

Arbeidsnotater

S T A T I S T I S K S E N T R A L B Y R Å

IO 68/28

Oslo, 19. desember 1968

OM BRUK AV STIKKPRØVER VED KONTORET FOR INTERVJUUNDERSØKELSER

av Steinar Tamsfoss

I N N H O L D

| | Side |
|--|------|
| I. Innledning | 2 |
| II. Grunnleggende forutsetninger | 3 |
| III. Primærområder | 3 |
| IV. Representativitet | 5 |
| V. Stratifikasjon | 5 |
| VI. 1. trinn, trekking av utvalgsområder | 11 |
| VII. 2. trinn, trekking av sekundærenheter | 11 |
| VIII. Registeret | 14 |
| IX. Feilkilder | 15 |
| A. Utvalgsfeil | 16 |
| B. Målingsfeil | 16 |
| C. Databehandlingsfeil | 19 |
| X. Variansberegninger | 20 |
| XI. Frafall | 28 |
| a) Teoretiske synspunkter | 20 |
| b) Reduksjon av frafallet | 32 |
| c) Erstatninger | 34 |
| d) Sluttord om frafall | 38 |
| XII. Tabellene | 39 |

Ikke for offentliggjøring. Dette notat er et arbeidsdokument og kan siteres eller refereres bare etter spesiell tillatelse i hvert enkelt tilfelle. Synspunkter og konklusjoner kan ikke uten videre tas som uttrykk for Statistisk Sentralbyrås oppfatning.

I. INNLEDNING

Et særpreg ved industriland i sterk økonomisk vekst er at det finner sted dyptgripende endringer på praktisk talt alle områder av samfunnslivet. Stadig flere innser at det er nødvendig med en målrettet planlegging og bruk av virkemidler for å lede utviklingen i ønsket retning og for å unngå samfunnsmessige skadevirkninger.

Samfunnsplanlegging bygger på kunnskap om hvordan samfunnet er bygd opp og hvordan det fungerer. En metode som har fått økt betydning når det gjelder å skaffe til veie data for belysning av samfunnsforholdene, er statistiske stikkprøver eller utvalgsundersøkelser. Ved slike undersøkelser hentes det inn data fra bare en utvalgt del av den befolkningen man er interessert i å vite noe om. Innhenting og statistiske bearbeidinger av oppgavene kan derfor skje langt hurtigere og rimeligere enn tilfellet ville vært dersom hele befolkningen ble observert. De usikkerheter som resultatene blir belagt med fordi de er basert på stikkprøver, kan beregnes med utgangspunkt i teorien for slike metoder. Det eksisterer en sammenheng mellom kostnader og kvalitet ved utvalgsundersøkelser. Denne sammenhengen kan uttrykkes som en funksjon bestående av en kostnads- og en varianskomponent. I denne forbindelse kan det foretas et valg mellom to ulike alternativer:

- a) Variansen ("kvaliteten") kan bestemmes til en gitt kostnad, eller
- b) Kostnadene kan anslås ut fra en avgjørelse om hvor stor usikkerhet som kan tolereres i resultatene

Utvalgsundersøkelser nyttes i en viss utstrekning for innhenting av oppgaver til offisiell statistikk. I Norge blir f.eks. deler av produksjons- og lønnsstatistikken og jordbruksundersøkelsene basert på utsending av skjemaer til et utvalg av telle-enheter. For en rekke samfunnsmessige problemstillinger er det påkrevd å hente inn oppgavene gjennom intervjuere. Dette har i en rekke land ført til opprettelsen av egne organisasjoner som driver med intervju-undersøkelser.

I januar 1967 opprettet Statistisk Sentralbyrå en egen intervju-organisasjon. Før denne tid hadde imidlertid flere private institusjoner her i landet drevet med intervjuing basert på stikkprøver.

Hovedvekten er i dette notatet lagt på en beskrivelse av den utvalgsplanen som er utviklet i Byrået, og hvilke konsekvenser den valgte plan får for påliteligheten av utvalgsundersøkelser basert på dette grunnlag. De kostnadmessige aspektene vil ikke bli vurdert her.

II. GRUNNLEGGENDE FORUTSETNINGER

De mønstre som i forskjellige land følges for utarbeidingen av en utvalgsplan, varierer en del. Visse hovedtrekk går imidlertid igjen som en følge av at formålene er noenlunde de samme. Et av disse formålene er at undersøkelsene skal gi resultater som gjelder for hele landet. For at dette skal kunne skje, må utvalget være "representativt" for hele landet, dvs. at utvelgingen må skje fra hele populasjonen. Hvis det foretas en enkel tilfeldig utvelging fra totalpopulasjonen, vil en rekke problemer reise seg. Blant annet vil vi måtte ha et stort antall intervjuere, og disse ville få lange reiser for å oppsøke intervjuobjektene (IO). En slik arbeidsmetode vil derfor være både kostbar og tidkrevende.

Det finnes imidlertid andre metoder som er mer hensiktsmessig når det gjelder økonomi og arbeid. To-trinns-utvelging er en slik metode, og det er denne Statistisk Sentralbyrå har valgt. Metoden består i at det først trekkes ut en del geografiske områder (utvalgsområder) hvorfra intervjuenhetene trekkes ut. Derved blir intervjuarbeidet konsentrert til avgrensede områder.

Kostnads- og arbeidsmessige vurderinger har ført fram til en del grunnleggende forutsetninger:

- a) Utvalgsplanen skal gi grunnlag for undersøkelser av varierende art (general purpose sample).
- b) De uttrukne geografiske områdene (utvalgsområdene) skal ha en samlet folkemengde som utgjør 5-6 prosent av landets totale folkemengde.
- c) Antall intervjuere skal være 100.
- d) Det tas sikte på å gi totaltall for hele landet. Dessuten bør utvalgsplanen konstrueres slik at det kan gis spesifikasjoner for handelsfelt og de 3 største byene.
- e) Dersom ett utvalgsområde av en eller annen grunn skulle falle fra i en undersøkelse, skal det kunne erstattes av et annet ("makkerområde").
- f) Utvalget av telleenheter skal være "selv-veiende", dvs. at alle enhetene skal bidra til totaltallene med den samme vekt i estimatorene.

III. PRIMÆROMRÅDER

Landet (med unntak av Oslo) er delt inn i primære områder med et folketall på om lag 2 000 (mellom 1 000 - 3 000). Primærområdene er dannet på grunnlag av tellingskretser fra folketellingen 1960 slik at tellingskretser eventuelt er slått sammen til det ønskede folketall er oppnådd. Tellingskretser

med over 3 000 innbyggere er som regel delt. Det er ved sammenslåingen av kretsene sørget for at primærrområdene blir geografisk sammenhengende. Bare i noen få tilfelle er tellingskretser fra forskjellige kommuner slått sammen til et primærrområde¹⁾. Grensene til de 5 handelsfeltene²⁾ og de 3 største byene blir ikke i noen tilfelle krysset av primærrområdegrensene.

Ved inndelingen av kommuner i tellingskretser har en alltid skilt ut tettbygde strøk som egne tellingskretser. Retningslinjene ellers varierer noe, men som oftest danner skolekretsene (eventuelt tidligere kretser) grensene.

Oslo er oppdelt i 40 primærrområder med et gjennomsnittlig folketall på ca. 12 500 (mellom 6 000 - 20 000). Av praktiske grunner har det ikke vært råd å inndele Oslo etter samme retningslinjer som for resten av landet.

For hvert primærrområde eksisterer det opplysninger om blant annet

- a) Hjemmehørende folkemengde i alt og for hver krets
- b) Personer 15 år og over etter levevei fordelt på disse næringsgruppene:

- Jord- og skogbruk
- Fiske og fangst
- Bergverksdrift, industri og bygg og anlegg
- Forretningsvirksomhet
- Samferdsel
- Offentlig administrasjon, forsvar, tjenesteyting
- Annen levevei og uoppgitt

Forutsetningene som er nevnt i avsnitt II, gir en delvis begrunnelse for den primærinndelingen som er foretatt. Det har vært en praktisk fordel å la hver intervjuer ha ansvar for bare ett utvalgsområde - i Oslo hvor utvalgsområdene er større enn ellers, er det to intervjuere pr. område. Antall utvalgsområder blir derfor litt mindre enn hundre (93).

Begrunnelsen for at primærrområdene er gjort omtrent like store, vil bli gitt i et senere avsnitt (VII.b)ii)).

Med det som hittil er nevnt, er forutsetning b) og c) oppfylt. Det samlede folketall i utvalgsområdene er ca. 255 000 eller mellom 6-7 prosent av totalbefolkningen (3,8 mill., 1968).

Det totale antall primærrområder er 1 541, hvorav 40 i Oslo.

1) Om registeret og tellingskretsene henvises til kap. VIII.

2) Utvalgsplanen bygger på den gamle inndelingen av landet i 5 handelsfelter. Fra 1/1-68 er tallet på handelsfelter blitt 4, idet Søndre handelsfelt er delt mellom Østre og Vestre handelsfelt. Denne revisjonen har ingen praktiske konsekvenser for utvalgsplanen.

IV. REPRESENTATIVITET

Dette avsnittet og neste er en presisering av punkt II.a)d)e). "Representativitet" er et meget brukt (og misbrukt) begrep. Det er derfor hensiktsmessig å definere hva som skal forstås med "representativt utvalg" i denne sammenheng.

I statistiske termer er et utvalg representativt hvis sannsynligheten for at en vilkårlig valgt (utvalgs-)enhet i populasjonen skal komme i utvalget, er kjent.

Forskjellige enheter kan gjerne ha ulik sannsynlighet for å bli trukket ut, hovedpoenget er at man vet hvilken sannsynlighet som er knyttet til den bestemte enhet. Hvis samtlige enheter har like stor sjanse til å velges ut, kaller vi utvalget for selvveiende.

Et hyppig forekommende misbruk av begrepet representativitet er å karakterisere store utvalg som representative - selv om utvelgings-sannsynligheten(e) ikke er kjent(e). Definisjonen ovenfor dekker imidlertid utvalg på bare én enhet av befolkningen. Representativiteten har derfor lite å gjøre med utvalgets størrelse. (Derimot er resultatenes pålitelighet i høy grad avhengig av størrelsen, men en objektiv estimering av den (påliteligheten) forutsetter et representativt utvalg.)

I situasjoner hvor man har selvveiende utvalg, nyttes ofte begrepet struktur-representativitet. Dette må imidlertid ikke forveksles med den statistiske termen definert foran, selv om likheten er åpenbar. Struktur-representativitet er direkte knyttet til en eller flere populasjonsvariable, og foreligger hvis vedkommende variabel har den samme (prosentvise) fordeling i utvalget som i totalpopulasjonen. En stikkprøves formål er å estimere visse kjennetegns fordeling i populasjonen. Hvis man derfor skulle bruke et struktur-representativt utvalg til undersøkelsen, så måtte man a priori kjenne fordelingen til de variable man er interessert i, hvilket i så fall ville gjøre undersøkelsen overflødig.

Struktur-representativitet brukes som regel i situasjoner hvor man ønsker å teste utvalgets struktur med hensyn på variable som man kjenner fordelingene til. (Se eksempler i kapittel XI.)

V. STRATIFIKASJON

Statistiske metoder blir som regel bedre hvis man gjør bruk av a priori kunnskap om den populasjon som skal utforskes. Slik kunnskap ligger f.eks. til grunn når populasjonen blir stratifisert, dvs. at de utvalgsenhetene som er mest mulig like med hensyn på et eller annet kjennetegn,

blir samlet i grupper eller strata. ("Kjennetegn" = verdi på en variabel.) Resultatene pålitelighet blir som regel større jo sterkere sammenheng det er mellom stratifikasjonsvariabelen og den variabel som utforskes.

Ettersom denne utvalgsplanen skal brukes i forskjellige typer av undersøkelser, vil det være en fordel å finne stratifikasjonsvariable som har relevans for flest mulig av de undersøkelser som blir foretatt. Videre er det klart at det ville være nokså meningsløst å gi seg inn på en stratifikasjon av sekundærenhetene (dvs. IO-de enheter som undersøkes) så lenge utvalgsplanen skal være generell. Sekundærenhetene (egentlig analyseenheter) skal kunne variere uten at opplegget endres. I denne situasjonen er det derfor bare mulig å stratifisere utvalgsenheter på 1. trinn, nemlig primærområdene.

Primærområdene er gruppert etter to variable, nemlig geografisk beliggenhet og næringsstruktur.

