

Beskrivning av arbetstidens förklarings-  
grad på arbetsinkomstens ojämnhhet  
1975-1984

Arne Sandström



R & D Report  
Statistics Sweden  
Research - Methods - Development  
U/STM - 39

Från trycket            November 1987  
Producent             Statistiska centralbyrån, Enheten för statistiska metoder  
Ansvarig utgivare     Staffan Wahlström  
Förfrågningar        Arne Sandström, tel. 08 7837211

© 1987, Statistiska centralbyrån  
ISSN 0283-8680  
Printed in Sweden  
Garnisonstryckeriet, Stockholm 1987



## INLEDNING

### TILL

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

#### **Föregångare:**

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

#### **Efterföljare:**

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-.

R & D Report, U/STM 1987:39. Beskrivning av arbetstidens förklaringsgrad på arbetsinkomstens ojämnheter 1975-1984 / Arne Sandström.  
Digitaliserad av Statistiska centralbyrån (SCB) 2016.

**Beskrivning av arbetstidens  
förklaringsgrad på  
arbetsinkomstens ojämnheter  
1975-1984**

**Arne Sandström**

**SCB**

**STATISTISKA CENTRALBYRÅN**

1987-03-31

BESKRIVNING AV ARBETSTIDENS FÖRKLARINGSGRAD  
PÅ ARBETSINKOMSTENS OJÄMNHET 1975 - 1984

av

Arne Sandström<sup>1)</sup>

Innehåll:	Sid	
1	Introduktion	1
2	Val av ojämnhetsmått	3
2.1	Inkomstvektorn och inkomstfördelningen	3
2.2	Deskriptiva och normativa ojämnhetsmått	3
2.3	Kriterier på ojämnhetsmått	4
2.4	Olika ojämnhetsmått	9
2.5	Dekomponeringar av C2	14
2.5a	Dekomponering efter delgrupper	14
2.5b	Dekomponering efter inkomstslag	16
2.6	Standardvägning av förklaringsgraden (C <sub>B</sub> /C) <sup>2</sup>	17
3	Beskrivning av arbetsinkomstens ojämnhet och arbetstidens förklaringsgrad	18
3.1	Arbetsinkomstens ojämnhet 1975-1984	24
3.2	Arbetstidens förklaring till observerad ojämnhet	27
	Referenser	33

Rapporten ingår som en del av en studie av välfärden och dess utveckling över de senaste 10-15 åren som SCB genomför på uppdrag av regeringen. Annat material i välfärdsstudien kommer att publiceras under 1987 bl a i serien Levnadsförhållanden.

1) FSAB/Statistik, 115 87 Stockholm

## 1 Introduktion

Inkomstfördelningen, dess utseende och utveckling över tiden har sedan början av detta århundrade (och speciellt sedan mitten av 1960-talet) varit temat i många både teoretiska och empiriska studier. Skälet till detta är inte inkomstfördelningen i sig själv, utan dess relation till många sociala/ekonomiska teorier, t ex välfärdsteorin.

I denna rapport skall vi beskriva inkomstfördelningen i Sverige från mitten av 1970-talet och tio år framåt. Beskrivningen sker med hjälp av numeriska mått som beskriver hur "ojämna" fördelningarna varit. Speciellt kommer arbetstidens betydelse på dessa ojämnheter att studeras. Först måste vi dock diskutera begreppet ojämnheter.

Begreppet ojämnheter har både en deskriptiv och normativ betydelse. Om två eller flera storheter inte alla är exakt lika stora så har vi ojämnheter i den deskriptiva meningen. Denna typ av ojämnheter mäts vanligtvis med vanliga statistiska spridningsmått.

Ojämnheter (och jämnheter) anspelar på begreppet rättvisa, vilket är ett normativt begrepp. Om en inkomstfördelning uppvisar "ojämnheter" så kan detta ge människor (och kanske speciellt politiker) en indikation på att fördelningen kanske är orättvis. Bakom tanken att en inkomstfördelning är orättvis finns en idé om hur en rättvis fördelning skall se ut (normen). I den ekonomiska litteraturen har många olika normativa fördelningar föreslagits. Enligt den egalitariska definitionen uppstår en rättvis fördelning om alla inkomstagareheter (individer, hushåll eller grupper av individer) får exakt identiska inkomster och enligt den marginella nyttodefinitionen uppstår den rättvisa fördelningen om alla inkomstagareheter har samma (marginella) nytta av sina inkomster.

När man väl har bestämt sig för hur en rättvis inkomstfördelning skall se ut så kan den normativa ojämnheten beskrivas som den ojämnhet som uppstår om några inkomsttagarenheter erhåller en faktisk inkomst som skiljer sig från den inkomst de skulle ha haft enligt den rättvisa fördelningen. Om den egalitariska definitionen används på den rättvisa fördelningen kan den deskriptiva ojämnheten ses som ett specialfall av den normativa.

Vid tolkningen av en inkomstfördelningens ojämnhet har definitionen av inkomst och inkomsttagarenhet stor betydelse. I denna analys används begreppet arbetsinkomst definierad enligt SCBs årliga undersökningar av hushållens inkomster (HINK). Inkomsttagarenheten är, i likhet med den primära urvalsenheten i HINK-undersökningarna, individer.

Den disponibla inkomsten (rätt definierad) kan ses som en approximation till välfärden om man betraktar sambandskedjan att välfärden beror av konsumtionsmöjligheterna som i sin tur beror av den disponibla inkomsten.

Arbetsinkomstbegreppet utgörs av summan av vissa delkomponenter i HINKens disponibla inkomst, nämligen summan av förvärvsinkomst och vissa positiva transfereringar (ersättningar för förlorad förvärvsinkomst).

I avsnitt 2 diskuteras valet av ojämnhetsmått och i avsnitt 3 ges en beskrivning av arbetsinkomstens ojämnhet 1975, 1980 och 1984. Stor vikt läggs här på att förklara arbetstidens betydelse på erhållen ojämnhet.



## 2 Val av ojämnhetsmått

### 2.1 Inkomstvektorn och inkomstfördelningen

Låt oss betrakta ett samhälle med  $N$  stycken inkomsttagarenheter (för enkelhets skull antages  $n$  personer). Personnummer  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) antages erhålla inkomsten  $y_i$ . De  $N$  personernas inkomster kan sammanställas i en inkomstvektor  $\underline{y} = (y_1, y_2, \dots, y_N)$ .

Om personen  $i$ 's inkomst  $y_i$  förändras så ger detta upphov till en ny inkomstvektor.

Med utgångspunkt från inkomstvektorn kan inkomstfördelningen formas genom att man betraktar värdet  $y_i$  som en observation på en gemensam inkomstvariabel och noterar de olika värdena som variabeln kan antaga samt räknar hur många personer som har respektive inkomst. Denna procedur innebär att man förlorar information eftersom man förlorar kopplingen mellan person och inkomst.

### 2.2 Deskriptiva och normativa ojämnhetsmått

Deskriptiva ojämnhetsmått är sådana mått (eller index) där individuella inkomster direkt påverkar fördelningsbedömningar. Eftersom dessa mått är direkt relaterade till inkomstvektorn så kan de generellt skrivas som  $I = I(\underline{y})$ . Beroende på syftet med inkomstfördelningsstudien kan man därför lätt konstruera ett dylikt mått.

Normativa studier baseras på den fundamentala principen att varje inkomstvektor genererar en individuell välfärds- (eller nytto-)vektor och denna i sin tur bestämmer den totala välfärden. Antag att person  $i$  erhåller nyttan  $u_i = u_i(y_i)$  av sin inkomst  $y_i$  samt att det existerar en social välfärdsfunktion  $W = W(u_1, u_2, \dots, u_N)$  som speglar den totala

välfärden i samhället. En rättvis inkomstvektor är därför den vektor som maximerar den sociala välfärden.

Ett normativt ojämnhetsmått måste därför vara en funktion av välfärdsfunktionen som i sin tur är en funktion av inkomstvektorn (ev via någon nyttofunktion). Om vi kopplar inkomstvektorn direkt till välfärdsfunktionen kan vi därför generellt skriva ett sådant mått som  $I = I_W(\underline{y})$ . När funktionen  $W = W(\underline{y})$  är känd kan vi därför skriva måttet  $I_W$  som en explicit funktion av inkomstvektorn,  $I = I(\underline{y})$ .

Vid valet av lämpligt ojämnhetsmått i denna studie kommer vi att betrakta mått som är på formen  $I(\underline{y})$ .

### 2.3 Kriterier på ojämnhetsmått

Valet av välfärdsfunktion  $W$  kan vara mycket svårt. Ett enklare sätt att komma fram till ett lämpligt ojämnhetsmått  $I(\underline{y})$  är att sätta upp ett antal kriterier, som detta mått skall uppfylla.

Det slutliga valet av mått kommer därför att bero på vilka kriterier man önskar att detta skall uppfylla. De kriterier vi kommer att ta upp här kan motiveras både ur deskriptiv och normativ ansats.

Anonymitetskriteriet (K1) säger att ojämnhetsbedömningen är oberoende av vem som får en viss inkomst.

Inkomstvektorerna (10,7) och (7,10) är enligt detta kriterium lika ojämna. Anonymitetskriteriet implicerar att vi kan betrakta inkomstfördelningen i stället för inkomstvektorn.

