Metoder for politiske meningsmålinger

AV
FORSKER IB THOMSEN
STATISTISK SENTRALBYRÅ

Beregningsmetodene som brukes i de forskjellige politiske meningsmålinger har vært gjenstand for mye diskusjon i dagspressen det siste året. Lite er derimot gjort for å forsøke å kvantifisere forskjellene mellom de ulike metoder. Nedenfor er det vist hvordan en ved hjelp av enkle begreper fra teorien for statistiske utvalg er i stand til å tallfeste forskjellene mellom to meget anvendte beregningsmetoder, også når noen personer i utvalget «glemmer» hva de stemte på ved siste valg. Endelig er det foreslått en ny estimeringsmetode, som adskiller seg vesentlig fra de metoder som til nå er foreslått. Denne metodens teoretiske egenskaper synes å være så gode at metoden fortjener å bli forsøkt brukt i praksis.

1. Innledning.

De beregningsmetoder eller estimeringsmetoder, som brukes i forbindelse med de politiske meningsmålinger, har fått stor oppmerksomhet i dagspressen det siste halve året. Lite er imidlertid gjort for å forsøke å kvantifisere forskjellen mellom de forskjellige estimeringsmetoder. Vi skal her ved hjelp av enkle resultater fra teorien for statistiske utvalg beskrive forskjellene mellom de forskjellige metoder på en måte som vil sette en i bedre stand til å velge mellom dem. Som en kan vente, gir et slikt studie ikke grunnlag for å gi enkle svar på spørsmålet om hvilken metode en bør bruke i en bestemt situasjon, men det er mulig å kartlegge hvilke typer kunnskaper en må ha for å kunne foreta et fornuftig valg av beregningsmetode. Et slikt valg bør foretas på bakgrunn av erfaring med politiske meningsmålinger kombinert med teoretisk innsikt.

I tillegg til å vurdere to meget brukte estimeringsmetoder, skal vi foreslå en ny metode og gi en teoretisk vurdering av denne. Resultatet av denne vurderingen er så positivt at metoden burde være verdt å forsøke i praksis.

Alle utredninger er gjort under forutsetning at det bare er to partier som stiller liste ved valget. Dette betyr intet for resultatene, men gjør utredningene vesentlig enklere.

Vi skal gjøre en rekke forenklinger og forutsetninger for å kunne gjennomføre en teoretisk vurdering av beregningsmetodene. De viktigste forutsetninger er behandlet kort i avsnitt 6, og dreier seg i særlig grad om de forutsetninger som er gjort om de anvendte innsamlingsmetoder. Under hele utredningen er det gjort to forenklinger. For det første tenker vi oss at vi estimerer det relative antall velgere for ett parti av gangen. For det andre estimerer vi andelen av samtlige stemmeberettigede, som vil stemme på et bestemt parti og ikke som vanlig andelen av avgitte stemmer som tilfaller et bestemt parti. Begge disse forenklinger er gjort for å gjøre framstillingen enklest mulig, og har liten innflytelse på konklusjonene.

2. Noen definisjoner.

Som vanlig innen teorien for statistiske utvalg, skal vi tenke oss en endelig populasjon av personer; i denne forbindelse består populasjonen av alle nordmenn med stemmerett. Da vi estimerer for ett og ett parti av gangen, vil en stemmeberettiget person enten stemme på et bestemt parti, eller han/hun vil ikke stemme på dette partiet, i det følgende kalt «partiet». Til hver stemmeberettiget person knyttes to binære variable.

Ib Thomsen tok cand.real.-eksamen i 1968 med statistikk hovedfag. Ansatt i Statistisk Sentralbyrå fra 1966. Han har arbeidet ved forskjellige avdelinger i Byrået, og er nå leder av en gruppe som arbeider med metodeproblemer i forbindelse med produksjon av offisiell statistikk.

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{hvis person nr. } i \text{ stemte på «partiet» ved siste valg,} \\ 0 & \text{ellers.} \end{cases}$$

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{hvis person nr. } i \text{ vil stemme på «partiet» ved neste valg,} \\ 0 & \text{ellers.} \end{cases}$$

Som tidligere nevnt skal vi tenke oss at vi ønsker å estimere andelen av personer som vil stemme på «partiet» ved neste valg. Denne størrelsen kan skrives som

$$p_y = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} Y_i,$$

hvor N er antall personer med stemmerett.