Skalaen for geografisk beliggenhet er definert som handelsfelt og de 3 største byene. Vi har altså 8 geografiske strata (handelsfelt + 3 største byene). De 3 største byene er selvsagt "tatt ut" av sine respektive handelsfelt og blir således ikke medregnet når handelsfeltene er Østre, Vestre eller Midtre.

Hvert geografisk stratum unntatt Oslo er stratifisert etter næringsstruktur, dvs. at primærområdene innen ett og samme geografiske stratum er samlet i grupper hvor næringsstrukturen er mest mulig homogen. Det er disse homogene gruppene som er våre endelige strata.

Næringsstruktur er en sammensatt variabel med 4 dimensjoner (grupper av næringer), nemlig

- 1) Jord- og skogbruk,
- 2) Industri m.v.,
- 3) Fiske og fangst og
- 4) Tjenesteyting

For hvert primærområde er den prosentvise fordelingen av yrkesbefolkningen over disse gruppene beregnet. De områdene som har mest mulig lik næringsstruktur er så slått sammen innenfor hvert geografisk stratum. I praksis har det vært tilstrekkelig å bare ta hensyn til noen av de 4 dimensjonene i næringsstrukturen ved stratifikasjonen. Næringsskalaen er forskjellig for hvert geografisk stratum.

Stratumgrensene er satt slik at hvert stratum i "handelsfeltene" inneholder omtrent like mange primærområder, mellom 30-38. For Trondheim og Bergen er tallene mellom 15-18.

Oslo er som nevnt ikke stratifisert etter næringsstruktur. Her er det foretatt en geografisk gruppering av primærområdene til i alt 7 strata eller grupper. Hvert stratum i Oslo er således sammensatt av 5-7 primærområder.

Skjematisk illustrasjon til stratifikasjonen

I de nedenstående figurer blir det gitt noen mer konkrete oppgaver over stratifikasjonen. Hver hovedblokk representerer et geografisk stratum, og er delt opp i mindre enheter - nærings-strataene. Nærings-strataene er (for oversiktens skyld) tegnet som sammenhengende blokker av primærområder. Dette må imidlertid ikke oppfattes som noe geografisk grensefellesskap mellom de primærområdene som tilhører samme stratum. For hvert stratum er nærings-strukturen angitt for de variable som har vært betydningsfulle. Dessuten er det angitt hvor mange primærområder vedkommende stratum inneholder. For Oslo's vedkommende er ikke nærings-strukturen beregnet, så her er bare angitt antall primærområder i hvert stratum.

Fra hvert stratum er det trukket to utvalgsområder - unntatt i Trondheim, Bergen og Oslo hvor bare ett utvalgsområde er trukket pr. stratum. De to utvalgsområdene fra hvert stratum - utenom de tre største byene - kalles makkerområder. Man må regne med at et utvalgsområde kan falle fra i en undersøkelse fordi f.eks. intervjueren er syk. For å sikre at vedkommende stratum blir representert i utvalget, er det hensiktsmessig å ha to utvalgsområder i hvert stratum. I Oslo, Bergen og Trondheim vil det være lettere å få erstatning for intervjueren, og det er derfor trukket bare ett område fra hvert stratum.

Hvis et område skulle falle fra, blir oppgavene fra makkerområdet fordoblet slik at "ingen" skjevheter oppstår av den grunn.

Illustrasjon til stratifikasjonen

| | |
|-----------------------|----|
| Stratum nr.: | 47 |
| Antall primærområder: | 7 |
| Stratum nr.: | 48 |
| Antall primærområder: | 6 |
| Stratum nr.: | 49 |
| Antall primærområder: | 5 |
| Stratum nr.: | 50 |
| Antall primærområder: | 5 |
| Stratum nr.: | 51 |
| Antall primærområder: | 5 |
| Stratum nr.: | 52 |
| Antall primærområder: | 6 |
| Stratum nr.: | 53 |
| Antall primærområder: | 6 |

Oslo

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 41 |
| Antall primærområder: | 18 |
| Industri: | 0-34 % |
| Stratum nr.: | 42 |
| Antall primærområder: | 18 |
| Industri: | 35-39 % |
| Stratum nr.: | 43 |
| Antall primærområder: | 18 |
| Industri: | over 39 % |

Bergen

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 44 |
| Antall primærområder: | 16 |
| Industri: | 0-32 % |
| Stratum nr.: | 45 |
| Antall primærområder: | 16 |
| Industri: | 33-37 % |
| Stratum nr.: | 46 |
| Antall primærområder: | 15 |
| Industri: | over 37 % |

Trondheim

| | | |
|---|---|---|
| Stratum nr.: 1 Antall primærområder: 37 Industri: 0-18 % | Stratum nr.: 6 Antall primærområder: 38 Industri: 19-39 % Jord-skogbruk: 20-45 % Tjenesteyting: over 15 % | Stratum nr.: 12 Antall primærområder: 38 Industri: 40-60 % Jord-skogbruk: over 1 % Tjenesteyting: 0-9 % |
| Stratum nr.: 2 Antall primærområder: 37 Industri: 19-39 % Jord-skogbruk: 10-19 % Tjenesteyting: 0-27 % | Stratum nr.: 7 Antall primærområder: 38 Industri: 19-39 % Jord-skogbruk: over 45 % Tjenesteyting: 5-10 % | Stratum nr.: 13 Antall primærområder: 38 Industri: 40-60 % Jord-skogbruk: over 1 % Tjenesteyting: 10-13 % |
| Stratum nr.: 3 Antall primærområder: 38 Industri: 19-39 % Jord-skogbruk: 10-19 % Tjenesteyting: over 27 % | Stratum nr.: 8 Antall primærområder: 38 Industri: 19-39 % Jord-skogbruk: over 45 % Tjenesteyting: over 10 % | Stratum nr.: 14 Antall primærområder: 37 Industri: 40-60 % Jord-skogbruk: over 1 % Tjenesteyting: over 13 % |
| Stratum nr.: 4 Antall primærområder: 38 Industri: 19-39 % Jord-skogbruk: 20-45 % Tjenesteyting: 0-11 % | Stratum nr.: 9 Antall primærområder: 37 Industri: 40-60 % Jord-skogbruk: 0-1 % Tjenesteyting: 0-14 % | Stratum nr.: 15 Antall primærområder: 35 Industri: 61-65 % |
| Stratum nr.: 5 Antall primærområder: 38 Industri: 19-39 % Jord-skogbruk: 20-45 % Tjenesteyting: 12-15 % | Stratum nr.: 10 Antall primærområder: 37 Industri: 40-60 % Jord-skogbruk: 0-1 % Tjenesteyting: 15-19 % | Stratum nr.: 16 Antall primærområder: 36 Industri: over 65 % |
| | Stratum nr.: 11 Antall primærområder: 37 Industri: 40-60 % Jord-skogbruk: 0-1 % Tjenesteyting: over 19 % | |

Østre handelsfelt - Oslo

| |
|--|
| Stratum nr.: 17 Antall primærområder: 35 Industri: 0-30 % |
| Stratum nr.: 18 Antall primærområder: 36 Industri: 31-40 % |
| Stratum nr.: 19 Antall primærområder: 35 Industri: over 40 % |

Søndre handelsfelt

| | |
|-----------------------|--------|
| Stratum nr.: | 20 |
| Antall primærområder: | 35 |
| Industri: | 0-23 % |
| Fiske-fangst: | 0- 7 % |

| | |
|-----------------------|----------|
| Stratum nr.: | 21 |
| Antall primærområder: | 35 |
| Industri: | 0-23 % |
| Fiske-fangst: | over 7 % |

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 22 |
| Antall primærområder: | 35 |
| Industri: | 24-36 % |
| Jord-skogbruk: | over 30 % |
| Fiske-fangst: | 0- 3 % |

| | |
|-----------------------|----------|
| Stratum nr.: | 23 |
| Antall primærområder: | 35 |
| Industri: | 24-36 % |
| Fiske-fangst: | over 3 % |

| | |
|-----------------------|---------|
| Stratum nr.: | 24 |
| Antall primærområder: | 35 |
| Industri: | 24-36 % |
| Jord-skogbruk: | 0-30 % |
| Fiske-fangst: | 0- 3 % |

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 25 |
| Antall primærområder: | 35 |
| Industri: | 37-57 % |
| Jord-skogbruk: | over 12 % |

| | |
|-----------------------|---------|
| Stratum nr.: | 26 |
| Antall primærområder: | 35 |
| Industri: | 37-44 % |
| Jord-skogbruk: | 0-12 % |

| | |
|-----------------------|---------|
| Stratum nr.: | 27 |
| Antall primærområder: | 36 |
| Industri: | 45-57 % |
| Jord-skogbruk: | 0-12 % |

| | |
|-----------------------|---------|
| Stratum nr.: | 28 |
| Antall primærområder: | 35 |
| Industri: | 58-81 % |

Vestre handelsfelt
- Bergen

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 29 |
| Antall primærområder: | 33 |
| Industri: | 0-27 % |
| Jord-skogbruk: | over 51 % |

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 30 |
| Antall primærområder: | 33 |
| Industri: | 0-27 % |
| Fiske-fangst: | over 16 % |

| | |
|-----------------------|--------|
| Stratum nr.: | 31 |
| Antall primærområder: | 34 |
| Industri: | 0-27 % |
| Jord-skogbruk: | 0-16 % |
| Fiske-fangst: | 0-16 % |

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 32 |
| Antall primærområder: | 34 |
| Industri: | 28-44 % |
| Jord-skogbruk: | over 31 % |

| | |
|-----------------------|---------|
| Stratum nr.: | 33 |
| Antall primærområder: | 33 |
| Industri: | 28-44 % |
| Jord-skogbruk: | 0-31 % |

| | |
|-----------------------|---------|
| Stratum nr.: | 34 |
| Antall primærområder: | 33 |
| Industri: | 45-70 % |

Midtre handelsfelt
- Trondheim

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 35 |
| Antall primærområder: | 31 |
| Industri: | 0-19 % |
| Jord-skogbruk) | over 40 % |
| Fiske-fangst) | |

| | |
|-----------------------|--------|
| Stratum nr.: | 36 |
| Antall primærområder: | 30 |
| Industri: | 0-19 % |
| Jord-skogbruk) | 0-40 % |
| Fiske-fangst) | |

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 37 |
| Antall primærområder: | 30 |
| Industri: | 20-34 % |
| Jord-skogbruk: | over 22 % |

| | |
|-----------------------|-----------|
| Stratum nr.: | 38 |
| Antall primærområder: | 30 |
| Industri: | 20-34 % |
| Fiske-fangst: | over 18 % |

| | |
|-----------------------|---------|
| Stratum nr.: | 39 |
| Antall primærområder: | 30 |
| Industri: | 20-34 % |
| Jord-skogbruk: | 0-22 % |
| Fiske-fangst: | 0-18 % |

| | |
|-----------------------|---------|
| Stratum nr.: | 40 |
| Antall primærområder: | 30 |
| Industri: | 35-74 % |

Nordre handelsfelt

Ved å foreta stratifikasjonen på denne måten har vi oppnådd blant annet følgende:

- Hvert stratum i "handelsfeltene" inneholder omtrent like mange primærområder og har dermed omtrent like store folketall.
- Hvert stratum i Trondheim og Bergen har omtrent like stor folke- mengde fordelt på "likt" antall primærområder pr. stratum.
- I Oslo er strataene omtrent like store både med hensyn til folke- mengde og antall primærområder.
- Vi har i alt 53 strata.

VI. 1. TRINN, TREKKING AV UTVALGSOMRÅDER

På 1. trinn trekkes utvalgsområdene. Utvelgingen skjer proporsjonalt og tilfeldig fra hvert stratum, og proporsjonalitetsfaktoren er tilnærmet den samme for samtlige strata utenfor Oslo hvor den er ca. 3 ganger så stor som ellers i landet. Proporsjonalitetsfaktoren på 1. trinn kalles for

utvalgsbrøk 1. trinn, stratum nr. s:

$$f_{1s} = \frac{m_s}{M_s} \quad \text{for } s = 1, 2, \dots, 53$$

hvor:

M_s er totalt antall primærområder innen stratum s, og m_s er antall utvalgsområder i stratum nr. s. f_{1s} kan tolkes som sannsynligheten for at et vilkårlig primær- område i stratum nr. s skal bli et utvalgsområde.

