

PROMEMORIOR FRÅN U/STM  
NR 28

UTREDNING KRING BORTFALLET I SAMBAND MED DEN S K  
METROPOLIT-DEBATTEN

AV SIXTEN LUNDSTRÖM

## INLEDNING

### TILL

**Promemorior från U/STM / Statistiska centralbyrån. – Stockholm : Statistiska centralbyrån, 1986. – Nr 25-28.**

#### **Föregångare:**

Promemorior från P/STM / Statistiska centralbyrån. – Stockholm : Statistiska centralbyrån, 1978-1986. – Nr 1-24.

#### **Efterföljare:**

R & D report : research, methods, development, U/STM / Statistics Sweden. – Stockholm : Statistiska centralbyrån, 1987. – Nr 29-41.

R & D report : research, methods, development / Statistics Sweden. – Stockholm : Statistiska centralbyrån, 1988-2004. – Nr. 1988:1-2004:2.

Research and development : methodology reports from Statistics Sweden. – Stockholm : Statistiska centralbyrån. – 2006-. – Nr 2006:1-.

Promemorior från U/STM 1986:28. Utredning kring bortfallet i samband med den s k Metropolitdebatten / Sixten Lundström.  
Digitaliserad av Statistiska centralbyrån (SCB) 2016.

PROMEMORIOR FRÅN U/STM  
NR 28

UTREDNING KRING BORTFALLET I SAMBAND MED DEN S K  
METROPOLIT-DEBATTEN

AV SIXTEN LUNDSTRÖM



## **FÖRORD**

I februari 1986 startade en intensiv massmediadebatt om det s k Metropolitprojektet. Det ledde till att intervjuarna fick stora svårigheter i sitt arbete, vilket visade sig i bl a ökat bortfall. Verksledningen gav därför Roland Blom, D/IE, Sixten Lundström och Per Nilsson, U/STM, i uppdrag att utreda hur bortfallet hade förändrats och även bedöma effekten av ett ökat bortfall på skattningarna.

Resultatet av den snabbutredningen utgör en första del i föreliggande rapport. I en andra del redovisas bortfallsutvecklingen även för tiden juni-augusti och då huvudsakligen för Arbetskraftsundersökningen och Undersökningen om hushållens inköpsplaner.



## ***DEL 1***

Snabbutredning kring det ökande bortfallet i individ- och hushållsundersökningarna i samband med Metropolitdebatten.





Roland Blom, D/IE

Sixten Lundström, P/STM

Per Nilsson, P/STM

Snabbutredning kring det ökande bortfallet i individ- och hushållsundersökningarna i samband med Metropolitdebatten

1 Inledning och slutsats

Syftet med denna rapport är att redovisa hur bortfallet har ändrats i storlek och struktur i SCBs individ- och hushållsundersökningar i samband med Metropolitdebatten samt att diskutera möjliga effekter på skattningarna av detta förändrade bortfall.

Vid SCB finns det ingen utarbetad metod för mätning av bortfall som används av alla produktansvariga. Tvärtom är det stor variation i omfattningen av bortfallsstatistiken och sättet man beräknar denna statistik. Detta gör det svårt att på kort tid analysera bortfallssituationen.

När det gäller att bedöma effekten på bortfallet av Metropolitdebatten bör man även väga in andra tänkbara störande faktorer såsom trend, säsongvariationer och ändringar i undersökningsplaner. Trots detta visar vårt underlag att en onormalt kraftig ökning skett av bortfallet fr o m februari och framåt. Den mest bidragande orsaken till denna ökning har utan tvekan varit Metropolitdebatten. För stor vikt bör dock ej läggas vid den uppmätta ökningens siffermässiga storlek.

Vår slutsats är alltså att Metropolitdebatten har kraftigt försämrat undersökningsklimatet. Den slutsatsen vågar vi dra på de entydiga resultaten från olika undersökningar. Däremot vågar vi inte uttala oss om undersökningsklimatet snabbt kommer att återgå till tidigare nivå eller om det tar 5-6 år, som skedde efter de "svåra åren" 1975--76.

Debatten verkar ha påverkat skilda grupper olika mycket. Storstadsbefolkningen har reagerat kraftigt, liksom äldre människor. Det kanske mest markanta är att de personer som deltog i undersökningen (t ex AKU) även före debatten inte har reagerat lika kraftigt som de nytillkommande. Detta faktum gör det hoppfullt att en förbättrad introduktion kan ge goda resultat.

## 2 Bortfallsproblem i statistiska undersökningar

Alla statistiska undersökningar drabbas i större eller mindre utsträckning av bortfall av en eller annan anledning. Orsakerna kan vara att uppgiftslämnaren är bortrest, sjuk eller också vägrar att ge information om de förhållanden som rör den egna personen eller hushållet. Med hjälp av statistiska tekniker är det dock möjligt under gynnsamma betingelser att reducera såväl bortfallets omfattning som effekterna av inträffat bortfall.

Bortfallet klassificeras i objektsbortfall och partiellt bortfall. I förstnämnda fallet har man ingen information alls om det aktuella objektet medan vid partiellt bortfall vissa variabler kan observeras, dock ej undersökningsvariabeln. (I denna rapport redovisas bara objektsbortfallet.)

Resultatet av ett bortfall blir i regel uppkommande systematiska fel (skevhet eller bias) hos skattningen. Därtill kommer på grund av det minskade urvalet en större slumpmässig variabilitet hos skattningen. För att möta de svårigheter som blir följden av bortfall i en eller annan form måste man därför uppställa en utförlig undersökningsplan som även beaktar behov av att öka urvalets storlek, förenkla mätinstrumentet och eventuellt evalvera bortfallets effekter.

I detta avsnitt kommer genomgången av bortfallsproblematiken att behandlas utifrån tre infallsvinklar:

- a) metoder att minska bortfallets storlek
- b) metoder att minska bortfallets effekt
- c) metoder att bedöma bortfallets effekt.

## 2.1 Metoder att minska bortfallets storlek

Ofta sker insamlingen av data vid total- och urvalsundersökning i form av postenkät. Insamlingsmetoden är billig och enkel att administrera men ger tyvärr stundtals ett oacceptabelt högt bortfall. En utväg för att reducera bortfallet i en enkätundersökning är att i nästa steg använda ett alternativt insamlingsförfarande på en del av bortfallet. Exempel på alternativa förfaranden är att praktisera telefon- eller besöksintervjuer som dock räknat på per uppgiftslämnare blir väsentligt dyrare än enkätförfarandet.

I vissa fall kan ett stort bortfall tillskrivas den omständigheten att uppgiftslämmandet i sig är komplicerat och tidsödande. Här kan man pröva om gensvaret ökar då någon form av belöning utgår eller om man helt enkelt minskar uppgiftslämnarbördan genom att t ex begränsa antalet frågor. I speciellt känsliga undersökningar kan anonymitetsskyddande metoder användas för att nedbringa ett befärat stort bortfall. Hit hör bruket av anonyma frågeformulär och randomiserade tekniker för datainsamling. (Tyvärr medger dylika förfaranden små om inga möjligheter alls att göra utvärderingar av bortfallet.)

I fortsättningen av denna rapport visas att vissa grupper av människor har förlorat en del av förtroendet för SCB och det viktiga är naturligtvis att försöka återskapa detta. Det ligger dock inte i vårt uppdrag att föreslå åtgärder för att lyckas med detta.

## 2.2 Metoder att minska bortfallets effekt

När man väl genomfört en undersökning och erfarit ett visst bortfall måste man inrikta verksamheten på att reducera bortfallets effekter. Konkret innebär detta att man på individnivå utnyttjar bakgrundsinformation om bortfallsobjekten och inkorporerar detta i skattningsförfarandet. Bortfallsproblematiken studeras vanligen genom att man hypotetiskt tänker sig totalpopulationen uppdelad på en "svars"-population (svarsstratum) och en "bortfalls"-population (bortfallsstratum). I svarsstratumet ingår alla de objekt för vilka man skulle erhållit mätvärden om de hade ingått i urvalet. Alla övriga objekt tillhör bortfallsstratumet. I en urvalsundersökning genereras sålunda enbart mätvärden på objekt som tillhör svarsstratumet.

Ett sätt att möjliggöra slutledning från urvalet till totalpopulationen vid bortfall är att göra s k kompensationsvägning. Det innebär i enklaste fallet att ett uppskattat parametervärde (t ex medeltal) i svarsstratumet får stå för motsvarande skattning av populationsvärdet i totalpopulationen. Vid totalvärdesskattningar innebär detta att det skattade värdet för svarsstratumet uppräknas med förhållandet mellan storleken av totalpopulationen och svarspopulationen.

Ett annat sätt att vidga slutledningen från svarspopulation till totalpopulation är att göra s k imputering. Man ersätter då bristande mätvärden hos bortfallsobjekten med slumpmässigt valda värden hos svarsobjekten. I praktiken sker imputeringen t ex så att man ersätter ett bortfallsobjekt med närmast föregående svarsobjekt i det upprättade registret.

### 2.3 Metoder att bedöma bortfallets effekt

Även i de fall där man utnyttjar bakgrundsinformation om bortfallsobjekten kommer en större eller mindre bortfallsskevhet att kvarstå vid skattningen av ett populationsvärde (parameter). Den fortsatta bearbetningen och behandlingen av bortfallsproblemet tar fasta på att antingen postulera skillnader mellan svars- respektive bortfallsstrata eller stipulera samband mellan svarsbenägenheter och värden för den aktuella undersökningsvariabeln.