For å anslå p_y trekkes et enkelt tilfeldig utvalg av n personer. (I praksis er det meget sjeldent at en trekker slike utvalg. Hvis utvalgene er selveiende,[1]) er det ingen grunn til å tro at de sammenlikninger vi ønsker å gjøre vil bli vesentlig forstyrret av at utvalgene i praksis ikke er enkle tilfeldige utvalg.) De uttrukne personer blir spurt om hvilket parti de stemte på ved siste valg, samt hvilket de tenker å stemme på ved neste valg. Foreløpig antas at alle personer gir riktige opplysninger. Resultatene i utvalget skal vi betegne med x_i og y_i, hvor x_i og y_i har samme betydning som de tilsvarende store bokstaver ovenfor. Følgende to estimatorer er i vanlig bruk:

$$\hat{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_i,$$ dvs. andelen av personer i utvalget som vil stemme på «partiet» ved neste valg.

$$\hat{Y}_R = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i} \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{n} X_j,$$ dvs. et veiet gjennomsnitt, feilaktig omtalt som et korrigert gjennomsnitt. Estimatoren er innen utvalgsteorien kalt en rate-estimator Sverdrup (1964).

Den viktigste forskjell mellom de to beregningsmetoder er at en i $\hat{Y}_R$ bruker opplysninger fra siste valg, mens en ikke gjør det i $\hat{Y}$.

Når en innen den teoretiske statistikken skal sammenlikne to estimatorer, bruker en ofte å se på deres forventning, varians og bruttovarians. I neste avsnitt skal vi sammenlikne bruttovariansene til $\hat{Y}$ og $\hat{Y}_R$, både i tilfelle hvor alle opplysninger er riktig, og når det forekommer at personer «glemmer» hva de stemte på sist. Når det ikke er overenstemmelse mellom hva en person sier, og hva han/hun faktisk gjorde, skal vi i denne sammenheng si at det skyldes glemsel, uansett årsaken til forskjellen mellom faktisk og rapport adferd.

Av hensyn til senere sammenlikninger mellom $\hat{Y}$ og $\hat{Y}_R$, skal vi definere enda to parametre:

$$p_{11} = \frac{\sum_{i=1}^{N} Y_i X_i}{\sum_{i=1}^{N} X_i},$$ dvs. andelen av de personer som sist stemte på «partiet», og som vil stemme på «partiet» ved neste valg.

$$p_{01} = \frac{\sum_{i=1}^{N} Y_i (1 - X_i)}{\sum_{i=1}^{N} (1 - X_i)},$$ dvs. andelen av de personer som sist ikke stemte på «partiet», men som vil gjøre det ved neste valg.

Vi har følgende sammenheng mellom de definerte parametre: $p_y = p_{11}\, p_x + p_{01}\, (1 - p_x)$, hvor $p_x = (1/N)\, \Sigma_i^N X_i$. I avsnitt 4 skal vi foreslå en ny estimeringsmetode, som er inspirert av denne sammenhengen, og som tidligere er behandlet i Thomsen (1977) i en multinomisk situasjon.

3. Sammenlikning mellom $\hat{Y}$ og $\hat{Y}_R$.

Det kan vises at $\hat{Y}$ og $\hat{Y}_R$ har forventninger som begge er lik, eller tilnærmet lik p_y, når alle opplysninger er riktige. Se f.eks. Sverdrup (1964), Bind I, kap. XI. Når det gjelder variansene til de to estimatorene, kan det derimot være stor forskjell. Følgende tilnærminger til variansene følger av formlene (16) og (40) i Sverdrup (1964), Bind I, kap. XI:

$$\operatorname{var}(\hat{Y}) \approx p_y (1 - p_y) / n \qquad (3.1)$$

og

$$\operatorname{var}(\hat{Y}_R)\ \frac{1}{n} \{p_y (1 - p_y) + (\frac{p_y}{p_x})^2 p_x (1 - p_x) -$$

$$2 (\frac{p_y}{p_x})\, p_x\, (p_{11} - p_y)\}, \qquad (3.2)$$

$$\approx p_y / n\ \{p_y / p_x + 1 - 2\, p_{11}\}. \qquad (3.3)$$

[1]) Et utvalg er selvveiende dersom alle stemmeberettigede har samme sannsynlighet for å komme med i utvalget.