VII. 2. TRINN, TREKKING AV SEKUNDÆRENHETER

De enhetene som en undersøkelse tar sikte på å analysere, analyse- enhetene, kan variere fra undersøkelse til undersøkelse. Slike enheter kan f.eks. være personer, husholdninger, gifte kvinner osv. Disse enhetene har imidlertid det til felles at de (nesten) alltid er knyttet til en adresse (bolig-adresse), og adressen kan defineres såpass presist at den spesifiserer leilighet (eller rom). Dessuten er adressene stabile (unntatt brann og sanering), mens navngitte personer, husholdninger osv. ikke viser den samme geografiske stabilitet. Det er derfor en åpenbar praktisk fordel å skille mellom analyse- enheter og utvalgsheter (sekundærenheter) som er definert som adressen (eller bedrifter ved visse typer undersøkelser). Hvis man derfor trekker ut analyse- enhetene indirekte via de sekundære utvalgsheterne, så unngår man de problemene som f.eks. flytting medfører. Analyse-enhetene (IO) defineres derfor som de

analyse-enheter som befinner seg (bor) på de utvalgte adressene. Som regel finnes det kun én analyse-enhet på hver adresse slik at utvalget stort sett blir entydig definert på denne måten (se forøvrig avsnittene om registeret og frafall).

Før trekkingen - som må gjøres for hver undersøkelse - foretas, anslås det totale antall enheter i riket. (Antall sekundærenheter er omtrent likt antall analyse-enheter, men man anslår alltid tallet på sekundærenheter.) Det totale antallet enheter i riket er N . Man bestemmer deretter hvor mange enheter, n , som skal være med i utvalget.

a) Den totale utvalgsbrøken defineres:

$$f = \frac{n}{N}$$

f kan tolkes som sannsynligheten (den ubetingede sannsynlighet) for at en vilkårlig enhet skal bli trukket ut.

b) Forventet utvalgsbrøk, stratum s , defineres slik:

$$f_s = \frac{n_s}{N_s}$$

hvor N_s er det totale antall enheter i stratum s , og n_s er det forventede antall enheter i utvalget fra stratum s .

Man velger alle f_s like, dvs. at sannsynligheten er den samme i alle strata for at en vilkårlig valgt enhet skal komme med i utvalget, hvilket innebærer at

$$f_s = f = \frac{n}{N} \text{ for alle } s.$$

Denne avgjørelse har stor betydning:

i) Utvalget blir selv-veiende (struktur-representativt) idet andelen fra hvert stratum til utvalget er proporsjonal med totalpopulasjonen i vedkommende stratum.

ii) Det er alltid ønskelig at variansen på de estimerte størrelser er så liten som mulig. I det tilfelle hvor bare én størrelse skal estimeres, er det relativt enkelt å sette utvalget sammen slik at variansen på denne størrelsen blir minst mulig ("univariate optimum allocation").

Problemet blir imidlertid teoretisk sett atskillig mer komplisert når vi øker antallet størrelser som skal estimeres ("multivariate optimum allocation"). Ifølge den generelle teori for multivariat stratifisert sampling oppnår man "optimum allocation" ved proporsjonal utvelgning, dersom alle strata har samme "konsentrasjons-ellipsoide"¹⁾.

1) Konsentrasjons-ellipsoide kan sies å være en flerdimensjonal geometrisk representasjon av estimatenes konsentrasjon om estimandene, eller litt mer populært: Konsentrasjons-ellipsoiden er en geometrisk representasjon av estimatenes "beliggenhet" i relasjon til "de sanne verdier" som skal estimeres. (Det er forutsatt at estimatorene er forventningsrette.)

Slik våre strata er konstruert (omtrent like mange primærområder i hvert stratum, primærområdene omtrent like store), kan vi med rimelighet anta at denne forutsetningen er oppfylt i såpass stor grad at vi ved å foreta en proporsjonal utvelgning, vil få et utvalg som i det minste er tilnærmet optimalt.

(Angående "Konsentrasjons-ellipsoide" henvises til: Harald Cramér: "A Contribution to the Theory of Statistical Estimation". Skandinavisk Aktuarie-tidskrift 29-30, 1946-47, side 85-94).

c) I begynnelsen av dette avsnittet ble det bestemt at totalutvalget skulle bestå av n enheter. Vi skal her vise hvordan n_{su} - antall enheter i utvalget fra utvalgsområde nr. u , stratum s - bestemmes.

Det er av avgjørende betydning hvordan n_s fordeles på utvalgsområdene i stratum s . En på mange vis gunstig måte å gjøre dette på, er å foreta en proporsjonal fordeling på utvalgsområdene, dvs. at antall IO i et utvalgsområde er proporsjonalt med det totale antall enheter, N_{su} , i vedkommende område. Proporsjonaliteten begrenses til å gjelde bare innenfor strata.

Vi definerer utvalgsbrøk, 2. trinn, stratum s :

$$f_{2s} = \frac{n_{su}}{N_{su}} \quad \text{hvor } N_{su} \text{ er kjent.}$$

Av dette ser vi at $n_{su} = f_{2s} N_{su}$.

Vi skal så bestemme f_{2s} .

Siden utvelgningen foretas proporsjonalt fra utvalgsområdene, har vi følgende relasjon:

$$f_{2s} = \frac{n_{su}}{N_{su}} = \frac{\bar{n}_s}{\bar{N}_s} \quad \text{hvor}$$

$$\bar{N}_s = \frac{1}{M_s} \sum_{u=1}^{M_s} N_{su} = \frac{N_s}{M_s} \quad \text{og}$$

\bar{n}_s er forventet antall sekundærenheter pr. primærområde i stratum s . Men n_s kan da uttrykkes slik:

$n_s = m_s \bar{n}_s$ hvor n_s er definert tidligere som det forventede antall enheter i utvalget fra stratum s .

Ifølge pkt. b) har vi da:

$$\frac{f_s}{f_s} = \frac{n_s}{N_s} = \frac{m_s \bar{n}_s}{M_s \bar{N}_s} = \frac{f_{1s} \cdot f_{2s}}{f_{1s}}$$

$$\text{Altså: } \underline{f_{2s}} = f_s \cdot \frac{1}{f_{1s}}$$

Her er både f_s og f_{ls} kjent, og dermed også f_{2s} .

n_{su} bestemmes da av:

$$\underline{n_{su} = \frac{f_s}{f_{ls}} N_{su} .}$$

VIII. REGISTERET

Utvalgene trekkes fra et register som er laget spesielt med henblikk på denne utvalgsplanen. Registeret omfatter samtlige bosatte i utvalgsområdene - og bare dem. For å få kartlagt utvalgsområdene så nøyaktig som mulig, har oppbyggingen av registeret vært foretatt i nært samarbeid med de respektive folkeregistre. I denne sammenheng gjør visse problemer seg gjeldende. Som nevnt tidligere, er primærområdene konstruert på grunnlag av tellingskretsene ved Folketellingen 1960, men da tellingskretsene ikke har noen aktualitet for folkeregistrene, blir ikke tellingskretsenes numre punchet inn på hullkortene. Dette skaper et kontinuerlig problem for ajourholdet av registeret. Byrådet får oppgaver over flyttinger, dødsfall, fødsler osv. for en kommune som helhet. Det fører derfor til vanskeligheter når man skal finne ut hvilke av disse forandringene som gjelder utvalgsområdet - som bare utgjør en avgrenset del av kommunen.

Registeret blir med jevne mellomrom (2 år) korrigert i sin helhet. Dette skjer også i samarbeid med folkeregistrene. På denne måten blir en god del av feilene rettet opp. Men etter som tiden går, vil selvsagt nye forandringer finne sted, og disse må rettes opp på annen måte. Slike korrigeringer finner sted foran hver undersøkelse, og rettingsprosedyren er omtalt i avsnittet om reduksjon av frafall, XI b). Likevel hender det ikke så rent sjelden at når intervjuerne kommer ut i marken, så stemmer ikke kartet fullt ut med terrenget, og det blir da intervjuerens oppgave å rette kartet.

Registeret inneholder opplysninger om følgende kjennetegn for personer:

navn, adresse
fødselsdato, kjønn
ekteskapelig status
statsborgerskap og
stilling i husholdningen.

Hullkortene er ordnet alfabetisk etter adresse.

I svært mange undersøkelser er utvalgsenheten leilighet (adresse). Dessverre er ikke leilighetene tilstrekkelig markert i registeret, og man må derfor gruppere de personer som sannsynligvis tilhører samme leilighet. Registerets opplysninger om navn, adresse, ekteskapelig status, fødselsår og stilling

i husholdningen er selvsagt til god hjelp i dette arbeid. Grupperingen skjer på følgende måte:

- Personlistene er ordnet etter adresse slik at personer med samme adresse følger etter hverandre.
- Personer med samme adresse og samme etternavn er samlet i umiddelbar rekkefølge på listene.
- Som regel er personene i en leilighet ektepar - eventuelt med barn. Ekteparene identifiseres ved hjelp av opplysningene om kjønn, fødselsår og ekteskapselig status, barna ved hjelp av fødselsår.
- Hvis en slik familie skiller seg tydelig ut fra omgivelsene på listen, kan man regne med at familien "utgjør" en leilighet, og dette markeres på listen.
- I enkelte tilfelle kan man støte på problemer. Hybelboere finnes det mange av, og de har i de aller fleste tilfellene et etternavn som avviker fra vertskapets hvis de da ikke bor i egen hybelleilighet på samme adresse som de omliggende personer på listen. Slike tilfelle må derfor bedømmes etter beste evne, og det prinsippet som stort sett følges, er "bedre med for mange i leiligheten enn for få". Hva som er riktig i disse situasjonene, oppdager man først når intervjueren oppsøker husholdningene. Eventuelle feil blir selvsagt rettet.

I praksis viser det seg at leilighets- (adresse-)grupperingene stort sett er riktige, så det er ikke noen problemer av betydning i denne sammenheng.

IX. FEILKILDER

En utvalgsundersøkelse kan inndeles i 3 generelle faser:

1. Trekking av utvalg
2. Målinger
3. Databehandling

I hver av disse fasene må man regne med at det foreligger kilder til feil. I det følgende vil bare de feilkilder som knytter seg til vår spesielle utvalgstype bli behandlet.

Også feilene kan vi på tilsvarende måte inndeles i 3 uavhengige kategorier:

- A. Utvalgsfeil
- B. Målingsfeil
- C. Databehandlingsfeil

Alle disse feiltypene bidrar til totalfeilen, T . Hvis a er den "sanne verdi" for den størrelsen som skal estimeres, og estimatet vi er kommet fram til er \hat{a} , så kan vi skrive at

$T = a - \hat{a}$, men etter det som er nevnt ovenfor, er også

"T = A + B + C".

Det kan selvsagt inntreffe at $T = 0$, men dette må i de aller fleste tilfelle tolkes slik at de forskjellige feilene har opphevet hverandre.

A. Utvalgsfeil

1. Samplingsfeil

Denne feiltypen er i egentlig forstand ikke noen "feil". Et mer adekvat uttrykk er spredning eller usikkerhet som beror på at man istedenfor å undersøke totalpopulasjonen, bare utforsker et utvalg av denne. Et enda bedre begrep å bruke istedenfor samlingsfeil er slumpvariasjon eller tilfeldige variasjoner. Med dette menes de variasjoner som vil komme til uttrykk ved gjentatte stikkprøver. Mål for tilfeldige variasjoner er f.eks. varians og standardavvik.

Feil av denne typen vil bli nærmere behandlet senere i dette notatet.

2. Utvalgs-skjevhet (Utvalgsbias)

Denne feiltypen er resultatet av et systematisk avvik fra den fastlagte samplingsprosedyre. Slike avvik kan framkomme på forskjellige måter:

- 1) Trekkingsmekanismen virker ikke som foreskrevet
- 2) Andre avvik fra den planlagte prosedyre

Utvalgene i våre undersøkelser blir trukket ved hjelp av "tilfeldige tall" (random digits) som er fullt ut brukbare til våre formål.

Det svake punkt ved utvelgelsen av IO er imidlertid at adresse- eller personregisteret som brukes, ikke er helt tilfredsstillende ajourført. Dette kan ha en viss innflytelse på størrelsen og sammensetningen av frafallet som vil bli behandlet mer inngående i et senere avsnitt.

Unntaksvis kan det muligens forekomme at deler av spesielle grupper ikke er oppført i registeret i det hele tatt og derfor må bli "underrepresentert" i utvalget. Slike ikke-registrerte grupper kan ikke forventes å være store, så i praksis vil dette være en feilkilde uten noen særlig betydning.