I förra fallet bildar man sig en uppfattning om bortfallseffekten genom en strukturjämförelse. Härmed avses jämförelser mellan fördelningarna för svars- respektive bortfallspopulationerna baserade på tillgängliga bakgrundsvariabler. Vid registervariabler är en sådan ansats speciellt fördelaktig. Konkret innebär strukturjämförelser att man uppskattar parametervärdet i svarspopulationen och bedömer ett högsta respektive lägsta värde som kan vara rimligt för parametern i bortfallspopulationen. Detta leder så småningom fram till en "intervallskattning" för totalpopulationens parameter. I sådana fall där kunskapen är ringa tvingas man vidga intervallet för skattning av totalpopulationens.

I det senare fallet med svarsbenägenheter stipulerar man olika sannolikheter för svar för objekten. Statistiska tekniker finns för att uppskatta bortfallsskevheten vid antaganden om hur svarsbenägenheten varierar med undersökningsvariabelns värde. Praktiskt förfar man så att bakgrundsvariabeln får utgöra indelningsgrund för materialet som uppdelas i ett antal delgrupper. I varje delgrupp beräknas svarsfrekvenser och om dessa skiljer sig väsentligt åt är det en indikation på att bortfallet har snedvridande effekt vid skattningen av parametern i totalpopulationen.

### 3 Sammanfattning av bortfallsutvecklingen åren före Metropolitdebatten

Även om bortfallsfrekvensen varierar kraftigt mellan de olika löpande individ- och hushållsundersökningarna kan dess förändringar sedan början av 1970-talet sammanfattas ganska enkelt. Från inledningsvis ganska låga nivåer inträffade en kraftig uppgång och de hittills högsta bortfallsfrekvenserna nåddes under 1975 och 1976. Därefter skedde en långsam nedgång så att man under perioden 1980--1982 åter var nere på nästan samma bortfallsnivåer som under åren före 1975. Efter 1982 har en regelbunden ökning av bortfallsfrekvenserna ägt rum på nytt. Variationerna i bortfall totalt avspeglar främst variationer i vägran. Oanträffbarheten har ökat något. (Se diagram B i bilagan.)

Förändringarna i bortfallsfrekvens kan i vissa fall ha rent tekniska förklaringar. T ex har man minskat uppgiftslämnarbidan i HIP och övergivit hushållsansatsen i ULF. Den allt vanligare förekomsten av portlås och hemliga telefonnummer torde ha bidragit till att försvåra kontakterna. De två avgörande orsakerna till variationerna torde vara förändringar i intervjuarklimatet och i vår egen effektivitet. En viss interaktion finns givetvis så att svårigheter i datainsamlingen leder till både förenklade undersökningar och extra ansträngningar att nå bra resultat.

Den stora bortfallsökningen vid 1970-talets mitt följde på en intensiv mediadebatt om folkräkningen 1975 som gavs ytterligare bränsle, då tillkomsten av datainspektionen lyfte fram konfidentialitets- och registerfrågor m m i den allmänna debatten. SCB startade då UBIS-utredningen som lade fram sin slutrapport 1981. Hur stor del av bortfallsnedgången under

denna period som skall tillskrivas UBIS fokusering på bortfallsfrågor och hur mycket som skall tillskrivas ett något dämpat debattklimat kan vi väl aldrig få svar på. När bortfallet stiger efter 1982 har intresset för bortfallsfrågorna avtagit vid SCB samtidigt som pressdebatten tar ny fart runt FOBALT-utredningen och FoB 85.

I sammanhanget får man inte bortse från D/IEs minskade personalstyrka. Redan denna kan vara en icke försumbar orsak till bortfallsuppgången. Antalet intervjuer per intervjuare ökar. När antalet intervjuare minskar ökar problemen att vid ledighet hitta en ersättare, som kan regionen. Res- och söktid kanske ökar oproportionerligt. Om tiden inte räcker till kan både vägran och oanträffbarhet gå upp.

Bortfallsutvecklingen under denna period beskrivs utförligare i Lindström och Dean (1986).

#### 4 Bortfallsnivåer i olika undersökningar - omedelbart före och efter Metropolitdebatten

##### 4.1 Metropolitdebatten

I samband med reklambudskaps betydelse för köp eller ej av en viss vara förekommer två operationella begrepp som marknadsföringen inriktas mot: reklambudskapets "uppmärksamhet" respektive "påverkan". Det säger sig självt att effektmätningar är svårare än mätningar av exponering. Bl a försvårar samverkan mellan många faktorer möjligheterna att isolerat studera effekterna av en enda faktor.

Även debatten om "Metropolitprojektet" skulle kunna ansättas utifrån liknande utgångspunkt. En del personer har enbart uppmärksammat rubriker, sett bilder eller läst grovstilad text medan åter andra ingående studerat alla tillgängliga tidningsartiklar om projektet. Oavsett om man förfarit på det ena eller andra sättet torde effekten i övervägande fall ha blivit negativ vad gäller personens inställning till projektet och samtidigt har detta stärkt vederbörandes farhågor för den egna integriteten. Det innebär att längden av en tidningsartikel ej på något avgörande sätt spelat rollen i "uppmärksamhetsprocessen" eller "påverkansprocessen" hos den presumtive läsaren av artikeln.

Under dessa förutsättningar blir antalet artiklar i de större dagstidningarna en god mätare på debattens intensitet under den studerade tidsperioden. I detta fall har valts att belysa utvecklingen för tre stora dags- och kvällstidningar: Dagens Nyheter, Svenska Dagbladet och Expressen.

Av diagram A, i bilagan, framgår att tidningsartiklarna om "Metropolitprojektet" framlagts under tre olika debattklimat: en första tidsperiod med hårt debattklimat och stark exponering i media (tre sista veckorna i februari och första veckan i mars), en andra period med lugn debattatmosfär på grund av uttröttnings av läsarintresset (tre sista veckorna i mars och första veckan i april) och slutligen en tredje period med förnyat intresse och engagemang men på en lägre nivå än under första perioden (resten av april och början av maj). Två tredjedelar av alla artiklar förekom under den första intensiva 4-veckorsperioden.



I bedömningen av pressdebatten om "Metropolitprojektet" bör även inläggas att en intensiv debatt fördes mellan herrar Johansson, Myrdal och Harning om deltagande eller ej i FoB85. Dessutom har mordet på Olof Palme haft inflytande på pressens val av när och i vilken omfattning artiklar om "Metropolitprojektet" skulle presenteras fr o m mars månad och framåt. Det torde därför vara naturligt att stora svängningar uppträder i debattintensitet mellan i vissa fall påföljande veckor under den studerade tidsperioden.

Debatten har alltså just avklingat vilket innebär att de förändringar i bortfallsnivån vi kan se endast mäter (i bästa fall) den omedelbara effekten. Vi kan inte uttala oss om den långsiktiga påverkan.

Det är naturligtvis svårt att isolera effekten av en enskild händelse och därför bör "före- och efter-statistiken" som presenteras i detta avsnitt inte okritiskt tas som mått på effekten av Metropolitdebatten.

Det har varit möjligt att erhålla en enhetlig redovisning av bortfallsförändringar i olika undersökningar av de skäl som anges i inledningen på denna rapport. En del information är också endast preliminär eftersom fältarbetet inte är helt avslutat.

Lindström och Dean (1986) visar att ett förändrat intervjuarklimat märks på bortfallsnivåerna i alla undersökningar och därför anser vi, trots att vi inte har inkluderat alla undersökningar i utredningen, att intervjuarklimatet har kraftigt försämrats av Metropolitdebatten. I fortsättningen av detta avsnitt presenterar vi de data vi grundar den slutsatsen på.

#### 4.2 AKU

År 1985 ingick varje månad 22 000 personer i ålder 16-74 år i AKU. Personerna valdes med olika urvalssannolikheter, där personer boende i befolkningsmässigt små län valdes med större sannolikhet än andra. Fr o m januari 1986 reducerades populationen till personer i åldern 16-64 år och urvalet minskades till 16 000 personer. För närvarande tillämpas stratifierat urval med samma urvalsfraktion i varje stratum. I januari, februari och mars 1986 intervjuades personerna i de nya panelerna (vardera ca 2 000 personer) enligt RIDA-metoden, vilket innebär en något mer omfattande intervju (första gången), jämfört med den gamla metoden. Intervjuaren har också starkare krav på att genomföra RIDA-intervjun direkt med urvalspersonen, vilket kan förväntas ge större andel "ej anträffade" eller "annat skäl". Hur andelen indirekt intervjuade skiljer sig mellan gammal och ny metod framgår av tabell A i bilagan.

Vi har valt att jämföra januariundersökningen (före debatten) med februari- och marsundersökningen (efter debatten). För att även kunna spegla säsongeffekten och RIDA-effekten studerar vi även bortfallssiffrorna för motsvarande månader år 1985. Samtliga procentuella andelar som anges utgör ovägda tal. Det innebär att vid varierande urvalssannolikheter är uppgiften ingen väntevärdesriktig skattning av bortfallsstratum. Urvalet i AKU 85 har en överrepresentation av "lätta" intervjuer och därför skulle en vägd uppgift vara större än en ovägd. Detta, liksom även reduktion av populationen, bör hållas i minnet vid analys av tabellerna.