Transfereringskriteriet (K2) säger att ojämnheten ökar om vi tar en viss summa pengar från en fattig och ger till en rik.

Egalitariska kriteriet (K3) säger att den "minst" ojämna inkomstfördelningen är den där alla inkomstagare har samma inkomst,  $y_e = (\bar{y}_N, \bar{y}_N, \dots, \bar{y}_N)$ , där  $\bar{y}_N$  är det aritmetiska medelvärdet.

Koncentrationskriteriet (K4) säger att den "mest" ojämna inkomstfördelningen är den där en inkomstagare har alla inkomster,  $y_k = (0, 0, \dots, T, \dots, 0)$ , där  $T = N\bar{y}_N$  är den totala inkomsten.

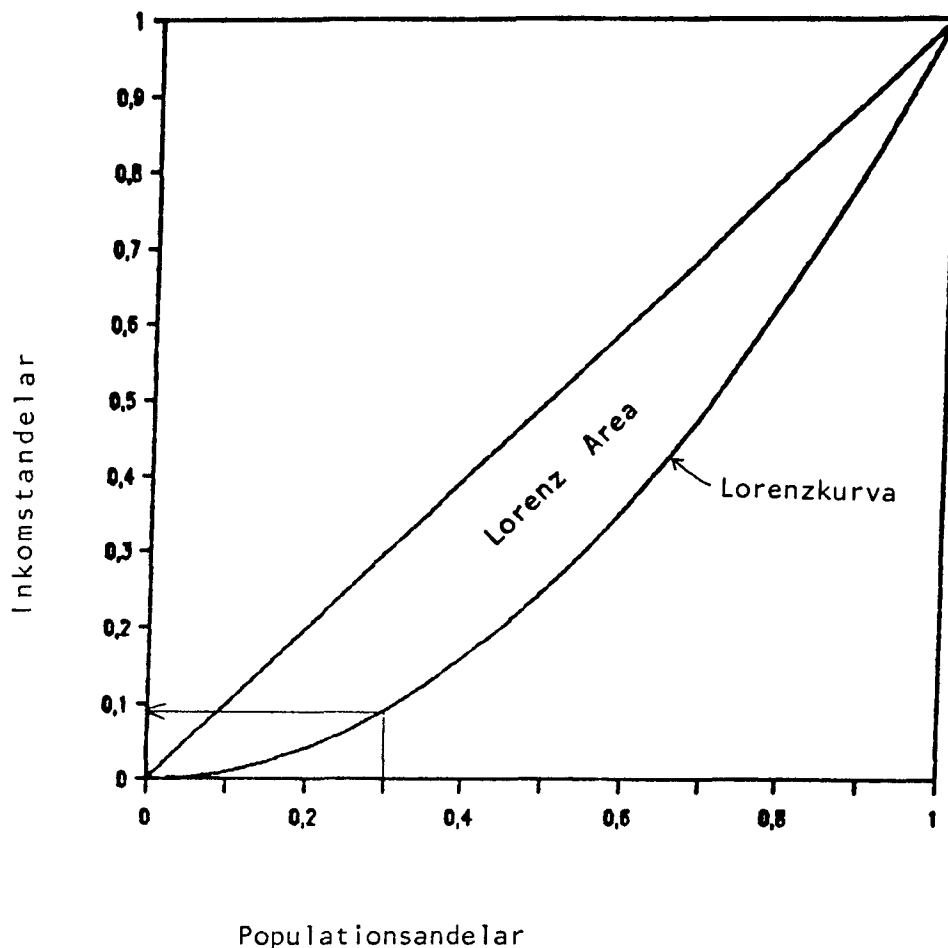
Man kan visa att transfereringskriteriet (K2) implicerar (K3) och (K4).

Lorenzkurvan är en grafisk representation av en inkomstfördelning. I detta diagram kan man avläsa hur mycket de p procenten fattigaste har av hela inkomstkakan, se figur 2.1. Av figuren framgår att de 30% fattigaste endast erhåller 9 % av hela inkomstkakan. Om alla personer har samma inkomst, enligt (K3), så kommer Lorenzkurvan att sammanfalla med diagonalen i figur 2.1.

Lorenzdomination (K5): Detta kriterium säger att om en inkomstfördelnings Lorenzkurva ligger helt ovanför en annan inkomstfördelnings Lorenzkurva så är den sistnämnda inkomstfördelningen ojämna är den förstnämnda.

Den egalitariska inkomstfördelningen Lorenzdominerar alla andra inkomstfördelningar med samma totala inkomst.

Figure 2.1 Lorenzkurva och Lorenzarea



(K5), liksom (K2), implicerar (K3) och (K4). Inkomstfördelningen enligt (K4) Lorenzdomineras av alla andra inkomstfördelningar med samma totala inkomst.

Additionskriteriet (K6) säger att ojämnheten i en inkomstfördelning ej påverkas av om man adderar ett lika stort belopp till alla inkomster.

Proportionalitetskriteriet (K7) säger att ojämnheten i en inkomstfördelning ej påverkas av proportionella förändringar i samtliga inkomster.

(K7) innebär att måttet är skalresistent, dvs vi kan mäta inkomsten i kronor, dollar eller pund. Detta innebär också att man kan jämföra ojämnheten över tiden då inflationsförändringar ej påverkar ojämnheten.

Kriterierna (K6) och (K7) ger upphov till två klasser av mått. Valet av klass kan diskuteras, men vanligtvis brukar man arbeta med mått som uppfyller proportionalitetskriteriet (K7).

Replikationskriteriet (K8) säger att om vi studerar en inkomstvektor om  $kN$  element, där varje element är upprepade  $k$  gånger i jämförelse med inkomstvektorn  $y$  om  $N$  element, så kommer båda inkomstfördelningarna att betraktas som lika ojämna.

Kriteriet (K8) gör det möjligt att jämföra inkomstfördelningarna i samhällen med olika antal inkomsttagare. Antag att två populationer består av  $N_1$  respektive  $N_2$  inkomsttagare. Under (K8) kan vi replikera respektive population  $k_1$  och  $k_2$  gånger, med bivillkoret att  $k_1N_1 = k_2N_2$ , utan att ojämnheten i respektive population förändras.

Utsträckningskriteriet (K9) säger att om (K3) är uppfyllt, så är  $I(\tilde{y}) = 0$  och om (K4) är uppfyllt, så är  $I(\tilde{y}) = 1$  samt att  $0 \leq I(\tilde{y}) \leq 1$ .

Under de senaste årtiondena har ett flertal inkomstfördelningsstudier varit inriktade på att bestämma olika faktorer som påverkar den totala ojämnheten i ett samhälle. En analysansats i denna riktning är att dekomponera (uppdelar) ojämnhetsmättet och mäta olika faktorerens bidrag till den totala ojämnheten. Två generella typer av dekomponeringar kan urskiljas.

För det första, antag att vi uppdelar en population i disjunkta delpopulationer, t ex socio-ekonomiska grupper. Vi kan då fråga oss hur mycket delpopulation 1, delpopulation 2 etc bidrar till den totala ojämnheten och hur mycket beror av ojämnheten mellan de olika delpopulationerna. För det andra, antag att vi betraktar den disponibla inkomsten som en summa av olika inkomster, t ex löneinkomst, kapitalinkomst, skatt och positiva transferingar. Hur mycket av ojämnheten i den disponibla inkomsten kan då förklaras av ojämnheten i t ex löneinkomst, kapitalinkomst etc? Eftersom de två dekomponeringsansatserna har delvis olika tolkning så anger vi dem i två kriterier:

Populationsdekomponering (K10): Ojämnhetsmättet bör kunna dekomponeras i en inomgruppskomponent och en mellangruppskomponent. De båda komponenterna adderas till den totala ojämnheten.

Inkomstslagsdekomponering (K11): Ojämnhetsmättet bör kunna dekomponeras i inkomstslagskomponenter och dessa komponenter skall adderas till ojämnheten i summan av de olika inkomstposterna.

Kriteriet för populationsdekomponering innebär att ojämnheten i hela populationen  $I(\underline{y})$  kan skrivas som  $I_W(\underline{y}) + I_B(\underline{y})$ , där  $I_W$  uttrycker en (vägd) summa av inomgruppsojämnheter ( $W = \text{within}$ ) och  $I_B$  en (vägd) summa av mellangruppsojämnheter ( $B = \text{between}$ ).

Om den disponibla inkomsten, säg  $y$ , betraktas som en summa av  $k$  inkomstslag,  $y = \sum x_j$ , så är det naturligt att försöka dekomponera ojämnheten  $I(\underline{y})$  som en vägd summa av ojämnheterna i de  $k$  inkomstslagen  $\sum w_j I(\underline{x}_j)$ . Detta uttrycks i kriterium (K11).

Rent taxeringsmässigt eller definitionsmässigt kan en in-

komst vara negativ. I de svenska undersökningarna av hushållens inkomster (HINKarna) kan t ex företagarinkomsten vara negativ. Skatter kan definitionsmässigt betraktas som negativa inkomster. På grund av detta är det önskvärt att ojämnhetsmättet kan ta hänsyn till detta. Denna önskan skriver vi som ett tolfte och sista kriterium.