B. Målingsfeil

1. Fastlegging av hva som skal måles

Grunnlaget for fastlegging av hva som skal måles er oppdragsgiverens målsetting for undersøkelsen. For å få opplegget i samsvar med oppdragsgiverens intensjoner er det viktig at målsettingen er tilstrekkelig presisert f.eks. i form av konkrete problemstillinger eller utkast til tabeller. Målsettingen får

avgjørende betydning når det gjelder å avgrense problemfeltet for undersøkelsen, hvilke begreper som skal nyttes og hvordan disse skal defineres. I mange tilfelle er det imidlertid ikke mulig for oppdragsgiveren på forhånd å fastlegge en tilstrekkelig klar målsetting, og oppdragsgiveren må derfor vurdere om den begrepsmodell en kommer fram til, tilfredsstillende hans intensjoner for undersøkelsen.

Begrepsmodellen skal inneholde de problemstillinger oppdragsgiveren ønsker å få belyst. Hvilke problemer man kan støte på i arbeidet med å lage en slik modell, kan illustreres ved et eksempel hentet fra sosialpsykologien. Anta at vi skal undersøke en befolknings demokratiske eller autoritære holdning. Her må vi definere begrepene "demokratisk" og "autoritær" holdning, men det er som kjent, ikke enkelt. Selv om problemene som vi steller med, ikke er riktig så innfløkte som i dette eksemplet, skulle det være klart at denne fasen av en undersøkelse er viktig, og at det ikke alltid lykkes å finne definisjoner som er fullt ut i overensstemmelse med våre intensjoner.

2. Konstruksjon av måleinstrument

Måleinstrumentet i våre undersøkelser er spørsmål. Spørsmålene er en operasjonalisering av begrepsmodellen (se pkt. 1) og avhenger derfor av hvor "god" denne er. Hvis problemstillingene er klart og presist formulerte, skulle det være relativt greit å konstruere spørsmål som kan gi svar på problemene. Men det er dessverre et faktum at språket ikke alltid er så entydig og presist. Det kan meget fort oppstå kjedelige feil hvis spørsmålene inneholder ord og formuleringer som ikke er omhyggelig vurdert. Som regel blir spørsmålene etterfulgt av fast oppsatte svaralternativer. Det hender ikke så rent sjelden - særlig når det gjelder holdningsspørsmål - at IO finner å måtte svare "blankt" fordi ingen av de oppsatte alternativer passer for dets mening. Likeså kan det forekomme at IO i et spørsmål får seg forelagt en problemstilling som det aldri har tenkt over. At svarene i slike tilfelle blir nokså vilkårlige - hvis man i det hele tatt får noe svar - er et faktum som kan telle sterkt med. Spørsmål som påvirker eller provoserer IO, er helt forkastelig å ha med i en god undersøkelse. Det kan settes opp noen generelle krav til et godt spørsmål:

- 1) Enkel formulering som alle forstår
- 2) Entydig formulering som ikke kan misforstås
- 3) Fremmedord eller andre vanskelige ord bør ikke forekomme
- 4) Verdi-ladete ord må utelates
- 5) Suggestive ord/formuleringer må unngås
- 6) Spørsmålet bør ikke være av en slik art (eller formulert slik) at det representerer en problemstilling som er helt ny for IO.

Av svaralternativene må det kreves at de gir rom for så mange nyanser som mulig. En annen mulighet som imidlertid byr på flere praktiske problemer, er å la spørsmålene være åpne, dvs. at IO's svar fylles inn ordrett på intervjueskjemaet.

3. Målingen

Uansett hvor mange ganger en måling foretas, vil omstendighetene i målingsøyeblikket aldri være de samme. Dette reiser derfor spørsmålet om variasjoner i omstendighetene er store nok til å påvirke måleresultatet i en eller annen retning. Feil av denne typen er som så mange andre feilkilder, nesten umulig å rette opp etterpå. Det må derfor legges en viss vekt på disse problemene når resultatet av en undersøkelse skal vurderes.

De faktorer som bidrar til slike feil, kan være en eller flere av følgende:

- 1) Målingen selv
- 2) Måleren
- 3) Hva som måles
- 4) Den som måles

a) Målingen selv

Denne feilkilden kan best illustreres ved et eksempel. En opinionsundersøkelse skal finne ut hvilke meninger folk har om et spørsmål. Hvis IO får seg forelagt et spørsmål som innebærer en problemstilling han aldri har tenkt over, kan IO tvinges til å ta et standpunkt han kanskje ikke hadde på forhånd.

Et annet og kanskje mer illustrerende eksempel for denne feiltypen, finner vi i undersøkelser hvor det kreves en viss innsats av IO ved f.eks. å føre husholdningsregnskap. Slik aktivitet er vel for de fleste IO et avvik fra deres vanlige rutine, noe som åpenbart kan medføre at rutinen, og dermed måleresultatet, blir noe annet enn det man hadde tilsiktet.

b) Måleren

Intervjueren kan være årsak til mange feil, ikke bare "fusk", men også en rekke andre feiltyper som han bevisst eller ubevisst kan gjøre seg skyldig i. Noen viktige punkter i denne sammenheng angis for oversiktens skyld:

- Fusk og motivene for dette
- Måten spørsmålet uttales på
- Kontroll-effekt (Intervjueren er f.eks. til stede, fremmed osv.)
- "Biased viewpoint-effect"¹⁾

1) "Biased viewpoint-effect" er den effekt som skyldes at intervjueren innehar en rolle i samhandlingen med IO. Intervjueren og IO ser begge på situasjonen ut fra sine respektive roller.

- Inklusjon av uvedkommende ting i spørsmålet (eksplisitt eller implisitt)
- Eksklusjon av relevante ting i spørsmålet ("trotthets-slurv")
- Konversasjon (kan påvirke IO)
- Intervjuerens utseende, kjønn, alder osv.
- Den av IO antatte sosiale status hos intervjueren

c) Hva som måles

Feil knyttet til hva som måles, kan bero på blant annet følgende faktorer som her bare angis stikkordmessig:

- IO husker feil
- Prestisje-faktorer som årsak til bevisst forvrengning av svarene (løgn)
- Tabu-faktorer som er knyttet til en rekke felter i det sosiale liv (sex, "privatlivets indre anliggender", kriminalitet, osv.)

d) Den som måles

Den som intervjues kan i enda større grad enn hva som måles forårsake usikre resultater. "Svars-variabilitet" er knyttet til omtrent alle størrelser. Selv såkalte "objektive data" som f.eks. alder, sivilstand, yrke, utdanning osv. kan i enkelte tilfelle "varierte" i løpet av utrolig kort tid. Svars-variabilitet trenger ikke å bero på bevisst løgn, som regel blir de faktiske forhold forvrent ubevisst, avhengig av en rekke omstendigheter både ved IO selv og ved omgivelsene og situasjonen.

C. Databehandlingsfeil

1. Akseptering og forkasting av individuelle data

Feilaktigheter eller slurv-feil forekommer av og til i råmaterialet fra en intervju-undersøkelse. Som regel avgjøres det skjønnsmessig hvorvidt en feil er av en slik art at den kan rettes, eller om opplysningen må forkastes. Svakheten ved dette er åpenbar. Det menneskelige skjønn er variabelt, og det kan gi systematiske utslag i en eller annen retning når det brukes som sorteringsmekanisme. Relativt sett er feil av denne typen bare av små dimensjoner.

2. Korrigering av individuelle data

De opplysninger (feil) som ikke forkastes, blir korrigert. Som regel dreier det seg her om "åpenbare" feil som stort sett blir riktige etter korrigeringen. Imidlertid kan det enkelte ganger reises tvil når det er foretatt korrigeringer av såkalte "inkonsekvante" eller motstridende opplysninger. Det kan nemlig være vanskelig å avgjøre hvilken av to motstridende opplysninger som er den riktige, og forekomsten av uriktige "korrigeringer" kan derfor ikke utelukkes helt.

Hvis det er stor tvil om hva som er de riktige svar, blir som regel IO konsultert på nytt - dette gjelder også for punkt 1 ovenfor.

X. VARIANSBEREGNINGER

Utvalgsmodellen kan i grove trekk (og noe ufullstendig) beskrives som et to-trinnsutvalg hvor primærenhetene er stratifisert etter variablene næringsstruktur og geografisk beliggenhet. Det vil føre for langt å gå inn på teorien for estimering under denne modellen - de som er interessert, henvises til Ernst Lykke Jensen: "Repræsentative undersøgelsers teori og metode", bind II, København 1960.

Samtlige beregninger i dette avsnittet gjelder på landsbasis (se definisjon av a nedenfor).

Definisjoner

a = andel av totalbefolkningen som har et gitt kjennetegn. (Totalbefolkningen er mengden av alle analyseenheter i hele landet.)

\hat{a} = estimator for a

X_{sui} = enkeltobservasjon for IO nr. i innen utvalgsområde nr. u innen stratum nr. s

n_{su} = antall IO i utvalgsområde nr. u , stratum nr. s

m_s = antall utvalgsområder i stratum nr. s

$X_{su.} = \sum_{i=1}^{n_{su}} X_{sui}$ - sum av enkeltobservasjoner over alle IO i utvalgsområde nr. u , stratum s

$X_{s..} = \sum_{u=1}^{m_s} X_{su.}$ - sum av enkeltobservasjoner i stratum nr. s

$X_{...} = \sum_{s=1}^r X_{s..}$ - sum av enkeltobservasjoner for hele utvalget

r = antall strata i landet

$n_{s.} = \sum_{u=1}^{m_s} n_{su}$ - antall IO i stratum nr. s

$n_{..} = \sum_{s=1}^r n_{s.}$ - antall IO totalt i hele utvalget

Estimatorer

La a være den andel (relativt tall) av populasjonen som har et gitt kjennetegn. En tilnærmet forventningsrett estimator for a er gitt ved:

$$\hat{a} = \frac{X_{...}}{n_{..}} \quad \text{hvor}$$

$$x_{sui} = \begin{matrix} 1 & \text{hvis IO nr. } i & \text{har kjenntetegnet,} \\ 0 & \text{" " " " " " ikke har kjenntetegnet} \end{matrix}$$

La utvalgsbrøken for stratum s være f_s . Under forutsetning om at f_s er konstant (for alle s), samt under forutsetning om at utvalgsbrøken på 1. trinn, f_{1s} , er liten, kan vi estimere variansen for \hat{a} ved følgende størrelse som er tilnærmet forventningsrett:

$$s^2(\hat{a}) = \frac{1}{n^2} \sum_{s=1}^r \frac{m_s}{m_s-1} \left\{ \sum_{u=1}^{m_s} (X_{su.} - \bar{X}_{s..})^2 + \right. \\ \left. + \hat{a}^2 \sum_{u=1}^{m_s} (n_{su} - \bar{n}_{s.})^2 - 2\hat{a} \sum_{u=1}^{m_s} (X_{su.} - \bar{X}_{s..})(n_{su} - \bar{n}_{s.}) \right\}$$

hvor:

$$\bar{X}_{s..} = \frac{X_{s..}}{m_s} \quad \text{og}$$

$$\bar{n}_{s.} = \frac{n_{s.}}{m_s}$$

Fra alle strata utenfor Oslo, Bergen og Trondheim er $m_s = 2$. Formelen ovenfor er bare gyldig for $m_s \geq 2$, vi må derfor gjøre noe mer med Oslo, Bergen og Trondheim hvor $m_s = 1$. Dette problemet løser vi på følgende måte:

Oslo:

Vi har i alt 7 strata. Vi slår sammen to og to strata og betrakter hvert stratumpar som ett "collapsed" stratum. Derved har vi oppnådd 3 "strata" a to utvalgsområder. Vi får imidlertid ett opprinnelig stratum til overs. Men idet vi har 2 intervjuere pr. utvalgsområde i Oslo, kan vi la materialet som hver av de to intervjuerne har samlet inn, betraktes som stammende fra hvert sitt utvalgsområde. Dermed er også det siste stratomet i Oslo representert ved to "utvalgsområder", og vi har i alt 4 "strata" a to "utvalgsområder".

Bergen og Trondheim:

Hver av disse byene har 3 strata a ett utvalgsområde. Siden vi er interessert i tall på landsbasis uten hensyn til geografisk inndeling, kan vi slå parvis sammen ett stratum fra hver by til i alt 3 nye "collapsed" strata a 2 utvalgsområder.

Dermed er $m_s = 2$ for alle strata, noe som i høy grad forenkler beregningene. $S^2(\hat{a})$ kan nå skrives som:

$$S^2(\hat{a}) = \frac{2}{n_{..}} \sum_{s=1}^{r'} \left\{ \sum_{u=1}^{m_s} (X_{su} - \bar{X}_{s..})^2 + \hat{a}^2 \sum_{u=1}^{m_s} (n_{su} - \bar{n}_{s.})^2 - 2\hat{a} \sum_{u=1}^{m_s} (X_{su} - \bar{X}_{s..})(n_{su} - \bar{n}_{s.}) \right\}$$

Her er:

$r' = 47$ - revidert antall strata

$m_s = 2$ for alle s .