La oss definere effisiensen av $\hat{Y}$ m.h.p. $\hat{Y}_R$ ved $e(\hat{Y},\hat{Y}_R) = \frac{\text{var}\,\hat{Y}_R}{\text{var}\,\hat{Y}}$. Ved å sette inn (3.1) og (3.3) i dette uttrykket får vi følgende tilnærmelse for effisiensen:

$$e(\hat{Y},\hat{Y}_R) \approx \frac{\frac{p_y}{p_x} + 1 - 2p_{11}}{1 - p_y} = \frac{1 - p_{11} + p_{01}\frac{1-p_x}{p_x}}{1 - p_{11}p_x - p_{01}(1-p_x)}$$

Tabell 1. *Tilnærmet effisiens for estimatoren $\hat{Y}$ m.h.p. estimatoren $\hat{Y}_R$ når andelen stemmeberettigede som stemte «partiet» ved forrige valg, p_x, er 30 prosent.*

p_{01} \ p_{11}	1.00	0.95	0.90	0.80	0.70
0.0	0.000	0.0702	0.1370	0.2632	0.3798
0.05	0.1755	0.2449	0.3118	0.4368	0.5519
0.07	0.2509	0.3206	0.3867	0.5109	0.6253
0.10	0.3702	0.4393	0.5049	0.6278	0.7406

Tabell 2. *Tilnærmet effisiens for estimatoren $\hat{Y}$ med hensyn på $\hat{Y}_R$ når andelen stemmeberettigede som stemte «partiet» ved forrige valg, p_x, er 10 prosent.*

p_{01} \ p_{11}	1.00	0.95	0.90	0.80	0.70
0.0	0.0000	0.0558	0.1099	0.2174	0.3226
0.05	0.5266	0.5814	0.6361	0.7431	0.8477
0.07	0.7529	0.8075	0.8619	0.9682	1.0730
0.10	1.1111	1.1658	1.2195	1.3253	1.4286

Når alle innsamlede opplysninger er korrekte, følger det av tabellene 1 og 2 at $\hat{Y}_R$ er å foretrekke framfor $\hat{Y}$ som estimator for p_y når p_x er stor. Hvis p_x er liten og det er stor stabilitet i velgermassen, vil det fremdeles være fornuftig å velge $\hat{Y}_R$ framfor $\hat{Y}$. Fra tabellene kan dessuten ses at en bør være mer forsiktig med å bruke veiing for små partier enn for store partier når velgermassen er ustabil.

I praksis har det vist seg at folk ofte ikke husker hva de stemte på ved siste valg. For å sammenlikne de to estimeringsmetoder under slike forhold, skal vi innføre følgende parametre:

$$X_i' = \begin{cases} 1 & \text{dersom person } i \text{ påstår å ha stemt på «partiet» ved siste valg,} \\ 0 & \text{ellers.} \end{cases}$$

La dessuten

$$p_{11}' = \frac{\sum_{i=1}^{N} Y_i X_i'}{\sum_{i=1}^{N} X_i'}$$

og

$$p_{01}' = \frac{\sum_{i=1}^{N} Y_i (1 - X_i')}{\sum_{i=1}^{N} (1 - X_i')}$$

Estimatoren blir nå

$$\hat{Y}_R' = \frac{\Sigma y_i}{\Sigma x_i'} p_x.$$

Det kan vises at $\hat{Y}_R'$ ikke nødvendigvis er forventningsrett, og at

$$E(\hat{Y}_R') \approx p_y \{\frac{p_x}{p_x'}\}, \tag{3.4}$$

hvor p_x' er andelen av personer som påstår av de stemte på «partiet» ved siste valg. Det følger at forventningen til $\hat{Y}_R$ er tilnærmet lik p_y bare når $p_x' = p_x$.