Inom utredningen har vi också beräknat ett 95 procentigt konfidensintervall för de undersökningar där urvalspersonerna är dragna med lika sannolikhet. Det är beräknat som om urvalet vore ett OSU och ger därför troligen något för långa intervall. Konfidensintervallet kan också vara osäkert vid alltför små procentuella andelar.

Den fråga vi försöker besvara är följande:

Om det dåliga intervjuklimatet efter Metropolitdebatten står sig, vilken bortfallsnivå kan vi förvänta oss?

Vi försöker beräkna en förväntad bortfallsnivå i en januariundersökning i det fall alla paneler bytts ut under det dåliga intervjuarklimatet som februari- och marsundersökningen 1986 visar. Eftersom vi har säsongvariation, paneleffekt, en ny datainsamlingsmetod (RIDA) och olika urvalsförfaranden 1985 respektive 1986 måste flera antaganden göras. Läsaren bör bedöma framräknade siffrorna mot bakgrund av detta.

I nedanstående tabell visas de oväga bortfallsandelarna i de olika undersökningarna.

Tabell 1 Bortfallet (i procent) fördelat på orsak vid olika AKU-undersökningar

Gamla paneler\*

Orsak till bortfall	AKU 85		AKU 86	
	Jan	Feb+ Mars	Jan	Feb+ Mars
Vägran	3.3	3.8	3.8 ±0.1	5.1 ±0.0
Ej anträffade	2.7	3.5	3.1 ±0.0	4.0 ±0.0
Annat skäl	0.1	0.2	0.2 ±0.0	0.3 ±0.0
Totalt	6.1	7.4	7.1 ±0.1	9.4 ±0.1

Nya paneler

Orsak till bortfall	AKU 85		AKU-R 86**	
	Jan	Feb+ Mars	Jan	Feb+ Mars
Vägran	3.0	3.2	3.0 ±0.3	6.6 ±0.3
Ej anträffade	5.2	6.1	4.9 ±0.5	5.8 ±0.3
Annat skäl	0.4	0.4	1.2 ±0.1	1.0 ±0.0
Totalt	8.7	9.7	9.1 ±0.8	13.4 ±0.6

Om vi utnyttjar förändringen mellan "Jan" och "Feb+Mars" i AKU 85 som skattning av säsongsfaktorn och sedan justerar AKU 85-uppgifterna med dessa skattningar erhåller vi tabell 2.

\* Personerna har deltagit minst en gång tidigare i AKU.

\*\* Bokstaven R står för RIDA.

Tabell 2 Säsongsjusterade siffror för bortfallsutvecklingen mellan "Jan" och "Feb+Mars" i AKU 86. Procentenheter

Orsak till bortfall	AKU 86 gamla paneler	AKU-R 86 nya paneler
Vägran	+0.8	+3.4
Ej anträffade	+0.2	0.0
Annat skäl	0.0	-0.2

Vi ser att det är de personer som deltar första gången i AKU som har reagerat kraftigast på debatten. Vi antar i fortsättningen att när en person vägrat första gången så vägrar personen även i fortsättningen. (Detta är ett osäkert och pessimistiskt antagande.)

Vägrarandelen i hela urvalet i januariundersökningen är 3.7 procent. När alla paneler är utbytta under nuvarande dåliga intervjuarklimat skulle vi ha 7.1 procent (= 3.7+3.4) vägrare.

Andelen "ej anträffade" i hela urvalet i januariundersökningen är 3.3 procent. En svag ökning fram till februari/mars kan skönjas men den betraktas här som försumbar. Likadant betraktar vi den svaga förändringen i andelen som anger "annat skäl". Genomgående för RIDA-panelerna är dock att andelen "annat skäl" är ca en procentenhet större än för övriga paneler. Detta kan troligen förklaras av att första gången en person ingår i AKU är det viktigare i RIDA att en direkt intervju genomförs än enligt den gamla metoden. Andelen indirekta intervjuer är endast ca 4 procent i RIDA-panelerna jämfört med ca 11 procent tidigare (se bilaga, tabell A).

En januariundersökning utförd enligt gammal metod men efter Metropolitdebatten skulle ha gett ca 10.6 procent i totalt bortfall jämfört med en januariundersökning före debatten 7.2 procent. Utförd enligt RIDA-metoden skulle vi ha haft siffrorna 11.6 procent respektive 8.2 procent.

Tabell B i bilagan visar att storstadskommunerna har ökat andelen vägrare i högre grad än övriga riket och tabell D att åldersgruppen 35-64 år har ökat samma andel mer än andra åldersgrupper. Tabell C visar att männen har reagerat på debatten på ungefär samma sätt som kvinnorna.

#### 4.3 Hushållens inköpsplaner (HIP)

HIP genomförs fyra gånger per år, i januari, april, juli samt oktober och datainsamlingen görs nu enbart med telefon men fram t o m januari 1986 tilläts i vissa fall besöksintervjuer. Denna förändring kan förväntas öka andelen ej anträffade. I januari och juli intervjuas 1 500 hushåll och i april och oktober 4 200 hushåll. Vardera urvalet är uppdelat i tre paneler där det vid varje ny intervjutidpunkt tillkommer en ny panel och en gammal panel lämnar urvalet.

HIP-hushållen väljs med varierande urvalssannolikheter. Den tillgängliga bortfallsstatistiken bygger på ovägda andelar och är därför inte väntevärdesriktig.

Tabell 3 ger information om bortfallsnivåer före och efter Metropolitdebatten.

Tabell 3 Bortfallshushållen i HIP 86 - januari respektive april fördelade på paneler och bortfallsorsak. Procent.

Orsak till bortfall	Januari 1986			April 1986				
	Gamla pa- neler	Ny pa- nel	Totalt	Gamla pa- neler	Ny pa- nel	Totalt		
Vägran	6.5	6.7	5.4	6.2	6.5	8.2	9.1	8.0
Ej anträffade	6.3	5.1	7.0	6.1	6.9	6.5	9.7	7.7
Annat skäl	0.2	0.2	0.2	0.2	0.7	0.2	0.8	0.5
<b>Totalt</b>	<b>13.1</b>	<b>12.0</b>	<b>12.5</b>	<b>12.5</b>	<b>14.1</b>	<b>14.9</b>	<b>19.6</b>	<b>16.2</b>

HIP visar i januari 1986 upp en normal bortfallsbild där vägrarandelen i den nya panelen är något lägre än för de gamla panelerna, medan motsatt förhållande gäller för "ej anträffade". Det totala bortfallet är 12.5 procent. Efter Metropolitdebatten har i stort sett samtliga bortfallsandelar ökat. Det mest markanta är den stora vägrarandelen i den nya panelen. Den besvärliga vägrarbearbetningen har också lett till att tiden inte räckt till för ett lika intensivt arbete med uppsökning av intervjupersonerna. Även det faktum att man har upphört med alla besöksintervjuer kan ha påverkat utvecklingen.

Tabellerna E och F i bilagan visar att andelen vägrare har ökat efter Metropolitdebatten för samtliga studerade regioner och åldersklasser. Det mest anmärkningsvärda är den kraftiga ökningen för de äldsta personerna.

#### 4.4 Undersökningen om levnadsförhållanden (ULF)

Datainsamlingen i ULF görs huvudsakligen med besöksintervjuer, men för den del av urvalet som inte intervjuarna på fältet lyckats få en intervju med gör den centrala telefongruppen en uppföljning. Data insamlas för en fjärdedel av urvalet i varje kvartal. Den totala urvalsstorleken är för närvarande 8 800 personer (i åldern 16-74 år).

Besöksintervjuerna för första kvartalets datainsamling 1986 genomfördes tiden den 24 februari-18 april dvs efter Metropolitdebatten. Det totala bortfallet efter besöksmomentet var 33 procent mot normalt 24 procent.

Telefonuppföljningen är ännu inte avslutad (en fortsatt bearbetning görs ev i höst) och därför kan inga definitiva bortfallsresultat redovisas. Telefongruppen upplever dock att det "går ungefär lika bra som tidigare". Om det är en helt riktig iakttagelse skulle det slutliga bortfallet bli ca 24 procent jämfört med ca 17 procent i undersökningar före Metropolitdebatten.

#### 4.5 Partisymptiundersökningen (PSU)

PSU genomförs i februari, maj och november under valår men under övriga år genomförs endast maj- och novemberundersökningen. Urvalet består av 9 000 röstberättigade personer och varje person deltar i tre på varandra följande undersökningar. Obundet slumpmässigt urval tillämpas och därför ger de ovägda bortfallsuppgifterna väntevärdesriktiga skattningar.



Fältarbetet för årets majundersökning är just avklarat och vi kan göra vissa bortfallsjämförelser med tidigare undersökningar. Tyvärr är det ännu inte möjligt att redovisa bortfallet fördelat på nya och gamla paneler.

Tabell 4 Bortfallet i olika PSU-undersökningar fördelat på orsak. Procent.

Orsak till bortfall	Maj 1985	November 1985	Maj 1986
Vägran	8.4	8.5	10.1
Ej anträffade	5.3	4.9	5.7
<u>Annat skäl</u>	<u>2.1</u>	<u>2.4</u>	<u>2.7</u>
Totalt	15.8	15.8	18.5

Tabell 4 visar att det totala bortfallet är större efter Metropolitdebatten än före och att den kraftigaste ökningen här rör från vägrare.

#### 4.6 Övriga undersökningar

Omnibusundersökningen består av 1 200 personer i åldern 16-74 år som intervjuas med hjälp av postenkät. Bland de personer som inte svarar på postenkäten görs ett suburval som telefonintervjuas. Efter Metropolitdebatten har två Omnibusundersökningar genomförts med en bortfallsandel (uppräknad) på 18-19 procent. Före debatten hade undersökningen ca 13 procent bortfall.

