



Flödesstatistik från AKU

2005:4

I serien Bakgrundsfakta presenteras bakgrundsmaterial till den statistik och de prognoser som avdelningen för arbetsmarknads- och utbildningsstatistik vid SCB producerar. Det kan röra sig om produktbeskrivningar, metodredovisningar samt olika sammanställningar som kan ge en överblick och underlätta användandet av statistiken.

Utgivna publikationer från 2000 i serien Bakgrundsfakta till arbetsmarknads- och utbildningsstatistiken

2000:1	Övergång till yrkeskodning på fyrsiffernivå (SSYK) och införande av jobbstatuskod i SCB:s lönestatistik
2000:2	The Information System for Occupational Injuries and the Work-related Health Problems Survey – A comparative study
2000:3	Konferens om utbildningsstatistik den 23 mars 2000
2001:1	Avvikelser i lönesummestatistiken – en jämförelse mellan LAPS och LSUM
2001:2	En longitudinell databas kring utbildning, inkomst och sysselsättning 1990–1998
2001:3	Staff training costs 1994–1999
2001:4	Studieresultat i högskolan i form av avklarade poäng
2001:5	Urvals- och estimationsförfarandet i de svenska arbetskraftsundersökningarna (AKU)
2001:6	Svar, bortfall och representativitet i Arbetsmiljöundersökningen 1999
2001:7	Individ- och företagsbaserad sysselsättningsstatistik – en jämförelse mellan AKU och KS
2002:1	Tidsseriebrott i utbildningsregistret 2001-01-01
2002:2	En longitudinell databas kring utbildning, inkomst och sysselsättning (LOUISE) 1990–1999
2003:1	Exempel på hur EU:s "Quality Reports" kan skrivas – avser Labour Cost Survey (LSC) 2000
2003:2	Förändrad redovisning av högskolans personal
2003:3	Individ- och företagsbaserad sysselsättningsstatistik – en fortsatt jämförelse mellan AKU och KS
2003:4	Sjukfrånvarande enligt SCB och sjukskrivna enligt RFV
2003:5	Informationssystemet om arbetsskador och undersökningen om arbetsorsakade besvär. En jämförande studie
2004:1	Samlad statistik från SCB avseende ohälsa
2004:2	Översyn av forskarutbildningsstatistiken. Bedömning av kvaliteten
2004:3	Sjukfrånvaro och ohälsa i Sverige – en belysning utifrån SCB:s statistik
2005:1	En longitudinell databas kring utbildning, inkomst och sysselsättning (LOUISE) 1990–2002
2005:2	Nordisk pendlingskarta. Huvudrapport
2005:3	Nordisk pendlingskarta. Delrapport 1–4.

Ovannämnda rapporter, liksom övriga SCB-publikationer, kan beställas från:
Statistiska centralbyrån, SCB, Publikationstjänsten, 701 89 ÖREBRO,
telefon 019-17 68 00 eller fax 019-17 64 44.

Du kan också köpa SCB:s publikationer i **Statistikbutiken**:
Karlavägen 100, Stockholm

Flödesstatistik från AKU

2005:4

**Statistiska centralbyrån
2005**

Labour and Education Statistics

Flow Statistics from the Swedish Labour Force Survey

Statistics Sweden
2005

Producent SCB, Avdelningen för Arbetsmarknads- och utbildningsstatistik
Producer 701 89 ÖREBRO

Förfrågningar Ante Farm, tfn +46 8 16 23 11
Inquiries ante.farm@sofi.su.se
 Jan Selén, tfn +46 8 5069 4939
 jan.selen@scb.se
 Monica Rennermalm, tfn +46 8 5069 4643
 monica.rennermalm@scb.se

Omslag: Ateljén, SCB

Om du citerar ur denna publikation, var god uppge källan:
Källa: SCB, Bakgrundsfakta

© 2005 Statistiska centralbyrån
Enligt lagen (1960:729) om upphovsrätt till litterära och konstnärliga verk är det förbjudet att helt eller delvis mångfaldiga innehållet i denna publikation utan medgivande från Statistiska centralbyrån

ISSN 1653-316X Bakgrundsfakta
ISSN 1653-3194 Arbetsmarknads- och utbildningsstatistik

Printed in Sweden
SCB-tryck, Örebro 2005:02

Förord

Flödesstatistik från AKU

Genom att utnyttja panelansatsen i arbetskraftsundersökningarna (AKU) kan man beräkna flöden mellan två kvartal som visar övergångar mellan olika tillstånd på arbetsmarknaden. Tvärsnittsstatistiken i AKU kan därför varje kvartal kompletteras med flödesstatistik om utvecklingen på arbetsmarknaden.

Möjligheten att komplettera AKU med flödesstatistik diskuterades redan i början av 1980-talet i en av de arbetsgrupper som föregick omläggningen av AKU 1987. Arbetet inleddes i slutet av 1980-talet under ledning av Berndt Öhman och Karl-Erik Kristiansson inom ramen för det s k bruttoströmsprojektet. Efter förslag av Ante Farm i Bakgrundsfakta 1997:3, fortsatte utvecklingsarbetet under medverkan av Hassan Mirza fram till början av 2002.

Efter ett par års uppehåll återupptogs utvecklingsarbetet under 2004 och har därefter drivits parallellt med övergången till en ny EU-anpassad AKU. Denna rapport har utarbetats av Ante Farm (SOFI och AM/A), Monica Rennermalm (AM/AKU) och Jan Selén (AM/A).

Statistiska centralbyrån i oktober 2005

Anna Wilén

Claes-Håkan Gustafson och Anders Sundström

Innehåll

Förord	3
Flödesstatistik från AKU	3
Sammanfattning	7
Förkortningar	8
1 Inledning	9
2 Flödestabeller	10
3 Några tillämpningar	11
3.1 Utvecklingen av årsmedeltal för hela befolkningen	11
3.2 Skillnader mellan befolkningsgrupper	12
3.3 Säsongsvariationer	13
3.4 Inflöden	14
4 Erfarenheter av flödesskattningar	16
4.1 USA	17
4.2 Storbritannien	19
4.3 Sverige	19
5 Förslag till metod för skattning av flöden	21
Referenser	24
Bilaga 1	25
Förslag till flödestabeller med exempel från första kvartalet 1997	25
Bilaga 2	27
Viktkonstruktion 1997–2004	27
Bilaga 3	29
Exempel på flödesskattningar	29

Sammanfattning

I denna rapport lämnas förslag till flödesstatistik baserad på AKU.

Flödestabeller

Förslaget omfattar för det första en tabellplan med fem enkla tabeller som visar dels flöden i 1000-tal per kvartal mellan olika tillstånd på arbetsmarknaden och motsvarande övergångsandelar, dels några särskilt intressanta övergångsandelar för olika grupper på arbetsmarknaden under tre olika rubriker, nämligen kvarstående kvoter, arbetslöshetsrisker och jobbchanser. Användningen av tabellerna illustreras med statistik för perioden 1997–2004.

Det visar sig exempelvis att 97 procent av dem som är fast anställda vid ett visst tillfälle fortfarande är fast anställda ett kvartal senare, medan motsvarande kvarstående kvot för tidsbegränsat anställda är ca 70 procent. Och ca 50 procent av de arbetslösa är fortfarande arbetslösa ett kvartal senare.

Det visar sig också att risken att bli arbetslös är mindre än 1 procent per kvartal för fast anställda, mot mellan 5 och 7 procent per kvartal för tidsbegränsat anställda. Och ungefär en fjärdedel av dem som är arbetslösa vid ett visst tillfälle har lämnat arbetskraften ett kvartal senare.

Minskade arbetslöshetsrisker motsvaras av ökade jobbchanser. Det visar sig exempelvis att sannolikheten för arbetslösa att få fast jobb ökade från 3 till 6 procent per kvartal mellan 1997 och 2000 för att sedan minska till 4 procent 2004, medan sannolikheten för arbetslösa att få ett tidsbegränsat jobb ökade från 16 till 22 procent per kvartal mellan 1997 och 2001 för att sedan minska något. Och chansen för tidsbegränsat anställda att få fast jobb var som högst nästan 13 procent per kvartal och som lägst ca 9 procent mellan 1997 och 2004.

Flödesskattningar

En metod för flödesskattningar föreslås också. Först ges en bakgrund med erfarenheter från andra länder samt en redovisning av de metoder som SCB prövat hittills under utvecklingsarbetet. Därefter föreslås ett förfarande som anknyter till skattningarna i den nya EU-anpassade AKU och som framför allt innebär att standardmetoder kan användas vid beräkning av precisionen i skattningarna.

