 (0,067)	-0,001
Åldersgrupp10	-1,029 (0,047)***	-0,097	Bransch7	-0,426 (0,064)***	-0,052
Gift/sambo	<i>Referens</i>		Bransch8	-0,128 (0,064)*	-0,016
Singel	0,370 (0,017)***	0,051	Bransch9	-0,607 (0,073)***	-0,066
Inga barn < 18år	<i>Referens</i>		År 1997	<i>Referens</i>	
Barn < 18år	-0,221 (0,019)***	-0,029	År 1998	0,264 (0,031)***	0,037
Socio_ek1	<i>Referens</i>		År 1999	0,384 (0,034)***	0,056
Socio_ek2	-0,313 (0,022)***	-0,038	År 2000	0,427 (0,037)***	0,063
Socio_ek3	-0,367 (0,024)***	-0,044	År 2001	0,410 (0,038)***	0,060
Socio_ek4	-0,721 (0,025)***	-0,083	År 2002	0,450 (0,039)***	0,066
Socio_ek5	-0,684 (0,033)***	-0,076	År 2003	0,307 (0,035)***	0,043
Utb1	<i>Referens</i>		År 2004	0,243 (0,032)***	0,034
Utb 2	-0,181 (0,023)***	-0,023	Svenskfödd	<i>Referens</i>	
Utb 3	-0,098 (0,024)***	-0,013	Utlandsfödd	0,621 (0,022)***	0,096
Utb 4	0,230 (0,028)***	0,032	LänsUE	0,137 (0,006)***	0,018
Utb 5	0,043 (0,033)	0,006	Konstant	-2,067 (0,086)***	
Utb6	0,409 (0,088)***	0,061	Observationer	163 825	
Sektor1	0,494 (0,042)***	0,075	Log-likelihood	-63 434,23	
Sektor2	0,429 (0,027)***	0,061	LR chi2	42 115,24	
			Prob>chi2	0,000	

*Medelfel inom parantes*

\* signifikant på 5%, \*\* signifikant på 1%, \*\*\*signifikant på 0,1%

Källa: Statistiska centralbyrån, egna beräkningar från AKU.

## Bilaga 4 – Multinomial logistisk modell

Skattade resultat för multinomial logistisk modell 1997-2004. Baskategorin är fast anställning. Oddskvot. Totalt urval.