Ett antal undersökningar har genomförts åt TV2s Rapport både före och efter debatten. Här har man inte upptäckt någon negativ påverkan av debatten. Undersökningarna är mycket speciella genom att de innehåller bara 2-3 frågor om ett aktuellt ämne och fältarbetet pågår bara under två dagar. Datainsamlingen görs via telefon. Bortfallet håller sig kring 18 procent. Det är dock svårt att dra några slutsatser av bortfallsutvecklingen i dessa undersökningar eftersom fältarbetet avbryts när man kommit ner till denna bortfallsandel.

## 5 Diskussion kring möjliga effekter av ökat bortfall

Ett försämrat undersökningsklimat ger inte bara ett ökat bortfall utan kan även förväntas öka svarsfelen. Dessutom kan man vara tvungen att utöka fältarbetstiden vilket både försämrar aktualiteten i resultaten och höjer kostnaden för undersökningen. I detta avsnitt håller vi oss dock till precisionsförluster som följd av ökat bortfall.

När bortfallet ökar minskar antalet observationer och därmed får man en större slumpmässig osäkerhet. Dessutom är det troligt att skevheten (biasen) i skattningen ökar. I de flesta fall finns det skäl att misstänka att de svarande och bortfallet skiljer sig åt avseende studerade egenskaper. Om bortfallet är litet betyder vanligtvis inte den skillnaden särskilt mycket, men vid ökat bortfall kan skillnaden få stor betydelse. (Självklart är det inte säkert att skillnaden är oförändrad vid ökat bortfall.)

Antag att vi vill skatta den procentuella andelen personer som har en viss egenskap, t ex är sysselsatta. Populationsvärdet kallar vi  $P$  och utifrån ett stickprov gör vi en skattning av detta värde,  $\hat{P}$ . För att förenkla framställningen antar vi i fortsättningen att vi har ett obundet slumpmässigt urval av storleken  $n$ . I undersökningen erhålls en bortfallsprocent på  $100 W_b$ . Skattningen  $\hat{P}$  utgör andelen svarande med studerade egenskap.

Ett etablerat mått av kvaliteten i skattningar utgör Mean Square Error (MSE) som har följande utseende:

$$\text{MSE}(\hat{P}) = \text{Var}(\hat{P}) + B^2(\hat{P}), \text{ där}$$

$\text{Var}(\hat{P})$  är variansen och  
 $B(\hat{P})$  biasen för  $\hat{P}$

I det fall vi har en försumbar bias brukar den slumpmässiga variabiliteten anges i ett (95 procentigt) konfidensintervall  $\hat{P} \pm 2 (\text{Var}(\hat{P}))^{1/2}$ . Har vi däremot en icke försumbar bias blir konfidensintervallet missvisande. I litteraturen finns en tumregel som säger att om  $|B(\hat{P})| / (\text{Var}(\hat{P}))^{1/2} > 0.2$  är konfidensintervallet olämpligt som kvalitetsmått.

Om vi endast har en bias som beror av bortfallet och i övrigt förutsättningarna angivna ovan gäller har vi:

$$\text{Var}(\hat{P}) = \frac{P_s(100-P_s)}{n(1-W_b)} \text{ och } B^2(\hat{P}) = W_b^2(P_s - P_b)^2,$$

där  $P_s$  ( $P_b$ ) = procentuella andelen i svarsstratum (bortfallsstratum) som har studerade egenskap.

(Anm: Ändlighetsfaktorn antas försumbar.)

Det stora problemet är att vi ytterst sällan känner värdet på  $P_b$  och kan därför inte skatta biasen. Efter undersökningens genomförande har i några fall metodstudier utförts där  $P_b$  mätts. Ett sådant fall beskrivs i Kristiansson (1980) där AKU för januari, februari och mars 1976 matchas mot FoB75 och såväl svarande som ej svarande i AKU hämtar uppgiften från FoB75. För att illustrera effekten av ökat bortfall utnyttjas resultaten från den studien vid skattning av procentuella andelen sysselsatta.

I de AKU-undersökningar som ingick i studien hade man genomsnittligt  $W_b \hat{=} 0.07$ ,  $P \hat{=} 65$  och  $P_b \hat{=} 60.4$ .

Antag att vi för olika bortfallsandelar och redovisningsgrupper har dessa värden på  $P$  och  $P_b$ , hur varierar kvaliteten i  $\hat{P}$  med  $W_b$ ?

I tabell 5 antas  $n = 16\ 000$  dvs lika stort som nuvarande AKU-urval för hela riket.

I tabell 6 antar vi att skattningen avser storstadskommunerna tillsammans och sätter därför  $n = 2\ 800$ .

Tabell 5  $n = 16\ 000$

$100W_b$	$\text{Var}^{1/2}$	$ B /\text{Var}^{1/2}$	$\text{MSE}^{1/2}$
0.0	0.38	0.00	0.38
2.0	0.38	0.26	0.39
8.2	0.39	1.04	0.57
11.6	0.40	1.45	0.71
19.0	0.42	2.26	1.04

Tabell 6 n = 2 800

$100W_b$	$\text{Var}^{1/2}$	$ B /\text{Var}^{1/2}$	$\text{MSE}^{1/2}$
0.0	0.90	0.00	0.90
2.0	0.91	0.11	0.91
8.2	0.94	0.44	1.03
11.6	0.96	0.61	1.12
19.0	1.00	0.95	1.38

År 1970 hade vi ca 2.0 procent bortfall i AKU (avser hela urvalet) vilket ökade  $\text{MSE}^{1/2}$  från 0.38, i fallet med inget bortfall, till 0.39, dvs 2.6 procent ( $=100(0.39-0.38)/0.38$ ).

Strax före Metropolitdebatten hade vi ett bortfall på ca 8.2 procent (om vi helt hade infört RIDA-metoder) vilket innebär en ökning av  $\text{MSE}^{1/2}$  med 50.0 procent (jmf med inget bortfall). Efter Metropolitdebatten kan vi ha ökat  $\text{MSE}^{1/2}$  med 86.8 procent. Bortfallsökningen från 8.2 procent till 11.6 procent har ökat  $\text{MSE}^{1/2}$  med 24.6 procent ( $100(0.71-0.57)/0.57$ ).

Ett annat sätt att beskriva effekten av bortfallsökningen är att jämföra de förväntade värdena bland de svarande vid olika bortfallsstorlekar:

Tabell 7	$100 W_b$				
	0.0	2.0	8.2	11.6	19.0
$E(\hat{P})$	65.0	64.9	64.6	64.4	64.1

Denna tabell ger antagligen läsaren en helt annan uppfattning av effekten av bortfallsökningen än vad tabell 5 ger. Frågan är helt enkelt vilka fel som kan accepteras. Antag att urvalsstorleken i AKU är bestämd för att skatta andelen sysselsatta och givet en bortfallsandel på 8.2 procent, dvs man kan acceptera  $MSE^{1/2} < 0.57$ . Nu ökar bortfallet till 1.6 procent, hur mycket måste man öka urvalsstorleken för att komponera för biasen? Svaret är att hur stort man än gör urvalet kan man inte erhålla  $MSE^{1/2} < 0.57$ . Eller antag att man vid en bortfallsstorlek på 8.2 procent kan acceptera  $MSE^{1/2} < 0.71$ , då hade man kunnat mer än halvera urvalsstorleken!

Ovan förda resonemang jämför den slumpmässiga variabiliteten och biasen, vilket inte är riktigt om t ex förändrings-skattningar är det intressanta. Man kan anta att biasen är av ungefär samma storlek och har samma "riktning" vid de två tillfällena och därför tar felen ut varandra och kvar är den slumpmässiga osäkerheten. Det finns tyvärr ytterst få studier som visar de verkliga förhållandena.

Tabell 6 visar att för redovisningsgrupper minskar betydelsen av biasen relativt standardavvikelsen. Ändå är  $|B| / Var^{1/2} > 0.2$  för aktuella bortfallsstorlekar, vilket innebär att ett konfidensintervall är som kvalitetsmått missvisande.

Vid bortfallet på 19 procent får vi förväntat en underskattning av andelen sysselsatta med ca 1 procentenhet. Den avvikelsen kan jämföras med hur andelen förvärvsarbete (av alla personer 15- år) i storstadskommunerna förändrades mellan FoB70 och FoB75, 1.6 procentenheter, och mellan FoB75 och FoB80, - 1.0 procentenheter.

Den diskussion som förts ovan bygger på ett förenklat antagande om urvals- och estimationsförfarande. De metoder som används i AKU kan förväntas reducera både samplingsfelet och biasen. På den korta tid som stått till förfogande för denna utredning har det inte varit möjligt att beakta de verkliga förhållandena i AKU. Än mindre har vi kunnat göra det för övriga undersökningar.

Förhoppningsvis har dock diskussionen visat hur allvarligt stort bortfall kan vara och att det är nödvändigt att göra ytterligare studier.

#### REFERENSER

Kristiansson, K-E (1980) Bortfallsstudie i AKU

Lindström, H L och Dean P (1986) Nonresponse Rates in 1970-1985 in Surveys of Individuals and Households. Utkast.