I USA publicerades flödesstatistik baserad på Current Population Survey (CPS) redan på 1950-talet men på grund av mätproblem blev det bara en kort period. Efter förbättringar särskilt under 1990-talet kan man numera få flödesstatistik på begäran även om flera mätproblem kvarstår och flödesstatistik baserad på CPS ännu inte publiceras.

Det finns naturligtvis problem med flödesskattningar även i AKU. De är dock klart mindre än i CPS, vilket bl.a. beror på större urval (7/8 av ordinarie AKU mot 3/4 av ordinarie CPS), bättre identifiering (personnummer i stället för bostadsadresser) och färre indirekta intervjuer. Den metod med beroende återfrågning som AKU haft sedan 1987 förbättrar också förutsätt-

ningarna för flödesstatistik, eftersom man frågar om det skett någon *förändring* från föregående intervju.

I det viktsystem som AKU prövat hittills för skattningar av flöden ingår vad vi kan kalla för *marginalanpassning*, dvs. omvägning mot marginaler i ordinarie AKU, vilket innebär justerade vikter så att marginalerna i vissa flödestabeller överensstämmer med bestånden enligt hela urvalet i AKU (för ursprungskvartalet). CPS överväger också av allt att döma att införa denna metod.

Vi föreslår dock att AKU – åtminstone till att börja med – använder en metod *utan* marginalanpassning för skattning av flöden. Det är i princip samma metod som CPS i USA använder för närvarande (även om hjälp-informationen är mer omfattande i AKU). Våra skäl för att använda denna metod – som innebär att standardmetoder kan användas vid precisions-skattningar – redovisas i avsnitt 5. Framtida utvecklingsarbete får visa om det finns skäl att övergå till någon annan metod.

Rapporten avslutas med exempel på osäkerhetstal för skattningar av flöden, övergångsandelar, kvarstående kvoter, arbetslöshetsrisker och jobbchanser.

Förkortningar

SY = sysselsatt

AL = arbetslös

EA = ej i arbetskraften

FA = fast anställning

TA = tidsbegränsad anställning

FM = egen företagare eller medhjälpande

AK-status 1 = Ej i arbetskraften, exkl. arbetsoförmögna

AK-status 2 = Sysselsatta, i arbete

AK-status 3 = Sysselsatta, tillfälligt frånvarande

AK-status 4 = Arbetslösa

AK-status 5 = Ej i arbetskraften, arbetsoförmögna

1 Inledning

I denna rapport lämnas förslag till flödesstatistik baserad på arbetskraftsundersökningarna (AKU). Förslaget omfattar för det första en tabellplan med fem enkla tabeller.¹ Tabellerna definieras i avsnitt 2 och användningen av dem illustreras i avsnitt 3 med statistik för perioden 1997–2004.²

För det andra föreslås en metod för skattning av flöden i arbetskraftsundersökningar. I avsnitt 4 ges först en bakgrund med erfarenheter från andra länder samt en redovisning av de metoder som SCB prövat hittills. Därefter föreslås i avsnitt 5 ett förfarande som anknyter till skattningarna i den nya EU-anpassade AKU och som framför allt innebär att standardmetoder kan användas vid beräkning av precisionen i skattningarna.

¹ Förslaget bygger på avsnitt 2 i Farm (1997), ett avsnitt som också finns på engelska i Farm (2000).

² Övergången till ny EU-anpassad AKU 2005 innebär att inga flöden mellan första och andra kvartalen 2005 kan redovisas. Flödesstatistik enligt nya AKU börjar med flöden mellan andra och tredje kvartalen 2005.

2 Flödestabeller

Personer i AKU:s urval intervjuas en gång per kvartal under en tvåårsperiod. Genom att utnyttja denna panelansats kan man beräkna flöden mellan två kvartal. Tvärsnittsstatistiken i AKU kan därför varje kvartal kompletteras med flödesstatistik om utvecklingen på arbetsmarknaden.

Stommen i all statistik om flöden på arbetsmarknaden är tabeller som visar flöden mellan olika arbetskraftsstatus. Vi skiljer dock här inte bara mellan sysselsatt (SY), arbetslös (AL) och ej i arbetskraften (EA) utan också mellan tre olika former av sysselsättning, nämligen fast anställning (FA), tidsbegränsad anställning (TA) och egen företagare eller medhjälpande (FM).

Med en tidsbegränsad anställning avses en anställning med ett förutbestämt slut, medan en fast anställning avser en anställning som *inte* är tidsbegränsad. Tidsbegränsad anställning mäts i AKU sedan 1987. Tidsbegränsade jobb domineras av vikariat, objektanställningar och "kallas vid behov", men även provanställning, feriearbete och säsongarbete är viktiga kategorier.

Vårt förslag till tabellplan för flödesstatistiken exemplifieras i bilaga 1 med statistik från första kvartalet 1997. Förslaget omfattar flödestabeller av fem olika typer. Tabeller av typ 1 är fullständiga flödesmatriser, som anger flöden i 1 000-tal per kvartal mellan olika tillstånd för olika grupper på arbetsmarknaden. (Tabell 1.1 i bilaga 1 omfattar dock endast flöden för hela befolkningen i åldern 16–64 år). Tabeller av typ 2 anger motsvarande övergångsandelar, medan tabeller av typ 3, 4 och 5 redovisar några särskilt intressanta övergångsandelar för olika grupper på arbetsmarknaden under tre olika rubriker, nämligen kvarstående kvoter, arbetslöshetsrisker och jobbchanser.

3 Några tillämpningar

Med utgångspunkt från bastabeller enligt bilaga 1 för alla kvartal under perioden 1997–2004 kan man beräkna och presentera flödesstatistik på flera olika sätt. Vi skall här ge några exempel på detta och börjar med en redovisning av årsmedeltal av kvarstående kvoter, arbetslöshetsrisker och jobbchanser för hela befolkningen (16–64 år).

Årsmedeltal av kvartalsflöden kan bildas på två olika sätt. Vi har här genomgående valt att beräkna årsmedeltal för år t som medeltal av övergångar från första, andra, tredje och fjärde kvartalet år t till nästkommande kvartal, dvs. till andra, tredje och fjärde kvartalet år t samt första kvartalet år $t + 1$.

3.1 Utvecklingen av årsmedeltal för hela befolkningen

Kvarstående kvoter mäter grad av stabilitet. Exempelvis betyder en kvarstående kvot på 97 procent per kvartal i fast anställning att 97 procent av dem som är fast anställda vid ett visst tillfälle fortfarande är fast anställda ett kvartal senare (även om det inte nödvändigtvis är hos samma arbetsgivare).

Det framgår av tabell 1 att de mest stabila tillstånden är "fast anställd" och "företagare" som båda har en kvarstående kvot (k-kvot) på ca 97 procent, medan befolkningen utanför arbetskraften (EA) har en k-kvot på ca 85 procent och tidsbegränsat anställda en k-kvot på ca 70 procent. Vi ser också att k-kvoten är praktiskt taget konstant under perioden 1997–2004 för alla grupper utom arbetslösa, vars k-kvot minskar från drygt 52 procent 1997 till drygt 47 procent 2000–2001 för att sedan åter öka. Kvarstående kvoten för arbetslösa kan vi för övrigt tolka som *risk* att förbli arbetslös.

Tabell 1

Kvarstående kvoter. Andelar som stannar kvar i angivet tillstånd. Procent per kvartal. Årsmedeltal 1997–2004 för hela befolkningen (16–64 år)

	FA	TA	FM	AL	EA
1997	97,8	70,6	96,9	52,6	84,9
1998	97,7	70,1	96,6	51,0	84,5
1999	97,6	69,9	96,8	51,2	85,1
2000	97,4	69,2	96,9	47,5	85,0
2001	97,5	69,6	97,0	47,3	86,3
2002	97,5	71,0	96,9	49,2	86,3
2003	97,6	71,7	97,0	56,6	87,0
2004	97,6	72,0	97,1	53,5	86,8

Men det var inte bara risken att *förbli* arbetslös som minskade fram till 2000–2001 för att sedan öka. Av tabell 2 framgår det att även risken att *bli* arbetslös varierade på detta sätt, särskilt för tidsbegränsat anställda och befolkningen utanför arbetskraften.