Standardavviket for \hat{a} er $S(\hat{a}) = \sqrt{S^2(\hat{a})}$

Beregninger

De beregninger som er foretatt i det følgende, er gjort for en del utvalgte størrelser fra "Boligundersøkelsen oktober 1967". De størrelser som er valgt ut, er hentet fra tabellforslagene til denne undersøkelsen. Størrelsene er en kombinasjon av verdier fra 2 variable (kjennetegn) slik at variansene som er beregnet bare gjelder for en "rute" i tabellen hvor de to variable er kombinert.

I den følgende tabell betyr:

"1. kjennetegn": verdien på den avhengige variabel.

"2. kjennetegn": verdien på den uavhengige variabel.

Kjennetegnene knytter seg alltid til en husholdning.

Det gjøres oppmerksom på at tabellen må leses på følgende måte når det gjelder estimatene \hat{a} : "Av landets totalte antall husholdninger er det \hat{a} prosent som har første og andre kjennetegn".

Tabell 1. Estimerer (\hat{a}), standardavvik ($S(\hat{a})$) og to konfidensintervaller for noen utvalgte kjennetegnskombinasjoner fra Boligundersøkelsen 1967

| Komb. nr. | 1. kjennetegn | 2. kjennetegn | \hat{a} % | $S(\hat{a})$ % | Konfidensintervaller | |
|-----------|--------------------------------------|---|----------------|-------------------|----------------------|-----------|
| | | | | | 95 % | 99 % |
| 1 | H.person 25-34 år | Våningshus på gårdsbruk | 1,8 | 0,3 | 1,2- 2,4 | 0,9- 2,7 |
| 2 | H.person < 25 år | Hus bygd 1901-1920 | 0,3 | 0,1 | 0,1- 0,6 | 0,0- 0,7 |
| 3 | H.person 45-59 år | Frittliggende enebolig | 11,9 | 0,7 | 10,5-13,3 | 9,8-14,0 |
| 4 | H.person m/realskole | Tettbygd<2000 innbyggere | 3,8 | 0,5 | 2,7- 4,8 | 2,2- 5,3 |
| 5 | H.person m/framhalds- skole | Tettbygd 2000-20000 ib. | 1,0 | 0,3 | 0,5- 1,6 | 0,2- 1,9 |
| 6 | H.person m/artium og høyere | Kjedehus, rekkehus | 0,3 | 0,1 | 0,1- 0,5 | 0,0- 0,6 |
| 7 | H.person i transp. | Frittliggende enebolig | 4,3 | 0,4 | 3,6- 5,1 | 3,2- 5,5 |
| 8 | H.person i Service- yrke | Tettbygd<2000 ib. | 1,6 | 0,3 | 1,1- 2,1 | 0,8- 2,4 |
| 9 | H.person i Industri og gruvedrift | Hus bygd 1961 og senere | 4,1 | 0,5 | 3,1- 5,1 | 2,6- 5,6 |
| 10 | H.person inntekt 10-19000 | Tettbygd 2000-20000 ib. | 3,5 | 0,8 | 1,9- 5,1 | 1,0- 5,9 |
| 11 | H.person inntekt 10-19000 | Frittliggende enebolig | 10,3 | 0,8 | 8,7-11,9 | 7,9-12,8 |
| 12 | H.person inntekt >30000 | Hus bygd 1901-1920 | 0,0 | 0,0 | 0,0- 0,0 | 0,0- 0,0 |
| 13 | Enslig forsørger m/barn | Tettbygd>20000 ib. | 0,9 | 0,2 | 0,5- 1,3 | 0,2- 1,5 |
| 14 | Enslig forsørger m/barn | Hus, ant. leil. ≥ 5 | 1,3 | 0,2 | 0,8- 1,8 | 0,5- 2,0 |
| 15 | Ektepar | Hus bygd 1961 el. senere | 9,2 | 0,9 | 7,4-11,0 | 6,4-12,0 |
| 16 | Yngste barn 7-14 år | Spredtbygd strøk | 7,0 | 0,5 | 6,0- 8,0 | 5,5- 8,5 |
| 17 | Yngste barn<7 år | Frittliggende enebolig | 9,6 | 0,8 | 8,0-11,2 | 7,2-12,0 |
| 18 | 0 barn, H.p. 46-60 år | 2-4 m.bolig, horis.delt | 1,9 | 0,3 | 1,3- 2,6 | 1,0- 2,9 |
| 19 | En fam.hush. u/barn | Tettbygd<2000 | 6,6 | 0,9 | 4,8- 8,4 | 3,9- 9,3 |
| 20 | En fam.hush.m/2 barn | Vån.hus på gårdsbruk | 3,3 | 0,4 | 2,5- 4,1 | 2,1- 4,5 |
| 21 | En fam.hush.m/4+barn | Hus bygd 1921-1945 | 1,0 | 0,2 | 0,6- 1,3 | 0,4- 1,5 |
| 22 | Deler leilighet | Tettbygd>20000 ib. | 0,8 | 0,5 | 0,2- 1,8 | 0,0- 2,3 |
| 23 | Deler leilighet | Kjedehus, rekkehus | 0,2 | 0,1 | 0,0- 0,4 | 0,0- 0,6 |
| 24 | Deler leilighet | Hus bygd 1901-1920 | 0,6 | 0,2 | 0,1- 1,0 | 0,0- 1,2 |
| 25 | Våningshus på gårdsbruk | Spredtbygd strøk | 21,3 | 1,3 | 18,8-23,9 | 17,5-25,1 |
| 26 | Frittliggende ene- bolig | H.person i industri eller gruvedrift | 12,4 | 0,9 | 10,6-14,2 | 9,7-15,1 |
| 27 | Nordre handelsfelt | Hus bygd 1946-60 | 4,2 | 0,3 | 3,5- 4,8 | 3,2- 5,1 |

(forts.)

Tabell 1 (forts.)

| Komb. nr. | 1. kjennetegn | 2. kjennetegn | \hat{a} % | S(\hat{a}) % | Konfidensintervaller | |
|--------------|---------------------------------------|----------------------------|----------------|---------------------|----------------------|-----------|
| | | | | | 95 % | 99 % |
| 28 | H.person i tekn. hum.arbeid | Hus bygd 1921-45 | 1,0 | 0,2 | 0,7- 1,4 | 0,5- 1,6 |
| 29 | Trehus | Spredtbygde strøk | 41,9 | 2,0 | 37,9-45,9 | 35,9-48,0 |
| 30 | Mur og betong | Kjedehus, rekkehus | 0,8 | 0,2 | 0,3- 1,3 | 0,1- 1,5 |
| 31 | Trehus | Hus bygd før 1900 | 10,4 | 0,9 | 8,5-12,2 | 7,6-13,1 |
| 32 | Tot.leieareal 0-39m ² | En fam.hush. m/1 barn | 1,3 | 0,3 | 0,8- 1,8 | 0,5- 2,0 |
| 33 | " " 65-74 " | H.pers.pensj./trygdet | 2,1 | 0,3 | 1,6- 2,6 | 1,4- 2,9 |
| 34 | " " 90-99 " | H.pers. m/realskole | 1,0 | 0,2 | 0,6- 1,4 | 0,3- 1,7 |
| 35 | Ikke eget bad | Nordre handelsfelt | 4,7 | 0,7 | 3,3- 6,0 | 2,7- 6,6 |
| 36 | " " " | Tettbygd 2-20000 | 4,3 | 1,2 | 2,0- 6,7 | 0,8- 7,8 |
| 37 | " " " | H.pers. i transport | 3,8 | 0,5 | 2,9- 4,7 | 2,4- 5,1 |
| 38 | Ikke innlagt vann | Spredtbygd strøk | 3,7 | 0,7 | 2,4- 5,1 | 1,7- 5,8 |
| 39 | " " " | H.pers.pensj./trygdet | 1,4 | 0,3 | 0,8- 2,0 | 0,4- 2,3 |
| 40 | " " " | Enslige fors. m/barn | 0,4 | 0,1 | 0,1- 0,6 | 0,0- 0,7 |
| 41 | Tilgang til telefon | Spredtbygd strøk | 3,3 | 0,5 | 2,3- 4,3 | 1,7- 4,9 |
| 42 | " " " | H.pers. bare folkeskole | 1,6 | 0,3 | 1,0- 2,1 | 0,7- 2,4 |
| 43 | " " " | H.pers. i ind. el. gr.dr. | 2,0 | 0,3 | 1,4- 2,6 | 1,1- 2,9 |
| 44 | Eier kjøleskap | Yngste barn < 7 år | 19,2 | 1,1 | 17,1-21,4 | 16,0-22,4 |
| 45 | " " " | H.pers. framh.skole | 4,6 | 0,5 | 3,7- 5,6 | 3,2- 6,1 |
| 46 | Ikke tilgang til vaskemaskin | Tettbygd < 20000 ib. | 4,7 | 0,7 | 3,3- 6,0 | 2,7- 6,6 |
| 47 | " " " | H.pers.pensj./trygdet | 6,6 | 0,6 | 5,5- 7,8 | 4,9- 8,3 |
| 48 | " " " | En fam.hush. m/3 barn | 0,8 | 0,2 | 0,4- 1,2 | 0,2- 1,4 |
| 49 | Eier fjernsyn | Spredtbygde strøk | 20,3 | 1,5 | 17,4-23,3 | 15,9-24,7 |
| 50 | " " " | Oslo | 9,9 | 0,8 | 8,2-11,6 | 7,4-12,4 |
| 51 | " " " | Nordre handelsfelt | 3,5 | 0,5 | 2,6- 4,5 | 2,1- 4,9 |
| 52 | " " " | H.pers. i adm./kont./hand. | 8,7 | 0,7 | 7,2-10,1 | 6,5-10,8 |
| 53 | " " " | En fam.hush.m/4+ barn | 3,8 | 0,4 | 3,1- 4,5 | 2,7- 4,8 |
| 54 | Bolig anskaffet - v/annonse | Leieboer u.innskudd | 2,4 | 0,3 | 1,7- 3,0 | 1,4- 3,4 |
| 55 | - arb.giver | Tjenestebolig | 2,2 | 0,4 | 1,4- 2,9 | 1,1- 3,3 |
| 56 | - off.boligformidl. | Leieboer m/innskudd | 0,0 | 0,0 | 0,0- 0,0 | 0,0- 0,0 |
| 57 | 100-199 kr. i ved- likehold pr. år | Hus m/5+ leiligheter | 1,2 | 0,4 | 0,5- 2,0 | 0,1- 2,3 |
| 58 | 300-399 " " | Hus bygd 1946-60 | 5,8 | 0,7 | 4,4- 7,2 | 3,7- 7,9 |
| 59 | 200-299 " " | Kjedehus, rekkehus | 0,6 | 0,2 | 0,1- 1,0 | 0,0- 1,3 |
| 60 | El.utg. 500-599 pr.år | Hus bygd 1901-20 | 1,8 | 0,3 | 1,2- 2,4 | 0,9- 2,7 |
| 61 | " " " | Hus bygd 1961 + | 1,5 | 0,3 | 0,9- 2,0 | 0,7- 2,3 |
| 62 | " " " | Hus m/5+ leiligheter | 1,6 | 0,4 | 0,7- 2,5 | 0,3- 2,9 |

De beregningene som er tabulert ovenfor, bygger på en nokså "eksakt" metode. Det er imidlertid vanlig å bruke en annen og mye enklere tilnærmsformel. For å se hvor god denne er, kan vi sammenligne med de varianser som er beregnet med (den "eksakte") $S(\hat{a})$.

Tilnærmsformelen er slik:

$$\text{Standardavvik} = \sqrt{\frac{\hat{a}(1-\hat{a})}{n..}} \cdot \sqrt{1,5} = s(\hat{a})$$

hvor $n..$ er det totale antall observasjoner.