Bilaga

Tabell A Procentuella andelen indirekt intervjuade av alla intervjuade i AKU 86, gamla paneler, respektive AKU-R 86

	AKU 86 gamla paneler			AKU-R 86		
	Jan	Feb	Mars	Jan	Feb	Mars
Procentandelen indirekt intervjuade	11.4	8.2	11.3	3.4	4.4	3.7

Tabell B Procentuella andelen personer i AKU-urvalet som vägrat deltaga, fördelade på vissa regioner

Region	AKU 85			AKU 86 gamla paneler			AKU-R 86		
	Jan	Feb	Mars	Jan	Feb	Mars	Jan	Feb	Mars
Stockholms, Göteborgs och Malmö kommun	4.7	5.4	6.1	5.0 ±0.4	6.8 ±0.5	7.9 ±0.6	3.2 ±1.8	9.7 ±4.7	10.5 ±6.5
Övriga riket	3.0	3.1	3.5	3.5 ±0.1	4.5 ±0.1	4.8 ±0.1	3.0 ±0.3	5.6 ±0.6	6.2 ±0.7

Tabell C Procentuella andelen personer i AKU-urvalet som vägrat deltaga fördelade på kön

Kön	AKU 85			AKU 86 gamla paneler			AKU-R 86		
	Jan	Feb	Mars	Jan	Feb	Mars	Jan	Feb	Mars
	Män	3.1	3.9	4.0	3.8 ±0.1	4.9 ±0.1	5.6 ±0.1	3.0 ±0.6	6.2 ±1.1
Kvinnor	3.4	3.8	3.7	3.8 ±0.1	4.9 ±0.1	5.0 ±0.1	3.0 ±0.6	6.4 ±1.2	6.4 ±1.2

Tabell D Procentuella andelen personer i AKU-urvalet som vägrat deltaga fördelade på åldersklasser

Alder	AKU 85			AKU 86 gamla paneler			AKU-R 86		
	Jan	Feb	Mars	Jan	Feb	Mars	Jan	Feb	Mars
	16-24	1.0	1.9	1.5	1.7 ±0.1	2.2 ±0.1	2.3 ±0.2	0.8 ±0.4	3.5 ±1.7
25-34	3.1	2.8	2.8	3.4 ±0.2	4.2 ±0.3	4.7 ±0.3	2.5 ±1.1	4.5 ±1.9	5.0 ±2.1
35-64	4.0	4.7	4.9	4.6 ±0.1	6.1 ±0.1	6.5 ±0.1	4.0 ±0.6	8.0 ±1.2	8.7 ±1.3

Tabell E Andelen hushåll som i HIP 86 - januari respektive - april som vägrat deltaga fördelade på vissa regioner

<u>Regioner</u>	<u>Jan 1986</u>	<u>April 1986</u>
Stor-Stockholm	7.7	9.6
Stor-Göteborg	8.3	9.2
Stor-Malmö	5.1	7.4
<u>Övriga riket</u>	<u>5.6</u>	<u>7.3</u>

Tabell F Procentuella andelen hushåll i HIP 86 - januari respektive - april som vägrat deltaga fördelade på åldersklass

<u>Åldersklass</u>	<u>Jan 1986</u>	<u>April 1986</u>
18-24	3.0	3.9
25-34	4.6	6.1
35-49	6.2	8.3
50-64	9.2	9.3
<u>65-74</u>	<u>8.1</u>	<u>13.3</u>

Diagram: Tidningsartiklar i DN, SvD och Expressen som handlar om Metropolit-projektet.  
Fördelning på veckor

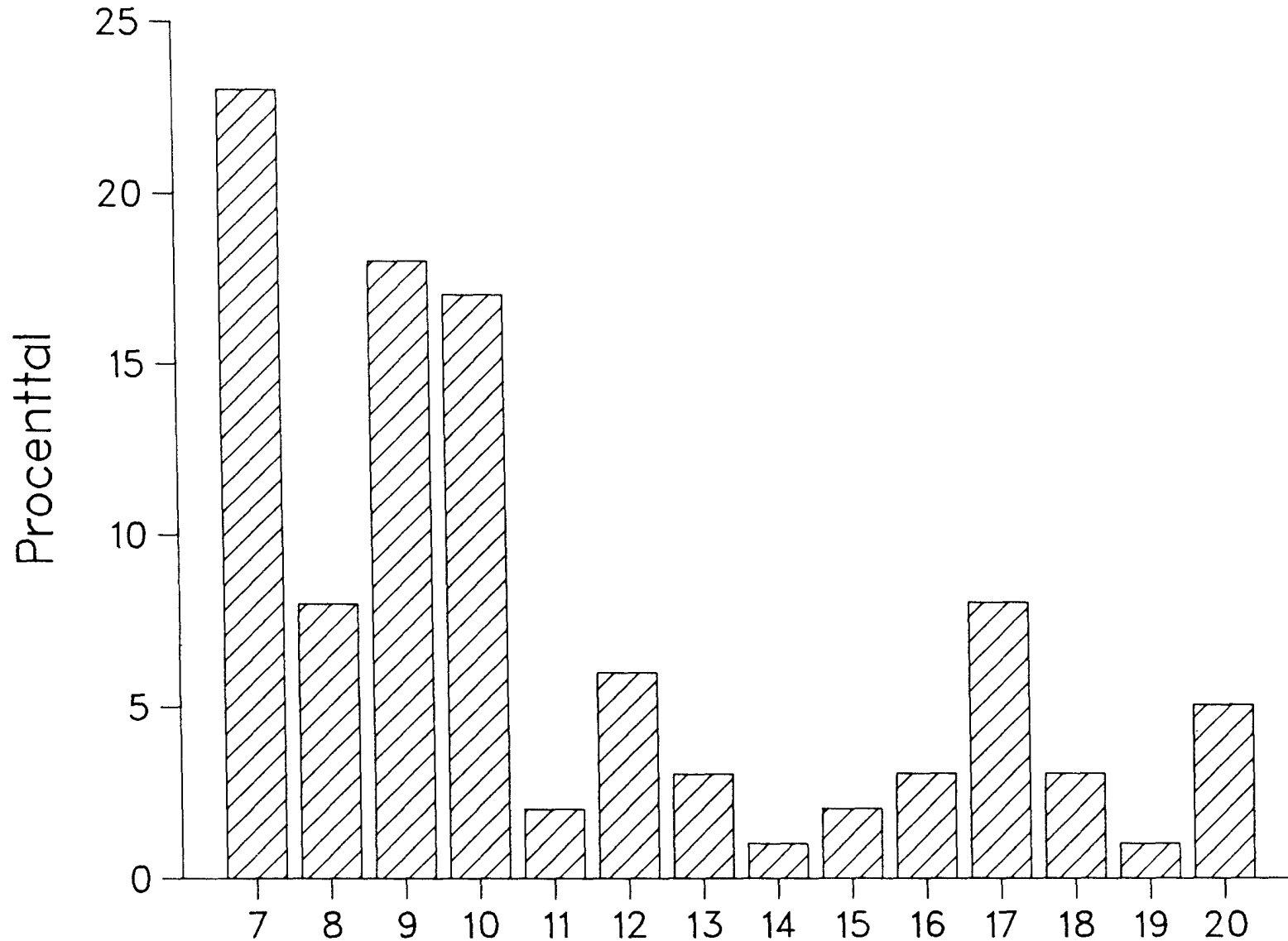
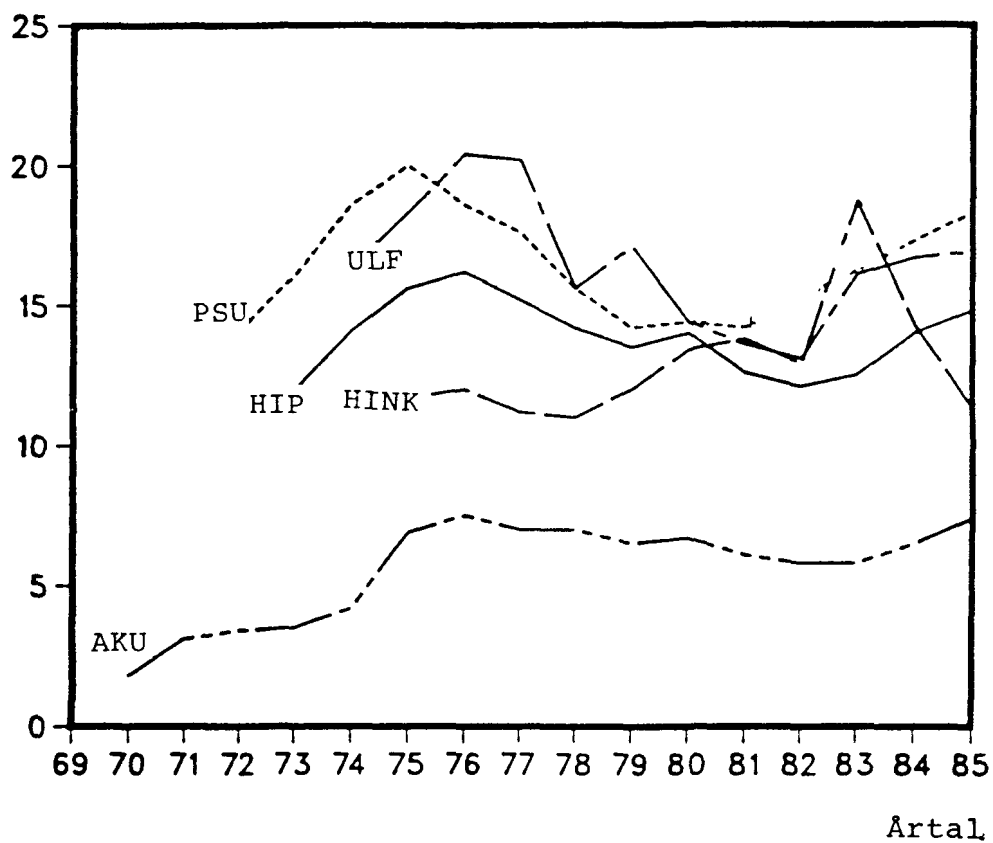


DIAGRAM A

Diagram B

Bortfallet i fem undersökningar<sup>1)</sup>

Procent



<sup>1)</sup> Källa: Lindström och Dean (1986)



## **DEL 2**

Hur har bortfallet förändrats sedan Metropolitdebatten upphörde?