Når det gjelder $\hat{Y}$, er denne fortsatt forventningsrett fordi den ikke bruker opplysninger om hva folk stemte på ved siste valg. Som vi så ovenfor, kan var $(\hat{Y}_R)$ være vesentlig mindre enn var $(\hat{Y})$. Spørsmålet en nå kan stille seg er hvor mye glemsel som skal til før gevinsten i variansen blir tap på grunn av forventningsskjevheten. For å belyse dette spørsmålet innfører vi begrepet bruttovarians, definert ved

$$B(\hat{Y}_R') \approx \text{var}(\hat{Y}_R') + (E(\hat{Y}_R') - p_Y)^2. \tag{3.5}$$

Da $\hat{Y}$ er forventningsrett, er

$$B(\hat{Y}) = \text{var}(\hat{Y}) \approx p_y(1 - p_y)/n.$$

Det er verdt å merke seg at mens var$(\hat{Y}_R)$ og var$(\hat{Y})$ avtar med økende utvalgsstørrelse, er dette ikke tilfelle for skjevheten. Ved store utvalg vil skjevheten derfor utgjøre en relativt stor andel av bruttovariansen.

Det kan vises at

$$\text{var}(\hat{Y}_R^!) \approx [\frac{p_x}{p_x^!}]^2 \frac{p_y}{n} [p_y/p_x^! + 1 - 2\, p_{11}^!]. \qquad (3.6)$$

Innsettes (3.4) og (3.6) i (3.5) fås

$$B\,(\hat{Y}_R^!) \approx [\frac{p_x}{p_x^!}]^2 \frac{p_y}{n} [p_y/p_x^! + 1 - 2\, p_{11}^!] +$$

$$p_y^2 \left[\frac{p_x^! - p_x}{p_x^!}\right]^2$$

Nå kan både $B(\hat{Y}_R^!)$ og $B(\hat{Y})$ estimeres fra resultatene i utvalget, og en kan sammenlikne de to estimatorer.

La oss se på en måte å bruke resultatene på: Ved Stortingsvalget 1973 hadde Arbeiderpartiet 35,3 prosent av de avgitte stemmene. Ved en utvalgsundersøkelse i 1976 svarte 45 prosent av alle som hadde stemt at de hadde stemt på Arbeiderpartiet ved siste valg, mens 45,1 prosent av alle som ville stemme, ville stemme på Arbeiderpartiet ved neste valg.

For å kunne bruke formlene ovenfor, må prosenttallene i eksemplet omregnes slik at en får andelen av alle stemmeberettiget som stemmer på Arbeiderpartiet. I 1973 avga 80,2 prosent av alle med stemmerett sine stemmer. Vi har ikke adgang til liknende tall fra utvalgsundersøkelsen 1976, og skal derfor regne med samme stemmefrekvens. Mindre avvik i denne vil ikke ha noen innflytelse på konklusjonene vi kommer fram til.

Vi finner da følgende anslag for parametrene som inngår i $B(\hat{Y}_R)$ og $B(\hat{Y})$:

$\hat{Y} = 0.362 \quad \hat{p}_x^! = 0.361$ ($\hat{p}_x^!$ betyr anslag for $p_x^!$.)

$p_x = 0.283 \quad n = 1200$

Vi finner da:

$$\hat{B}(\hat{Y}) \approx \hat{Y}\,(1 - \hat{Y})/1200 = 0.00019$$

$$\hat{B}(\hat{Y}_R^!) \approx \left[\frac{p_x}{\hat{p}_x^!}\right]^2 \frac{\hat{Y}}{n} [\hat{Y}/\hat{p}_x^! + 1 - 2p_{11}^!] + Y^2 \left[\frac{p_x - p_x^!}{p_x^!}\right]^2$$

$$\approx 0.6154 \cdot 0.0003\,[1.0022 - 2P_{11}^!] + 0.0061.$$

Det følger at $\hat{B}(\hat{Y}_R)$ er større enn $\hat{B}(\hat{Y})$ selv når $p_{11}^! = 1$, hvor var$(\hat{Y}_R)$ antar sin minste verdi. Det ses av (3.4) at andelen av stemmer på Arbeiderpartiet systematisk undervurderes ved veiing. Liknende sammenlikninger kan naturligvis gjøres for de øvrige partier. En bør imidlertid være oppmerksom på at tilnærmingene er meget grove for de små partier.