Vi beregner $s(\hat{a})$ for noen verdier av \hat{a} , og sammenlikner med de tilsvarende $S(\hat{a})$:

$n.. = 2815$. Vi får da denne tabellen:

Tabell 2: Sammenligning mellom to estimatorer for standardavviket. Numerisk enhet er 1 prosent

| \hat{a} | $s(\hat{a})$ | $S(\hat{a})$ | $\bar{S}(\hat{a})^{1)}$ |
|-----------|--------------|--------------|-------------------------|
| 0 - 5 | 0,0 - 0,5 | 0,0 - 1,2 | 0,35 (46) |
| 5 - 10 | 0,5 - 0,7 | 0,5 - 0,9 | 0,74 (8) |
| 10 - 15 | 0,7 - 0,8 | 0,7 - 0,9 | 0,83 (4) |
| 15 - 20 | 0,8 - 0,9 | 1,1 | 1,1 (1) |
| 20 - 25 | 0,9 - 1,0 | 1,3 - 1,5 | 1,4 (2) |
| 25 - 30 | 1,0 - 1,1 | - | - (0) |
| 30 - 35 | 1,1 | - | - (0) |
| 35 - 40 | 1,1 | - | - (0) |
| 40 - 45 | 1,1 | 2,0 | 2,0 (1) |
| 45 - 50 | 1,2 | - | - (0) |

1) $\bar{S}(\hat{a})$ er middelverdien for de tallene som faller i kolonnen under $S(\hat{a})$ for hver \hat{a} . Tallene i parentes er antall $S(\hat{a})$ som faller i de ulike gruppene.

Vi ser av det ovenstående at tilnærmsformelen ($s(\hat{a})$) for samplingsfeilen (standardavviket) er god for små \hat{a} , dvs. når $\hat{a} < 15$ prosent. For \hat{a} som er større enn 15 prosent ser det ut til at $s(\hat{a})$ avviker en del fra $S(\hat{a})$, men ikke betydelig. Vurderingsgrunnlaget er imidlertid dårlig - bare 4 av de tabulerte \hat{a} -verdiene er større enn 15 prosent - så noen sikker konklusjon kan ikke trekkes.

Vi kan muligens komme noe lengre ved å sammenligne de teoretiske uttrykkene for $S(\hat{a})$ og $s(\hat{a})$:

$$s^2(\hat{a}) = \frac{1,5}{n_{..}} \hat{a}(1-\hat{a}) \quad \text{og}$$

$$s^2(\hat{a}) = \frac{2}{n_{..}} \sum_{s=1}^{47} \left\{ \sum_{u=1}^2 (X_{su} - \bar{X}_{s..})^2 + \hat{a}^2 \sum_{u=1}^2 (n_{su} - \bar{n}_{s.})^2 - 2\hat{a} \sum_{u=1}^2 (X_{su} - \bar{X}_{s..})(n_{su} - \bar{n}_{s.}) \right\}$$

Vi ser at $s(\hat{a})$ er symmetrisk om $\hat{a} = 50$ prosent. $s(\hat{a})$ stiger når \hat{a} går fra 0-50 prosent, siden avtar den fra 50-100 prosent.

Hvordan $S(\hat{a})$ varierer med \hat{a} , er mer problematisk å finne ut av. $S(\hat{a})$ er funksjonelt avhengig av både \hat{a} , X_{su} og konstantene n_{su} . (\hat{a} er også funksjonelt avhengig av X_{su} og n_{su}).

Vi kan prøve å finne variasjonsområdet til $S^2(\hat{a})$. Nedre grense for variansen er selvsagt 0, så vi har derfor bare oppgaven å finne en øvre grense - hvis den eksisterer. $S^2(\hat{a})$ kan skrives slik:

$$\begin{aligned} S^2(\hat{a}) &= \frac{2}{n_{..}} \sum_s \sum_u [(X_{su} - \bar{X}_{s..}) - \hat{a}(n_{su} - \bar{n}_{s.})]^2 \\ &= \frac{2}{n_{..}} \sum_s \sum_u [(X_{su} - \hat{a}n_{su}) - (\bar{X}_{s..} - \hat{a}\bar{n}_{s.})]^2 \end{aligned}$$

Vi gjør nå en forutsetning:

Anta at vedkommende størrelse (som er estimert med \hat{a}) er omtrent jevnt fordelt over strata. Dette vil altså innebære at $\hat{a} \approx \frac{\bar{X}_{s..}}{\bar{n}_{s.}}$ eller $\bar{X}_{s..} \approx \hat{a}\bar{n}_{s.}$. Denne tilnærmelsen kan vi regne med er relativt godt oppfylt for mange av de variable vi arbeider med.

Under denne forutsetning reduseres uttrykket ovenfor til:

$$S^2(\hat{a}) = \frac{2}{n_{..}} \sum_s \sum_u (X_{su} - \hat{a}n_{su})^2$$

Anta $\hat{a} \leq 0,5$. Da fås:

$$S^2(\hat{a}) \leq \frac{2}{n_{..}} \sum_s \sum_u (n_{su} - \hat{a}n_{su})^2,$$

$$S^2(\hat{a}) \leq \frac{2}{n_{..}} (1-\hat{a})^2 \sum_s \sum_u n_{su}^2 \quad \text{eller}$$

$$S^2(\hat{a}) \leq 2(1-\hat{a})^2 \sum_s \sum_u \left(\frac{n_{su}}{n_{..}}\right)^2, \quad \hat{a} \leq 0,5$$

Anta $\hat{a} \geq 0,5$. Dette gir følgende ulikhet:

$$S^2(\hat{a}) \leq \frac{2}{n..} \sum_s \sum_u (\hat{a} n_{su})^2 = \frac{2}{n..} \hat{a}^2 \sum_s \sum_u n_{su}^2 \quad \text{eller}$$

$$S^2(\hat{a}) \leq \frac{2\hat{a}^2}{n..} \sum_s \sum_u \left(\frac{n_{su}}{n..}\right)^2, \quad \hat{a} \geq 0,5$$

Leddet $\sum_s \sum_u \left(\frac{n_{su}}{n..}\right)^2$ kan vi finne en tilnærming til. I avsnitt VII ble det redegjort for hvordan n_{su} skulle bestemmes. Med utgangspunkt i dette kan vi med rimelighet anta at n_{su} -ene er omtrent like for alle s og u . Ovenstående sum omformes da til:

$$\sum_{s=1}^r \sum_{u=1}^2 \left(\frac{n_{su}}{n..}\right)^2 = \frac{r}{2r} \sum_{s=1}^r \sum_{u=1}^2 \left(\frac{n_{su}}{2rn_{su}}\right)^2 = \frac{1}{2r}$$

hvor $r = 47$ er totalt antall strata. Vi får da:

$$\hat{a} < 0,5 : S^2(\hat{a}) \leq \frac{1}{r}(1-\hat{a})^2$$

$$\hat{a} \geq 0,5 : S^2(\hat{a}) \leq \frac{1}{r} \hat{a}^2 \quad \text{eller}$$

om vi slår begge uttrykkene sammen:

$$S^2(\hat{a}) \leq \frac{1}{r} [\max_{\hat{a}} \{\hat{a}, (1-\hat{a})\}]^2 \quad \text{for alle } \hat{a}.$$

Den anslåtte øvre grense for $S^2(\hat{a})$ er altså symmetrisk om $\hat{a} = 0,5$ som også gir den største verdi for grensen.

Vi ser også at øvre grense for $S^2(\hat{a})$ er større enn $s(\hat{a})$ for alle \hat{a} . Anta nemlig $0 < \hat{a} < 1$. Da har vi

$$\frac{S^2(\hat{a})}{s^2(\hat{a})} \leq \frac{n..}{1,5r} \frac{\max\{\hat{a}, (1-\hat{a})\}}{\min\{\hat{a}, (1-\hat{a})\}}$$

Uttrykket på høyre side er alltid større enn $\frac{n..}{1,5r}$ som igjen er større enn 1 (fordi vi i alle undersøkelser velger $n.. > 1,5r$). For $\hat{a} = 0$ eller $\hat{a} = 1$ er $s^2(\hat{a}) = 0$ og da er også $S^2(\hat{a}) = 0$.

Dette er imidlertid ikke noe bevis for at $S(\hat{a}) > s(\hat{a})$, men det gir oss en antydning om at $S(\hat{a})$ kan anta verdier som avviker relativt mye fra $s(\hat{a})$.

I praksis ser det ut til at $s(\hat{a})$ er en såpass god tilnærming til $S(\hat{a})$ at den med fordel kan brukes for å gi en pekepinn på hvor stor samplingsfeilen på \hat{a} kan være.

XI. FRAFALL

Ved statistiske undersøkelser som baseres på intervju av (helt eller delvis) spesifiserte personer, oppstår det alltid situasjoner hvor intervju ikke kommer i stand. Det er dette vi kaller frafall eller mer presist ikke-respons fra på forhånd utvalgte IO.

Årsakene til frafall er mange, men vi kan skille mellom to ulike typer av frafall:

- 1) IO ikke til stede
- 2) Intervju avslås eller kommer ikke i stand av andre grunner.

Når IO ikke er til stede, kan dette skyldes tre ting: IO er flyttet, IO er midlertidig fraværende eller IO er (nylig) avgått ved døden.

Avslag på intervju kan ha varierende årsaker. Enkelte IO kan være konsekvente nektere som aldri lar seg intervju, mens andre nekter i visse intervjutyper. Det kan hende at IO blir oppsøkt på et tidspunkt hvor det passer svært dårlig å bli intervjuet, mens noen IO kan være i en slik psykisk og/eller somatisk forfatning at intervju ikke lar seg gjennomføre.

Det er alltid mulig å minske frafallet, men dette kan kreve både mye tid og store omkostninger. Man kan f.eks. oppsøke et midlertidig fraværende IO på dets nåværende oppholdssted. Flere besøk hjelper som regel.

Med nektere er det verre, som regel er problemene her av en mer psykologisk art.

En del spesielle undersøkelser som har vært foretatt i andre land omkring frafallsproblemet, har f.eks. vist at "gode" intervjuere har et frafall som bare er på ca. 10 prosent av hva "dårlige" intervjuere har.

De tiltak som kan settes i verk for å redusere frafallet, vil bli behandlet i et senere avsnitt. I dette avsnittet vil en drøfte hvilken betydning frafallet kan ha for resultatene. Framstillingen bygger delvis på eksempler hentet fra undersøkelser som Statistisk Sentralbyrå har foretatt.

a) Teoretiske synspunkter

Anta at vi har en utvalgspopulasjon på N enheter. Vi er interessert i å bestemme hvor stor prosent P av denne populasjonen som har et eller annet kjennetegn. Da er det altså $(100 - P)$ prosent som ikke har vedkommende kjennetegn. Vi vil anslå P med en nøyaktighet som ikke avviker mer enn

Q_0 -prosent fra den "sanne" verdi. Anta videre at vi vil undersøke samtlige N enheter, men at vi etter å ha foretatt undersøkelsen har et frafall på Q_f prosent av populasjonen N . For enkelthets skyld kan vi også anta at den eneste feilkilden som har virket inn på bestemmelsen av P , er frafallet.

La:

$N(f)$ = antall enheter som faller fra

$N(m) = N - N(f)$ = antall enheter som medvirker

$P(m)$ = den prosentvise andel av $N(m)$ som har kjennetegnet vi er interessert i

$P(f)$ = den prosentvise andel av $N(f)$ som har kjennetegnet

Resultatet av vår undersøkelse er at vi får bestemt $N(f)$, $N(m)$ og $P(m)$, men ikke $P(f)$. Spørsmålet er nå om $P(m)$ er et godt nok anslag for P . Dette avhenger selvsagt av hvor stor $P(f)$ er, og det vet vi ikke. Hva man generelt ikke bør gjøre er å anta at $P(f) = P(m)$, dvs. å hevde at frafallet har vært "tilfeldig" eller at "frafallet ikke har virket på undersøkelsesmaterialets representativitet". Det mest forsvarlige i denne situasjonen er å anslå ekstremalverdiene for P . Dette gjør vi ved å anta henholdsvis $P(f) = 0$ prosent (nedre grense for P , $P(\min)$) og $P(f) = 100$ prosent (øvre grense for P , $P(\max)$).

Vi får derved anslått et intervall, $[P(\min), P(\max)]$, hvor P må ligge.

Den eksakte verdi av P er gitt ved følgende uttrykk:

$$P = P(m) \cdot \left(1 - \frac{Q_f}{100}\right) + P(f) \cdot \frac{Q_f}{100}$$

P blir av denne formelen angitt som et prosenttall ($P = P\%$).

Settes $P(f) = 0\%$ fås:

$$P(\min) = P(m) \cdot \left(1 - \frac{Q_f}{100}\right)$$

og med $P(f) = 100\%$ fås:

$$P(\max) = P(m) \left(1 - \frac{Q_f}{100}\right) + Q_f$$

Herav ser vi at

$$P(\max) - P(\min) = Q_f$$

Det vil si at den maksimale prosentvise feil som skyldes frafallet, ikke overstiger frafallsprosenten.