Sista kolumnen i tabell 2 visar dessutom att ungefär en fjärdedel av dem som är arbetslösa vid ett visst tillfälle har lämnat arbetskraften ett kvartal senare. Observera dock nedgången till 18 procent per kvartal 2003. (Denna nedgång av flödet från AL till EA kan för övrigt förklara den stora uppgången av risken att förbli arbetslös 2003.) Risken att bli arbetslös är (inte oväntat) klart minst för fast anställda, ca 0,5 procent per kvartal, medan den är ca 5 procent per kvartal för tidsbegränsat anställda.

Tabell 2

Arbetslöshetsrisker. Övergångsandelar mellan angivna tillstånd. Procent per kvartal. Årsmedeltal 1997–2004 för hela befolkningen (16–64 år)

	FA→AL	TA→AL	SY→AL	EA→AL	AL→EA
1997	0,5	7,5	1,4	6,9	26,9
1998	0,5	6,2	1,3	6,0	25,5
1999	0,4	5,7	1,2	5,3	22,9
2000	0,4	4,6	1,0	4,3	24,9
2001	0,5	5,3	1,1	3,7	24,0
2002	0,5	5,0	1,1	4,1	22,9
2003	0,6	5,6	1,3	4,2	18,0
2004	0,6	6,0	1,3	4,2	20,2

Minskade arbetslöshetsrisker motsvaras av ökade jobbchanser. Tabell 3 visar exempelvis att sannolikheten för arbetslösa att få fast jobb ökade från 3,1 till 5,7 procent per kvartal mellan 1997 och 2000 för att sedan minska till 4,3 procent 2004, medan sannolikheten för arbetslösa att få ett tidsbegränsat jobb ökade från 16,5 till 22,4 procent per kvartal mellan 1997 och 2001 för att sedan minska något. Chansen för tidsbegränsat anställda att få fast jobb var som högst nästan 13 procent per kvartal och som lägst ca 9 procent.

Tabell 3

Jobbchanser. Övergångsandelar mellan angivna tillstånd. Procent per kvartal. Årsmedeltal 1997–2004 för hela befolkningen (16–64 år)

	AL→FA	AL→TA	EA→FA	EA→TA	TA→FA
1997	3,1	16,5	1,1	6,7	8,6
1998	3,8	18,8	1,4	7,8	10,2
1999	4,4	20,5	1,5	7,8	11,3
2000	5,7	21,2	1,8	8,4	12,9
2001	5,4	22,4	1,8	7,8	11,7
2002	5,2	21,6	1,4	7,8	10,3
2003	4,5	20,0	1,2	7,3	9,1
2004	4,3	20,6	1,2	7,4	9,1

3.2 Skillnader mellan befolkningsgrupper

Tabellerna 4–6 illustrerar några skillnader mellan olika befolkningsgrupper. Vi ser exempelvis att ungdomar (16–24 år) har lägre kvarstående kvoter än äldre i alla tillstånd; att risken att förbli arbetslös ökar med åldern; att både risken att förbli arbetslös och risken att bli arbetslös är något högre för män än för kvinnor; att risken att bli arbetslös minskar med åldern för fast anställda men ökar med åldern för tidsbegränsat

anställda; att jobbchanserna minskar med åldern för både arbetslösa och befolkningen utanför arbetskraften; och att chansen för tidsbegränsat anställda att få ett fast jobb var något större för män än för kvinnor. Dessa skillnader gäller för övrigt inte bara för det år som tabellerna 4–6 avser utan för alla år under perioden 1997–2004.

Tabell 4
Kvarstående kvoter. Andelar som stannar kvar i angivet tillstånd. Procent per kvartal. Årsmedeltal 2003 för olika kön och åldrar

	FA	TA	FM	AL	EA
Män	97,5	69,0	97,1	59,2	86,4
Kvinnor	97,7	73,6	96,5	53,2	87,5
16–24 år	90,5	65,8	83,0	41,3	81,4
25–54	98,1	75,0	97,2	58,1	85,8
55–64	97,8	78,9	97,8	73,1	96,7
Samtliga	97,6	71,7	97,0	56,6	87,0

Tabell 5
Arbetslöshetsrisker. Övergångsandelar mellan angivna tillstånd. Procent per kvartal. Årsmedeltal 2003 för olika kön och åldrar

	FA→AL	TA→AL	SY→AL	EA→AL	AL→EA
Män	0,8	7,0	1,4	4,6	17,0
Kvinnor	0,4	4,7	1,1	3,8	19,3
16–24 år	1,7	4,1	2,9	4,2	26,0
25–54	0,5	6,6	1,2	5,7	15,7
55–64	0,4	6,9	0,8	1,9	15,3
Samtliga	0,6	5,6	1,3	4,2	18,0

Tabell 6
Jobbchanser. Övergångsandelar mellan angivna tillstånd. Procent per kvartal. Årsmedeltal 2003 för olika kön och åldrar

	AL→FA	AL→TA	EA→FA	EA→TA	TA→FA
Män	4,9	17,8	1,5	7,1	10,2
Kvinnor	3,9	22,8	1,1	7,5	8,4
16–24 år	5,5	27,0	1,7	12,5	7,4
25–54	4,8	20,0	1,6	6,5	10,7
55–64	1,7	9,9	0,1	1,1	6,4
Samtliga	4,5	20,0	1,2	7,3	9,1

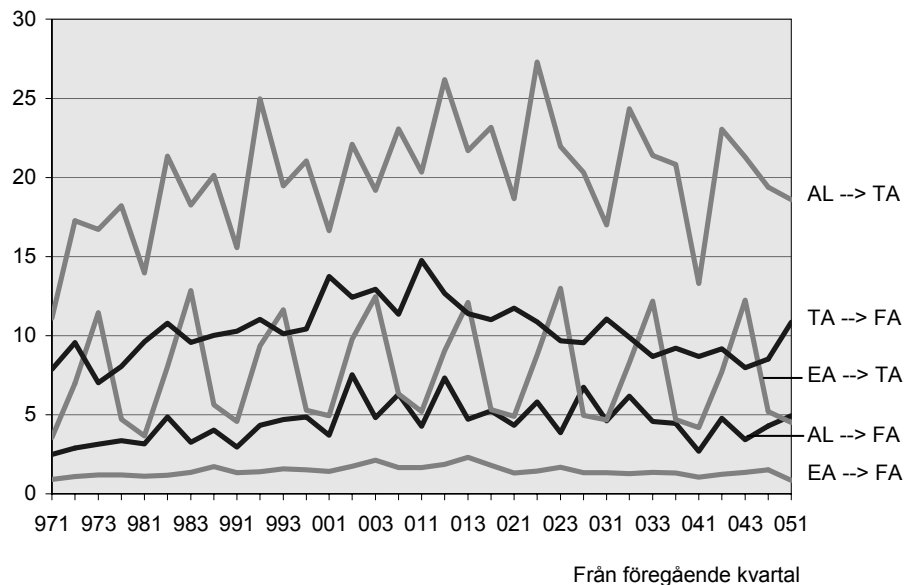
3.3 Säsongvariationer

Utvecklingen av jobbchanser och arbetslöshetsrisker mellan olika kvartal sedan 1997 framgår av figur 1 respektive figur 2. Vi ser bl.a. att säsongvariationerna är särskilt stora för övergångarna från AL till TA och från EA till TA (enligt figur 1) samt övergångarna från TA till AL och från EA till AL (enligt figur 2). Exempelvis ökar chansen för arbetslösa att få tidsbe-

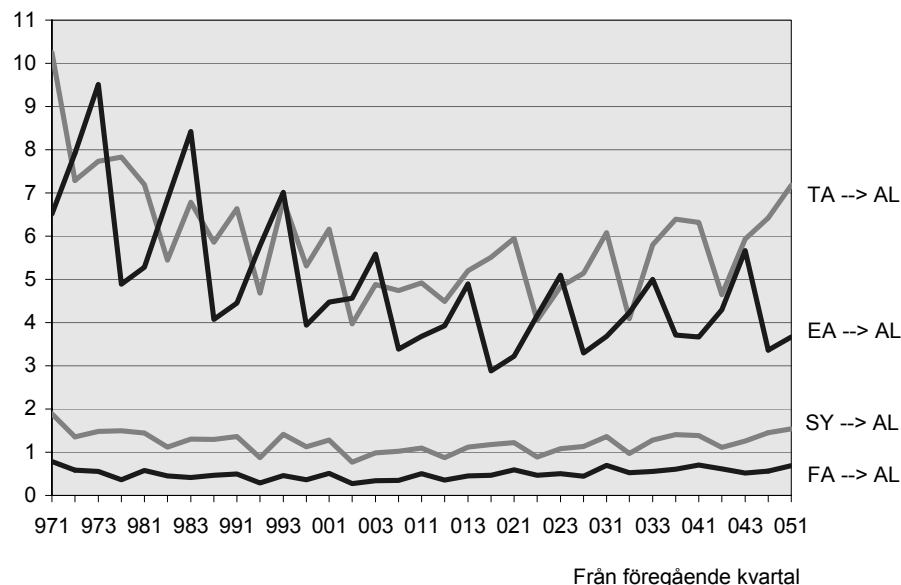
gränsat jobb alltid under våren (med mer än 5 procentenheter per kvartal), medan risken för tidsbegränsat anställda att bli arbetslös alltid minskar under våren.