Variabel	Vikariat	Provanställning	Projektanställning	Behovsanställning	Övriga
Kvinna	1,475 (0,041)***	0,880 (0,036)**	0,776 (0,026)***	0,868 (0,029)***	0,947 (0,026)*
Man	Referens				
Åldersgrupp1	4,770 (0,265)***	5,960 (0,495)***	3,048 (0,228)***	3,829 (0,265)***	17,858 (1,105)***
Åldersgrupp2	3,027 (0,136)***	3,253 (0,231)***	2,042 (0,125)***	2,688 (0,164)***	5,609 (0,317)***
Åldersgrupp3	1,580 (0,066)***	1,498 (0,104)***	1,451 (0,080)***	1,677 (0,099)***	1,698 (0,100)***
Åldersgrupp4	Referens				
Åldersgrupp5	0,726 (0,033)***	0,794 (0,061)**	0,841 (0,051)**	0,794 (0,052)***	0,726 (0,050)***
Åldersgrupp6	0,504 (0,025)***	0,620 (0,053)***	0,741 (0,047)***	0,621 (0,044)***	0,683 (0,048)***
Åldersgrupp7	0,381 (0,020)***	0,373 (0,038)***	0,576 (0,038)***	0,476 (0,037)***	0,499 (0,037)***
Åldersgrupp8	0,270 (0,016)***	0,331 (0,035)***	0,430 (0,030)***	0,334 (0,028)***	0,463 (0,034)***
Åldersgrupp9	0,197 (0,014)***	0,229 (0,031)***	0,428 (0,032)***	0,314 (0,028)***	0,568 (0,042)***
Åldersgrupp10	0,181 (0,017)***	0,173 (0,037)***	0,455 (0,042)***	0,507 (0,046)***	0,556 (0,052)***
Gift/sambo	Referens				
Singel	1,324 (0,035)***	1,374 (0,061)***	1,388 (0,049)***	1,452 (0,051)***	1,776 (0,054)***
Inga barn < 18år	Referens				
Barn < 18år	0,786 (0,024)***	0,975 (0,051)	0,753 (0,030)***	0,802 (0,034)***	0,722 (0,029)***
Socio_ek1	Referens				
Socio_ek2	0,732 (0,024)***	0,750 (0,041)***	0,916 (0,046)	0,867 (0,034)***	0,549 (0,020)***
Socio_ek3	0,682 (0,026)***	0,870 (0,046)**	1,169 (0,057)***	0,485 (0,023)***	0,646 (0,025)***
Socio_ek4	0,586 (0,023)***	0,510 (0,034)***	1,034 (0,052)	0,344 (0,019)***	0,280 (0,013)***
Socio_ek5	0,471 (0,026)***	0,373 (0,035)***	1,358 (0,080)***	0,241 (0,022)***	0,388 (0,024)***
Utb1	Referens				
Utb 2	0,930 (0,037)	0,981 (0,058)	0,986 (0,051)	0,812 (0,038)***	0,648 (0,027)***
Utb 3	1,173 (0,044)***	0,978 (0,053)	0,952 (0,049)	1,046 (0,045)	0,571 (0,021)***
Utb 4	1,206 (0,056)***	1,130 (0,082)	1,118 (0,066)	1,288 (0,070)***	1,592 (0,073)***
Utb 5	1,071 (0,057)	1,117 (0,010)	1,162 (0,074)*	0,918 (0,069)	0,913 (0,058)
Utb6	1,113 (0,206)	0,400 (0,235)	1,628 (0,194)***	0,958 (0,343)	1,311 (0,257)
Sektor1	1,652 (0,117)***	0,370 (0,065)***	1,742 (0,113)***	1,416 (0,153)***	1,487 (0,115)***
Sektor2	2,560 (0,112)***	0,328 (0,030)***	0,615 (0,033)***	1,638 (0,085)***	2,033 (0,097)***
Sektor3	2,167 (0,122)***	0,195 (0,038)***	0,469 (0,047)***	0,991 (0,085)	1,777 (0,141)***
Sektor4	Referens				
Timmar1	2,052 (0,089)***	1,088 (0,081)	4,414 (0,217)***	29,033 (1,201)***	1,296 (0,057)***
Timmar2	1,713 (0,046)***	1,197 (0,061)***	1,537 (0,064)***	5,14 (0,202)***	1,198 (0,040)***
Timmar3	Referens				
Bransch1	Referens				
Bransch2	1,234 (0,212)	0,775 (0,134)	0,367 (0,045)***	0,342 (0,046)***	0,191 (0,015)***
Bransch3	0,782 (0,152)	1,022 (0,191)	1,181 (0,152)	0,647 (0,098)**	0,478 (0,041)***
Bransch4	1,584 (0,270)**	1,101 (0,188)	0,242 (0,031)***	0,731 (0,093)*	0,205 (0,016)***
Bransch5	1,388 (0,243)	1,638 (0,286)**	0,586 (0,074)***	0,854 (0,114)	0,223 (0,019)***
Bransch6	3,674 (0,643)***	1,623 (0,326)*	1,601 (0,209)***	0,828 (0,119)	0,403 (0,037)***

Bransch7	2,605 (0,449)***	1,089 (0,200)	0,626 (0,081)***	0,987 (0,131)	0,178 (0,015)***
Bransch8	1,962 (0,340)***	1,506 (0,266)*	1,116 (0,139)	1,176 (0,152)	0,576 (0,046)***
Bransch9	1,852 (0,336)***	1,293 (0,318)	0,794 (0,111)	0,505 (0,084)***	0,275 (0,029)***
År 1997	Referens				
År 1998	1,367 (0,067)***	1,185 (0,099)*	1,321 (0,079)***	1,320 (0,082)***	1,257 (0,065)***
År 1999	1,715 (0,089)***	1,322 (0,116)**	1,219 (0,082)**	1,629 (0,109)***	1,367 (0,077)***
År 2000	1,644 (0,096)***	1,461 (0,138)***	1,320 (0,097)***	1,806 (0,133)***	1,426 (0,089)***
År 2001	1,733 (0,104)***	1,183 (0,118)	1,162 (0,090)	1,861 (0,142)***	1,487 (0,096)***
År 2002	1,717 (0,105)***	1,182 (0,118)	1,234 (0,096)**	1,917 (0,148)***	1,661 (0,108)***
År 2003	1,558 (0,086)***	1,183 (0,109)	1,062 (0,075)	1,729 (0,120)***	1,274 (0,076)***
År 2004	1,389 (0,070)***	1,049 (0,090)	1,054 (0,067)	1,679 (0,106)***	1,234 (0,067)***
Svenskfödd	Referens				
Utlandsfödd	1,841 (0,064)***	2,754 (0,136)***	1,811 (0,081)***	1,780 (0,077)***	1,638 (0,067)***
LänsUE	1,172 (0,011)***	1,004 (0,016)	1,129 (0,014)***	1,190 (0,015)***	1,170 (0,012)***
Observationer	163 818				
Log-likelihood	-106 967,73				
Prob>chi2	0,000				
Pseudo R2	0,22				