Hur har bortfallet förändrats sedan Metropolitdebatten upphörde?

---

1 Inledning

Metropolitdebatten startade i mitten av februari och avklingade i maj. Den bortfallsutveckling som presenterades i Metropolitrapporten (del 1 i denna rapport) inkluderade resultat fram till mars-april och följaktligen kunde endast den omedelbara effekten av debatten analyseras. Sedan dess har nya resultat framkommit.

För AKU finns uppgifter om fältarbetsresultat även för månaderna april-augusti och för HIP juli-omgången. Sedan årsskiftet har nästan två datainsamlingsomgångar genomförts för ULF, men fortfarande återstår en del bortfallsuppföljning och därför utelämnas ULF-siffrorna. Någon ny PSU-undersökning eller Omnibusundersökning har inte genomförts.

2 AKU

I Metropolitrapporten visas att det var framför allt de personer som deltog första gången i AKU som reagerade allra kraftigast på Metropolitdebatten. Från januari till februari mer än fördubblades andelen vägrare (ökning med 3,4 procentenheter) bland dessa! För övriga var det endast en ökning med ca 1 procentenhet. Det är därför intressant att följa dessa två grupper över tiden.

Diagram 1 i bilagan visar andelen vägrare för nya och gamla paneler för såväl 1985 som 1986.

Om vi låter vägrarandelen bland de nya panelerna vara ett mått på undersökningsklimatet (för den typ av undersökning som AKU utgör) ser vi att det var mycket dåligt under hela Metropolitdebatten men raskt förbättrades så snart den var över. Fortfarande har dock inte vägrarandelen gått ner till den nivå den befann sig på före debatten.

De personer som tillhör de gamla panelerna, dvs har ingått i AKU-urvalet minst en gång tidigare, har däremot en högre vägrarandel i augusti än under den intensiva debatten. Skälet till detta är bl a att vägrarandelen för den panel som tillkom i februari i stort sett inte förändras fram till augusti. Den panelen räknas både i maj och augusti till "gamla" paneler. I augusti finns dessutom en gammal panel som tillkom i maj vilken också har en hög vägrarandel. Övriga paneler torde också ha kvar sitt svarsbeteende som bestämdes av Metropolitdebatten och tidigare erfarenhet att delta i AKU.

Diagram 2 visar att det totala bortfallet för AKU ökade kraftigt under Metropolitdebatten. (Ökningen var stor även med hänsyn till normala säsongvariationer.) Någon minskning kan inte heller observeras efter dess slut och ett av skälen är det i föregående stycke nämnda. Juni- och juli-siffrorna är mycket höga beroende på att de som blivit bortfall av annat skäl än vägran är ovanligt många. Grundmaterialet visar att bland dessa är det "ej anträffade" som har ökat i antal. Någon förklaring till varför detta hände har inte gått att få.

Diagram 3 visar hur vägrarna fördelar sig på åldersklasser för olika omgångar. Genomgående hittar vi den största andelen vägrare i åldersgruppen 35-64 år och den minsta andelen bland de yngsta.

Diagram 4 visar andelen vägrare i olika regioner. Stockholms kommun har genomgående högre siffror än Göteborgs kommun, medan Malmö kommun uppvisar kraftiga svängningar (delvis beroende på urvalsfelet). "Övriga kommuner" har reagerat betydligt mindre häftigt än storstadskommunerna på Metropolitdebatten och ligger nästan genomgående (både före och efter debatten) lägre i vägrarandel.

3            HIP

Datainsamlingen i HIP genomförs nu enbart med telefon, men fram t o m januari 1986 tilläts i vissa fall besöksintervjuer. Uppenbart har andelen ej anträffade ökat sedan den förändringen genomfördes. Därför jämför vi här endast vägrarandelen. Om samma metod hade fortsatt att tillämpas skulle vi antagligen haft något högre andel vägrare eftersom också besöksintervjuerna kan innehålla den typen av bortfall.

Två olika panelsystem (med olika urvalsstorlekar) används i HIP. För att få en inblick i hur panelerna har reagerat på Metropolitdebatten jämförs två omgångar av vardera systemet i nedanstående tabell.

Tabell A

## Panelsystem 1 (4 200 hushåll)

	Oktober 1985	April 1986
Panel 1	6,6	-
2	6,2	6,5
3	6,5	8,2
4	-	9,1

Anmärkning: Panel 1 utgår ur urvalet efter oktoberundersökningen och ersätts av panel 4.

## Panelsystem 2 (1 500 hushåll)

	Januari 1986	Juli 1986
Panel a	6,5	-
b	6,7	6,8
c	5,4	8,1
d	-	7,7

Tabellen visar att vägrarandelen för de nya panelerna från oktober 1985-juli 1986 är 6.5, 5.4 (före debatten), 9.1 (under debatten) och 7.7 (efter debatten). En slutsats av den serien är att undersökningsklimatet (om det mäts på detta sätt) var mycket dåligt medan Metropolitdebatten pågick men att det har förbättrats. Fortfarande är dock inte vägrarandelen nere på den nivå den var före debatten.

Vägrarandelen i kommande oktoberundersökning är troligen också hög eftersom panel 3 och 4, som i april uppvisar hög vägrarandel, ingår i urvalet.

Tabellen visar att de som deltog sista gången i HIP, april, respektive juli, reagerade ytterst lite på Metropolitdebatten jämfört med övriga.

#### 4 Slutkommentar

Vi kan konstatera att undersökningsklimatet, mätt med andelen vägrare i nytillkomna paneler, är sämre efter debatten än före, men att den omedelbara och kraftiga reaktionen har avtagit.

Åren 1975--1976 hade vi höga bortfallsfrekvenser i våra undersökningar. Därefter skedde en långsam nedgång så att man under perioden 1980--1982 åter var nere på nästan samma bortfallsnivåer som under åren före 1975. Kommer vi att få en likartad utveckling även denna gång?

Det är svårt att svara på den frågan bl a av det skälet att beskrivna utveckling inte uppnåddes utan insatser (minskning av antalet frågor, förändringar i datainsamlingen, etc).

Även om vi snabbt lyckas skapa ett bättre undersökningsklimat kan bortfallsnivåerna ändå komma att sjunka långsamt. Det antagandet grundar sig på en observation gjord i denna studie och som sammanhänger med panelundersökningar:

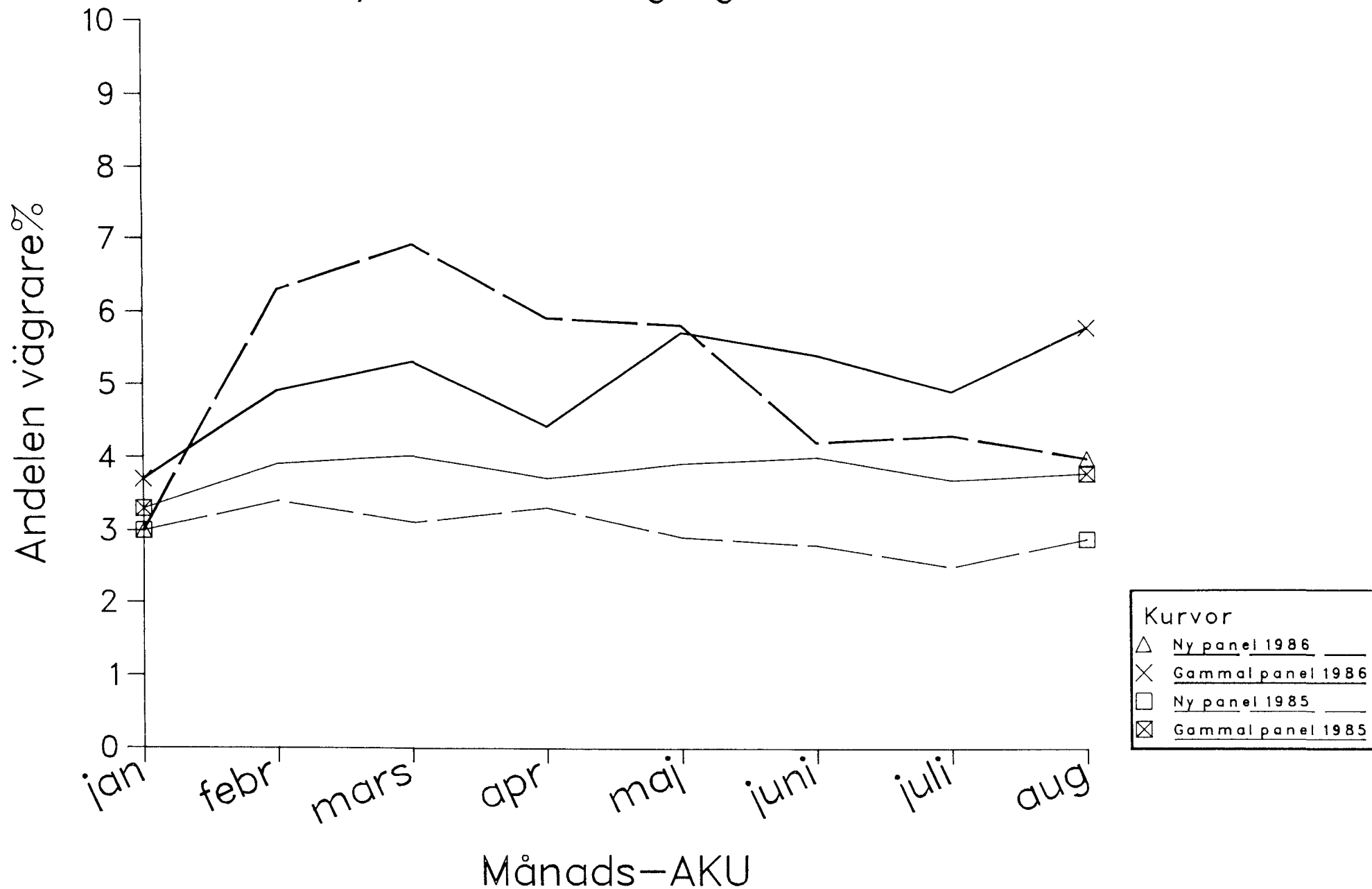
De personer som har deltagit i undersökningen även före händelsen reagerar mindre negativt än de som är med första gången. Å andra sidan återgår de inte till "före"-beteendet då undersökningsklimatet förbättras. Detta tyder på att när en intervjuperson bestämt sig för att vägra håller han/hon också fast vid beslutet under en längre tid.