Figur 1**Jobbchanser 1997 kv. 1 – 2005 kv. 1. Procent per kvartal**

Övergångsandelar

**Figur 2****Arbetslöshetsrisker 1997 kv. 1 – 2005 kv. 1. Procent per kvartal**

Övergångsandelar



3.4 Inflöden

Inflödet av personer till tillstånd X (X = FA, TA, FM, AL, EA) kan beräknas ur kolumn X i tabell 1.1 i bilaga 1 som summan av de termer i kolumnen som ligger utanför flödesmatrisens diagonal, dvs. som summan av de antal personer som mellan två veckor som ligger ett kvartal från varandra övergår från tillståndet "inte X" den första veckan till tillståndet X den andra

veckan. (Personer som både blir och upphör att befinna sig i tillståndet X mellan dessa veckor ingår alltså inte i det inflöde som AKU kan mäta.)

Tabell 7 redovisar årsmedeltal av inflödena till olika tillstånd. Vi ser bl.a. att inflödet till arbetslöshet under den period vi studerar först minskade från 145 000 till 92 000 per kvartal för att sedan öka, samtidigt som inflödet till fast anställning först ökade från 72 000 till 111 000 per kvartal för att därefter minska.

Tabell 7

**Inflöden. Övergångar till angivna tillstånd. 1 000-tal per kvartal.
Årsmedeltal 1997–2004 för hela befolkningen (16–64 år)**

	FA	TA	FM	AL	EA
1997	72	161	16	145	194
1998	89	178	14	129	180
1999	99	178	14	116	166
2000	111	181	17	94	162
2001	101	166	13	92	155
2002	88	167	13	98	155
2003	79	161	15	105	150
2004	81	170	15	111	160

4 Erfarenheter av flödesskattningar

För att skatta kvartalsflöden utnyttjas paneldelen av AKU för var och en av de ingående månadsundersökningarna. Varje månad samlar AKU in uppgifter från åtta rotationsgrupper där grupperna skiljer sig med avseende på hur många kvartal (0 till 7) de varit med i undersökningen. En grupp innehåller nyttillkommande individer, vilket innebär att förändringar från förra kvartalet kan registreras för ungefär sju åttondelar av AKU:s urval. Genom att sammanfoga mätningarna från de tre omgångar som ingår i ett kvartal får man en uppfattning om de genomsnittliga flödena från ett kvartal till nästa. Tillfälliga förändringar som gäller kortare perioder får man däremot inte grepp om.

Eftersom flödesskattningarna baseras på ett delurval av det ordinarie urvalet, det som ligger till grund för AKU:s beståndsskattningar, kommer resultaten för marginalerna i flödestabellerna normalt att skilja sig från den ordinarie rapporteringen i undersökningen. Antalet arbetslösa i befolkningen skattat från panelen kommer således att skilja sig från antalet arbetslösa skattat från det lite större hela urvalet. Skillnader som beror på att det är fråga om olika urval bör inte utgöra något problem i en rapportering. Det är vad man skall vänta sig och de precisionsmått som redovisas i SCB:s produkter finns med just med hänvisning till att det finns en urvalsosäkerhet i motsvarande undersökningar.

I alla undersökningar finns det också bortfalls- och mätproblem. Sådana problem är större för mätningar av flöden jämfört med mätningar av bestånd. När mätningar av flöden baseras på observationer skilda åt i tiden räcker det med att en observation saknas vid ett tillfälle för att motsvarande individ skall utgå. Bortfallet blir därför normalt högre för förändringsmätningar.

En typ av mätfel vid arbetskraftsundersökningarna är att individerna klassificeras till fel arbetsmarknadsstatus. Klassificeringsfel är ofta besvärligare än andra mätfel. Mätfel får också vanligen större effekter på uppskattningar av flöden jämfört med skattningar av bestånd. För beståndsskattningar kan nettoeffekten av mätfel bli liten när slumpmässiga fel tar ut varandra. För flödesskattningar kan däremot sådana slumpmässiga fel få systematiska effekter.

Sammantaget är det svårt att få samma kvalitet vid flödesmätningar som vid beståndsmätningar. Å den andra sidan är det inte rimligt att tro att det inte finns kvar bortfalls- och mätfelsskevheter i de flesta statistiska undersökningar även efter omfattande ansträngningar att bemästra sådana problem. I många fall är resultaten ändå värdefulla och användbara. Dessutom gäller att förändringar över tid i många fall kan skattas utan alltför stora fel. Detta gäller för upprepade undersökningar där förutsättningarna inte förändras och där bortfalls- och mätfelseffekterna kan antas vara ungefär desamma över tid. På motsvarande sätt kan förändringar i flöden vara mindre påverkade än flödesnivåerna av mätfelen.

I nästa avsnitt föreslås ett enkelt tillvägagångssätt att skatta bruttoflöden i AKU. Först redovisar vi emellertid några erfarenheter från andra länder samt de metoder som SCB prövat hittills för att skatta flöden.

4.1 USA

Statistik över bruttoflödena på arbetsmarknaden började publiceras varje månad i början på 1950-talet i USA, baserad på CPS (Current Population Survey), se Flaim och Hogue (1985). Ganska snart insåg man att det fanns en del problem med denna statistik. Det visade sig att förändringarna i bestånden enligt de månadsvisa mätningarna stämde dåligt överens med de förändringar som gavs av flödesstatistiken när in- och utflöden stämades av till nettoflöden. Så fann man att flödesstatistiken tenderade att över-skatta utflöden från arbetskraften, jämfört med beståndsstatistiken. I en del fall kunde nettoflöden till och med vara positiva enligt det ena sättet att räkna och negativa enligt det andra. Flöden ackumulerade över flera månader kunde ge ganska stora skillnader jämfört med beståndsjämförelser. Följden blev att man avstod från att redovisa flödesstatistiken under tre årtionden.

Vilka är då förklaringarna till dessa problem och vilken relevans kan de ha för AKU i Sverige? En orsak är att flödesdata endast finns för ett delurval av undersökningen, de som intervjuas båda gångerna: två på varandra följande månader i CPS eller två på varandra följande kvartal i AKU. För CPS är den delen högst tre fjärdedelar av undersökningen; i AKU är den högst sju åttondelar beroende på skillnader i urvalsdesignen. En annan är att mät- och bortfallsproblem normalt ger en större effekt på flödesdata än på beståndsdata. I det senare fallet kan slumpmässiga fel ta ut varandra, medan de kan ge systematiska effekter i det förra. För CPS resulterade svårigheterna i att man väntade med att redovisa resultat till 1982 och då endast för hela år (Flaim och Hogue). För närvarande ingår inte flödesstatistiken i den reguljära produktionen, men enkla flödesberäkningar är tillgängliga på begäran.

De förhållanden som bidrog till de stora problemen i CPS var som sagt först urvalsdesignen, där endast tre fjärdedelar av individerna ingår två på varandra följande månader. Vidare baseras CPS på ett urval av bostads-adresser, där de som flyttar ut försvinner från urvalet och de som flyttar in inte finns med föregående månad. Svarsvariationen blir också hög genom att enkäten kan besvaras av varje ("responsible") individ över 14 år i hushållet. Det kan alltså bli olika personer som svarar olika månader och ibland någon som inte så väl känner till förhållandena för de andra hushållsmedlemmarna.

Rotationsgruppbias är ett ytterligare problem som bland annat innebär att de som för första gången ingår i undersökningen rapporterar avsevärt högre arbetslöshet än de som ingår en andra eller tredje gång (Bailar 1975). Till sammanhanget hör att den första intervjun genomfördes med en besöksintervju och de följande per telefon. Ytterligare ett problem var matchningen av individerna mellan olika månader som gjordes utifrån ett fåtal hushålls- och individegenskaper. Här kunde det bli fel.