Teckenkriteriet (K12) säger att ojämnhetsmättet skall vara definierat för inkomster som kan antaga både negativa och positiva värden.

För en mer ingående diskussion om olika kriterier samt ytterligare kriterieförslag hänvisas till Nygård och Sandström (1981).

#### 2.4 Olika ojämnhetsmått

I den ekonomisk-statistiska litteraturen har en rad olika mått på inkomsters ojämnhetsmätt föreslagits. Det stora flertalet av dessa mått diskuteras bl a i Nygård och Sandström (1981). I det följande kommer vi endast att studera två familjer av mått, den ena relaterad till den tidigare omnämnda Lorenzkurvan och den andra mer eller mindre föreslagen utifrån vissa av de kriterier som uppställts i avsnitt 2.3.

Den förstnämnda familjen av mått benämner vi Ginifamiljen eftersom denna inkluderar det kanske mest kända av alla ojämnhetsmått: Ginikoefficienten,  $R$ . Mättet  $R$  kan grafiskt tolkas som den dubbla arean mellan en inkomstfördelnings Lorenzkurva och diagonalen i ett Lorenzdiagram, den s k Lorenzarean, se figur 2.1. Övriga medlemmar i denna familj är sådana mått där olika delar av Lorenzarean har fått olika vikter.

Den andra ojämnhetsfamiljen benämns Generaliserade Entropi-familjen och utgör en klass av additiva mått, se t ex

Cowell (1980). Till denna familj hör bland annat Theils ojämnhetsmått och den kvadrerade variationskoefficienten. I Nygård och Sandström (1985) diskuteras hur dessa familjers medlemmar skall estimeras.

Låt  $y_{1:N} \leq y_{2:N} \leq \dots \leq y_{N:N}$  vara de rangordnade elementen ur inkomstvektorn  $\underline{y}$ , där  $y_{1:N}$  utgör den lägsta inkomsten och  $y_{N:N}$  den högsta. Ginifamiljen definieras nu som

$$I_G(\underline{y}) = \frac{1}{N\bar{y}_N} \sum_{i=1}^N J(i/N) y_{i:N}, \quad (2.1)$$

där  $\bar{y}_N = N^{-1} \sum_i y_i \neq 0$  och  $J(i/N)$  är en begränsad funktion. För Ginikoefficienten  $R$  är denna funktion  $2 \frac{i}{N} - 1 - \frac{1}{N}$ , vilket innebär att  $R$  kan skrivas som

$$R = \frac{2}{N^2 \bar{y}_N} \sum_{i=1}^N i y_{i:N} - 1 - \frac{1}{N}. \quad (2.2)$$

Den generaliserade entropifamiljen definieras av

$$I_{E,c}(\underline{y}) = \frac{1}{c(c-1)} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ \left( \frac{y_i}{\bar{y}_N} \right)^c - 1 \right\}, \quad c \neq 0, 1, \quad (2.3a)$$

$$I_{E,0}(\underline{y}) = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log \left( \frac{y_i}{\bar{y}_N} \right), \quad c = 0, \quad (2.3b)$$

och

$$I_{E,1}(\underline{y}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{\bar{y}_N} \log \left( \frac{y_i}{\bar{y}_N} \right), \quad c = 1. \quad (2.3c)$$



Medlemmen  $I_{E,1}(\underline{y})$  (med  $c = 1$ ) är Theils index, se t ex SOU 1971:39, kapitel 6, och om parametern  $c$  sätts lika med två erhåller vi halva kvadrerade variationskoefficienten.

När vi nu skall jämföra olika medlemmar ur de båda familjerna med avseende på de i avsnitt 2.3 uppsatta kriterierna väljer vi de mått som är enklast att tolka och beräkna. Ur Ginifamiljen väljer vi därför Ginikoefficienten  $R$  och ur den generaliserade entropifamiljen Theils mått och kvadrerade variationskoefficienten. De två sistnämnda måtten betecknar vi  $T$  respektive  $C^2$ . I Tabell 2.1 har dessa tre mått utskrivits explicit samt för  $R$  och  $C^2$  omformulerats så att dessa kan jämföras.

Tabell 2.1 Explicita uttryck för Ginikoefficienten  $R$ , kvadrerade variationskoefficienten  $C^2$  och Theils mått  $T$ .

$$y_{1:N} \leq y_{2:N} \leq \dots \leq y_{N:N}$$

$$\bar{y}_N = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_i \neq 0$$

$$\text{sign}(\bar{y}_N) = \begin{cases} +1 & \text{om } \bar{y}_N > 0 \\ -1 & \text{om } \bar{y}_N < 0 \end{cases}$$

Mått	Omformulering
$R$	$\frac{2}{N^2 \bar{y}_N} \sum_{i=1}^N i y_{i:N} - 1 - \frac{1}{N}$ $\frac{\text{sign}(\bar{y}_N)}{2N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \left  \frac{y_i}{\bar{y}_N} - \frac{y_j}{\bar{y}_N} \right $
$C^2$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{y_i}{\bar{y}_N} - 1 \right)^2$ $= \frac{1}{2N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \left( \frac{y_i}{\bar{y}_N} - \frac{y_j}{\bar{y}_N} \right)^2$
$T$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{\bar{y}_N} \log \left( \frac{y_i}{\bar{y}_N} \right)$

Omformuleringarna av Ginikoefficienten och den kvadrerade variationskoefficienten visar att dessa mått är närbesläktade. R kan tolkas som summan av alla absoluta differenser mellan relativa mått  $y_i/\bar{y}_N$  och  $C^2$  som summan av alla kvadrerade differenser. I Tabell 2.2 jämförs de tre måtten med avseende på de kriterier som uppställts i avsnitt 2.3.

Eftersom de mått vi studerar här är relativa mått, dvs proportionalitetskriteriet är uppfyllt, så kommer inget av dessa att uppfylla additionskriteriet (K6). Av de övriga elva kriterierna uppfyller T åtta,  $C^2$  tio och R, under vissa förutsättningar, samtliga. Även om R har en enkel grafisk tolkning (dubbla Lorenzarean) så kommer vi huvudsakligen att använda oss av den kvadrerade variationskoefficienten som ojämnhetsmått i den fortsatta beskrivningen.

Tabell 2.2 En jämförelse mellan Ginikoefficienten R, kvadrerade variationskoefficienten C<sup>2</sup> och Theils mått T med avseende på de tolv kriterier som uppställts i avsnitt 2.3

ja = kriteriet uppfyllt      nej = kriteriet ej uppfyllt

Kriterier	R	C <sup>2</sup>	T
K1: Anonymitetskriteriet	ja	ja	ja
K2: Transfereringskriteriet	ja <sup>1</sup>	ja	ja
K3: Egalitariska kriteriet	ja	ja	ja
K4: Koncentrationskriteriet	ja	ja	ja
K5: Lorenzdomination	ja	ja	ja
K6: Additionskriteriet	nej <sup>2</sup>	nej <sup>2</sup>	nej <sup>2</sup>
K7: Proportionalitetskrit.	ja	ja	ja
K8: Replikationskriteriet	ja	ja	ja
K9: Utsträckningskriteriet	ja <sup>3</sup>	nej <sup>4</sup>	nej <sup>5</sup>
K10: Populationsdekomponering	ja <sup>6</sup>	ja	ja
K11: Inkomstslagsdekomp.	ja	ja	nej
K12: Teckenkriteriet	ja	ja	nej

Anmärkningar:

- 1) Endast uppfyllt om givare och mottagare ej förändrar sina relativa positioner bland de "fattiga" respektive "rika".
- 2) Samtliga tre mått är relativa mått i den betydelsen att de uppfyller proportionalitetskriteriet (K7) men ej additionskriteriet.  
 $\bar{y}_N R$  och  $\bar{y}_N^2 C^2$  uppfyller additionskriteriet.
- 3) Om  $y \in [0, \infty[$ , så gäller att  $R \in [0, 1 - \frac{1}{N}]$ ,  
 eljest kan  $R \in ]-\infty, \infty[$ .

$$4) C^2 \in [0, N-1]$$

$$5) T \in [0, \log N]$$

6) Ginikoefficienten kan dekomponeras i en inomgruppsterm och en mellangruppsterm. Mellangruppstermen är dock mer komplicerad än motsvarande term hos  $C^2$ . Se Nygård och Sandström (1981).

## 2.5 Dekomponeringar av $C^2$

### 2.5a Dekomponering efter delgrupper

Antag att populationen kan indelas i  $k$  stycken disjunkta delgrupper så att en inkomsttagarenhet endast tillhör en enda delgrupp. Då kan  $C^2$  skrivas som

$$C^2 = C_W^2 + C_B^2 \quad (2.4)$$

där

$$C_W^2 = \sum_{j=1}^k \frac{N_j}{N} \left( \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}_N} \right)^2 C_j^2 \quad (2.5a)$$

$$C_B^2 = \sum_{j=1}^k \frac{N_j}{N} \frac{(\bar{y}_j - \bar{y}_N)^2}{\bar{y}_N^2} = \sum_{j=1}^k \frac{N_j}{N} \left( \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}_N} \right)^2 - 1. \quad (2.5b)$$

$C_W^2$  är en vägd summa av inomgruppsojämnhet där  $C_j^2$ ,  $j=1, 2, \dots, k$ , är ojämheten inom grupp  $j$ ,  $\bar{y}_j$  är aritmetiska medeltalet inom grupp  $j$  och  $N_j$  är antalet inkomsttagarenheter inom grupp  $j$ .

