Afwijkingen op onkosten dienen nader per onkostensoort geanaliseerd te worden.

Door de hier beschreven methode krijgt men, gebruik makende van de standaardkosten, op eenvoudige wijze een als regel voldoende analyse van het verschil tusschen vóór- en nacalculatie. De contrôle op de bedrijfsefficiency is mogelijk *zonder* nacalculatie per type, de nacalculatie per type zonder meer zou een dergelijke contrôle zelfs *minder* goed mogelijk maken! Terwijl men dan n.l. veel meer gegevens heeft, wordt de contrôle onoverzichtelijker, daar de afwijkingen van de toelaatbare norm niet meer in groote totalen te voorschijn komen.

Slechts indien men — in het gegeven voorbeeld van de glasfabriek — vermoedt, dat bv. de geconstateerde materiaaluitval te wijten is aan één bepaalde glassoort, is bovenbeschreven methode nog niet voldoende. Dan echter kan men volstaan met een nacalculatie per glassoort, hetgeen nog steeds veel eenvoudiger zal zijn, dan nacalculatie per type.

b. Voor alle andere onder 1. genoemde doeleinden.

Hiervoor biedt de standaardkostprijs en de opbouw daarvan in elementen alle noodige gegevens op veel betere wijze dan het geval is met een reeks opéénvolgende nacalculaties, en wel in hoofdzaak, omdat alle sterk fluctueerende kosten-elementen zijn genivelleerd en alle toevallige kosten zijn geëlimineerd.

Voor de prijs- en expansiepolitiek geven de standaardkosten het juiste kostprijsniveau en — zonder veel moeite — het als vaste kosten te beschouwen bedrag der onkosten (dus ook de z.g. grensprijs).

Voor de balanswaardeering kan men de standaardkosten als regel ongecorrigeerd als waardeeringsmaatstaf aanvaarden.

Voor het maken van goede bedrijfsbegrootingen is het opstellen van soortgelijke gegevens, als die, welke bij de standaardkostenberekening worden gebruikt, noodzakelijk, zoodat in dit geval standaardkosten geacht mogen worden, onmisbaar te zijn.

Drs. H. GRÜNEBAUM

LITERATUUR

Red. Drs. S. KLEEREKOPER

(Bijdragen en mededeelingen zende men aan den Secretaris der Redactie)

„DE STEEKPROEVEN ALS MIDDEL VAN ACCOUNTANTSCONTROLE'' IN DE LITERATUUR

Inleiding en probleemstelling

II

Beschouwen we *de Paula* als illustratief voor den stand van de Engelsche literatuur met betrekking tot het onderwerp, dan zouden we na deze beschouwingen kunnen overgaan tot een volgende afdeeling. In ons land echter, heeft het boek van *Spicer & Pegler* [11]) een zoodanige bekendheid, dat het zeker door vele studeerenden als een nadeel zou worden beschouwd, wanneer niet, met tenminste enkele woorden, van dit boek eenige notitie zou worden genomen. Wij kunnen hier echter zeer kort zijn, want, behalve in volumen, komt het boek in geen enkel opzicht boven dat van *de Paula* uit, ja zelfs wanneer men de texten zeer nauwkeurig vergelijkt, blijft het er in zeker opzicht nog bij ten achter. Mogelijk is dit echter het gevolg van eenige toevallig gekozen formuleeringen.

We kunnen het standpunt van deze schrijvers goed leeren kennen uit onderstaand citaat:

> „An audit may involve the whole of the transactions in the „books being checked, when it is known as a „complete" Audit; „or it may involve checking only some of the transactions, when „it is known as a „Partial" Audit. This latter term is incorrect, „since any Audit worthy of the name must be complete in the „sense that the Auditor must satisfy himself as to the correct- „ness of the accounts he is asked to verify. In most business „of any size, however, the amount of detail is so voluminous „and the time involved in checking the whole of it would be so „excessive, that reliance for the accurary of the detail is, to a „large extent, placed upon the system of Internal Check in „operation in the office itself, and the Auditor, after making „such tests of the detail work as commend themselves to his „judgment, is than able to devote his attention to questions of „principle." [12])

En ten aanzien van de „Detection of Fraud'' heet het:

> „The amount of detail checking which the Auditor must per- „form before he can satisfy himself, that no fraud exists, will „depend to a great extent on the system of Internal Check in „operation. Where that system is good, collusion between two „or more persons must be involved before fraud can remain „undetected. Collusion is not infrequent, and cases of it occur „from time to time; but, though certain individuals may not „themselves be inherently honest, they see the force of the „proverb that „Honesty is the best policy". Such a person might „consider it more to his advantage, when approached by a fellow „clerk with a view to collusion, to report the matter to his prin- „cipals in order to gain the reward due to a faithful servant, „than to participate in the fraud, and incur the risk of discovery, „with its resulting consequences. The necessity for collusion, „therefore, is a very great safeguard, and one which the Auditor „in entitled to rely upon. He must not of course do this indus- „criminately, and assume that because there is a good system „of Internal Check in operation he need no detail checking „whatever. He must test the transactions as exhaustively as the „circumstances permit, and should he find anything irregular he „will then make a complete examination." [13])

Zooals men ziet, past de analyse van het werk van *de Paula*, die hoogstwaarschijnlijk in de school van *Dicksee, Spicer & Pegler* e.a. is opgevoed, geheel op deze beschouwingen. Het is dan ook volkomen overbodig, hierop weer in alle details in te gaan.