Vad gäller dessa svårigheter är det utan vidare klart att förutsättningarna i AKU är avsevärt bättre. Samplingdesignen är sådan att uppåt sju åttondelar ingår två på varandra följande kvartal. Urvalet baseras på personnum-

mer och är ett urval av individer. Indirekta intervjuer förekommer i begränsad omfattning; de var 2,8 procent av alla genomförda intervjuer 2004. Det är alltså inget problem med att koppla olika intervjuer till samma individ. Intervjuerna görs hela tiden per telefon och liknar varandra mer. Rotationsgruppbias har visat sig vara av begränsad omfattning (se Kristiansson 1997). Förfarandet med beroende intervjuer där man frågar om det skett någon ändring från föregående intervju är gynnsam för mätning av flöden, men kan också innebära att ett felmätt tillstånd bevaras till senare intervjuer. Bortfallet är dock allvarigare för flödesmätningar än för tillståndsmätningar bland annat eftersom det blir större.

Vilka åtgärder har då föreslagits för att komma till rätta med problemen för CPS? Vid en konferens 1984³ föreslogs i första hand olika åtgärder för att förbättra estimationen. En enkel metod är att justera skattningarna så att marginalerna i flödestabellerna stämmer med dem som publiceras i beståndstabellerna. Detta ger konsistens mellan bestånds- och flödestabellerna, men inte nödvändigtvis bättre egenskaper för övrigt. Sådan justering är möjlig med kalibrering som metoden används på SCB, men ett problem är att kalibreringen i så fall sker mot totaler i ett urval (hela undersökningen med alla rotationsgrupper vid ett tillfälle) och inte mot populationstotaler. Detta avviker från standardfallet och innebär svårigheter för precisionsskattningar.

Mer komplicerade estimationsförfaranden för att bland annat hantera felklassificeringar eller hantera bortfall föreslogs vid konferensen (se Flaim och Hogue, 1985) av Vanski, av Fuller och Chua, av Poterba och Summers, av Abowd och Zellner samt av Stasny och Fienberg. De olika ansatserna ger naturligtvis litet olika resultat. Solon diskuterade rotationsgruppbias och Mcintire alternativa sätt att använda flödesdata. Erfarenheter från Australien (Evans) och Canada (Veevers) rapporterades, de enda länder som i det skedet kommit igång med flödesstatistik bortsett från data som erhålls genom registrering av arbetslöshet. För övrigt föreslogs åtgärder för att förbättra bortfallsuppföljningen, förbättra identifieringen av individerna, förändra frågorna så att förändringar från föregående tillfälle betonas, osv. Mätfelsstudier baserade på upprepade återintervjuer föreslogs också.

Från och med 1994 har CPS gjorts om bland annat i syfte att få bättre longitudinella data (se Monthly Labor Review, September 1993). För estimationen av flöden används en enkel kvotkorrigering så att vissa totaler gällande antalet män och kvinnor för månadspanelen överensstämmer med motsvarande kända totaler för innevarande månad i befolkningen.

Marginalerna för innevarande månad i flödestabellen stämmer dock inte överens med motsvarande bestånd enligt hela undersökningen innevarande månad. Marginalerna stämmer inte heller för föregående månad och avvikelserna där är vanligen större än för innevarande månad, eftersom det endast är vikterna från den senare som utnyttjas. Robison och Duff (2004) föreslår ett förfarande i tre steg (vägning, "raking" och omvägning) för att få estimat som reproducerar beståndsmarginaler för båda månaderna.

³ July 1984 Conference of Gross Flows in Labor Flows.

Denna metod tillämpas dock inte ännu. För närvarande tillhandahålls okorrigerade flöden på begäran, medan säsongrensade och modifierade flöden inte ingår i den officiella statistikframställningen.

4.2 Storbritannien

Den brittiska Labour Force Survey (LFS) görs sedan 1992 kvartalsvis med ett roterande urval så att en femtedel av urvalet byts varje kvartal. Undersökningen baseras på ett urval av adresser och i motsvarande hushåll intervjuas eller samlas information om alla medlemmar. De i undersökningen ingående individerna byts därmed om hushållet flyttar eller sammansättningen ändras.

I en studie av problem med longitudinell analys och flöden (Clarke och Tate 2000) diskuteras bortfallskompensation genom vägning. Man vill kunna utnyttja kända totaler (kön, ålder, region) likaväl som upplåtelseform för bostaden (tenure) för vilken det inte finns motsvarande kända befolkningstotaler. För longitudinella datamängder om två på varandra följande kvartal, följaktligen användbart för flöden, föreslås ett vägnings-system där vikter⁴ som beaktar kända totaler efter kön, ålder, region och skattade totaler efter upplåtelseform skall ge samma fördelning som i tvärsnittet. Frågan om skattning av precisionen behandlas inte närmare.

En analys av flöden och mätfel i LFS görs av Bell och Smith (2002). De utnyttjar att man i undersökningen både frågar om aktuellt arbetsmarknads-tillstånd och hur länge det varat. Genom panelen får man därigenom en uppfattning om vissa fel. Ett nytt förslag till estimation ges av Tzavidis (2004).

4.3 Sverige

Resultat från metodstudier från svenska AKU med relevans för flöden sammanfattas av Kristiansson (1997, 1999). Där rapporteras bland annat resultat från återintervjustudier 1978, 1989–1990 och 1994–1995. I AKU var intervjuerna oberoende till 1987, oberoende i den meningen att när individerna utfrågades om förhållandena förra veckan så skedde det utan hänvisning till vad de hade uppgivit vid tidigare intervjutillfälle. Därefter infördes beroende återfrågning, dvs. hänvisningar till föregående svar i intervjuerna, vilket minskade den observerade rörligheten liksom felklassificeringarna. Slutsatsen var att förändringsmätningarna blev säkrare. Bortfallet har visat sig ge en underskattad rörlighet. Enligt resultat från 1978 var ungefär 7 procent av individerna felklassade vad gäller AK-status. De som ändrar status har högre andel felklassade. Och statusförändringar var relativt vanliga för svårklassificerade gränsfall.

Jämfört med hur förhållandena är och framförallt har varit i USA och Storbritannien är förutsättningarna bättre för flödesskattningar från AKU. Undersökningens och urvalets design med fler rotationsgrupper, en bättre urvalsram och ett individurval är här fördelaktiga. De beroende intervjuerna minskar också felen.

⁴ Hur man bestämmer vikterna belyses mer i detalj i undersökningens "user guide".

I det viktsystem som SCB prövat hittills för skattningar av flöden ingår vad vi kan kalla för *marginalanpassning*, dvs. omvägning mot marginaler i ordinarie AKU, vilket innebär justerade vikter så att marginalerna i vissa flödestabeller överensstämmer med bestånden enligt hela urvalet i AKU (för ursprungskvartalet). Dessutom används tre olika vikter.⁵ En fullständig beskrivning av detta viktsystem finns i bilaga 2.

⁵ En för akstatus 4, en för akstatus 5 och en för akstatus 1,2,3 och för övrigt.

5 Förslag till metod för skattning av flöden

I den nya EU-anpassade AKU som införts under 2005 används ett enda viktsystem för alla skattningar. Till skillnad från tidigare AKU, där olika hjälpinformation och följaktligen olika vikter används för olika skattningar, blir det nu en gemensam uppsättning hjälpinformation⁶ och samma vikter. Fördelen med en gemensam hjälpinformation är ökad konsistens mellan olika skattningar, bland annat så att totaler för olika delgrupper av befolkningen direkt summerar till befolkningen.

Genom att använda denna gemensamma hjälpinformation även för det mindre panelurvalet får vi en enda uppsättning vikter också för flödesskattningarna, i motsats till det tidigare förfarandet med tre olika vikter. De nya flödesvikterna avviker naturligtvis också de från vikterna i den ordinarie undersökningen,⁷ men alla skattningar baserade på panelurvalet kan göras på ett enhetligt sätt.

Ett val att göra är för vilken månad hjälpinformationen skall hämtas: månaden för den första mätningen eller månaden för den andra mätningen. Det kan tyckas naturligt att välja den första månaden, eftersom urvalet i princip utgår från den, och det är också det val vi gjort här. Å andra sidan förefaller det vanligt att välja hjälpinformation från destinationstidpunkterna. Motiveringen för detta skulle i så fall vara att få en uppvägning till den senare sammansättningen av befolkningen. I praktiken torde skillnaderna inte bli så stora för alternativen, befolkningsförändringarna sker ändå relativt långsamt. Undantaget skulle vara den hjälpinformation som hämtas från AMS angående inskrivna vid arbetsförmedlingarna.