Det typiske for $\hat{Y}_R$ er som nevnt at den bruker informasjon som ikke blir samlet inn i selve undersøkelsen. I de fleste tilfelle vil $\hat{Y}_R$ derfor ha vesentlig mindre varians enn en estimator av typen $\hat{Y}$. Samtidig som variansen reduseres kan en risikere å innføre skjevheter. Dette skyldes enten at en bruker tilleggsinformasjonen på en feil måte, eller som i vårt tilfelle hvor det oppstår skjevheter på grunn av at folk glemmer hva de stemte på ved siste valg. Statistikere har derfor ofte vanskeligheter ved valg av estimeringsmetoder. På den ene siden er det ufornuftig å kaste bort det en vet på forhånd, men på den andre siden kan en risikere å innføre skjevheter i resultatene ved altfor kritikkløst å gjøre bruk av tilleggsinformasjon.

I tillegg kommer at en estimeringsmetode som er fornuftig på ett tidspunkt, kan vise seg mindre heldig på et annet. For til enhver tid å velge den mest fornuftige estimeringsmetode, må en nøye overvåke de forutsetninger som ligger til grunn for estimeringsmetoden, og tilpasse den etter forholdene. Under et slikt arbeid kan teoretiske vurderinger være et viktig hjelpemiddel.

4. Forslag til ny estimator.

Til slutt skal vi demonstrere at $\hat{Y}_R$ ikke er den eneste måten en kan bruke tidligere valgreslutater på, og at det ikke er den beste under de forutsetninger vi har gjort. Innen teorien for statistiske utvalg er det nedlagt et stort arbeid for å finne fram til den beste måten å bruke tilleggsinformasjon på. I Thomsen (1977) er det foreslått en estimator, som i vårt tilfelle kan skrives som

$$\hat{Y}_T = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i\, x_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i}\, p_x + \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i\,(1 - x_i)}{\sum_{i=1}^{n} (1 - x_i)}\,(1 - p_x). \qquad (4.1)$$

I denne estimatoren inngår to ledd. Det første ledd anslår andelen av personer som sist stemte på «partiet» og som fortsatt vil gjøre det. Det andre leddet estimerer det relative antall personer som sist ikke stemte på «partiet», men som vil gjøre det ved neste valg.

Det kan vises at dersom det ikke forekommer glemsel, er $\hat{Y}_T$ tilnærmet forventningsrett, og

$$\text{var}\,(\hat{Y}_T) \approx \frac{p_x p_{11}\,(1 - p_{11})}{n} + \frac{p_{01}\;(1 - p_x)\;(1 - p_{01})}{n}, \qquad (4.2)$$

hvor p_{01} er andelen av de personer som sist ikke stemte på «partiet», men som vil gjøre det ved neste valg.

Ved å innsette $p_y = p_{11}p_x + p_{01}\;(1 - p_x)$ i (3.3) viser det seg at

$$\text{var}(\hat{Y}_R) \approx \text{var}(\hat{Y}_T) + \frac{1}{n}\{\frac{p_{01}^2}{p_x} - p_{01}^2\}. \qquad (4.3)$$

og

$$\text{var}\,(\hat{Y}_T) \approx \text{var}\,(\hat{Y}) - p_x\,(1 - p_x)\,(p_{11} - p_{01})^2/n. \qquad (4.4)$$

Det kan altså se ut som om en i estimatoren (4.1) gjør bedre bruk av tidligere valgresultater enn hva som er tilfelle med $\hat{Y}_R$. Dessuten ses det at variansen til $\hat{Y}_T$ aldri er større enn variansen til $\hat{Y}$ når det ikke forekommer glemsel. I motsetning til hva som er tilfelle med $\hat{Y}_R$, kan en altså ikke tape noe ved å bruke $\hat{Y}_T$ i stedet for $\hat{Y}$ når alle innsamlede opplysninger er korrekte.