Slechts wil ik hier nog eens weer memoreeren, dat ook deze schrijvers, als alternatief van steekproeven, gecombineerd met steunen op de interne contrôle, zien een volledig checken in detail van alle posten. Ook hun is de principieele beteekenis van de totalen-contrôle en van contrôle op critische momenten niet duidelijk. De rest van de critiek kan hier zonder eenig bezwaar den lezer worden overgelaten.

De Amerikaansche literatuur komt in geen enkel opzicht boven de Engelsche uit. Als voorbeeld bespreken we de ook hier te lande bekende *Montgomery.* [14]) Het boek bevat een groot aantal voorbeelden van het gebruik van steekproeven, waarvan wij hier slechts enkele zullen behandelen.

Vooraf echter dienen we des schrijvers principieele beschouwing van het probleem te leeren kennen:

> „*Auditing by tests and scrutiny.* In various sections of this „book the author refers to „tests" or to "tests and scrutiny". „The application of those terms must not be misunderstood, „particularly with reference to detailed audit. In a business of „any considerable size it is a physical impossibility for the „auditor to verify every entry in the books within a reasonable

[11]) Practical Auditing by *Ernest Evan Spicer* and *Ernest C. Pegler*, uitgave H. F. L. (Publishers) Ltd., Londen, 4e druk, 1925.

[12]) t.a.p. pag. 21 e.v.

[13]) t.a.p. pag. 6 e.v.

[14]) Auditing Theory and Practice by *Robert H. Montgomery*, uitgave The Ronald Press Company, New York, 4 druk, 1927.

„time, nor is it necessary in most cases, even where careless-„ness and fraud exist." [15])

Hier treft ons het zeer ondoordachte van den text en ook het — ongetwijfeld onbewust — misleidende. Schijnbaar is de mededeeling zeer exact (physical impossibility), in werkelijkheid hangt alles volkomen in de lucht (reasonable time). Wat is een „redelijke tijd"? Natuurlijk gaat het om „redelijke kosten". Al hetgeen vroeger is gezegd over het oeconomisch principe geldt ook hier weer, met dien verstande, dat „physical impossibility" slechts een op onvoldoende analyse steunende poging tot kostenbesparing blijkt te zijn.

Vervolgen wij het citaat:

„„*Test" defined.* The following definitions of the word „test" „indicate its scope.

„1. To try by subjecting to some experiment or by examina-„tion and comparison; to subject to conditions that disclose „the true character.

„2. An examination made for the purpose of proving or dis-„proving some matter in doubt.

„Using the word „test" in this broad sense the auditor, by „experience, learns to eliminate unnecessary and time-consuming „work and to substitute necessary and constructive work.

„The auditor should base each audit program upon the partic-„ular engagement in hand. What may be an adequate test in „one case will not be adequate in another. In some cases his „tests are confined largely to the systems and methods in use. „When the auditor is satisfied with the internal audit which is „made, he does not duplicate the work which he believes has „been done accurately and honestly.

„In many cases internal control is not adequate because of „poor systems or poor management of good systems. The audi-„tor should never take it for granted that the internal check is „satisfactory. Surface conditions often are deceptive. The audi-„tor should not take the word of any interested person as a „substitute for an actual test of the work which is being done.

‚So much for balance-sheet audits. In the case of detailed „audits now to be discussed the test wil be of a different „character since in most instances there will be no internal „check. Nevertheless the auditor should not verify in detail what „he can prove by tests." [16])

Hetgeen vroeger gezegd is over het begrip „doublure", over het stelsel en het resultaat van de interne contrôle en in het algemeen over het onvoldoende van de probleemstelling zal ook hier den lezer, die het geduld gehad heeft, deze beschouwingen te volgen, de critiek gemakkelijk maken. *Hier* zou een doublure inderdaad apert onoeconomisch zijn; ik zal de critiek dus niet herhalen, maar liever nog een paar voorbeelden van het gebruik, dat *Montgomery* van steekproeven maakt, citeeren.