Vi föreslår slutligen att man använder ett viktsystem *utan* marginalanpassning, dvs. att man avstår från kalibrering mot marginaler i ordinarie AKU. Därmed kan standardmetoder användas vid precisionsskattningar.⁸

Kalibrering mot marginaler i ordinarie AKU är visserligen möjlig, men endast för ett begränsat antal marginaler i ett fåtal standardtabeller, med risk för försämringar för andra tabeller och andra uppdelningar av individerna. Nya konsistensproblem är också att vänta vid jämförelse av precisionen för de olika skattningarna i en tabell, eftersom resultaten för de kalibrerade marginalerna bör överensstämma med precisionen för den större ordinarie AKU trots det mindre urvalet.

⁶ Befolkningen efter ålder, kön och SNI-grupper, efter län och efter sökandestatus enligt AMS.

⁷ Eftersom flödesskattningarna baseras på 7/8 av det ordinarie urvalet blir naturligtvis flödesvikterna i princip (om man bortser från skillnader i bortfall) lika med de vanliga beståndsvikterna multiplicerade med 8/7.

⁸ För metoder i fallet med marginalanpassning se t.ex. Lundström och Särndal (1999) och Särndal och Lundström (2005) samt tilläggsmodulen TOPECA i CLAN.

I bilaga 3 ges exempel på flödesskattningar från kvartal 2 till kvartal 3 år 2003 enligt vårt förslag. Observera att tabellerna också innehåller standardfel. Den hjälpinformation som används avser ursprungsmånaderna.

I det här exemplet avviker dock tillvägagångssättet något från hur man skulle göra i produktion, där månadsvisa skattningar utifrån motsvarande hjälpinformation skulle sammanvägas till flödesskattningar för kvartalet på samma sätt som kvartalsskattningarna i ordinarie AKU. I exemplet är tillvägagångssättet att först lägga samman datamaterialet för de tre månadspanelerna. Den hjälpinformation som sedan används skapas från den månatliga ordinarie hjälpinformationen genom att hjälpdata för de tre olika månaderna vägs samman till ett kvartalsgenomsnitt på samma sätt som månadsskattningarna baserade på månatlig hjälpinformation vägs samman i den ordinarie undersökningen. Skattningar och precisionsskattningar fås på samma sätt för övrigt och effekten på resultaten bör vara små.

I tabell 3.1 i bilaga 3 visas resultat enligt vårt förslag för flöden från kvartal 2 till kvartal 3 år 2003, medan motsvarande resultat för hittillsvarande metod visas i tabell 3.2. I tabell 3.1 görs också jämförelse med skattningar för hela urvalet kvartal 2 med samma hjälpinformation, vilket nära liknar nya AKU, samt med ordinarie AKU-skattningar enligt det gamla viktssystemet. De nya skattningarna bygger på hjälpinformation avseende befolkningen indelad dels efter ålder, kön och (näringsgren) SNI-grupp, dels efter län samt dels efter antalet registrerade respektive ej registrerade vid arbetsförmedlingarna enligt AMS.⁹ Genom standardfelen syns den lägre precisionen för flödesmarginalerna jämfört med beståndsmarginalerna, se de tre kolumnerna till höger. Denna skillnad förklaras av det mindre urvalet. Exempel på standardfel för kvarstående kvoter, arbetslöshetsrisker och jobbchanser finns i tabell 3.3 i bilaga 3.

Den metod *utan* marginalanpassning som föreslås här är i princip samma metod som CPS i USA använder för närvarande (även om hjälpinformationen är mer omfattande i AKU), medan den metod *med* marginalanpassning som prövats hittills av SCB påminner om förslaget i Robison och Duff (2004) att i CPS övergå till en metod *med* marginalanpassning. Det kan förefalla paradoxalt att föreslå en metod som andra (eventuellt) är på väg att lämna, men vi har två skäl för detta.

För det första innebär marginalanpassning antagligen bara en marginell reduktion av bortfallsbias och varians. Bortfallsbiasen skulle reduceras en hel del om AKU-skattningarna hade mycket mindre bortfallsbias än flödesskattningarna, men så är nog inte fallet. Visserligen baserar sig AKU-skattningarna på ett urval med mindre bortfall, men båda typerna av skattningar baserar sig på kalibreringsvikter beräknade utifrån kraftfull hjälpinformation (ålder, kön, SNI-grupp och AMS-info). Effekten på variansen torde bli ännu mindre, eftersom det är svårt att få någon ytterligare redu-

⁹ I ordinarie AKU används för skattningen av arbetslösa länsfördelningen samt AMS/ej AMS efter ålder och kön samt för övriga skattningar indelningen efter ålder, kön och näringsgren samt länsfördelningen.

cering när så mycket hjälpinformation utnyttjats både i urvalsdesignen och i estimationen.¹⁰

För det andra har marginalanpassning visserligen den fördelen att marginaler i flödesstatistiken blir konsistenta med ordinarie AKU, men det går bara att uppnå konsistens för ett begränsat antal storheter. Framtiden får utvisa om konsistens för vissa storheter bedöms ha ett värde som uppväger den kostnad i form av ökad komplexitet som marginalanpassning av flödes-skattningar innebär.

¹⁰ Vi tackar Sixten Lundström, SCB/BV, för bedömningarna i detta stycke.

Referenser

- Bailar, Barbara A. 1975. *The effect of rotation group bias on estimates from panel surveys*, Journal of the American Statistical Association, March 1975, s 23-30.
- Bell, Brian och Smith, James 2002. *On gross worker flows in the United Kingdom: evidence from the labour force survey*, Bank of England Working Papers.
- Clarke, P. S. och Tate, P. F. 2000. *Methodological issues in the production and analysis of longitudinal data from the labour force survey*, Government Statistical Service Methodology Series No 17.
- Davis, Steven J. och Haltiwanger, John 1995. *Measuring gross worker and job flows*, NBER Working Paper 5133.
- Farm, Ante 1997. *Arbetslöshet, nyanställningar och vakanser i flödesstatistik*, Bakgrundsfakta till arbetsmarknads- och utbildningsstatistiken 1997:3, SCB.
- Farm, Ante 2000. *Unemployment, Hirings and Vacancies in Flow Statistics*, DEELSA/ELSA/WP7(2000)5, OECD.
- Flaim, Paul O. och Hogue, Carma R. 1985. *Measuring labor force flows: a special conference examines the problem*, Monthly Labor Review, July 1985, s 7-17.
- Kristiansson, Karl-Erik 1997. *Skattningar av bruttoförändringar i AKU*, stencil, SCB.
- Kristiansson, Karl-Erik 1999. *Estimation of Gross Flows in LFS*, Internal Report 1-24, SCB.
- Lundström, Sixten och Särndal, Carl-Erik 1999. *Calibration as a standard method for treatment of nonresponse*, Journal of Official Statistics, vol 15:2, s 305-327.
- Monthly Labor Review, September 1993, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, www.bls.gov/opub/mlr/archive.htm
- Robison, Edwin L. och Duff, Martha 2004. *A proposed estimation procedure for CPS gross flows*, Bureau of Labor Statistics.
- Särndal, Carl-Erik och Lundström, Sixten 2005. *Estimation in Surveys with Nonresponse*, Wiley.
- Tzavidis, Nikos 2004. *Correcting for misclassification error in gross flows using double sampling: moment-based inference vs likelihood-based inference*, S³RI Methodology Working Paper M04/11.