$C_B^2$  är en vägd summa av mellangruppsojämnheter.

Om vi nu dividerar båda sidor i (2.4) med  $C^2$  så kan vi dels beräkna hur mycket av den totala ojämnheten, uttryckt i %, som förklaras av ojämnheterna inom de olika delgrupperna och dels hur mycket som förklaras av nivå-skillnader mellan grupperna:

$$100 \% = \sum_{j=1}^k GIW_j + (C_B/C)^2, \quad (2.6)$$

där GIW står för gruppojämnhetsvikt (group inequality weight) och definieras av

$$GIW_j = \frac{N_j}{N} \frac{(\bar{y}_j)^2 C_j^2}{(\bar{y}_N)^2 C^2}.$$

Mellangruppsojämnheten  $C_B^2$  uttrycker den inkomstojämnheten som skulle ha förelegat om alla inkomsttagare inom en och samma delgrupp hade haft samma inkomst ( $=\bar{y}_j, j=1,2,\dots,k$ ), ty i detta fall blev  $C_W^2 = 0$ . Om man i sin analys vill hitta populationsgrupper som är homogena och samtidigt så inkomstmässigt olika som möjligt bör  $C_B^2$  vara så stor som möjligt.

Om man i sin analys av en given population jämför flera olika typer av populationsgruppsindelningar, t ex socio-ekonomiska grupper, åldersklasser, antalet utbildningsår, så säger vi att den indelning som ger upphov till högsta relativa mellanklassojämnheten  $(C_B/C)^2$  är den populationsindelning som förklarar mest av den totala inkomstojämnheten.  $C_B^2/C^2$ , uttryckt i procent, kallar vi förklaringsgraden.

Mellangruppsojämnheten  $C_B^2$  har den egenskapen att om man vid en given dekomponering av en population i  $k$  delgrupper delar en av dessa grupper i två delar så att vi har  $k + 1$  delgrupper totalt så ökar  $C_B^2$ . Om vi inte har dekomponerat populationen ( $k=1$ ) så blir förklaringsgraden 0 % och det andra extremfallet uppträder då alla  $N$  populationsenheter var och en utgör en delgrupp ( $k=N$ ); då blir förklaringsgraden 100 %!

## 2.5b Dekomponering efter inkomstslag

Antag att inkomsten  $y$  kan beskrivas som summan av  $k$  olika inkomstslag,  $y = \sum_{j=1}^k x_j$ . Den kvadrerade variationskoefficienten  $C^2$  kan nu dekomponeras enligt följande

$$C^2 = \sum_{j=1}^k \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}_N} C_j^2, \quad (2.7)$$

där  $\bar{x}_j = N^{-1} \sum_{i=1}^N x_{ji}$  och  $C_j^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left( \frac{y_i}{\bar{y}_N} - 1 \right) \left( \frac{x_{ji}}{\bar{x}_j} - 1 \right)$  är en relativ kovariansterm.

Dividerar vi båda sidor i (2.7) med  $C^2$  så kan vi se hur mycket de olika inkomstslagen, relativt sett, bidrager till den totala ojämnheten:

$$100 \% = \sum_{j=1}^k FIW_j, \quad (2.8)$$

där  $FIW$  står för relativ inkomstslagsojämnhetsfaktor (factor inequality weight) och defieras av

$$FIW_j = \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}_N} \cdot \left( \frac{C_j}{C} \right)^2.$$

Jämför man nu  $FIW$  mellan olika delpopulationer, t ex arbetare och tjänstemän, så kan man utläsa vilka inkomstslag som inom respektive delpopulation ger de största relativa bidragen till inkomstojämnheten.

## 2.6 Standardvägning av förklaringsgraden $(C_B/C)^2$

Antag att vi har en given dekomponering av populationsgrupper, t ex efter arbetstidens längd, och jämför förklaringsgraden för denna dekomponering för exempelvis arbetare under några år. De på detta sätt framtagna förklaringsgraderna beror till viss del på strukturförändringar, inom den studerade populationen, med avseende på arbetstidens längd.

Ett sätt att ta hänsyn till strukturförändringar i en studerad population är att standardväga förklaringsgraden.

Antag att vi studerar inkomstjämnheter under  $n$  år (index  $t = 1, 2, \dots, n$  nedan anger de  $n$  studerade åren). För de  $n$  åren är värdet av  $C_t^2$  oberoende av den dekomponering som görs. Låt  $p_{tj} = N_{tj}/N_t$  vara den  $j$ :te delgruppens populationsandel år  $t$  (strukturparameter år  $t$ ). Då kan  $C_{Bt}^2$  (för år  $t$ ) skrivas, jämför (2.5b)

$$C_{Bt}^2 = \sum_{j=1}^k p_{tj} \left( \frac{\bar{y}_{tj}}{\bar{y}_{tN}} - 1 \right)^2 = \sum_{j=1}^k p_{tj} \left( \frac{\bar{y}_{tj}}{\bar{y}_{tN}} \right)^2 - 1,$$

där  $\bar{y}_{tj}$  och  $\bar{y}_{tN}$  är medelinkomster år  $t$  i enlighet med vad som definieras i avsnitt 2.5a. Standardvägningen tillgår så att vi byter ut strukturparametrarna  $p_{tj}$  för åren  $t = 1, 2, \dots, n$  mot några som motsvarar en fix "standardpopulation". I de senare avsnitten av denna rapport har populationsandelarna för det sist studerade året ( $t = n$ ) använts. Detta ger följande standardvägda mellangrups-  
ojämnhet

$$\begin{aligned} s C_{Bt}^2 &= \sum_{j=1}^k p_{nj} \left( \frac{\bar{y}_{tj}}{\bar{y}_{tN}} - 1 \right)^2 = \\ &= \sum_{j=1}^k p_{nj} \left( \frac{\bar{y}_{tj}}{\bar{y}_{tN}} \right)^2 + 1 - 2 \sum_{j=1}^k p_{nj} \left( \frac{\bar{y}_{tj}}{\bar{y}_{tN}} \right), \end{aligned} \quad (2.10)$$

och standardvägda förklaringsgrad  $s C_{Bt}^2 / C_t^2$  för år  $t$ .

### 3 Beskrivning av arbetsinkomstens ojämnhet och arbetstidens förklaringsgrad

Vi skall i detta avsnitt beskriva arbetsinkomstens<sup>1)</sup> ojämnhet och arbetstidens förklaringsgrad under slutet av 1970- och början av 1980-talet. Grundmaterialet består av de individer som utgör primärurvalet till SCBs årliga undersökningar av hushållens inkomster (HINK) för åren 1975, 1980 och 1984. Den beskrivning som görs bygger på en dekomponering av ojämnhetsmättet C<sup>2</sup> efter arbetad tid.

Arbetstiden indelas i följande tio klasser:

- |     |                 |                        |
|-----|-----------------|------------------------|
| 1.  | 0 tim           | "ej förvärvsarbetande" |
| 2.  | 1 - 299 tim     | } "kort deltid"        |
| 3.  | 300 - 1039 tim  |                        |
| 4.  | 1040 - 1247 tim | } "lång deltid"        |
| 5.  | 1248 - 1455 tim |                        |
| 6.  | 1456 - 1663 tim |                        |
| 7.  | 1664 - 1871 tim |                        |
| 8.  | 1872 - 2079 tim | } "heltid"             |
| 9.  | 2080 - 2287 tim |                        |
| 10. | 2288 - tim      |                        |

Beskrivningen har i grova drag tillgått så att populationen indelats i delpopulationer, t ex efter socio-ekonomisk gruppering, kön och ålder, och sedan har (standardvägda) förklaringsgraden jämförts mellan delpopulationerna inom ett och samma år samt mellan olika år. Detta ger en möjlighet att förklara arbetstidens betydelse för arbetsinkomstens ojämnhet mellan olika populationsgrupper samt utveckling över tiden.

---

1) Arbetsinkomsten definieras i SCBs HINKar som summan av förvärvsinkomst (= lön + företagarinkomst), sjukpenning, föräldrapenning samt ersättning i samband med utbildning och tjänstgöring inom totalförsvaret.



I tabellerna 3.1 - 3.4 har arbetstidens ojämnheter, uttryckt både i termer av Ginikoefficienten  $R$  och kvadrerade variationskoefficienten  $C^2$ , och arbetstidens förklaringsgrad av observerad ojämnheter sammanställts. Förklaringsgraden har angetts dels i reala termer, dels standardvägda. Standardvägningen har tillgått så att populationsstrukturen mellan de tio arbetstidsklasserna för 1984 har ansatts i beräkningarna för 1975 och 1980. Förklaringsgraden i reala och standardvägda termer blev därför identiska för 1984.

Sammanfattningsvis kan noteras att största betydelsen av arbetstiden på arbetsinkomstens ojämnheter uppnås bland samtliga kvinnor 18-24 år och 45-64 år. Därefter följer samtliga män 18-24 år och samtliga kvinnor i åldersklasserna 25-44 år och 65 år och äldre. De lägsta förklaringsgraderna uppnås bland förvärvsarbetande män i ålderna 25-64 år samt för företagare och jordbrukare.