„If the concern is a fairly large one and the audit covers a „period of one year, prove the footings of about every tenth or „twelfth page in addition to the last page of each month. In a „smaller concern, prove, say every fifth or sixth page, including „always the last page for each month. It is difficult to imagine „and wide experience has not developed, a case where such a „percentage would not have been as effective in any given audit „as the verification of the footing of *every page.* That is, if such „tests do not disclose any discrepancies, the verification of every „page probably would not, so that, possibly, the work might „be cut down eleven twelfths with equally good results (except „as to cost to the client)." [17])

Hier is wel het een en ander bij op te merken. Blijkbaar is de kostenoverweging ook hier overwegend en de auteur meent blijkbaar, dat de kostendaling hier grooter is dan het dalen van het nuttig effect, dat het gevolg is van het toepassen van steekproeven. Zeer onbevredigend is het, dat hij werkt met waarschijnlijkheden („propably would not" en „possibly the work might be cut down" enz.), terwijl hij zelfs geen poging doet om deze waarschijnlijkheden in een getal uit te drukken. Verder kunnen we vragen:

1. Hoe groot is „fairly large"?
2. Op welken grond berust de stelling, dat men van iedere tien pagina's er één moet controleeren? Zou wellicht van iedere twintig één niet reeds voldoende zijn?
3. Hoe klein is „a smaller concern"?
4. Als deze „test" geen fouten oplevert, mogen we aannemen, dat de rest ook goed is. Maar wat moet nu gebeuren, als ze wel fouten vinden? Als we b.v. 1 of 2 fouten vinden, hoeveel steekproeven moeten we dan nemen en in het algemeen, bij hoeveel fouten moeten we *alles* gaan controleeren? Dit alles wordt nog merkwaardiger, wanneer we overwegen, dat deze regels gelden voor het *inkoopboek.* Op dezelfde bladzijde wordt van het *verkoopboek* beweerd:

„The verification of the footings of sales records is somewhat „more important than purchase records. In a large concern the „footings of say, every eighth page and in a small concern say, „every third or fourth page should be verified and the last and „sometimes the next to the last page of each month should „always be verified." [18])

Hier zouden we weer kunnen vragen, op welke berekening de getallen 1 op 8 en 1 op 3 gebaseerd zijn. Maar erger is de grove inconsequentie, die uit deze beide texten spreekt. Het inkoopboek is behoorlijk gecontroleerd met steekproeven van 1 op 10 of 1 op 12, zoodanig, dat het resultaat waarschijnlijk even goed is als wanneer men alle pagina's controleert. Maar het verkoopboek is belangrijker, dus controleeren we 1 op 8 pagina's. Zou dan de auteur toch innerlijk niet zoo heel vast overtuigd zijn van de onfeilbaarheid van de steekproevencontrôle van 1 op 10? Immers, ware zij werkelijk onfeilbaar, dan is het toch niet verantwoord, bij het verkoopboek den cliënt de hoogere kosten van een contrôle van 1 op 8 in rekening te brengen! En zelfs als we van deze inconsequentie afzien, dan zou ik toch nog willen vragen, hoe de belangrijkheid der boeken zich moet verhouden om daaruit de frequentieverhouding der steekproeven af te leiden. Vermoedelijk zal het antwoord luiden: „experience". Dit is dan zeker een voorbeeld van het quantificeeren, dat de hoofdopgave is van „scientific management".

De bovenstaande critiek heeft ons in elk geval wel geleerd, dat, tenzij we trachten, onze waarschijnlijkheden in getallen uit te drukken, ieder gepraat over steekproeven werkelijk niets anders is dan gepraat in de lucht. Het is de verdienste van twee Duitschers, dat zij een poging in deze richting hebben ondernomen. Voor de beoordeeling van deze poging is eenige wiskundige kennis noodzakelijk.

Zooals ik reeds heb opgemerkt, kan iedere assistent-accountant, die geslaagd is voor het examen financieele rekenkunde, de wiskunde, die hier noodig is, volgen. Wanneer ik dus nu eenige beginselen van de wiskunde, die voor ons probleem van belang zijn, ga ontwikkelen, behoeft geen der lezers van dit tijdschrift zich hierdoor te laten afschrikken.

WISKUNDIGE INLEIDING

Permutaties. Beschouwen we de 3 grootheden of *elementen:* a, b en c. Deze elementen kunnen in onderstaande volgorde worden gerangschikt:

abc
acb
bac
bca
cab
cba

[15]) t.a.p. pag. 523.
[16]) t.a.p. pag. 523 e.v.
[17]) t.a.p. pag. 530.
[18]) t.a.p. pag. 530.

Iedere groep (b.v. abc of acb enz.) noemen we een *permutatie* van de drie elementen a, b en c.

Definitie. Onder een permutatie van n elementen verstaat men iedere groep, waarin al deze elementen voorkomen.

