MULTIMOMENTOPNAMEN

door A. B. Frielink

Naar aanleiding van het artikel van de heer N. C. Looijaard (M.A.B. blz. 123 e.v.) zij het mij vergund enige opmerkingen te plaatsen.

1. *Karakter van de methode van multimomentopnamen.*

Voor een juist begrip en dus voor een goede toepassing, is het noodzakelijk dat men zich voortdurend bewust is van het feit dat de MMO een *steekproefmethode* is. Het totale (theoretisch oneindig grote) aantal „momenten” dat in een waarnemingsperiode kan worden onderscheiden vormt het universum. De waargenomen momenten vormen een steekproef uit dit universum. Zoals steeds heeft de steekproef ten doel bepaalde eigenschappen van het universum met een vaststaande graad van *waarschijnlijkheid* en van *nauwkeurigheid* te bepalen.

Indien, en alleen indien, de steekproef op de juiste wijze wordt genomen kan met behulp van de statistische theorie de graad van waarschijnlijkheid en van nauwkeurigheid worden bepaald. De steekproef wordt alleen op de juiste wijze genomen indien de gekozen exemplaren (i.c. de gekozen momenten) a-select, willekeurig worden getrokken uit een homogene massa. Alleen dan kan men verwachten dat een toevalsverdeling (binomiale of Gauss' verdeling) in de steekproefresultaten tot stand komt.

Elke enigszins belangrijke afwijking van het principe van a-selecte keuze maakt de steekproef *niet-representatief* voor het onderzochte universum. Een niet-representatieve steekproef van 1.000 waarnemingen leidt evenzeer tot onjuiste conclusies als een niet-representatieve steekproef van 100 waarnemingen.

Het komt mij daarom voor, dat het gebruik van de „afhankelijkheidsfactor” die de heer Looijaard naar aanleiding van de literatuur bespreekt, bepaaldelijk moet worden afgewezen. Deze factor immers verbetert niet de kwaliteit van de steekproef, doch vergroot slechts het aantal waarnemingen op willekeurige, niet verantwoorde wijze.

Voor toepassing van MMO bepale men de opname-momenten op willekeurige wijze, bij voorkeur met behulp van tabellen van willekeurige getallen (random numbers). Indien een zodanige toepassing in een bepaald geval niet mogelijk is, dient men van de MMO af te zien. Een gebrekkige, grotere steekproef leidt onherroepelijk tot onjuiste conclusies.

2. *Het begrip steekproef.*

Uit de eisen welke op blz. 124 M.A.B. bovenaan zijn opgesomd, zou een onjuiste indruk van het begrip „steekproef” kunnen worden verkregen.

Deze opsomming ware als volgt te lezen:

- a. de in de steekproef betrokken waarnemingen moeten gekozen worden uit een universum;
- b. in het universum moet de relatieve menigvuldigheid van het waargenomen verschijnsel tot een grenswaarde naderen ¹⁾;
- c. deze grenswaarde mag niet veranderen door het doen van een niet al te kleine, onbevooroordeelde keuze uit het totale aantal gevallen ¹⁾;
- d. als een voldoende aantal waarnemingen, onbevooroordeeld (a-select) uit een universum is getrokken, is de steekproef representatief.

Het valt niet in te zien waarom de waargenomen gevallen onderling onafhankelijk zouden moeten zijn, mits de methode van waarneming maar

¹⁾ O. Bakker - Statistiek; deel I; 6e druk; blz. 19.

niet medebrengt dat bij onderlinge afhankelijkheid de keuze niet meer onbevooroordeeld is.

3. Aantal waarnemingen.

De toepassing van de formule (1) voor de standaardfout van een percentage:

$$\sigma = \sqrt{\frac{p(100 - p)}{n}}$$

(vergelijk M.A.B. blz. 124) bij de bepaling van de nauwkeurigheid van een met MMO gevonden percentage is aanvaardbaar, mits de steekproef aselect is getrokken en een niet te klein aantal waarnemingen omvat. Hierbij is aan te tekenen dat de zo berekende standaardfout slechts een benadering is van de werkelijke standaardafwijking in het universum, omdat p eveneens slechts een benadering is.

De door de heer Looijaard vermelde formule (2) bevat echter een onjuistheid.

Er staat:

$$\sigma = 2 \sqrt{\frac{p(100 - p)}{n}}$$

Dit moet zijn:

$$2 \sigma = 2 \sqrt{\frac{p(100 - p)}{n}} \quad (2)$$

Dit heeft consequenties voor de verdere afleidingen. De berekening in het voorbeeld op blz. 125 behoort te luiden:

$$n = \frac{p(100 - p)}{\sigma^2} = \frac{20 \times 80}{4} = 400$$

Het vereiste aantal opnamen (bij $\sigma = 2$) is derhalve 400 in plaats van het op blz. 125 vermelde aantal van 1600.