I avsnitt 3.1 ges en grov beskrivning av utvecklingen av arbetsinkomstens ojämnheter mellan 1975 och 1984. I detta avsnitt används Ginikoefficienten  $R$  som ojämnhetsmått. Skälet till detta är att andra studier<sup>1)</sup> av  $R$  visar att förändringar på ca 2.5 % av Ginikoefficienten är signifikativt på 5 %-nivån.

Avsnitt 3.2 beskriver arbetstidens förklaringsgrad till den observerade arbetsinkomstens ojämnheter.

---

1) Jfr t ex Sandström, Wretman och Waldén (1985).

Tabell 3.1 Arbetsinkomstens ojämnhet och arbetstidens förklaringsgrad 1975, 1980 och 1984 (1985 års priser).  
Indelning efter kön och ålder, samtliga personer 18 år och äldre.

Populations indelning	År	Medel inkomst	Inkomsto jämnhet 10000*R	Inkomsto jämnhet 10000*C <sup>2</sup>	Förklaringsgrad ej standard vägd	Förklaringsgrad (%) standard vägd
Män 18-24 år	1975	66403	3330	3311	64.7	76.0
	1980	62890	3580	3954	71.3	68.1
	1984	51903	3980	4854	57.4	57.4
Män 25-44 år	1975	126321	2220	2082	16.4	25.1
	1980	116837	2230	2000	17.7	23.9
	1984	109808	2380	2457	21.6	21.6
Män 45-64 år	1975	121914	3330	4945	23.6	36.4
	1980	108861	3600	5229	33.0	31.8
	1984	101752	3570	4768	35.8	35.8
Män 65- år	1975	15752	8700	56611	63.0	46.2
	1980	6978	10000	116449	47.7	53.6
	1984	7952	10410	147746	21.2	21.2
Kvinnor 18-24 år	1975	50198	3930	4668	73.3	80.8
	1980	60950	3300	3347	78.6	59.2
	1984	50031	3440	3621	69.2	69.2
Kvinnor 25-44 år	1975	58831	4430	6286	65.4	50.2
	1980	63314	3800	4635	64.3	56.7
	1984	67413	3140	3151	57.8	57.8
Kvinnor 45-64 år	1975	43914	5800	11721	67.8	72.6
	1980	54487	4850	7592	69.0	71.4
	1984	53970	4720	7204	70.3	70.3
Kvinnor 65- år	1975	16630	11980	276198	69.8	36.7
	1980	20630	9410	145916	58.0	23.7
	1984	9120	9580	293251	58.6	58.6

Tabell 3.2 Arbetsinkomstens ojämnhet och arbetstidens förklaringsgrad 1975, 1980 och 1984 (1985 års priser). Indelning efter kön och ålder, samtliga förvärvsarbetande 18-64 år.

Populations indelning	År	Medel inkomst	Inkomstojämnhet		Förklaringsgrad ej (%)	
			10000*R	10000*C <sup>2</sup>	standard vägd	standard vägd
Män 18-24 år	1975	78511	2190	1474	48.9	57.6
	1980	76375	2390	1835	52.5	57.6
	1984	65061	2700	2229	49.9	49.9
Män 25-44 år	1975	129124	2050	1835	9.4	11.3
	1980	119103	2080	1784	11.0	9.5
	1984	114768	2050	1942	7.7	7.7
Män 45-64 år	1975	134141	2670	3601	6.7	8.9
	1980	123926	2710	3381	10.3	8.7
	1984	117138	2590	2860	10.6	10.6
Kvinnor 18-24 år	1975	68331	2030	1247	41.5	78.5
	1980	75335	1900	1127	67.5	48.0
	1984	62455	2100	1378	52.1	52.1
Kvinnor 25-44 år	1975	81150	2470	2079	39.4	33.4
	1980	78863	2380	1944	40.1	36.7
	1984	77387	2190	1578	40.1	40.1
Kvinnor 45-64 år	1975	78925	2640	2400	44.6	38.9
	1980	81092	2420	1995	41.8	37.4
	1984	78885	2340	1885	38.8	38.8

Tabell 3.3 Arbetsinkomstens ojämnhet och arbetstidens förklaringsgrad 1975, 1980 och 1984 (1985 års priser).  
Socio-ekonomisk indelning, samtliga personer 18 -64 år.

Populations indelning	År	Medel inkomst	Inkomstojämnhet		Förklaringsgrad	
			10000*R	10000*C <sup>2</sup>	ej standard vägd	(%) standard vägd
Arbetare	1975	90881	2100	1411	43.4	48.6
	1980	87780	1980	1234	54.4	53.4
	1984	81963	2190	1538	48.2	48.2
Tjänstemän lägre	1975	97515	2250	1820	41.7	38.3
	1980	96138	2120	1556	48.6	42.2
	1984	93703	2130	2207	31.1	31.1
Tjänstemän mellan nivå	1975	134539	2360	2190	27.3	35.3
	1980	126497	2080	1551	27.0	31.1
	1984	108479	2110	1558	32.7	32.7
Tjänstemän högre	1975	183484	2750	3297	23.4	18.1
	1980	163751	2600	2999	18.9	14.7
	1984	155768	2300	2126	19.8	19.8
Samtliga löntagare	1975	106044	2650	3043	29.1	30.5
	1980	102555	2460	2533	33.0	33.4
	1984	95212	2480	2447	35.1	35.1
Företagare	1975	98002	4140	8167	7.4	5.0
	1980	66355	4050	6591	10.9	8.9
	1984	65891	4260	9358	4.2	4.2
Jordbrukare	1975	69920	3730	4798	9.4	10.3
	1980	39130	4650	8663	16.0	8.7
	1984	46440	3620	5197	6.3	6.3

Tabell 3.4 Arbetsinkomstens ojämnhet och arbetstidens förklaringsgrad 1975, 1980 och 1984 (1985 års priser). Socio-ekonomisk indelning, samtliga personer 18 år och äldre.

Populations indelning	År	Medel inkomst	Inkomstojämnhet		Förklaringsgrad ej (%)	
			10000*R	10000*C <sup>2</sup>	standard vägd	standard vägd
Arbetare	1975	90577	2130	1462	43.5	48.0
	1980	87158	2020	1280	55.1	52.0
	1984	81972	2190	1542	48.3	48.3
Tjänstemän lägre	1975	97247	2260	1826	42.5	39.2
	1980	96000	2120	1556	48.1	45.1
	1984	93189	2150	2230	32.2	32.2
Tjänstemän mellan nivå	1975	133444	2400	2247	28.0	32.7
	1980	126140	2090	1560	27.5	31.4
	1984	108401	2130	1608	32.6	32.6
Tjänstemän högre	1975	181514	2790	3370	22.8	17.7
	1980	162868	2610	3013	19.4	16.0
	1984	154744	2310	2132	20.1	20.1
Samtliga löntagare	1975	105205	2680	3094	29.7	30.3
	1980	101427	2510	2612	34.2	33.5
	1984	94955	2500	2472	35.2	35.2
Företagare	1975	94715	4170	8204	10.4	7.3
	1980	63922	4170	7349	13.2	10.9
	1984	63097	4660	11068	4.6	4.6
Jordbrukare	1975	63866	4150	6042	15.4	27.6
	1980	36831	4850	9235	13.8	10.8
	1984	41806	4170	6589	11.7	11.7

### 3.1 Arbetsinkomstens ojämnhet 1975-1984

Förändringen av arbetsinkomstens ojämnhet har under perioden 1975-1984 ökat/minskat för olika delpopulationer. I nedanstående tabell har en grov uppskattning gjorts för ojämnhetens utveckling med avseende på Ginikoefficienten. Om förändringen har varit större än  $\pm 5\%$  har detta ansetts som en kraftig förändring.

Grupper där inkomstojämnheten har

ökat kraftigt ++	<ul style="list-style-type: none"> <li>. samtliga män 18 år och äldre</li> <li>. förvärvsarbetande män 18-24 år</li> <li>. företagare 18 år och äldre</li> </ul>
ökat svagt +	<ul style="list-style-type: none"> <li>. förvärvsarbetande kvinnor 18-24 år</li> <li>. arbetare 18-64 år o 18 år och äldre</li> <li>. företagare 18-64 år</li> </ul>
ingen större förändring 0	<ul style="list-style-type: none"> <li>. förvärvsarbetande män 25-44 år</li> <li>. jordbrukare 18 år och äldre</li> </ul>
minskat svagt -	<ul style="list-style-type: none"> <li>. förvärvsarbetande män 45-64 år</li> <li>. lägre tjänstemän 18 år och äldre</li> <li>. jordbrukare 18-64 år</li> </ul>
minskat kraftigt --	<ul style="list-style-type: none"> <li>. förvärvsarbetande kvinnor 25-64 år</li> <li>. samtliga tjänstemän 18-64 år</li> <li>. samtliga löntagare 18-64 år (18 år och äldre)</li> <li>. tjänstemän på mellan- och högre nivå 18 år och äldre</li> <li>. samtliga kvinnor 18 år och äldre</li> </ul>

Ur den föregående sammanställningen kan bland annat följande tendens urskiljas: Jämförs samtliga män och kvinnor (18 år och äldre) så ser vi två helt olika förändringar. För männen har ojämnheten ökat kraftigt (++) medan ojämnheten för kvinnorna har minskat kraftigt (--).