Et tall-eksempel vil illustrere disse forholdene: Vi tabulerer $P(\max)$, $P(\min)$ og $P(\max) - P(\min) = Q_f$ for ulike verdier av $P(m)$ og forutsetter $Q_f = 10\%$.

Tabell 3. Ekstreme konsekvenser av frafall for den estimerte størrelse ($P(m)$)

| $P(m)$ | $P(\max)$ | $P(\min)$ | $P(\max)-P(\min)$ |
|--------|-----------|-----------|-------------------|
| 0 | 10 | 0 | 10 |
| 20 | 28 | 18 | 10 |
| 50 | 55 | 45 | 10 |
| 80 | 82 | 72 | 10 |
| 100 | 100 | 90 | 10 |

Tallene er prosenter.

Et studium av ovenstående tabell forteller umiddelbart at frafallet kan forskyve resultatet tildels betydelig. Hvis vi fastsetter at Q_0 (tillatt feilmargin) skal være f.eks. 5 prosent i hver retning omkring den "sanne" verdi, P (som vi har estimert med $P(m)$), så ser vi at dette kravet bare er oppfylt når $P(m) = 50$ prosent.

Når Q_f vokser, dvs. frafallet blir større, så vokser også intervallet $[P(\min), P(\max)]$, og anslaget $P(m)$ for P blir derfor mer usikkert.

Det som er nevnt ovenfor, er de mest ekstreme konsekvensene av frafall. I praksis vil en imidlertid i en viss utstrekning kunne vurdere hvor stor $P(f)$ kan være. Generelt kan man si at jo større kunnskap vi har om frafallet (bortsett fra dets størrelse), jo bedre grunnlag har vi for å vurdere hvor god den estimerte verdi ($P(m)$) av P er.

Det eksisterer flere metoder for å analysere frafallet. En metode er å sammenlikne sammensetningen av den gruppen som har medvirket i undersøkelsen, med sammensetningen av den gruppen som ikke har medvirket - frafallsgruppen. En slik sammenlikning er likevel bare av begrenset verdi idet man ikke kan trekke noen statistisk holdbare konklusjoner av den. Hvis det f.eks. skulle vise seg at de to gruppene er omtrent likt sammensatt ("representativt frafall"), så kan man ikke konkludere med at $P(m) \approx P(f)$. Man bør også være varsom med å si at det er større sannsynlighet for at en slik konklusjon er riktig.

Hvis det derimot skulle vise seg at det betydelige ulikheter i sammensetningen av de to gruppene, så kan man med stor rimelighet ta dette som et indisium på at frafallet har virket forstyrrende på resultatet. Av det som her er sagt om sammenlikning av de to gruppene, kan vi altså trekke den

slutning at slike sammenlikninger kan forkaste en hypotese ($P(m) = P$), men ikke bekrefte den. Som eksempel på en slik "struktursammenlikning", kan vi ta "Boligundersøkelsen oktober 1967". Nedestående tabell viser den prosentvise fordeling av forskjellige variable i gruppen som medvirket, og i gruppen som ikke medvirket i undersøkelsen (frafallet)¹⁾. Enhet er husholdning.

Tabell 4. Struktur-sammenlikning av medvirker- og frafallsgruppen

| Variabel | Medv. prosent | Frafall prosent | Variabel | Medv. prosent | Frafall prosent |
|--------------------------|---------------|-----------------|-------------------------------------|---------------|-----------------|
| <u>Type strøk:</u> | | | <u>Geografiske strata:</u> | | |
| Tettbygd | 52 | 74 | Østre handelsfelt (Ekskl. Oslo) .. | 34 | 31 |
| Spredtbygd | 48 | 26 | Oslo | 14 | 19 |
| <u>Husholdningstype:</u> | | | <u>Søndre og Vestre h.felt ..</u> | | |
| <u>En-fam.hush.</u> | | | <u>Midtre h.felt (inkl.Tr.heim)</u> | | |
| u/ugifte barn | 22 | 19 | Nordre handelsfelt | 9 | 12 |
| " m/1 " " | 21 | 16 | <u>Hovedpersonens alder:</u> | | |
| " m/2 " " | 19 | 10 | Under 25 år | 3 | 5 |
| " m/3 " " | 11 | 4 | 25 - 34 år | 14 | 10 |
| " m/4 " " | 6 | 0 | 35 - 44 år | 18 | 15 |
| Flerfam. husholdning | 2 | 3 | 45 - 59 år | 32 | 30 |
| Enslige | 16 | 43 | 60 - 69 år | 19 | 23 |
| Øvrige husholdninger | 3 | 5 | 70 - 79 år | 11 | 12 |
| | | | 80 år og over | 3 | 5 |

Som vi ser av tabellen, kan avvikelsene være betydelige for enkelte variable. Når det gjelder "type strøk", så er prosentdifferansen hele 22 prosent. Hvor stor virkning dette avviket kan ha for de tallene som skal publiseres, vil avhenge av hvor sterk sammenhengen er mellom den størrelsen som det publiseres tall for, og "type strøk". Jo sterkere sammenheng, dessto mer usikre blir estimatene. Det samme gjelder selvsagt for andre variable.

I Boligundersøkelsen er det i bestemte tilfelle foretatt erstatning for å minske frafallet. Konsekvensene av en slik framgangsmåte kan variere, men i prinsippet er det følgende som skjer: Når en enhet faller fra, erstattes denne med en ny (reserve). Hvis vi foretar erstatning N_e ganger, så øker totalutvalget fra N til $N+N_e$ enheter. Det man ikke oppnår, er å få i stand intervju med dem som faller fra. Hvis vi oppnår intervju med samtlige N_e enheter, så har vi altså i alt undersøkt $N(m) + N_e$ enheter. Men $N(f)$ er

1) I denne undersøkelsen er det til en viss grad foretatt erstatning for frafalte. Tallene som presenteres her er de endelige, altså etter at erstatning er foretatt. (Se ellers avsnittet om erstatninger (XI c)).

like stor som før. Konklusjonen på dette blir derfor at vi ved å foreta erstatning ikke oppnår noen kunnskap om frafallet. Derimot øker vi antall enheter som undersøkes, hvilket betyr at samplingsfeilen på estimatene blir mindre. Det kan inntreffe at man ved å foreta erstatning øker usikkerheten som skyldes frafallet. Anta f.eks. på grunnlag av ovenstående tabell at det store frafallet av enslige er blitt kompensert ved erstatning av flerperson-husholdninger. Det er videre nokså rimelig å anta at "enslige husholdninger" i mange henseender avviker en del fra flerperson-husholdninger. Dette kan medføre - idet forholdet mellom enslige og andre er blitt dobbelt forskjøvet (ved frafall og erstatning) i forhold til det opprinnelige utvalg - at de estimatorene som vi bruker ("selv-veiende") blir dårlige. Paradoksalt nok kan det faktisk inntreffe at estimatene blir "dårligere" samtidig som samlingsfeilen blir mindre. Forklaringen er selvsagt at feilen på grunn av frafallet er blitt forstørret; det utvalg som undersøkes, er fremdeles et sannsynlighetsutvalg hvor sannsynligheten for at en vilkårlig valgt enhet skal komme i utvalget er kjent, men sannsynligheten er ikke lenger lik for alle enheter i populasjonen. En slik forandring av de opprinnelige forutsetninger kan få konsekvenser for de estimatorene som brukes. Dersom frafallet er spesielt stort innen en eller flere grupper, bør man overveie å erstatte de "selv-veiende" estimatorene med andre som er laget på grunnlag av faktorer med ulike vekter. Samplingsfeilen på disse estimatorene blir større enn på de opprinnelige, men estimatorene blir forventningsrette (de må da selvsagt konstrueres slik).

Hvis man foretar en veiling av estimatorene, så betyr dette at man har innført en ny stratifikasjon. Om vi f.eks. skiller mellom enslige og ikke-enslige husholdninger i estimatorene, blir stratifikasjonen å regne etter disse to kjennetegn. Det bør understrekes at en slik "ekstra-stratifikasjon" som regel fører til et stort merarbeid, man må nemlig estimere (ved fullstendig eller delvis telling) antall enslige og ikke-enslige husholdninger i hvert stratum.

b) Reduksjon av frafallet

Det har tidligere vært nevnt at frafallet kan reduseres ved blant annet bedre ajourføring av registeret som brukes ved trekkingen. Ideelt sett bør utvalget trekkes samme dag som intervjuingen finner sted, og trekkingen må foretas på grunnlag av lister som er korrekte for denne dagen. I praksis foretas trekkingen på et tidspunkt som ligger noen måneder forut for intervjuingen, og de listene (registeret) som brukes, er ikke ajourførte. Dette

medfører at de forandringer ved befolkningen (flytting, dødsfall, ekteskap, fødsler osv.) som har funnet sted etter det tidspunkt da registeret kunne regnes som korrekt, ikke blir tatt til følge uten spesielle anstrengelser. Og det er disse tiltakene som ved korreksjon av utvalget tar sikte på å minske frafallet.

Med utgangspunkt i den ideelle situasjonen som er beskrevet ovenfor, er det logisk hensiktsmessig å dele behandlingen av frafallsreduksjon til to tidsintervaller: T_1 = fra det tidspunkt da registeret var korrekt til tidspunktet for trekking

T_2 = tiden fra trekking til intervju.

Når det gjelder T_1 , løses problemet som et ufullstendig register representerer, ved at det kontinuerlig innløper oppgaver fra folkeregistrene om endringer i befolkningen. Skal en slik ordning bli effektiv, må for det første folk straks melde fra om eventuelle forandringer, og for det andre må folkeregistrene umiddelbart sende disse opplysningene til registeret i Byrådet.

Den vesentligste hindringen for fortgang i denne prosessen er nok det faktum at folk unnlater eller venter lenge med å gi folkeregisteret beskjed om forandringer som har funnet sted. I hovedsaken skyldes dette at mange simpelthen ikke er oppmerksomme på at de plikter å melde fra om enkelte forandringer.

Registeret ville muligens bli noe mer korrekt om folkeregistrene straks meldte fra til Byrådet når en forandring hadde funnet sted i kommunen. Men i relasjon til det førstnevnte problemet er dette tidstapet som regel av mindre betydning. Når det gjelder T_2 , så er feilmengden i utvalget direkte avhengig av lengden på T_2 . Jo tidligere vi trekker et utvalg før feltarbeidet, dessto flere feil vil oppstå.

Utvalget må imidlertid trekkes ut en tid forut for det tidspunkt da intervjuingen finner sted, og de tiltakene som settes i verk for å redusere feilmengden, kan oppsummeres i fire punkter:

- A. Når utvalget til en undersøkelse er trukket, tas hullkortene ut av hovedmassen, og det lages spesielle IO-lister for hvert utvalgsområde.
- B. Listene sendes til de respektive folkeregistre til kontroll og eventuell retting. Familier som er flyttet, strykes av listen, og familier som eventuelt er flyttet inn i deres sted, føres opp.
- C. Når listene kommer i retur, føres rettelsene inn i vårt register, nye hullkort punches og nye nummererte lister lages for intervjuerne.
- D. De feil som på denne måten ikke blir rettet, registreres og rettes av intervjuerne etter regler som er fastlagt av Byrådet. Disse reglene er følgende:

1. Utvalget av IO bygger som regel på adresse. En uttrukket enhet skal ikke forfølges, selv om vedkommende er flyttet til en annen leilighet innenfor utvalgsområdet. Det er den enheten som bor på den oppgitte adressen, som skal intervjues.
2. Mangler en eller flere personer - som hører med til den uttrukne enhet - på den listen intervjuerne har fått fra Byrået, skal intervjuerne føye dem til på et spesielt skjema. Fullstendig navn, ekteskapelig status og fødselsdata skal oppgis.
3. Hvis det i en kosthusholdningsundersøkelse er trukket ut og ført på listen en hybelboer som har kosten i en hovedhusholdning som ikke står på listen, så er det hovedpersonen (eller husmor) i vedkommende husholdning som skal intervjues. Hybelboeren skal regnes på lik linje med de øvrige medlemmer av husholdningen.
4. Har hybelboeren egen husholdning, men deler leilighetens bekvemmeligheter med hovedhusholdningen, sier vi at det er en leilighet med to husholdninger. Begge husholdninger skal da intervjues, selv om bare den ene er oppført på Byråets lister.
5. Hvis husholdningen på skjemaet viser seg å være for stor, dvs. at det er tatt med personer som viser seg å bo i en egen, avgrenset leilighet, skal begge husholdningene intervjues.
6. I grense- eller tvilstilfelle skal intervjueren rådføre seg med hovedkontoret i Byrået.

c) Erstatninger

I enkelte tilfelle kan det være tvil om hva som skal regnes som frafall. I egentlig forstand er frafall å regne som "ikke oppnådd intervju" med IO som er trukket ut. Etter det som er nevnt i det foregående, er det klart at det univers som IO trekkes fra, ikke stemmer overens med virkeligheten på alle punkter. Ideelt skulle jo utvalget trekkes fra det virkelige utvalgsunivers, men dette er altså ikke mulig. Hvis vi derfor skal regne frafall etter den egentlige definisjon, betyr dette - logisk sett - at vi definerer universet som vårt register og ikke som virkeligheten. Vi sier altså at det er feil ved de virkelige forholdene og ikke ved vårt register - hvilket åpenbart ikke er i overensstemmelse med sunn fornuft.