Een soortgelijke opmerking geldt voor de berekeningen op blz. 128

(a) voor $2 \sigma = 8$: $n = \frac{p(100 - p)}{\sigma^2} = \frac{50 \times 50}{16} = 157$ (in plaats van 625)

(b) voor $2 \sigma = 14$: $n = \frac{10 \times 90}{49} = 19$ (in plaats van 73)

Indien dus bij de opname in de typekamer bij een waarschijnlijkheid van 95 % met een nauwkeurigheid van ± 8 %, resp. ± 14 %²⁾ volstaan kon worden, waren slechts ca. 190 in plaats van 700 opnamen nodig geweest.

Op blz. 124 merkt de heer Looijaard o.m. op: „Om een nauwkeurigheid te verkrijgen van 5 % wordt deze standaarddeviatie vermenigvuldigd met 2. D.w.z. dat niet meer dan 5 % van de waargenomen feiten mag liggen buiten de grenzen $p \pm 2\sigma$ ”.

Het komt mij voor dat de gekozen terminologie afwijkt van de gebruikelijke en verwarring kan scheppen. De bedoelde 5 % is immers niet de nauwkeurigheid van het resultaat, doch de waarschijnlijkheid (de kans) dat het werkelijke percentage in het universum meer dan $2 \times$ de standaardfout afwijkt van het bij de steekproef gevonden percentage. Dus: van de 100 gevallen waarin MMO wordt toegepast zal in 5 gevallen het werkelijke percentage meer dan $2 \times$ de standaardfout verschillen van het gevonden percentage; van de 1000 gevallen zal bij 3 het werkelijke percentage meer dan $3 \times$ de standaardfout verschillen van het gevonden percentage.

²⁾ Dit is een aanzienlijk geringere nauwkeurigheid dan gebruikelijk is.

Anders gezegd: met een *waarschijnlijkheid* van 95 % wordt een *nauwkeurigheid* bereikt van $\pm 2 \times$ de standaardfout; met een *waarschijnlijkheid* van 99,7 % wordt een *nauwkeurigheid* bereikt van $\pm 3 \times$ de standaardfout.

4. *Betekenis van de nauwkeurigheid.*

De nauwkeurigheid van $\pm 2 \times$ (resp. $3 \times$) de standaardfout van het percentage heeft betrekking op een standaardfout uitgedrukt in de oorspronkelijke eenheden; dat zijn i.c. percentages van het universum.

Het is onjuist deze percentages van percentages te berekenen.

De op blz. 130 in fig. 5 vermelde bóven- en ondergrenzen (bij $p = 9,8$ %, bovengrens $p + 2\sigma = 11,2$ %, ondergrens $p - 2\sigma = 8,4$ %) zijn dan ook niet juist. Hetzelfde geldt voor de onderstrepingen in fig. 4 op blz. 131.

In fig. 5 waar de individuele tijden voor „Privé” zijn uitgezet zou per typiste een boven- en ondergrens berekend moeten worden als volgt:

Voor typiste A is het percentage privé 12,2 % bij een aantal opnamen van 73. De hierbij behorende standaardfout is: $\sigma = \sqrt{\frac{12,2 \times 87,8}{73}} = 3,8$.

Met een *waarschijnlijkheid* van 95 % ligt derhalve het werkelijke percentage „privé” voor typiste A in de waargenomen periode tussen $(12,2 + 7,6)$ 19,8 % en $(12,2 - 7,6)$ 4,6 %. Voor typiste B ligt dit werkelijke percentage tussen $(9,5 + 2\sigma)$ 16,3 % en $(9,5 - 2\sigma)$ 2,7 %. Enzovoorts.

Voor alle typistes gezamenlijk ligt het werkelijke percentage met 95 % *waarschijnlijkheid* tussen $9,8 + 2\sigma$ en $9,8 - 2\sigma$, waarbij σ berekend wordt:

$$\sigma = \sqrt{\frac{9,8 \times 90,2}{725}} = \sqrt{1,2192} = 1,1.$$

Het werkelijke percentage privé in de groep ligt dus tussen 12,— % en 7,6 % (nog steeds met een *waarschijnlijkheid* van 95 %).

Om het beeld van de resultaten per persoon vollediger te maken is het doelmatig bovendien de onder- en bovengrenzen met een *waarschijnlijkheid* van 68 % te berekenen (dat zijn grenzen $p \pm \sigma$).

Voor typiste A worden de grenzen voor privé met 68 % *waarschijnlijkheid*: 16,— % en 8,4 %. Voor typiste B: 12,9 % en 6,1 %. Voor de gehele groep: 10,9 % en 8,7 %.