Bilaga 1

Förslag till flödestabeller med exempel från första kvartalet 1997

Tabell 1.1

Flöden mellan olika tillstånd för hela befolkningen (16–64 år). 1 000-tal per kvartal. Från fjärde kvartalet 1996 till första kvartalet 1997

Från	Till					Summa
	FA	TA	FM	AL	EA	
FA	2 957	17	6	24	30	3 034
TA	37	335	3	48	46	469
FM	3	1	415	2	5	427
AL	9	39	2	218	79	347
EA	12	45	5	82	1 122	1 266
Summa	3 017	436	432	375	1 283	5 542

Tabell 1.2

Flöden mellan olika tillstånd för hela befolkningen (16–64 år). Procent per kvartal. Från fjärde kvartalet 1996 till första kvartalet 1997

Från	Till					Summa
	FA	TA	FM	AL	EA	
FA	97,5	0,5	0,2	0,8	1,0	100
TA	7,9	71,4	0,6	10,3	9,9	100
FM	0,7	0,3	97,3	0,5	1,2	100
AL	2,5	11,1	0,6	62,9	22,9	100
EA	0,9	3,6	0,4	6,5	88,6	100

Anmärkningar

- 1) FA = fast anställd, TA = tidsbegränsat anställd, FM = företagare eller medhjälpande, AL = arbetslös, EA = ej i arbetskraften.
- 2) Den sista kolumnen i tabell 1.1 överensstämmer med ordinarie AKU för fjärde kvartalet 1996.
- 3) Flödesstatistik från AKU bygger på jämförelser av tillstånd under två olika veckor med ett kvartals mellanrum. Veckorna är emellertid inte desamma för alla personer i urvalet. I AKU undersöks nämligen alla veckor under året, vilket innebär att urvalet fördelas mellan alla veckor. Flöden mellan två kvartal avser därför för en del personer förändringar mellan första veckan i första kvartalet och första veckan i andra kvartalet, för en del personer förändringar mellan andra veckan i första kvartalet och andra veckan i andra kvartalet, etc.

Tabell 1.3

Kvarståendekvoter. Andelar som stannar kvar i angivet tillstånd. Procent per kvartal. Från fjärde kvartalet 1996 till första kvartalet 1997

	FA	TA	FM	AL	EA
Män	97,2	64,2	97,9	65,8	88,2
Kvinnor	97,8	76,3	95,8	59,3	88,9
16-24 år	91,8	65,9	80,5	49,0	90,3
25-54	98,2	74,2	97,9	63,3	81,8
55-64	96,1	72,8	97,9	83,1	96,9
Samtliga	97,5	71,4	97,3	62,9	88,6

Tabell 1.4

Arbetslöshetsrisker. Övergångsandelar mellan angivna tillstånd. Procent per kvartal. Från fjärde kvartalet 1996 till första kvartalet 1997

	FA→AL	TA→AL	SY→AL	EA→AL	AL→EA
Män	1,1	14,6	2,3	7,1	20,2
Kvinnor	0,5	7,3	1,5	6,0	26,3
16-24 år	2,5	7,0	4,4	4,1	32,1
25-54	0,6	11,9	1,7	11,7	22,4
55-64	0,8	11,4	1,1	2,6	10,8
Samtliga	0,8	10,3	1,9	6,5	22,9

Tabell 1.5

Jobbchanser. Övergångsandelar mellan angivna tillstånd. Procent per kvartal. Från fjärde kvartalet 1996 till första kvartalet 1997

	AL→FA	AL→TA	EA→FA	EA→TA	TA→FA
Män	3,3	10,1	1,0	3,2	9,4
Kvinnor	1,5	12,4	0,9	3,9	6,9
16-24 år	3,2	15,3	1,1	4,3	9,2
25-54	2,6	10,9	1,2	4,6	7,4
55-64	0,5	5,6	0,1	0,4	5,5
Samtliga	2,5	11,1	0,9	3,6	7,9

Anmärkningar

FA = fast anställd, TA = tidsbegränsat anställd, FM = företagare eller medhjälpande, AL = arbetslös, EA = ej i arbetskraften, SY = sysselsatt (dvs. FA eller TA eller FM).

Bilaga 2

Viktkonstruktion 1997–2004

Flödesvikterna i AKU har hittills beräknats på följande sätt. I ett första steg¹¹ beräknas vikter för de sysselsatta och för de arbetslösa på samma sätt som i ordinarie AKU. Dessa vikter kallas *viktsys* respektive *viktams* och är identiska med de ordinarie vikterna eftersom de beräknas på hela urvalet inklusive de nytillkomna som bara varit med en gång. Liksom i ordinarie AKU används olika hjälpinformation för de två vikterna. Därutöver beräknas *vikt5* för de med akstatus 5 utifrån de svarande med akstatus 5 och de i befolkningen med akstatus 5. De senare befolkningstalen skattas som totalbefolkningen minskad med befolkningstalen för akstatus 1, 2, 3 och 4 skattade med vikterna *viktsys* och *viktams*.

Tabell 2.1
Vikter, steg 1

Grupp	Vikt	Beräkning
Akstatus 4	viktams	Som ordinarie AKU
Akstatus 1, 2, 3 Befolkningen	viktsys	Som ordinarie AKU
Akstatus 5	vikt5	Genom befolkningstal (totalt - summa i akstatus 1,2,3,4) i 28 grupper efter ålder och kön

De här tre vikterna definierar månadsvikten *upprakma* medan kvartalsvikten *upprakkv* skapas som 4/13 gånger månadsvikterna för de två första månaderna i varje kvartal respektive 5/13 gånger månadsvikterna för den sista månaden i varje kvartal.

I ett andra steg beräknas vikter för paneldelen, dvs. cirka 7/8-delar av urvalet. Dessa baseras på de svarande för månad t och t-3 vilka identifieras genom variablerna kontres och fgkontres. I övrigt är förfarandet i princip detsamma som för steg 1.

Tabell 2.2
Steg 2. Vikter för 7/8-dels urvalet baserat på svarande aktuell månad och tre månader tidigare (t respektive t-3)

Grupp	Vikt	Beräkning
Akstatus 4	viktam_3	Ordinarie AKU
Akstatus 1, 2, 3 Befolkningen	viktsy_3	Ordinarie AKU
Akstatus 5	vikt5_3	Genom befolkningstal (totalt - summa i akstatus 1,2,3,4) i 28 grupper efter ålder och kön

¹¹ Genom programmet estimationdef.sas .

Vikterna i tabell 2.2 definierar månadsvikten *vikt_1*. Kvartalsvikten *viktk_1* beräknas genom multiplikation med 4/13 resp. 5/13 på samma sätt som i steg 1. De olika kvartalsvikterna sammanfattas i tabell 2.3 för två på varandra följande kvartal 0 och 1.

Tabell 2.3
Utnyttjade rotationsgrupper och viktbeteckningar

Kvartal	Rotationsgrupp (X anger utnyttjade grupper)									Ordinarie vikt, beteck- ning per kv. 1, 8 rotationsgrupper	Panelvikt, 7 rotationsgrupper
	1	2	3	4	5	6	7	8	9		
0	X	X	X	X	X	X	X	X		upprackv_3	
1		X	X	X	X	X	X	X	X	upprackv	
0 och 1		X	X	X	X	X	X	X			viktk_1

I ett tredje steg¹² beräknas flödesvikter på följande sätt. Beräkningarna baseras på vikterna *upprackv_3* och *viktk_1*. Den senare kommer från steg 2 ovan och den förra är den ordinarie kvartalsvikten för AKU föregående kvartal eller 3 månader tillbaka (t-3). Flödesvikten *viktflode* beräknas genom en modifiering av *viktk_1* som

$$(1) \quad viktflode = (a/b) * viktk_1,$$

där a och b är två viktsummor eller befolkningsskattningar. Täljaren a summerar *upprackv_3* och nämnaren b summerar *viktk_1* över individerna i vissa grupper. Kvoten a/b beräknas för 220 olika uppräkningsgrupper definierade efter nygrad, ålder och kön i 11*10*2 grupper. Nygrad beräknas från *grad_3* och *akstat_3*, dvs. status förra kvartalet.

Resultat *viktflode* används för flödesskattningar.

Tolkningen av beräkningarna är som följer. *Viktk_1* väger upp till befolkningen innevarande kvartal (kv. 1) baserat på 7/8-panelen, dvs. exklusive de nyttillkomna. Kvoten a/b återför uppvägningen till föregående kvartal (kv. 0). Detta inses om man summerar *viktflode* för en godtycklig uppräkningsgrupp G av de 220 grupperna. För denna grupp är a och b och följaktligen a/b konstanter. Summan av *viktk_1* över G i (1) är identisk med b. Summan av *viktflode* över G blir således lika med a och ett befolkningstal för grupp G föregående kvartal; kvartal 0 eller utgångskvartalet.

Genom den komplicerade konstruktionen av vikter kan varianser för flödesskattningar inte beräknas som för AKU för övrigt. Den vikt-korrigerig som görs genom *viktflode* liknar dock vad man ibland brukar (brukade) göra vid efterstratifiering och bortfallsuppvägning innan kalibrering etablerades.

Genom *viktflode* transformeras *viktk_1* till kv. 0, kan man säga, och är en slags ersättare för en framåtsyftande motsvarighet till *viktk_1* för kvartal 0.

¹² Genom programmet flowkv.sas .