Om detta är en iakttagelse som är generellt riktig får vi olika bortfallsutvecklingar för olika panelsystem. En undersökning som har oberoende urval vid varje nytt undersökningstillfälle kommer att uppvisa en kraftig uppgång av bortfallet men också en kraftig och snabb nedgång efter "händelsen". En undersökning med många paneler har däremot en mindre dramatisk utveckling men i gengäld påverkas under längre tid. AKU t ex kommer antagligen att länge få dras med sviterna efter Metro-politdebatten. Debatten pågick så länge att alla tre panelsystemen påverkades (april-systemet mindre än februari- respektive mars-systemet) och framför allt de 3-4 panelerna som tillkom under debatten kommer att länge hålla upp bortfallssiffrorna.

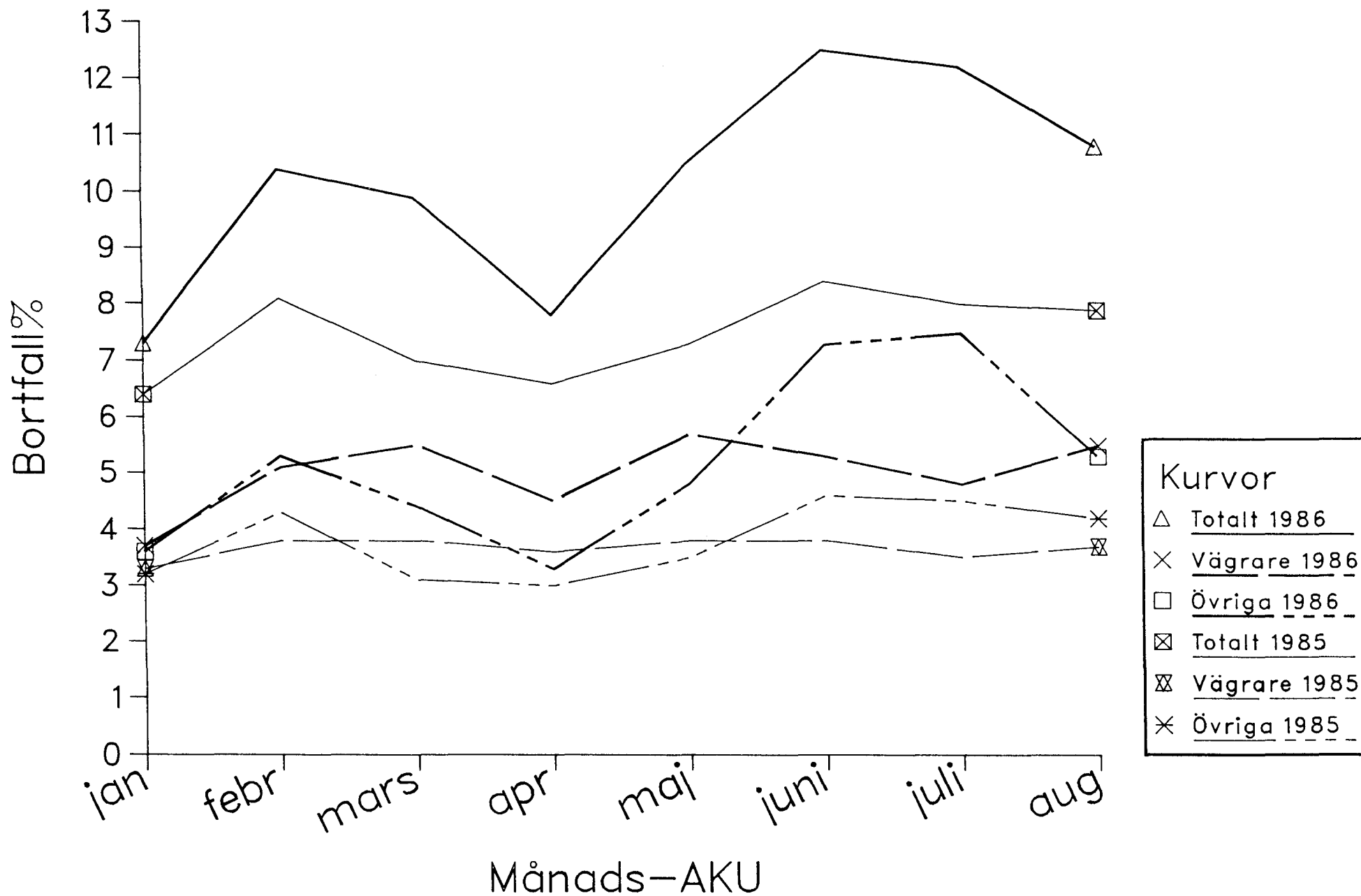
#### DIAGRAMBILAGA

Vid årsskiftet 1985/86 förändrades urvalssannolikheterna, medan sättet att räkna ut bortfallssiffrorna är detsamma. Detta innebär att de uppgifter som AKU tar fram över fältarbetsresultaten för 1986 är förväntningsrätta, medan siffrorna för 1985 ger underskattningar av de verkliga andelarna. Uppgifterna från 1985 kan dock användas för att approximera säsongsvariationen. Detta bör beaktas när uppgifterna analyseras.

Andelen vägrare i AKU jan–aug 1985 resp 1986  
fördelat på nya och gamla paneler.  
(Ny=deltar första gången i AKU)