Bland de förvärvsarbetande männen och kvinnorna ser vi att förändringen i arbetsinkomstens ojämnhet avtar med växande ålder. Följande sammanställning illustrerar detta.

Åldersklasser	Förvärvsarbetande	
	män	kvinnor
18-24	23.3% (++)	3.4% (+)
25-44	0% (0)	-11.3% (--)
45-64	-3.0% (-)	-11.3% (--)

För samtliga förvärvsarbetande män och kvinnor (18-64 år) har ojämnheten minskat med 6.4% från  $R_{1975} = 0.265$  till  $R_{1984} = 0.248$ .

Betraktar vi löntagarna i tabellerna 3.3 och 3.4 (arbetare och tjänstemän) så ser man att för 1975 gäller att medelinkomsten och ojämnheten (uppmätt med R eller  $C^2$ ) följer varandra på så sätt att då medelinkomsten ökar så ökar också ojämnheten. För 1984 är tendensen nästan den motsatta (förutom för högre tjänstemän).

Män och kvinnor över 65 år har de högst uppmätta värdena på både R och  $C^2$ . Här ser vi bland annat att Ginikoefficienten R för vissa år är större än 1! Detta kan inträffa när arbetsinkomsten är definierad för både negativa och positiva värden. Jämför Anmärkning 3 till tabell 2.2. I detta fall torde det bero på taxeringsmässigt negativa inkomster (underskott).

I nedanstående sammanställning har arbetsinkomstens ojämnhet (R) rangordnats för de olika åldersklasserna för män och kvinnor. Lägsta rang (= 1) erhåller den åldersklass som har lägst ojämnhet och högsta rang (= 8) den åldersklass som har högst ojämnhet. Jämförelse görs mellan 1975 och 1984. Data är hämtade ur tabell 3.1.

År	1975		1984	
	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor
1	25-44 år		25-44 år	
2	18-24 år 45-64 år			25-44 år
3				18-24 år
4		18-24 år	45-64 år	
5		25-44 år	18-24 år	
6		45-64 år		45-64 år
7	65- år			65- år
8		65- år	65- år	

Vi ser att ojämnheten är lägst bland männen i åldrarna 24-44 år medan kvinnorna i samma åldersklass har förändrat sin relativa position (rang) från fem till två. Ojämnheten är störst bland män och kvinnor över 65 år.



### 3.2 Arbetstidens förklaring till observerad ojämnhet

I detta avsnitt skall vi arbeta med den kvadrerade variationskoefficienten som ojämnhetsmått. Skälet till detta är att om vi dekomponerar populationen efter arbetad tid (jfr inledningen till avsnitt 3) så kan denna uppdelning till viss del förklara den uppmätta ojämnheten. Förklaringsgraden anger i detta fall hur stor del av den totala ojämnheten bland t ex tjänstemän som kan tillskrivas arbetstiden.

Arbetstidens förklaring till arbetsinkomstens ojämnhet illustreras i figurerna 3.1 - 3.3. Det bör observeras att de heldragna och streckade linjerna mellan de tre åren 1975, 1980 och 1984 endast är till för att underlätta den visuella beskrivningen av utvecklingen. Skall en mer exakt beskrivning av utvecklingen för de tio åren göras, så måste bearbetningar göras för varje år. Det torde dock vara tillräckligt med uppgifter för de tre åren för att beskriva tendenser i utvecklingen.

Vi börjar med att betrakta förklaringsgradens utveckling för män och kvinnor i olika åldersklasser. I figur 3.1 ges denna beskrivning för samtliga personer (18 år och äldre) och i figur 3.2 för samtliga förvärvsarbetande (18-64 år).

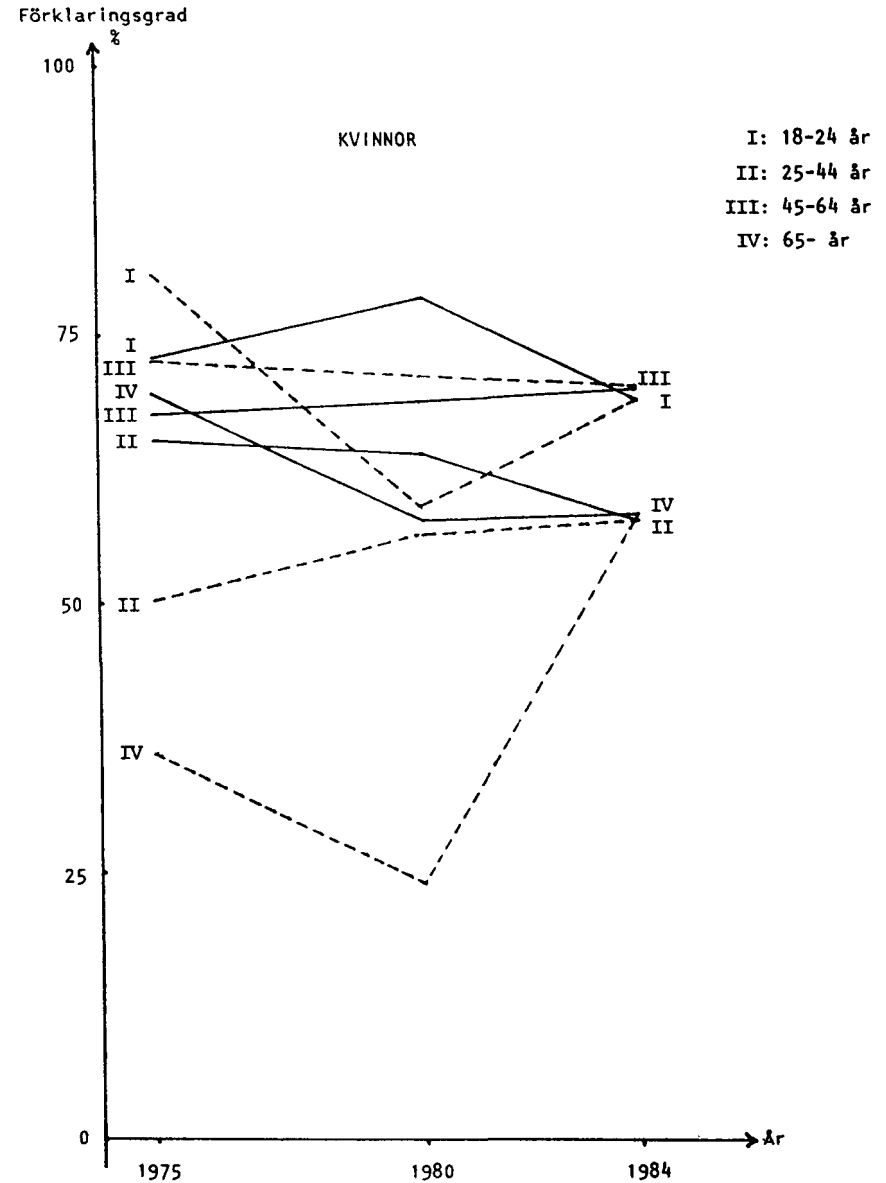
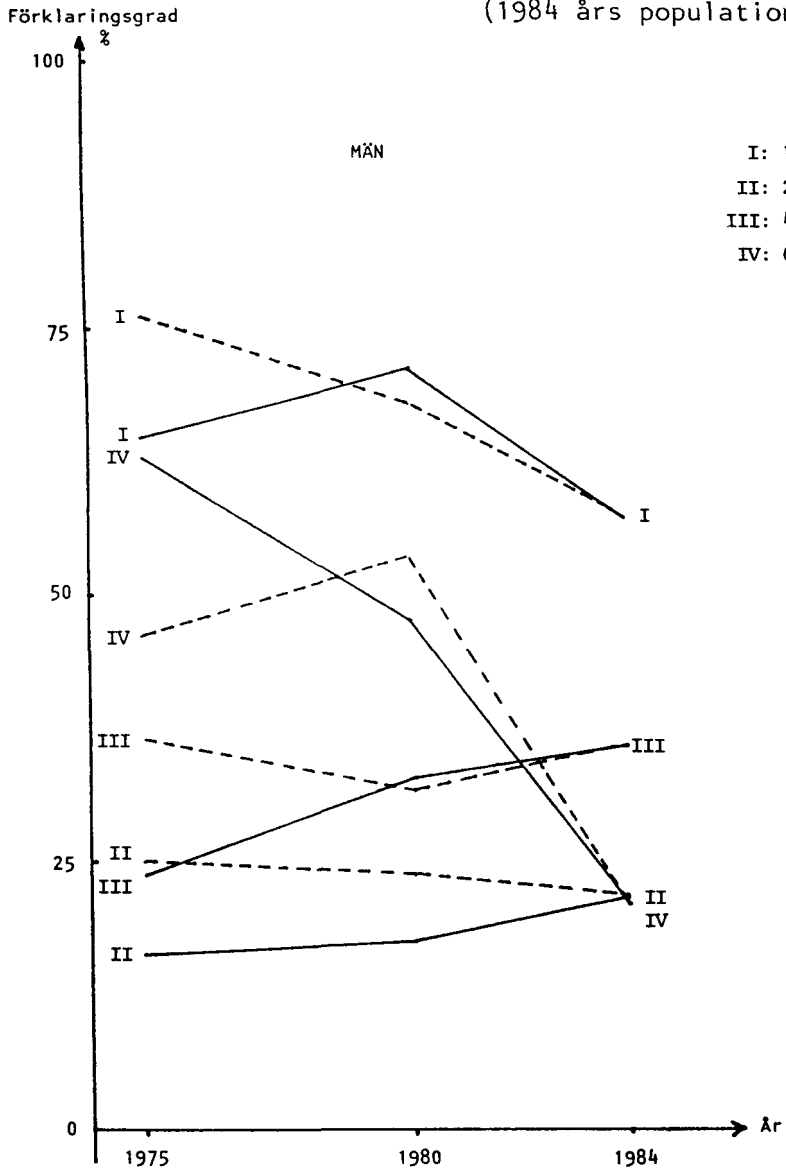
En viktig iakttagelse är att det finns en nivåskillnad mellan männens och kvinnornas förklaringsgrader. Arbetstiden förklarar arbetsinkomstens ojämnhet i större utsträckning för kvinnorna än för männen. Detta synes speciellt bland de förvärvsarbetande (figur 3.2).