Gemakkelijk kan men zich er van overtuigen, dat er van 3 elementen slechts 6 verschillende permutaties mogelijk zijn; het zal niet gelukken, nog een groepeering der elementen a, b en c te bedenken, die niet reeds in de bovenstaande 6 permutaties voorkomt. De hoofdopgave, waarmee wij nu te maken krijgen, luidt:

Als er een groep van n elementen gegeven is, in hoeveel groepen van onderling verschillende volgorde („permutaties" dus) kunnen die n elementen dan worden opgeschreven? Teneinde het antwoord op deze vraag te vinden, gaan we als volgt te werk: Volstrekt zeker weten we, dat twee elementen slechts 2 permutaties opleveren: ab en ba.

Een derde permutatie is hier niet mogelijk. Indien het ons nu zou lukken, het aantal permutaties, dat gevormd kan worden uit (n + 1) elementen, af te leiden uit het aantal, dat gevormd kan worden uit n elementen, is het vraagstuk opgelost. Immers, zoodoende zou het aantal permutaties uit 2 elementen (voor te stellen door P_2) ons het aantal permutaties uit 3 elementen leeren (P_3). Uit P_3 vinden we P_4 en zoo voortgaande voor ieder gewenscht aantal elementen. De voorloopige opgave luidt dus nu: Gegeven, dat uit n elementen P_n permutaties kunnen worden afgeleid, hoeveel permutaties kunnen we dan afleiden uit n + 1 elementen, m.a.w. hoe groot is dan P_{n+1}?

Beschouwen we één willekeurige permutatie van een willekeurig aantal elementen:

$$\mid \quad \mid \quad \mid \quad \mid \ \text{enz.}$$

Voegen we aan deze éene permutatie één element toe, dan kan dit op de volgende plaatsen geschieden:

$$\begin{matrix} \times \mid & \mid & \mid & \mid & \\ \mid \times & \mid & \mid & \mid & \\ \mid & \mid \times & \mid & \mid & \\ \mid & \mid & \mid \times & \mid & \\ \mid & \mid & \mid & \mid \times & \end{matrix}$$

Hieruit blijkt, dat *iedere* permutatie van n elementen door toevoeging van een nieuw element aanleiding geeft tot het ontstaan van n + 1 nieuwe permutaties. (Vijf kruisjes bij vier streepjes). Dit kan ook nog iets algemeener blijken, wanneer men uitgaat van de overweging, dat tusschen n elementen n — 1 tusschenruimten zijn. Voegt men hierbij de plaatsen vóór het eerste element en achter het laatste, dan krijgt men n — 1 + 2 = n + 1 plaatsen. Ik herhaal dus nog eens: *iedere* permutatie van n elementen geeft door toevoeging van één nieuw element aanleiding tot het ontstaan van n + 1 nieuwe permutaties. *Is het aantal permutaties, dat uit n elementen gevormd kan worden, P_n, dan kan men dientengevolge uit n + 1 elementen (n + 1)P_n permutaties vormen:*

$$P_{n+1} = (n + 1)\ P_n.$$

Hiermede is de voorloopige opgave opgelost. Het vraagstuk zelf biedt nu geen moeilijkheden. We weten:

$P_2 = 2$
$P_3 = (2 + 1)\ P_2 = 3 \times 2$
$P_4 = (3 + 1)\ P_3 = 4 \times 3 \times 2$
$P_n = n\ (n - 1)\ (n - 2) \ldots\ldots\ldots 3 \times 2 \times 1$

Het product n (n— 1) (n — 2) .... 3 × 2 × 1 schrijven we als n!; lees: n faculteit.

Het is mogelijk, dat in een groep elementen 2 of meer aan elkaar gelijk zijn, b.v.:

a a b c

De opgave luidt nu:

Als onder n elementen m onderling gelijk zijn, hoeveel permutaties kan men er dan uit vormen?

Stellen wij het gevraagde aantal permutaties x. In *ieder* der x permutaties zijn m elementen onderling gelijk, die, als ze onderling ongelijk zouden worden, op m! manieren zouden kunnen worden gerangschikt en dus uit *iedere* permutatie m! nieuwe permutaties zouden doen ontstaan. Het totaal der x permutaties zou dus bij ongelijk worden der m elementen overgaan in xm! en dit zou zijn: het aantal permutaties, dat mogelijk is, uit het totaal van n elementen; dus xm! = n! waaruit de gevraagde

$$x = \frac{m!}{n!}$$

Voorbeeld. Hoeveel permutaties kan men vormen door het permuteeren van de letters van het woord „steekproef"? We hebben hier 10 letters, waarvan er 3 onderling gelijk zijn, dus:

$$x = \frac{10!}{3!} = 10 \times 9 \times 8 \times 7 \times 6 \times 5 \times 4 = 604800$$

Variaties. Men kan uit n elementen een groep van k nemen, die men zich zich weer op een bepaalde wijze gerangschikt denkt. Een dergelijke groep heet een „variatie". Zoo is acd een variatie van 3 uit de 26 elementen, die worden voorgesteld door de letters van het alphabet. Een andere variatie van 3 uit deze 26 elementen is bv. cad.