Bilaga 3

Exempel på flödesskattningar

Tabell 3.1

Flöden mellan olika tillstånd för hela befolkningen (16–64 år) enligt föreslagen skattningsmetod. Från andra till tredje kvartalet 2003

Skattningar flöden, 1000-tal per kvartal

Från	Till						Hela urvalet kv. 2	
	FA	TA	FM	AL	EA	Totalt	en vikt	ordinarie
FA	3 200	23	5	15	31	3 274	3 260	3 265
TA	52	414	4	34	90	593	585	594
FM	4	3	375	3	4	389	407	409
AL	11	43	2	119	42	217	212	205
EA	16	144	5	57	1 001	1 223	1 233	1 225
Totalt	3 284	627	392	229	1 164	5 697	5 697	5 697

Skattningar flöden, procent per kvartal

Från	Till					
	FA	TA	FM	AL	EA	Totalt
FA	97,7	0,7	0,2	0,5	0,9	100
TA	8,8	69,8	0,6	5,7	15,0	100
FM	1,0	0,7	96,5	0,7	1,1	100
AL	5,2	19,9	0,8	55,5	18,6	100
EA	1,4	11,8	0,4	4,7	81,8	100
Totalt	57,6	11,0	6,9	4,0	20,4	100

Standardfel flöden, 1000-tal per kvartal

Från	Till						Hela urvalet kv. 2	
	FA	TA	FM	AL	EA	Totalt	en vikt	ordinarie
FA	12,0	2,0	1,0	1,7	2,3	11,9	9,5	9,6
TA	3,3	8,6	1,1	2,5	4,1	9,9	7,7	7,1
FM	0,9	0,7	7,9	0,9	0,9	8,0	6,5	6,9
AL	1,6	2,9	0,6	4,6	2,8	5,7	4,2	3,8
EA	1,7	4,8	1,0	3,3	10,2	10,6	8,2	8,4
Totalt	12,2	9,9	8,1	6,2	10,8	0	0	0

Standardfel flöden, procent per kvartal

Från	Till					Totalt
	FA	TA	FM	AL	EA	
FA	0,1	0,1	<0,05	0,1	0,1	0
TA	0,5	0,8	0,2	0,4	0,7	0
FM	0,2	0,2	0,4	0,2	0,2	0
AL	0,7	1,2	0,3	1,6	1,2	0
EA	0,1	0,4	0,1	0,3	0,5	0
Totalt	0,2	0,2	0,1	0,1	0,2	0

Tabell 3.2

Flöden mellan olika tillstånd för hela befolkningen (16–64 år) enligt hittillsvarande skattningsmetod. Från andra till tredje kvartalet 2003

Skattnings flöden, 1000-tal per kvartal

Från	Till					Totalt	Ordinarie AKU Totalt
	FA	TA	FM	AL	EA		
FA	3 184	23	5	18	35	3 265	3 265
TA	52	410	4	34	94	594	594
FM	3	3	396	2	5	409	409
AL	9	44	2	112	38	205	205
EA	17	149	5	61	992	1 225	1 225
Totalt	3 265	629	411	228	1 164	5 697	5 697

Skattnings flöden, procent per kvartal

Från	Till					Totalt
	FA	TA	FM	AL	EA	
FA	97,7	0,7	0,2	0,6	1,1	100,0
TA	8,7	69,1	0,6	5,8	15,8	100,0
FM	0,8	0,8	96,8	0,5	1,2	100,0
AL	4,6	21,4	0,9	54,5	18,7	100,0
EA	1,4	12,2	0,4	5,0	81,0	100,0
Totalt	57,3	11,1	7,2	4,0	20,4	100,0

Anmärkningar

FA = fast anställd, TA = tidsbegränsat anställd, FM = företagare eller medhjälpande, AL = arbetslös, EA = ej i arbetskraften

Procedurer för beräkning av standardfel i detta fall finns ännu inte tillgängliga.

Tabell 3.3.1

Kvarståendekvoter enligt föreslagen skattningsmetod. Andelar som stannar kvar i angivet tillstånd. Procent per kvartal. Från andra till tredje kvartalet 2003

	Skattningar					Standardfel				
	FA	TA	FM	AL	EA	FA	TA	FM	AL	EA
Män	97,4	61,9	96,2	54,9	85,9	0,2	1,3	0,6	2,0	0,7
Kvinnor	97,5	69,3	95,3	49,1	85,8	0,2	1,0	0,9	2,2	0,6
16–24 år	85,5	53,8	70,3	33,8	77,8	1,1	1,3	5,7	2,8	0,9
25–54 år	98,0	74,8	96,3	54,1	86,6	0,1	1,1	0,6	1,9	0,7
55–64 år	99,2	80,5	98,1	74,4	94,5	0,1	2,9	0,6	3,2	0,5
Samtliga	97,4	66,1	96,0	52,3	85,9	0,1	0,8	0,5	1,5	0,4

Tabell 3.3.2

Arbetslöshetsrisker enligt föreslagen skattningsmetod. Övergångsandelar mellan angivna tillstånd. Procent per kvartal. Från andra till tredje kvartalet 2003

	Skattningar					Standardfel				
	FA→ AL	TA→ AL	SY→ AL	EA→ AL	AL→ EA	FA→ AL	TA→ AL	SY→ AL	EA→ AL	AL→ EA
Män	0,4	8,0	1,5	4,6	22,4	0,1	0,7	0,1	0,4	1,7
Kvinnor	0,3	5,9	1,3	2,5	28,3	0,1	0,6	0,1	0,3	1,9
16–24 år	1,8	5,3	0,9	3,8	41,9	0,5	0,6	0,1	0,4	2,9
25–54 år	0,3	7,9	1,7	4,4	21,3	0*	0,7	0,1	0,4	1,6
55–64 år	0,1	8,5	0,2	1,7	13,9	0*	2,1	0,0	0,3	2,4
Samtliga	0,3	6,8	2,8	3,4	25,0	0*	0,4	0,2	0,2	1,3

* <0,05

Tabell 3.3.3

Jobbchanser enligt föreslagen skattningsmetod. Övergångsandelar mellan angivna tillstånd. Procent per kvartal. Från andra till tredje kvartalet 2003

	Skattningar					Standardfel				
	AL→ FA	AL→ TA	EA→ FA	EA→ TA	TA→ FA	AL→ FA	AL→ TA	EA→ FA	EA→ TA	TA→ FA
Män	8,3	12,6	2,4	6,5	3,6	1,1	1,2	0,3	0,5	0,5
Kvinnor	4,9	17,4	2,9	8,6	3,7	0,9	1,7	0,3	0,5	0,4
16–24 år	5,0	19,3	2,4	15,7	2,5	1,5	2,3	0,3	0,8	0,4
25–54 år	7,8	15,5	2,8	5,6	4,7	0,9	1,3	0,3	0,5	0,5
55–64 år	5,3	4,1	2,7	0,7	3,2	1,7	1,3	0,4	0,2	1,4
Samtliga	6,8	14,7	2,6	7,7	3,7	0,7	1,0	0,2	0,3	0,3

Anmärkningar

FA = fast anställd, TA = tidsbegränsat anställd, FM = företagare eller medhjälpande, AL = arbetslös, EA = ej i arbetskraften, SY = sysselsatt (dvs. FA eller TA eller FM)

Ett 95-procentigt konfidensintervall beräknas som ± 2 gånger standardfelet.

ISSN 1653-316X Bakgrundsfakta
ISSN 1653-3194 Arbetsmarknads- och
utbildningsstatistik

Statistikpublikationer kan beställas från SCB, Publikationstjänsten, 701 89 ÖREBRO, e-post: publ@scb.se, telefon: 019-17 68 00, fax: 019-17 64 44. De kan också köpas genom bokhandeln eller direkt hos SCB, Karlavägen 100 i Stockholm. Aktuell publicering redovisas på vår webbplats (www.scb.se). Ytterligare hjälp ges av och Information och bibliotek, e-post: information@scb.se, telefon: 08-506 948 01, fax: 08-506 948 99.

Statistical publications can be ordered from Statistics Sweden, Publication Services, SE-701 89 ÖREBRO, Sweden (phone: +46 19 17 68 00, fax: +46 19 17 64 44, e-mail: publ@scb.se). If you do not find the data you need in the publications, please contact Statistics Sweden, Information and Library, Box 24300, SE-104 51 STOCKHOLM, Sweden (e-mail: information@scb.se, phone: +46 8 506 948 01, fax: +46 8 506 948 99).