Når det forekommer glemsel kan vi igjen innføre X_i, og definerer $\hat{Y}'_T$ på samme måten som vi definerte $\hat{Y}'_R$ ovenfor. I likhet med $\hat{Y}'_R$ er $\hat{Y}_T$ forventingsskjev. Ved å innføre $p_y = p'_{11}\,p'_x + p'_{01}\;(1 - p'_x)$ kan det vises at

$$E\,(\hat{Y}'_T - p_y) \approx (p_x - p'_x)\,(p'_{11} - p'_{01}),$$

og

$$E(\hat{Y}'_R - p_y) \approx (p_x - p'_x)(p'_{11} - p'_{01}) + p'_{01}\,(p_x - p'_x)/p'_x.$$

Det er rimelig å anta at $(p'_{11} - p'_{01}) > 0$, og under denne forutsetning er

$$|E(Y'_T - p_y)\,| \leq |\;E(\hat{Y}'_R - p_y)\,|. \qquad (4.5)$$

Skjevheten til $\hat{Y}'_T$ er altså mindre enn skjevheten til $\hat{Y}'_R$.

Det kan også vises at

$$\text{var}\,(\hat{Y}'_T) \approx p_x{}^2\frac{p'_{11}\;(1 - p'_{11})}{np'_x} + (1 - p_x)^2\frac{p'_{01}\,(1 - p'_{01})}{n(1 - p'_x)}.$$

Uten adgang til data som gjør det mulig å estimere p'_{11} og p'_{01}, kan en ikke foreta sammenlikninger mellom variansen til $\hat{Y}'_T$ og variansen $\hat{Y}'_R$, eller mellom variansen til $\hat{Y}'_T$ og variansen til $\hat{Y}$. Med adgang til slike data kan en foreta sammenlikninger på samme måten som i avsnitt 3 ovenfor. Resultatene gitt i (.4) og (4.5) antyder likevel til $\hat{Y}'_T$ er en bedre estimator enn $\hat{Y}'_R$ både når det forekommer glemsel, og når alle innsamlede opplysninger er korrekte. For å sammenlikne $\hat{Y}'_T$ med $\hat{Y}$ bør det foretas en nøyere gransking enn vi kan utføre her.

5. Hva kan en vente seg av slike utvalgsundersøkelser?

Det synes å være klart for de fleste at mindre endringer i resultatene fra en undersøkelse til en annen kan skyldes tilfeldigheter. Likevel blir betydningen av disse tilfeldigheter undervurdert ganske vesentlig. I dette avsnittet skal vi bruke noen av resultatene fra avsnittene foran til å forsøke å kvantifisere usikkerhetene på endringstallene mellom to undersøkelser. Vi skal først tenke oss at det ikke forekommer glemsel, samt at vi bruker det vanlige uveide gjennomsnitt som estimator. Som mål for den usikkerhet som skyldes at resultatene er basert på et utvalg, skal vi i dette avsnitt bruke standardavviket, som er definert som kvandratroten til variansen.

Med 1 200 observasjoner vil et tall på 40 prosent ha et standardavvik på ca. 1,5 prosent. En populær måte å bruke dette mål på er følgende: Et intervall som ved gjentatt bruk av metoden vil dekke det «sanne» prosenttallet i 95 prosent av tilfellene, vil da bli anslått til fra 40 — 3 prosent til 40 + 3 prosent. Når en skal måle endringer ved hjelp av to undersøkelser, får en en ekstra usikkerhetsfaktor, som skyldes at en ser på forskjellen mellom to tall som begge er usikre. Anta at usikkerheten for estimatene er de samme i begge undersøkelsene. Det kan da vises at standardavviket til forskjellen mellom to slike undersøkelser er ca. 1,4 ganger så stort som for hvert enkelt av tallene. I eksemplet ovenfor blir standardavviket på endringen ca. 2 prosent. Dersom forskjellen mellom to undersøkelser er 1 prosent, har vi høy sjanse for å ha rett når vi påstår at den virkelige endring ligger i intervallet ÷ 3 til 5 prosent. Det skulle være klart for de fleste at et slikt resultat er nesten verdiløst. Folk med interesse for slike undersøkelser vet mer om utviklingen i stemmegivingen enn hva disse tallene gir grunnlag for å påstå. Dersom en bruker gode korreksjonsmetoder, kan en som vi har sett redusere usikkerheten i noen tilfeller, men uten en nærmere undersøkelse er det ikke mulig å si hvor mye. Andre måter en kan bruke for å redusere usikkerheten, består av at en legger vekt på å beholde samme utvalget fra undersøkelse til undersøkelse. Dette siste kan føre til problem med frafall, men brukes likevel mye i forbindelse med løpende undersøkelser hvor en først og fremst er interessert i å måle utviklingen i forskjellige kjennetegn.