Figur 3.1 Arbetstidens förklaringsgrad till observerad ojämnhet i arbetsinkomst 1975, 1980 och 1984. (Tabell 3.1)

Indelning efter kön och ålder. Samtliga personer 18 år och äldre.

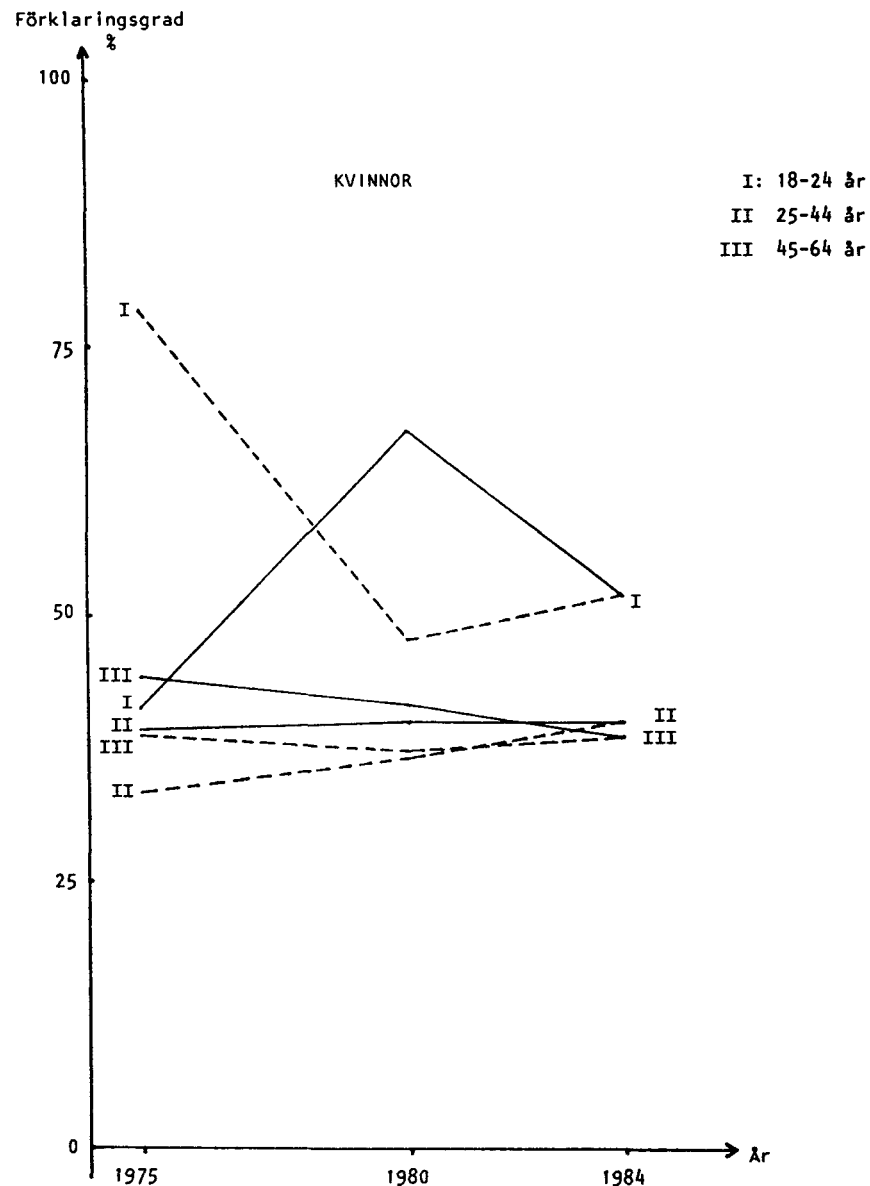
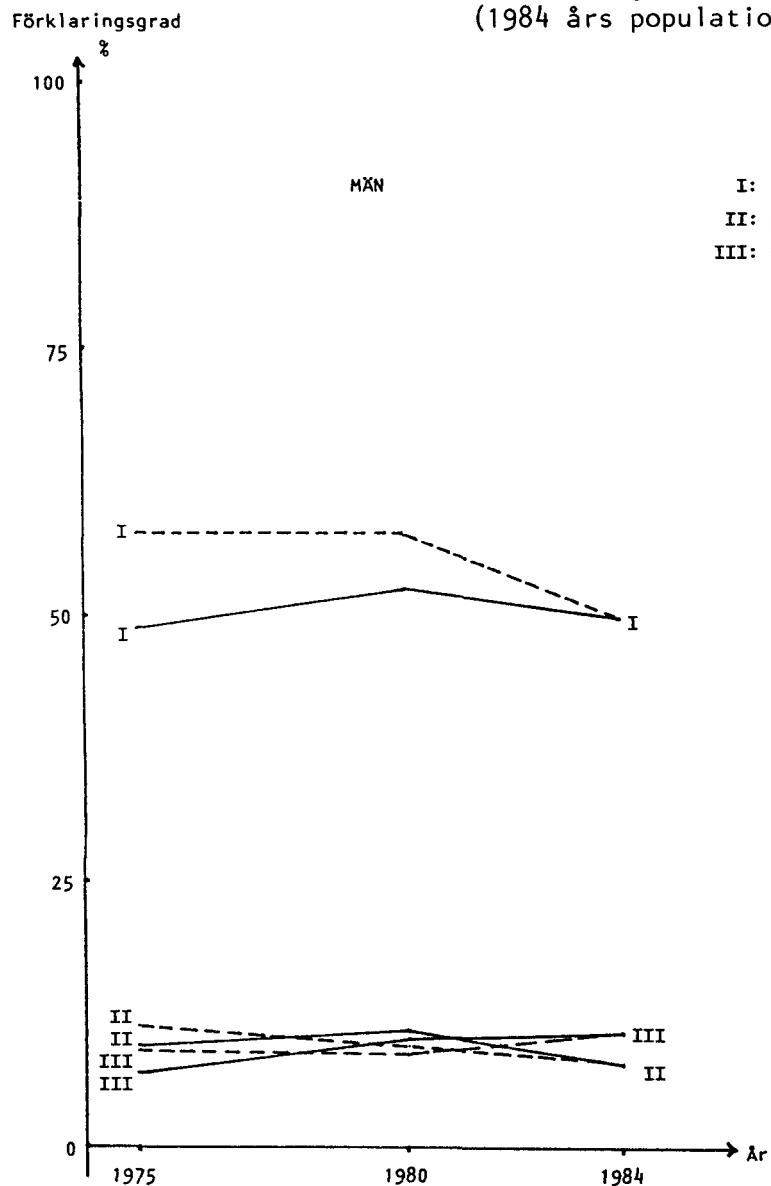
————: ej standardvägd förklaringsgrad

- - - - : standardvägd förklaringsgrad  
(1984 års populationsstruktur)



Figur 3.2 Arbetstidens förklaringsgrad till observerad ojämnhet i arbetsinkomst 1975, 1980 och 1984. (Tabell 3.2)  
 Indelning efter kön och ålder. Samtliga förvärvsarbetande 18-64 år.

————: ej standardvägd förklaringsgrad  
 - - - - : standardvägd förklaringsgrad  
 (1984 års populationsstruktur)



Bland de yngsta (18-24 år) förvärvsarbetande har förklaringsgraden för männen och kvinnorna utvecklats mot en gemensam nivå (ca 50 %), medan förklaringsgraden för övriga män och kvinnor legat relativt stabilt på sina respektive nivåer (ca 10 % resp 40 %).

De streckade linjerna avser standardvägda förklaringsgrader. I detta fall har populationsstrukturen för 1984 använts för standardvägningen. Vi kan här notera att vissa standardvägda förklaringsgrader skiljer sig väsentligt från de ej standardvägda. Detta skall tolkas som ett tecken på en strukturförändring. Det är speciellt för de äldsta kvinnorna (se figur 3.1) och för de yngsta förvärvsarbetande kvinnorna (se figur 3.2) som strukturförändringar inträffat. Om vi sammanslår de tio arbetstidsklasserna i fyra klasser, så erhåller vi följande populationsstrukturer.