Medelfel inom parantes

\* signifikant på 5%, \*\* signifikant på 1%, \*\*\*signifikant på 0,1%

Källa: Statistiska centralbyrån, egna beräkningar från AKU.

## Bilaga 5 – Multinomial logistisk modell - test

Hausmantest för antagandet om oberoende av irrelevanta alternativ (IIA)

Ho: Odds (resultat-J mot resultat-K) är oberoende av andra alternativ

<i>Uteslutna utfall</i>	<i>Chi2</i>	<i>Frihetsgrader</i>	<i>P&gt;chi2</i>	<i>Stöd</i>
Vikariat	-309,623	176	1	för Ho
Provanställning	-153,963	175	1	för Ho
Projektanställning	-127,85	176	1	för Ho
Behovsanställning	57,797	175	1	för Ho
Övriga	-343,054	175	1	för Ho

Wald test för kombinerings av utfallskategorier

Ho: Inga statistiska skillnader mellan kategorierna, dvs att kategorier kan slås samman.

<i>Testad kategori</i>	<i>Chi2</i>	<i>Frihetsgrader</i>	<i>P&gt;Chi2</i>
Vik. – prov	2431,613	43	0
Vik. – projekt	3755,427	43	0
Vik. – behov	4369,445	43	0
Vik. – övriga	4540,799	43	0
Vik. – fast	12744,284	43	0
Prov – projekt	1805,643	43	0
Prov – behov	3336,922	43	0
Prov – övriga	2263,708	43	0
Prov – fast	4760,602	43	0
Projekt – behov	4288,965	43	0
Projekt – övriga	3486,700	43	0
Projekt – fast	6441,839	43	0
Behov – övriga	5260,484	43	0
Behov – fast	16435,353	43	0
Övriga – fast	18083,136	43	0

## Bilaga 6 – Inkomstregressioner

**Tabell B6.1** Inkomstregression

Variabel	Koefficienter		[95% Konfidensintervall]		
Konstant	10,918 (0,025)***		10,868	10,968	
Tidsbegränsad	-0,521 (0,005)***		-0,531	-0,511	
Kvinna	-0,224 (0,004)***		-0,232	-0,216	
Ålder	0,013 (0,000)***		0,013	0,013	
Singel	-0,078 (0,004)***		-0,086	-0,069	
Barn <18 år	0,073 (0,004)***		0,065	0,081	
Sektor1	-0,011 (0,011)		-0,032	0,009	
Sektor2	-0,092 (0,007)***		-0,106	-0,078	
Sektor3	-0,050 (0,010)***		-0,069	-0,031	
Socio_ek2	0,081 (0,006)***		0,070	0,092	
Socio_ek3	0,096 (0,006)***		0,084	0,107	
Socio_ek4	0,231 (0,006)***		0,219	0,243	
Socio_ek5	0,437 (0,008)***		0,422	0,452	
Utb2	0,249 (0,005)***		0,238	0,259	
Utb3	0,328 (0,006)***		0,316	0,340	
Utb4	0,287 (0,007)***		0,273	0,300	
Utb5	0,457 (0,008)***		0,441	0,472	
Utb6	0,637 (0,022)***		0,594	0,680	
Bransch2	0,263 (0,018)***		0,228	0,297	
Bransch3	0,195 (0,019)***		0,158	0,232	
Bransch4	0,255 (0,018)***		0,221	0,290	
Bransch5	0,207 (0,018)***		0,171	0,242	
Bransch6	0,044 (0,019)*		0,007	0,082	
Bransch7	0,199 (0,018)***		0,163	0,235	
Bransch8	-0,003 (0,018)		-0,039	0,033	
Bransch9	0,166 (0,020)***		0,126	0,205	
Utlandsfödd	-0,071 (0,006)***		-0,083	-0,059	
Timmar1	-0,954 (0,008)***		-0,970	-0,938	
Timmar2	-0,356 (0,005)***		-0,365	-0,346	
År	0,024 (0,001)***		0,022	0,026	
LänsUE	-0,011 (0,001)***		-0,013	-0,008	
Source	SS	df	MS	Number of obs	161 442
Model	64 278,364	30	2142,612	F( 30,161411)	4 147,93
Residual	83 376,848		0,517	Prob > F	0,000
Total	147 655,212		0,915	R-squared	0,435
				Adj R-squared	0,435
				Root MSE	0,719