For at ikke denne logikken skal få råde, er det tatt i bruk erstatninger for visse typer "frafall". I enkelte tilfelle kan intervjueren få oppgitt et nytt IO til erstatning for et IO som ikke kan intervjues.

Et uvillig IO erstattes ikke. Det er klart frafall.

Erstatning for et tildelt IO må alltid gis av hovedkontoret, intervjueren kan aldri velge seg en reserve selv.

Erstatningsgrunnlag er:

1. Tomme leiligheter - leiligheten er ubebodd på det tidspunkt undersøkelsen foregår
2. Nedbrente - nedrevne hus
- 3a. For husholdningsundersøkelser: medlem av en felleleshusholdning (anstalt)
- b. For personundersøkelser: psykisk syke personer (åndssvake)
4. Langvarige sykehusopphold hvor vi har grunn til å tro at vedkommende ikke kommer tilbake til sin bolig (regnes som tomme leiligheter)
5. Sjøfolk i langfart (for husholdningsundersøkelser, med tom leilighet hjemme)
6. Langvarige utenlandsopphold
7. Personer - husholdninger - som ikke treffes og hvor naboene mener at: "vedkommende kommer visst ikke tilbake", "er kanskje flyttet", "sitter i fengsel" e.l.

Graden av opplysninger og lengden av antatt fravær kan være avgjørende.

Forhold som ikke gir grunnlag for erstatninger:

1. Sykdom i hjemmet
2. Kortere sykehusopphold
3. Kortere feriefravær
4. Ikke truffet hjemme
5. Liten tid

Etter det som ble nevnt om erstatninger i punkt a), kan det være verdt å undersøke erstatningene i noen av de undersøkelsene som er foretatt.

Det mest interessante, er å sammenlikne erstatningsgruppen (de som medvirker) med erstattet-gruppen (de som er gått ut av utvalget). Dermed kan eventuelle strukturforandringer fra det opprinnelige utvalg vurderes.

Vi vil her ta for oss to undersøkelser: Boligundersøkelsen 1967 og Ferieundersøkelsen 67/68.

I de nedenstående tabellene er prosentfordelingen for hovedpersonens alder og husholdningsstørrelsen (antall medlemmer i husholdningen) angitt for de to gruppene.

Boligundersøkelsen 1967: Totalt antall enheter som er erstattet, er 120 husholdninger.

Tabell 5. Aldersfordeling for erstattet- og erstatningsgruppene

| Hovedpersonens alder | Erstattet-gruppe | Erstatningsgruppe |
|----------------------|------------------|-------------------|
| 15 - 29 år | 15 | 10 |
| 30 - 39 " | 13 | 20 |
| 40 - 49 " | 8 | 19 |
| 50 - 59 " | 15 | 19 |
| 60 - 69 " | 20 | 19 |
| 70 år og over | 29 | 13 |
| I alt | 100 | 100 |

Tabell 6. Husholdningsstørrelse for erstattet- og erstatningsgruppene

| Husholdningsstørrelse | Erstattet-gruppe | Erstatningsgruppe |
|-----------------------|------------------|-------------------|
| 1 | 60 | 20 |
| 2 | 20 | 24 |
| 3 | 9 | 19 |
| 4 | 8 | 19 |
| 5 og over | 3 | 18 |
| I alt | 100 | 100 |

I tabell 5 ser vi at nokså mange over 70 år er blitt erstattet med husholdninger som er noe "yngre". Dette er også hva vi kan vente ved å bruke en erstatningsmetode av vår type. Frafallet (eller avgangen) av eldre er av forståelige grunner nokså stort, og siden hovedmengden av tilfeldig utvalgte erstatninger vil ligge mellom 30 - 50 år, må vi få en skjev representasjon for disse gruppenes vedkommende. I de øvrige aldersgruppene er forskjellene ubetydelige.

I Boligundersøkelsen ble det undersøkt i alt 2 815 husholdninger. Erstatningsgruppen utgjør 120 enheter, dvs. ca. 4 prosent av totalmassen. Hvis erstatninger ikke hadde vært foretatt, måtte vi regne nesten alle de 120 erstattede husholdninger som rent frafall, og det er som tidligere nevnt, ikke helt realistisk. Erstatning kan også oppfattes som en korreksjon av utvalget på grunn av uoverensstemmelsen mellom register og virkelighet. Men som korrigeringsmetode er erstatningsreglene dårlig egnet. Dette framgår tydelig av tabell 6 hvor vi ser at erstatningene går markant i favor av flerpersonhusholdninger.

Ferieundersøkelsen 67/68: I alt 89 erstatningen. Enhet: Husholdning.

Tabell 7. Aldersfordeling for erstattet- og erstatningsgruppene

| Hovedpersonens alder | Erstattet-gruppe | Erstatningsgruppe |
|----------------------|------------------|-------------------|
| 15 - 29 år | 15 | 6 |
| 30 - 39 år | 14 | 15 |
| 40 - 49 år | 14 | 25 |
| 50 - 59 år | 17 | 19 |
| 60 - 69 år | 14 | 21 |
| 70 år og over | 26 | 14 |
| I alt | 100 | 100 |

Tabell 8. Husholdningsstørrelse for erstattet- og erstatningsgruppene

| Husholdningsstørrelse | Erstattet-gruppe | Erstatningsgruppe |
|-----------------------|------------------|-------------------|
| 1 | 61 | 15 |
| 2 | 18 | 24 |
| 3 | 8 | 15 |
| 4 | 11 | 22 |
| 5 og flere | 2 | 24 |
| I alt | 100 | 100 |

Hvis vi sammenligner tabell 7 - 8 med tabell 5 - 6, oppdager vi en slående likhet. De kommentarene som ble gitt til Boligundersøkelsen, kan derfor også gis til Ferieundersøkelsen.

Det ser ut til at den gruppen som må erstattes ved husholdningsundersøkelser, har omtrent samme struktur ved hver undersøkelse. Dette går nokså tydelige fram av nedenstående tabeller som viser simultan-fordelingen for hovedpersonens alder og husholdningens størrelse for erstattet-gruppene.

Tabell 9. Erstattet-gruppens fordeling med hensyn på husholdningsstørrelse og hovedpersonens alder. Boligundersøkelsen

| Husholdnings- størrelse | Hovedpersonens alder | | | | | | I alt |
|----------------------------|----------------------|----------|----------|----------|----------|------------------|-------|
| | 15-29 år | 30-39 år | 40-49 år | 50-59 år | 60-69 år | 70 år og over | |
| 1 | 10 | 7 | 2 | 7 | 14 | 20 | 60 |
| 2 | 2 | 1 | 4 | 4 | 1 | 8 | 20 |
| 3 | 2 | 1 | 0 | 2 | 3 | 1 | 9 |
| 4 | 1 | 3 | 1 | 2 | 1 | 0 | 8 |
| 5 og over | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 3 |
| I alt | 15 | 13 | 8 | 15 | 20 | 29 | 100 |

Tabell 10. Erstattet-gruppens fordeling med hensyn på husholdningsstørrelse og hovedpersonens alder. Ferieundersøkelsen

| Husholdnings- størrelse | Hovedpersonens alder | | | | | | I alt |
|----------------------------|----------------------|----------|----------|----------|----------|------------------|-------|
| | 15-29 år | 30-39 år | 40-49 år | 50-59 år | 60-69 år | 70 år og over | |
| 1 | 12 | 4 | 9 | 10 | 5 | 21 | 61 |
| 2 | 1 | 3 | 1 | 2 | 7 | 4 | 18 |
| 3 | 1 | 1 | 3 | 2 | 1 | 0 | 8 |
| 4 | 1 | 5 | 1 | 2 | 1 | 1 | 11 |
| 5 og flere | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 2 |
| I alt | 15 | 14 | 14 | 17 | 14 | 26 | 100 |

To undersøkelser er selvsagt i minste laget til å si noe allment om erstattet-gruppens struktur. Men siden overensstemmelser er så god i de to tabellene, kan vi med støtte i dem og det vi generelt kan forvente om frafall av denne art, si at det frafallet som erstattes, virker sterkest reduserende på gruppen av eldre enslige. I noen mindre grad reduseres også gruppen av unge (15-29 år) enslige. Størsteparten av reservene (erstatningsgruppen) som settes inn i utvalget, tilhører ikke disse to gruppene, og skjevheten blir derfor forstørret ved erstatning. Hvor store konsekvenser dette har for utvalgets struktur-representativitet, er avhengig av antall erstatninger. For bolig- og ferieundersøkelsen utgjør erstatningene 3-4 prosent av de medvirkende husholdningene. Dette kan resultere i strukturforskyvninger på mellom 0-4 prosent for en eller flere grupper sammenliknet med de opprinnelige utvalg. I praksis kan vi imidlertid regne med at forskyvningene ikke er større enn ca. 2 prosent for noen grupper, og dette er såpass lite at de estimerte størrelser bare i liten grad blir påvirket av forskyvningene. Vi kan likevel ikke overse dette feilmomentet, særlig på bakgrunn av at erstatningene reduserer samplingsfeilen og i enda større grad frafallsfeilen.

Statistisk sett utgjør erstatningene en viss fordel, til tross for at vi ikke får noe kunnskap om det egentlige frafallet. Ulempene ligger for det meste på det praktiske plan. Erstatning medfører en del forsinkelser og selvsagt også større omkostninger. Hvis vi skal vurdere problemet under ett, så vil den mest rimelige konklusjon være at erstatningene bør foretas så lenge registeret er såpass dårlig ajourført som det er nå.

d) Sluttord om frafall

Frafallet er et moment som må tas med i alle intervju-undersøkelser. Vi kan aldri eliminere frafallet, kreftene må settes inn på å redusere det. Det kan settes i verk generelle og spesielle tiltak for å redusere frafallet. De viktigste tiltakene er å ha gode intervjuere og et vel ajourført register til bruk ved utvelgingen av IO.

Spesielle tiltak kan settes inn ved de forskjellige undersøkelser. Slike tiltak vil variere med undersøkelsens karakter.

Usikkerhetene på estimatene på grunn av frafallet kan være tildels betydelige. Det er viktig å poengtere at disse feilene kommer i tillegg til samplingsfeilen som gjerne er av mindre størrelsesorden enn frafallsfeilen.

XII. TABELLENE

Tabellene som publiseres, angir de forskjellige estimatene som er beregnet på grunnlag av en undersøkelse. Estimatene er i prinsippet sikre for de objektene som er undersøkt, dvs. at samplingsfeilen er 0 for denne gruppen. (Det er heller ikke noe "fracfall" å regne med for de objektene som er undersøkt, men det kan selvsagt forekomme andre feil. Jfr. avsnitt IX, Feilkilder.) Vi er imidlertid ikke interessert i bare de som er intervjuet. Hensikten med utvalgsplanen er å få en metode som gir grunnlag for generaliseringer gjeldende for hele befolkningen. Slike generaliseringer gjør vi med basis i teorien for statistiske stikkprøver. En generalisering medfører alltid usikkerhet, og dette må enhver som bruker tabellene være oppmerksom på. Bruk av estimater uten angivelse av usikkerheten bør generelt sett frarådes, men det er som regel slik tallene anvendes. Dette skyldes kanskje mest at en redegjørelse for estimatenes pålitelighet ofte faller noe i bakgrunnen sammenliknet med selv estimatene. Man ville få et atskillig mer korrekt bilde av resultatene dersom det i tabellene hadde vært angitt f.eks. konfiensintervaller (intervall-estimer) i stedet for enkle tall, (punkt-estimer), tabellene hadde blitt større, men bedre.