Een variatie van k elementen uit een groep van n stellen we voor door V_n^k en noemen we een variatie k aan k uit n elementen. De opgave luidt nu weer, de waarde van V_n^k te bepalen.

Om uit een groep van n elementen *alle* variaties 2 aan 2 te vinden, voege men achter *elk* element n — 1 der overige elementen, b.v. om uit de 4 elementen a, b, c en d alle mogelijke variaties 2 aan 2 te vinden voege men achter de a alle overige drie (b, c en d), achter de b alle overige drie (a, c en d) enz., als volgt:

$$a\left\{\begin{matrix}b\\c\\d\end{matrix}\right. \qquad b\left\{\begin{matrix}a\\c\\d\end{matrix}\right. \qquad c\left\{\begin{matrix}a\\b\\d\end{matrix}\right. \qquad d\left\{\begin{matrix}a\\b\\c\end{matrix}\right.$$

Hieruit volgt:

$$V_n^2 = n\ (n - 1)$$

De variaties 3 aan 3 verkrijgt men door achter *ieder* der V_n^2 variaties 2 aan 2 alle n-2 overige elementen te plaatsen. Iedere variatie van de groep 2 aan 2 geeft dus aanleiding tot n-2 nieuwe variaties 3 aan 3. Zijn er V_n^2 variaties 2 aan 2, dan ontstaan er dus (n—2)V_n^2 variaties 3 aan 3; dus $V_n^3 = V_n^2\ (n - 2)$. In het algemeen vinden we dus:

$$V_n^k = \{n - (k - 1)\}\ V_n^{k-1}$$

We kunnen nu opschrijven:

$$V_n^2 = n\ (n - 1)$$

$$V_n^3 = (n - 2)\ V_n^2 = n\ (n - 1)\ (n - 2)$$

$$V_n^4 = (n - 3)\ V_n^3 = n\ (n - 1)\ (n - 2)\ (n - 3)$$

$$V_n^k = \{n - (k - 1)\}\ V_n^{k-1} = n\,(n - 1)\ (n - 2) \ldots \{n - (k - 1)\}$$

Voor n — (k — 1) schrijft men $n - \overline{k - 1}$, zoodat men krijgt:

$$V_n^k = n(n - 1)\ (n - 2)\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (n - \overline{k - 1})$$

Dezen vorm kunnen we iets vereenvoudigen. We vermenigvuldigen dien nl. met

$$\frac{(n - k)!}{(n - k)!} = \frac{(n - k)\ (n - k - 1) \ldots\ldots\ldots\ldots 3 \times 2 \times 1}{(n - k)\ (n - k - 1) \ldots\ldots\ldots\ldots 3 \times 2 \times 1} = 1$$

We krijgen dan:

$$V_n^k = n\,(n - 1)\,(n - 2) \ldots . (n - \overline{k - 1}) \times \frac{(n - k)\,(n - k - 1) \ldots 3 \times 2 \times 1}{(n - k)!} =$$

$$= \frac{n\ (n - 1)\ (n - 2) \ldots\ (n - \overline{k - 1}) \times (n - k)\,(n - k - 1) \ldots 3 \times 2 \times 1}{(n - k)!} =$$

$$= \frac{n!}{(n - k)!}$$

Voorbeeld: Hoeveel getallen van 5 verschillende cijfers kan men vormen uit de cijfers 1 tot en met 9?

Antwoord: $\frac{9!}{(9-5)!} = \frac{9!}{4!} = 9 \times 8 \times 7 \times 6 \times 5 = 15120.$

Combinaties.

Bij de variaties telt men iedere groep, die dezelfde elementen bevat als een andere groep, waarin diezelfde elementen anders gerangschikt voorkomen, als een afzonderlijke groepeering. Zoo zijn b.v.

abc
bac en

2 *verschillende* variaties 3 aan 3 uit n elementen. Wanneer men nu alle variaties, waarin dezelfde elementen voorkomen *ongeacht de volgorde* tot één groep rekent, spreekt men van *combinaties.*

Nemen we eens de variaties 2 aan 2 uit de 4 elementen a, b, c, d. De mogelijke variaties zijn:

ab	ac	ad	bc	bd	cd
ba	ca	da	cb	db	dc

We spreken nu van combinaties, wanneer we de groep, waarin a en b voorkomen, voor 1 rekenen, evenzoo, die waarin a en c voorkomen, enz.

We kunnen dus definieeren:

De combinaties k aan k uit n elementen worden voorgesteld door de groepen van k uit n elementen, waarbij de rangschikking in de groep onverschillig is (dus b.v. ab en ba als één worden geteld).

De vraag is nu weer, een formule voor C_n^k te vinden. De oplossing is zeer eenvoudig.