Dit betekent dat in $(95 - 68) = 27$ van de 100 gevallen waarin men MMO toepast met deze uitkomsten het percentage privé van typiste A in werkelijkheid tussen 16,— en 19,8 % of tussen 4,6 en 8,4 % ligt; voor typiste B tussen 12,9 en 16,3 % óf tussen 2,7 en 6,1 %; voor de gehele groep tussen 10,9 en 12,— % óf tussen 7,6 en 8,7 %.

Er is derhalve een kans van 27 % dat typiste B een percentage privé heeft dat aanmerkelijk bóven of aanmerkelijk ónder het gemiddelde van de groep ligt; een omstandigheid die bij toepassing van de door de heer Looijaard gevolgde methode niet blijkt. Dat deze kans zo groot is, is een gevolg van de wel zeer geringe nauwkeurigheidseis die op blz. 128 is gesteld en het — ondanks de fout in de berekening — geringe aantal waarnemingen dat nodig werd geoordeeld.

5. *Praktische toepassing.*

Bij het overleggen van resultaten van MMO aan de bedrijfsleiders die op grond daarvan maatregelen zullen treffen, heeft het meestentijds weinig of geen betekenis de percentages tot in delen van percenten nauwkeurig te vermelden. Des te meer betekenis moet worden toegekend aan de vermelding van onderste en bovenste grenzen bij een gekozen mate van waar-

schijnlijkheid (zij deze 68, 95 of 99,7 %). Zo zouden de eindresultaten van de typekamer (fig. 3 blz. 129) doelmatig als volgt kunnen worden weergegeven:

Met een waarschijnlijkheid van 95 %:

1. Tekst lezen	6—10 %	
2. Papier tikklaar maken	4— 7 %	
3. Tikken	30—36 %	
4. Afwerken	3— 6 %	
5. Collationeren	9—14 %	
6. Corrigeren	7—11 %	
Totaal 1 t/m 6		68—75 %
7. Inlichtingen	3— 6 %	
8. Wachten	2— 5 %	
9. Privé	8—12 %	
10. Dictaat	8—12 %	
Totaal 7 t/m10		25—32 %
		<u>100 %</u>

Bij de interpretatie van detailgegevens dient er rekening mede te worden gehouden dat de standaardfout van de detailpercentages groter is dan die van de totaalpercentages. Een extra laag of extra hoog percentage kan dus op rekening van het toeval geschreven moeten worden. Zo is in fig. 4 op blz. 131 het percentage „tekst lezen” voor typiste F berekend op 12,3 %;

de standaardfout bedraagt hier $\sqrt{\frac{12,3 \times 87,7}{70}} = 3,9$.

Het werkelijke percentage ligt dus, met een waarschijnlijkheid van 95 %, tussen (12,3 — 7,8 en 12,3 + 7,8) 4,5 en 20,1 %. Aangezien op basis van de steekproef 12,3 % als meest waarschijnlijke waarde moet worden aangenomen, is er alle reden nader op het onderdeel „tekst lezen” van typiste F in te gaan. Men kan echter op grond van de slechts 70 opnamen niet in alle gevallen een verklaring van het afwijkende percentage verwachten. Belangrijker is nog dat ook de kans bestaat dat bij een der overige typistes een soortgelijke afwijking in percentage leestijd bestaat, die door de werking van het toeval niet geconstateerd wordt. Immers bij $p = 8$ en $n = 70$, bedraagt de standaardfout 3,5; indien 8 % leestijd wordt geconstateerd zal derhalve het werkelijke percentage in 95 van de 100 gevallen liggen tussen 1,— en 15,— %, in 68 van de 100 gevallen tussen 4,5 en 11,5 %.

Het is daarom noodzakelijk de resultaten der MMO in verschillende series (bijvoorbeeld 4×25 in plaats van 1×100) vast te leggen. De kans dat dezelfde toevalsfactor in twee of meer series op gelijke wijze inwerkt is uiteraard zeer gering.

Door vergelijking van de resultaten der achtereenvolgende series kan worden vastgesteld of wellicht ter uitschakeling van de toevalsfactor meer opnamen nodig zijn dan uit de berekening der standaardfout voortvloeit.

6. Literatuur.

Een zeer duidelijk en vele aspecten omvattend geschrift over multi-momentopnamen is:

Manen, E. W. van, Bakker en P. I. T. v. d. Valk - De steekproefmethode als hulpmiddel bij de bestudering van de bedrijfsorganisatie. Uitgave: Vereniging ontwikkeling arbeidstechniek van het Nederlands Instituut voor Efficiency. V.O.A.-reeks no. 2. 48 pag. Verkrijgbaar bij het N.I.v.E.