Not: Medelfel inom parentes. \* signifikant på 5%, \*\* signifikant på 1%, \*\*\*signifikant på 0,1%.

Källa: Statistiska centralbyrån, egna beräkningar från AKU.

**Tabell B6.2** Inkomstregression

<i>Variabler</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>[95% Konfidensintervall]</i>	
Konstant	11,064 (0,025)***	11,015	11,114
Vikarie	-0,247 (0,008)***	-0,262	-0,232
Provanställd	-0,386 (0,013)***	-0,412	-0,361
Projektanställd	-0,439 (0,010)***	-0,460	-0,419
Behovsanställd	-0,437 (0,010)***	-0,456	-0,418
Övriga	-1,048 (0,008)***	-1,065	-1,032
Kvinna	-0,228 (0,004)***	-0,236	-0,220
Ålder	0,012 (0,000)***	0,012	0,013
Singel	-0,062 (0,004)***	-0,070	-0,053
Barn < 18 år	0,061 (0,004)***	0,053	0,069
Sektor1	-0,014 (0,010)	-0,035	0,006
Sektor2	-0,092 (0,007)***	-0,106	-0,078
Sektor3	-0,036 (0,010)***	-0,055	-0,017
Socio_ek2	0,069 (0,006)***	0,058	0,080
Socio_ek3	0,091 (0,006)***	0,080	0,103
Socio_ek4	0,217 (0,006)***	0,206	0,229
Socio_ek5	0,432 (0,007)***	0,417	0,446
Utb2	0,219 (0,005)***	0,209	0,230
Utb3	0,289 (0,006)***	0,278	0,301
Utb4	0,268 (0,007)***	0,255	0,282
Utb5	0,429 (0,008)***	0,414	0,444
Utb6	0,619 (0,022)***	0,577	0,661
Bransch2	0,182 (0,017)***	0,148	0,216
Bransch3	0,136 (0,019)***	0,099	0,172
Bransch4	0,171 (0,017)***	0,137	0,205
Bransch5	0,122 (0,018)***	0,087	0,157
Bransch6	-0,043 (0,019)*	-0,080	-0,006
Bransch7	0,097 (0,018)***	0,062	0,133
Bransch8	-0,054 (0,018)**	-0,090	-0,019
Bransch9	0,089 (0,020)***	0,050	0,128
Utlandsfödd	-0,081 (0,006)***	-0,093	-0,070
Timmar1	-0,986 (0,008)***	-1,002	-0,970
Timmar2	-0,364 (0,005)***	-0,373	-0,354
År	0,025 (0,001)***	0,023	0,026
LänsUE	-0,010 (0,001)***	-0,012	-0,008

Source	SS	df	MS	F( 34,161400)	3 989,15
Model	67 419,594	34	1 982,929	Prob > F	0,000
Residual	80 228,896		0,497	R-squared	0,457
Total	147 648,492		0,915	Adj R-squared	0,457
Number of obs	161 435			Root MSE	0,705

*Not:* Medelfel inom parentes. \* signifikant på 5%, \*\* signifikant på 1%, \*\*\*signifikant på 0,1%.  
*Källa:* Statistiska centralbyrån, egna beräkningar från AKU.