We weten: $V_n^k = \frac{n!}{(n-k)!}$ Iedere variatie van k elementen kan op k! wijzen gepermuteerd worden. Iedere k! variaties vallen dus tezamen tot 1 combinatie. Hieruit volgt:

$$C_n^k = \frac{V_n^k}{k!} = \frac{n!}{k!\,(n-k)!}$$

Voorbeeld. Als men uit een verkoopboek van 30 pagina's er van iedere 10 één natelt, maar zoodanig, dat men de 3 na te tellen pagina's willekeurig over het boek verdeelt, hoeveel combinaties van nagetelde pagina's zijn er dan mogelijk?

Antwoord:

$$C_{30}^3 = \frac{30!}{3!\ 27!} = \frac{30 \times 29 \times 28}{3 \times 2} = 4060.$$

We gaan nu over tot het bespreken van de allereerste beginselen van de *„Waarschijnlijkheidsleer."*

Nemen we als voorbeeld een gewonen dobbelsteen en vragen we naar de waarschijnlijkheid, die er zal bestaan, dat ik met een enkelen worp een 6 gooi. Zeer klaarblijkelijk kan men niet voorspellen, of de worp niet of wel een 6 zal opleveren, maar even klaarblijkelijk is het, dat toch een ieder het op het eerste gezicht minder waarschijnlijk vindt, dat er een 6 geworpen zal worden dan, dat er eenig ander aantal oogen boven zal komen te liggen. Deze waarschijnlijkheid argumenteeren we door er op te wijzen, dat de mogelijkheid bestaat om een 1, een 2, een 3, een 4, een 5 of een 6 te gooien, m.a.w. dat er 6 *„mogelijke gevallen"* zijn en dat van deze 6 mogelijke gevallen slechts één *„gunstig"* (n.l. de „zes") is. Het ligt voor de hand, dat men als *maatgetal,* waarin men de waarschijnlijkheid uitdrukt, gebruikt het *quotient van het aantal gunstige gevallen en het aantal mogelijke gevallen:*

$$W = \frac{G}{M}$$

In ons geval van den dobbelsteen heeft men dus de formule

$$W = \frac{G}{M} = \frac{1}{6}$$

Het is nu voor ons verder onderzoek van belang, dat we ons de beteekenis van het maatgetal $^1/_6$ scherp voor oogen stellen.

De nu volgende behandeling moge abstract lijken, maar dan merk ik hiertegen op, dat het verwijt van te veel theorie nooit kan vallen op hem, die eenmaal bestaande problemen tracht te analyseeren, maar wel op diegenen, die bepaalde beweringen doen, zonder, dat zij de bewijsvoeringen, die noodig zijn, trachten te leveren.

Vervolgen we nu onze beschouwingen.

Als we zeggen, dat de waarschijnlijkheid om een zes te gooien $^1/_6$ is spreken we een oordeel uit over de grootte van die waarschijnlijkheid.

We kunnen nu de oordeelen o.a. in 2 soorten indeelen. We spreken van *„analytische oordeelen"* en van *„synthetische oordeelen".*

Onder analytische oordeelen verstaan we al die oordeelen, die geheel uit definities kunnen worden afgeleid; alle andere oordeelen noemen we synthetisch.

Wanneer we b.v. het kapitaal definieeren als de collectiviteit van productiemiddelen is het oordeel: een machine behoort tot het kapitaal, een analytisch oordeel. Alles wat we te doen hebben is ons te overtuigen, dat een machine volgens de definities een productiemiddel is en dan volgt uit de definitie, dat deze machine tot het kapitaal behoort. „De machine behoort tot het kapitaal" is dus een analytisch oordeel.

Als we nu zeggen:

„Het aandeel van het kapitaal in de productie is belangrijker (of minder belangrijk) dan dat van eenige andere productiefactor" hebben we te maken met een synthetisch oordeel, want uit de definitie van kapitaal noch uit de definitie van eenige andere productiefactor vloeit iets voort omtrent de relatieve belangrijkheid van die productiefactoren. De synthetische oordeelen nu zijn gevaarlijke punten van iedere wetenschap. Van de analytische oordeelen weten we, dat ze uit definities zijn afgeleid. Nu komt de vraag naar voren: „waarop berusten dan de synthetische oordeelen?"

Zij kunnen in de eerste plaats berusten op de ervaring. Als we zeggen:

„In een bepaalde periode van de kapitalistische ontwikkeling is het loon zoo hoog, dat het de arbeider in staat stelt zich juist het noodzakelijke levensonderhoud voor zichzelf en zijn gezin te verschaffen" hebben we te maken met een synthetisch oordeel, (het volgt uit geen enkele definitie) dat berust op een zekere ervaring.

Maar als we zeggen:

„In het kapitalisme kan dat loon blijvend nooit boven het noodzakelijke levensonderhoud stijgen" hebben we te maken met een synthetisch oordeel, dat iets *meer* inhoudt, dan de ervaring ons geleerd heeft.