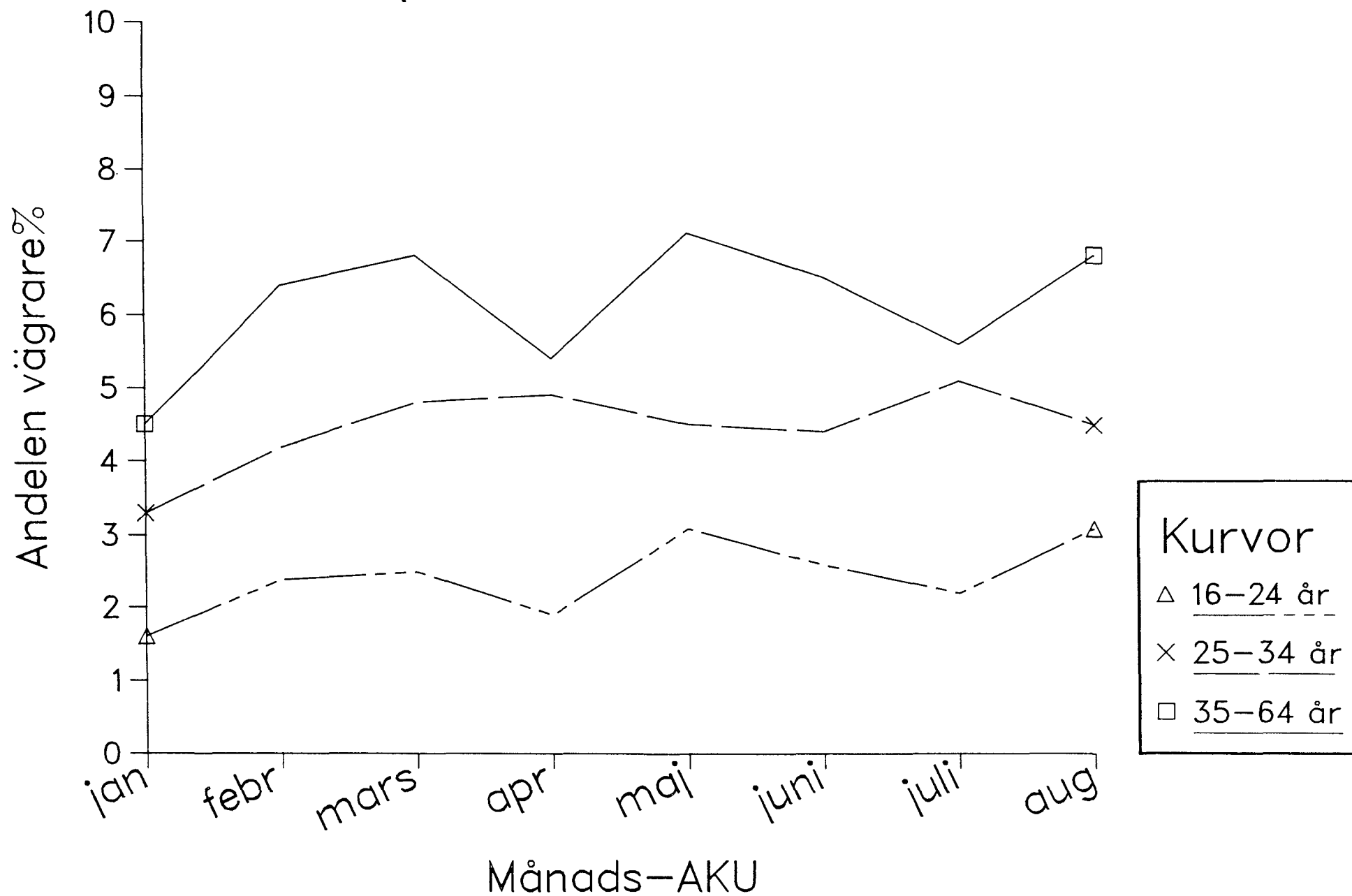


# Bortfallet i AKU jan-aug 1985 resp 1986

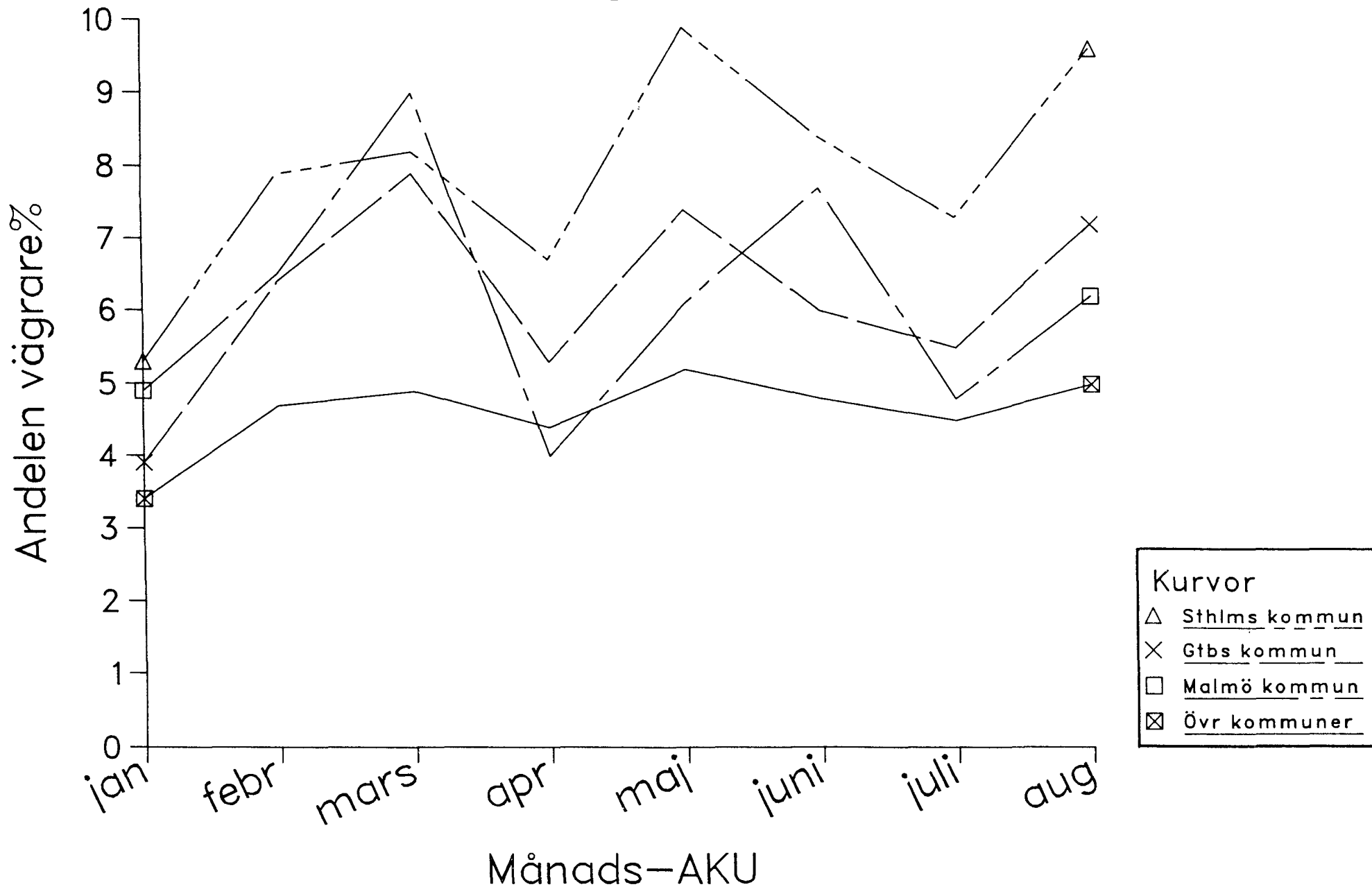




# Andelen vägrare i AKU jan–aug 1986 fördelat på åldersklasser



# Andelen vägrare i AKU jan–aug 1986 fördelat på regioner



Tidigare nummer av Promemorior från U/STM:

NR

- 1 Bayesianska idéer vid planeringen av sample surveys. Lars Lyberg (1978-11-01)
- 2 Litteraturförteckning över artiklar om kontingenstabeller. Anders Andersson (1978-11-07)
- 3 En presentation av Box-Jenkins metod för analys och prognos av tidsserier. Åke Holmén (1979-12-20)
- 4 Handledning i AID-analys. Anders Norberg (1980-10-22)
- 5 Utredning angående statistisk analysverksamhet vid SCB: Slutrapport. P/STM, Analysprojektet (1980-10-31)
- 6 Metoder för evalvering av noggrannheten i SCBs statistik. En översikt. Jörgen Dalén (1981-03-02)
- 7 Effektiva strategier för estimation av förändringar och nivåer vid föränderlig population. Gösta Forsman och Tomas Garås (1982-11-01)
- 8 How large must the sample size be? Nominal confidence levels versus actual coverage probabilities in simple random sampling. Jörgen Dalén (1983-02-14)
- 9 Regression analysis and ratio analysis for domains. A randomization theory approach. Eva Elvers, Carl Erik Särndal, Jan Wretman och Göran Örnberg (1983-06-20)
- 10 Current survey research at Statistics Sweden. Lars Lyberg, Bengt Swensson och Jan Håkan Wretman (1983-09-01)
- 11 Utjämningsmetoder vid nivåkorrigering av tidsserier med tillämpning på nationalräkenskapsdata. Lars-Otto Sjöberg (1984-01-11)
- 12 Regressionsanalys för f d statistikstuderande. Harry Lütjohann (1984-02-01)
- 13 Estimating Gini and Entropy inequality parameters. Fredrik Nygård och Arne Sandström (1985-01-09)
- 14 Income inequality measures based on sample surveys. Fredrik Nygård och Arne Sandström (1985-05-20)
- 15 Granskning och evalvering av surveymodeller, tiden före 1960. Gösta Forsman (1985-05-30)
- 16 Variance estimators of the Gini coefficient - simple random sampling. Arne Sandström, Jan Wretman och Bertil Waldén (Memo, Februari 1985)
- 17 Variance estimators of the Gini coefficient - probability sampling. Arne Sandström, Jan Wretman och Bertil Waldén (1985-07-05)
- 18 Reconciling tables and margins using least-squares. Harry Lütjohann (1985-08-01)

- 19 Ersättnings och uppgiftslämnarbördans betydelse för kvaliteten i undersökningarna om hushållens utgifter. Håkan L. Lindström (1985-11-29)
- 20 A general view of estimation for two phases of selection. Carl-Erik Särndal och Bengt Swensson (1985-12-05)
- 21 On the use of automated coding at Statistics Sweden. Lars Lyberg (1986-01-16)
- 22 Quality Control of Coding Operations at Statistics Sweden. Lars Lyberg (1986-03-20)
- 23 A General View of Nonresponse Bias in Some Sample Surveys of the Swedish Population. Håkan L Lindström (1986-05-16)
- 24 Nonresponse rates in 1970 - 1985 in surveys of Individuals and Households. Håkan L. Lindström och Pat Dean (1986-06-06)
- 25 Two Evaluation Studies of Small Area Estimation Methods: The Case of Estimating Population Characteristics in Swedish Municipalities for the Intercensal Period. Sixten Lundström (1986-10-14)
- 26 A Survey Practitioner's Notion of Nonresponse. Richard Platek (1986-10-20)
- 27 Factors to be Considered in Developing a Reinterview Program and Interviewer Debriefings at SCB. Dawn D. Nelson (1986-10-24)

Kvarvarande exemplar av ovanstående promemorior kan rekvireras från  
Elseliv Lindfors, U/STM, SCB, 115 81 Stockholm, eller per telefon  
08 7834178