#### Populationsandelar (%)

##### Samtliga kvinnor 65 år - (figur 3.1)

Arbetstidsklass	1975	1980	1984
Ej förvärvsarbetande	93.9	94.4	97.3
Kort deltid	3.0	3.1	1.1
Lång deltid	1.8	1.1	0.8
Heltid	1.3	1.4	0.8

##### Förvärvsarbetande kvinnor 18-24 år (figur 3.2)

Arbetstidsklass	1975	1980	1984
Ej förvärvsarbetande <sup>1)</sup>	3.3	1.8	2.9
Kort deltid	16.0	19.9	24.6
Lång deltid	22.0	23.6	33.2
Heltid	58.7	54.7	39.3

1) Erhåller sjukpenning, föräldrapenning etc.

Av de ovan angivna populationsandelarna ser vi att andelen ej förvärvsarbetande bland samtliga kvinnor som är 65 år och äldre har ökat från knappt 94 % till drygt 97 %. Bland de förvärvsarbetande kvinnorna i åldrarna 18-24 år har andelen deltidsarbetande ökat från 38 % till knappt 58 %. Dessa strukturförändringar återspeglas i de standardvägda förklaringsgraderna.

I figur 3.3 beskrivs förklaringsgradens utveckling för olika socio-ekonomiska grupper. I grova drag kan man säga att för löntagargrupperna så sjunker förklaringsgraden med ökad medelinkomst. Bland dessa grupper har arbetstiden störst förklaring till den observerade ojämnheten hos arbetarna och lägst förklaring bland de högre tjänstemännen.

De lägsta förklaringsgraderna erhålles hos jordbrukare och företagare.

Bland samtliga löntagare har förklaringsgraden ökat från ca 30 % 1975 till ca 35 % 1984.

Sammanfattningsvis kan konstateras att arbetstiden har störst betydelse för att förklara den observerade arbetsinkomstens ojämnhet hos kvinnor och hos män i åldrarna 18-24 år. Förklaringsgraden är lägst hos förvärvsarbetande män 25-64 år samt hos jordbrukare och företagare.

Figur 3.3 Arbetstidens förklaringsgrad till observerad ojämnhet i arbetsinkomst 1975, 1980 och 1985. (Tabell 3.3)

Indelning efter socio-ekonomiska grupper. Samtliga personer 18-64 år.

————: ej standardvägd förklaringsgrad

- - - - : standardvägd förklaringsgrad (1984 års populationsstruktur).

Förklaringsgrad  
%

100

75

50

25

0

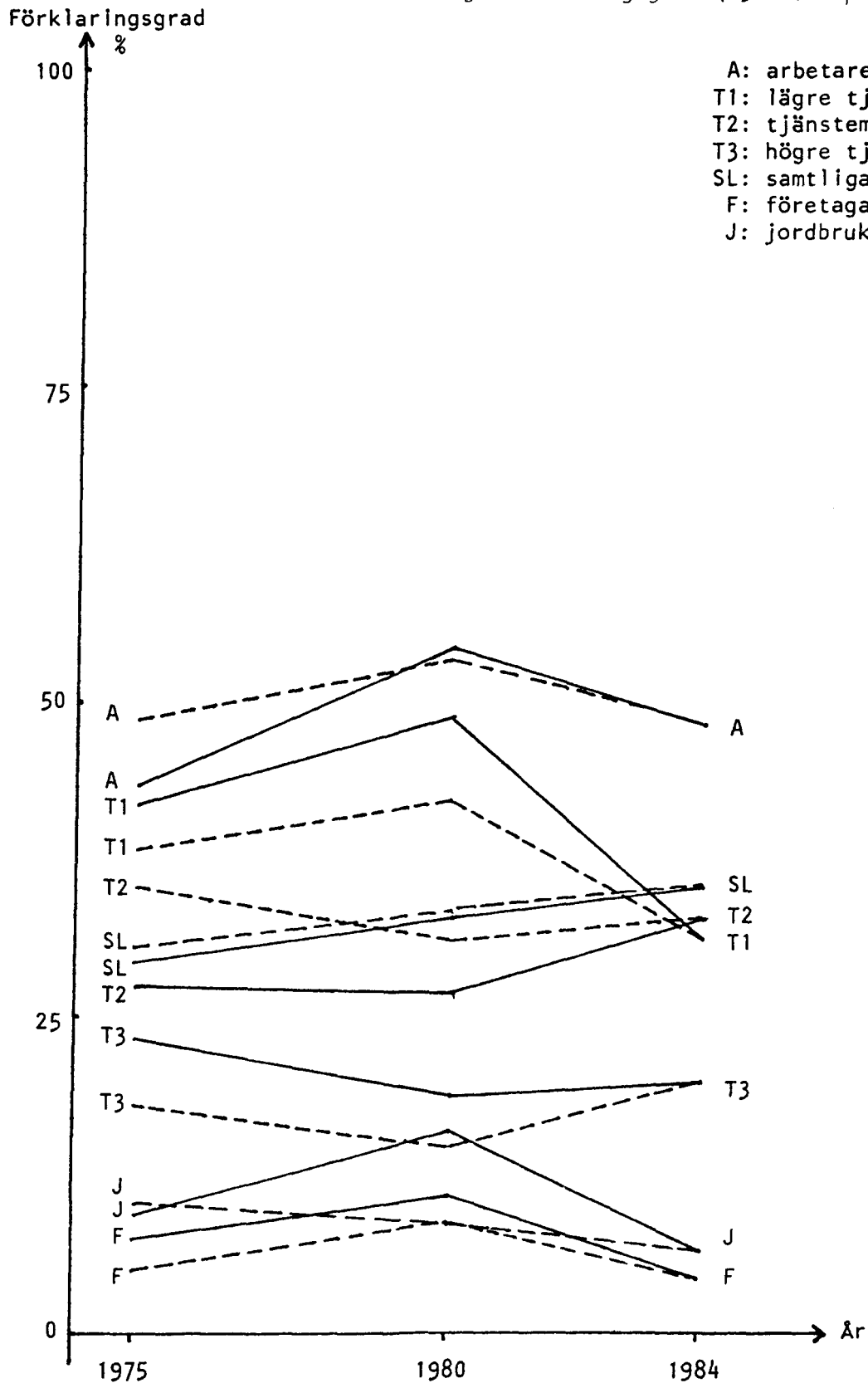
A: arbetare  
T1: lägre tjänstemän  
T2: tjänstemän på mellannivå  
T3: högre tjänstemän  
SL: samtliga löntagare  
F: företagare  
J: jordbrukare

1975

1980

1984

År



## Referenser

- Cowell, F.A. (1980): On the structure of Additive Inequality Measures, Review of Economic Studies, Vol. 47, pp. 521-531
- Nygård, F. och Sandström, A. (1981): Measuring Income Inequality, Almqvist & Wiksell International, Stockholm.
- \_\_\_\_\_ (1985): The Estimation of the Gini and the Entropy Inequality Parameters in Finite Population, Journal of Official Statistics, Vol. 1, pp. 399-412
- Sandström, A., Wretman, J. och Waldén, B. (1985): Variance Estimators of the Gini Coefficient - Probability Sampling, Promemorior från P/STM, Nr. 17, 1985-07-05, (publ. i Journal of Business and Economic Statistics).
- SOU 1971:39 Den svenska köpkraftsfördelningen 1967. Betänkande avgivet av låginkomstutredningen 1971.

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. Ake Holmén (1979-12-20)
- 4Handledning 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)
- 28 Utredning kring bortfallet i samband med den s k Metropolitdebatten. Sixten Lundström (1986-11-10)
- 29 Om HINK-undersökningens design- och allokeringproblematik. Bengt Rosén (1986-10-06)
- 30 Om HINK-undersökningens estimationsförfarande. Bengt Rosén (1987-01-28)
- 31 Program för minskat bortfall i SCBs individ- och hushållsundersökningar - förslag från aktionsgruppen för uppgiftslämnarfrågor. Lars Lundgren (1987-02-20)
- 32 Practical estimators of a population total which reduce the impact of large observations. Jörgen Dalén (87-03-03)
- 33 A Multivariate Approach to Social Inequality. M Ribe (1987-05-05)
- 34 BORTFALLSBAROMETERN NR 2. Bortfall vid I-avdelningen, AKU och F-avdelningen t o m 1986. Håkan L. Lindström, Peter Lundquist och Tomas Garås (1987-08-01)
- 35 Use of Laboratory Methods and Cognitive Science for the Design and Testing of Questionnaires. Handbook of Methods. Judith T. Lessler (June 1987)



- 36 Some Optimal Problems When Estimating Household Data on the Basis of a "Primary", Stratified Sample of Individuals. Bengt Rosén (1987-08-10)
- 37 Early Survey Models and Their Impact on Survey Quality Work. Gösta Forsman (1987-09-17)
- 38 A Generalized Perks Formula for Old-Age Mortality. Sten Martinelle (1987-08-17)

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

CATARINA ELFFORS

A/BF - S