In het eerste geval spreken we van een synthetisch oordeel *„aposteriori"* in het tweede geval van een synthetisch oordeel *„apriori".*

Nu staat het wel vast, dat er omtrent de zekerheid van de analytische oordeelen en de synthetische oordeelen aposteriori (dus de ervaringsoordeelen) geen probleem ontstaat.

Problemen ontstaan wanneer we stuiten op synthetische oordeelen apriori. *De vraag luidt: waaraan ontleenen we de zekerheid van ons weten, voorzoover dat de ervaring overschrijdt.* Voorzoover de laatste gronden van een wetenschap synthetische oordeelen apriori inhouden hebben we te maken met kennistheoretische problemen van de eerste orde. Deze problemen kunnen we echter te dezer plaatse met stilzwijgen voorbijgaan. Maar als midden in de ontwikkeling van een wetenschap een synthetisch oordeel apriori gesteld wordt hebben we de plicht onmiddellijk de vraag te stellen: „waaraan ontleent men omtrent dit oordeel zijn zekerheid?" Het is de nooit zwijgende stem van het wetenschappelijke geweten, die ons vraagt: *„hoe* weet ge dat?"

Om nu tot het concrete voorbeeld van onzen dobbelsteen terug te keeren:

Als ik zeg: als ik 6 $\times$ werp zal ik steeds 1 $\times$ een zes en 5 $\times$ iets anders werpen (kort uitgedrukt $W = {}^1/_6$) heb ik te maken met een synthetisch oordeel apriori. Dit is zoo duidelijk, dat dit oordeel door niemand wordt geloofd, we verwachten n.l. niet, dat van 6 worpen er steeds één een zes zal opleveren.

Maar als we dit oordeel in een eenigszins andere vorm gieten wordt het *wel* geloofd.

Beweer ik:

„Als ik niet 6 $\times$ werp maar een zeer groot aantal malen (b.v.

6000 ×) dan zal met het toenemen van het aantal worpen de verhouding van de zessen tot de overige worpen hoe langer hoe meer naderen tot de verhouding 1 : 5":

dan heb ik te maken met een populaire formuleering van de z.g. „wet van de groote getallen", die voor het probleem van de steekproeven zeer gewichtig is en vrij algemeen wordt aangenomen. Hierop moeten we dus nader ingaan.

Men stelt somtijds de wet als een synthetisch oordeel aposteriori d.w.z. men neemt proeven (deze proeven worden in een later deel van dit opstel kort besproken) en leidt de wet uit de ervaring af. In het algemeen is dit niet onjuist. Ieder oordeel op juiste wijze uit definities enz. afgeleid zal door de ervaring worden gedekt. Het oordeel „een meter is 10 decimeter" volgt uit definities. Gaan we het fundeeren op de ervaring (natellen) dan vinden we, dat het oordeel „juist" is. Men kan dus in werkelijkheid te doen hebben met een analytisch oordeel, ook al heeft men schijnbaar een ervaringsoordeel voor zich. En hier ligt, voor ons probleem, een bezwaar. Als ik een analytisch oordeel (een oordeel uit definities afleidbaar) ga bewijzen uit de ervaring (en dus stel als synthetisch oordeel a posteriori) ontstaat het nadeel, dat ik de definities waar het uit kan afgeleid worden uit het oog verlies.

En nu is de wet van de groote getallen inderdaad een analytisch oordeel d.w.z. dat dit oordeel alleen maar geldt voor dat gedeelte van de werkelijkheid, waar de bedoelde definitie op van toepassing is. Met behulp van de wiskunde kan men nl. bewijzen dat de bedoelde verhouding zal naderen tot 1 : 5 *wanneer de worpen geheel beheerscht worden door het toeval.* Onder toeval verstaat men dan het samenwerken van een complex (onbekende) oorzaken, die elkaar over en weer zoodanig beïnvloeden, dat zij elkaar opheffen.

Dus: wanneer we een serie worpen zoodanig definieeren, dat de oorzaken, die erop werken elkaar over en weer opheffen dan volgt logisch uit deze definitie, dat bij voortdurende toename van het aantal worpen de bedoelde verhouding zal naderen tot 1 : 5.

Maar hieruit volgt tevens:

Weten we niet of de gegeven definitie van toeval op de serie worpen van toepassing is, dan weten we niet of de verhouding 1 : 5 ook benaderd kan worden.

Voorloopig komen we dus tot deze hoogst gewichtige conclusie:

Willen we voor de theorie van de steekproevencontrôle ons ook beroepen op de wet van de groote getallen, dan zal dit alleen dan geoorloofd zijn als we ons terdege hebben vergewist of de materie waarop deze wet wordt toegepast kan worden gedefinieerd door het woord „toeval". Dit nu wordt door de betreffende literatuur steeds verwaarloosd!

Maar reeds dadelijk volgt te dezer plaatse dwingend de allergewichtigste conclusie:

Fraude is per sé geen toeval. Naar haren aard is de steekproevencontrôle, gebaseerd op de wet van de groote getallen, volstrekt ongeschikt voor de fraudecontrôle omdat de grond definitie houdende de voorwaarde voor de toepasbaarheid van deze steekproeven-methode bij fraude n o o i t vervuld is.