Etter denne meget pessimistiske beskrivelse av forholdene, vil mange sikkert spørre seg om det er mulig å si noe i det hele tatt på grunnlag av slike undersøkelser. Til dette er det å si at en må være oppmerksom på at vi bare har sett på resultatene fra to undersøkelser. Dersom en har flere undersøkelser, kan en få et bilde av utviklingen over lengre tid i stemmegivningen. Ved å se på resultatene fra alle de politiske meningsmålinger siden siste valg, kan en få et klart bilde av utviklingstendenser hos flere partier. Som konklusjon tror jeg en kan si at slike undersøkelser vil avsløre når det foregår endringer i det politiske klima over en lengre tid. Forandringer fra måned til måned er derimot uten interesse. Dette burde ha konsekvenser for publiseringsmetoden en bruker. Resultatene fra en måned bør alltid publiseres sammen med resultatene fra samtlige undersøkelser etter siste valg, gjerne i et diagram, som gir leseren en sjanse for å oppdage eventuelle tendenser i utviklingen. For de partier hvor det går opp og ned, uten klar tendens, kan leseren få et visuelt inntrykk av den tilfeldige variasjon i resultatene.

6. Sluttmerknader.

Alle vurderinger som er gjort ovenfor forutsetter at innsamlingen av data følger bestemte «spilleregler». Formelt har vi forutsatt at utvalget er et enkelt tilfeldig utvalg. Mindre avvik fra en slik utvalgsmetode vil ikke endre resultatene vesentlig. På den annen side kan visse typer avvik gjøre en vurdering av forskjellige estimeringsmetoder fullstendig verdiløs.

I forbindelse med de politiske meningsmålinger er det til nå kommet fram meget lite angående hvilke metoder som brukes ved utvelgelsen av personer, samt hva som gjøres i de tilfeller hvor uttrukne personer ikke treffes hjemme, eller nekter å svare på spørsmålene om valgadferd. Dersom en har lite oversikt over disse forholdene er det umulig å identifisere årsakene til forskjellen mellom observerte og realiserte resultater ved siste valg. Uten oversikt over hvilke metoder som brukes under datainnsamlingen, er det f.eks. ikke mulig å fastslå om forskjellen mellom p_x og p_x^* i avsnitt 3 skyldes at folk glemmer hva de stemte på ved siste valg. En annen mulig forklaring kan være at frafallet blant personer som stemte på et parti er større enn for andre partier i en av undersøkelsene. Dersom en nøyere gransking avslører noe slikt, kan modellen ovenfor utvides til å ta hensyn til slike forhold.

En forutsetning som implisitt er gjort ovenfor er at populasjonen er konstant over tiden. I praksis er dette naturligvis ikke tilfellet da tidligere velgere dør, og nye kommer til. Det er mulig å utvide analysen ovenfor slik at en tar hensyn til dette, men framstillingen vil i så fall bli vesentlig mer komplisert.

Samtlige tilnærmelser som er brukt vil med en utvalgsstørrelse på ca. 1 000 personer gi brukbare resultater for prosenttall større enn 10. For en nærmere vurdering av tall som er mindre enn 10 prosent må en anvende bedre tilnærminger enn de som her er brukt. Det er imidlertid grunn til å tro at hovedkonklusjonene vil forbli uforandret.

7. Referanser.

[1] Sverdrup, Erling (1964): Lov og tilfeldighet. Bind I. Universitetsforlaget.

[2] Thomsen, Ib (1977): On the efficient use of supplementary information under certain simple Markov-chain models in sampling from finite populations. Stensil. Statistisk Sentralbyrå.