En omdat we van te voren nooit weten of ergens fraude aanwezig is, kunnen we n o o i t vooraf vaststellen of de wet van de groote getallen mag worden toegepast.

Voorloopig staken we nu de discussie over de wet van de groote getallen, om hierop in een later deel van dit opstel nader in te gaan. De analyse met behulp van de permutatieleer leidt tot conclusies, die wel is waar zoo goed als onbekend zijn, maar die toch niet mogen worden worden verwaarloosd.

Vervolgen we te dien einde onze elementaire waarschijnlijkheidstheorie.

Is $\frac{G}{M} = 1$, dan zijn er evenveel gunstige als mogelijke gevallen en dan is er volkomen zekerheid of, wat hetzelfde is, een ongunstig geval bestaat niet. Zijn er geen gunstige gevallen, m.a.w. is $G = 0$, dan wordt

$$\frac{G}{M} = \frac{0}{M} = 0;$$

de ongunstige uitslag is volstrekt zeker.

Voorbeelden.

Hoe groot is de waarschijnlijkheid, met een gewonen dobbelsteen een vlak, met een willekeurig aantal oogen bezet, te gooien:

Antwoord.

Het gunstig resultaat is volkomen zeker. Hiermede is in overeenstemming dat men vindt $W = 1$; immers, „mogelijk" zijn 6 gevallen (1, 2, 3, 4, 5 en 6), gunstig zijn eveneens 6 gevallen (óók 1, 2, 3, 4, 5 en 6), dus

$$W = \frac{6}{6} = 1$$

$W = 1$ drukt dus absolute zekerheid van het gunstige resultaat uit.

2. Hoe groot is de waarschijnlijkheid, met een gewonen dobbelsteen een 7 te gooien?

Antwoord. Deze 7 komt niet voor, we vinden dus

$$W = \frac{0}{6} = 0.$$

$W = 0$ drukt dus absolute zekerheid van het ongunstige resultaat uit.

In het algemeen zal dus gelden, dat W tusschen 0 en 1 in ligt.

Vragen we nu naar de waarschijnlijkheid, dat een gebeurtenis *niet* plaats vindt. Het antwoord hierop is eenvoudig. Het aantal ongunstige gevallen is het aantal mogelijke gevallen, verminderd met het aantal gunstige: $M - G$. De gevraagde waarschijnlijkheid is dus

$$W = \frac{M - G}{M} = 1 - \frac{G}{M}$$

Hieruit ziet men, dat de som van de waarschijnlijkheden, dat een gebeurtenis *niet* en dat zij *wel* plaats vindt, juist 1 is.

Totale waarschijnlijkheid.

De waarschijnlijkheid van een gebeurtenis, die op verschillende elkaar uitsluitende manieren geschieden kan, is gelijk aan de som van de waarschijnlijkheden van het geschieden van die gebeurtenis volgens iedere manier afzonderlijk.

Vraagt men b.v. de waarschijnlijkheid om bij een trek uit 52 kaarten een heer te trekken. Dit is een gebeurtenis, die op 4 *elkaar uitsluitende manieren* voltrokken kan worden, nl. men kan trekken hartenheer, ruitenheer, schoppenheer en klaverenheer. De waarschijnlijkheid van *ieder* dier gebeurtenissen is $\frac{1}{52}$, dus de totale waarschijnlijkheid om een of anderen heer te trekken is $\frac{1}{52} + \frac{1}{52} + \frac{1}{52} + \frac{1}{52} = \frac{1}{13}$

Het bewijs van deze stelling is eenvoudig. Noemen we het aantal mogelijke gebeurtenissen weer M, het aantal, dat gunstig is voor de eerste manier G_1, voor de tweede G_2 .... voor de n de G_n.

Het totaal aantal gunstige gevallen is dus

$G_1 + G_2$ G_n, dus

$$W = \frac{G_1 + G_2 + \ldots\ldots + G_n}{M} =$$

$$= \frac{G_1}{M} + \frac{G_2}{M} + \ldots\ldots + \frac{G_n}{M} = W_1 + W_2 + \ldots\ldots W_n$$

Samengestelde waarschijnlijkheid.

De waarschijnlijkheid van het gezamenlijk geschieden van verschillende onderling onafhankelijke gebeurtenissen is gelijk aan het product van de waarschijnlijkheden van het tot stand komen van ieder der gebeurtenissen afzonderlijk.

De waarschijnlijkheid om dus uit twee spellen kaarten bij twee trekken achter elkaar uit ieder spel harten heer te trekken, is dus

$$W = \frac{1}{52} \times \frac{1}{52} = \frac{1}{2704}$$

Het bewijs van deze stelling is iets minder eenvoudig dan het bewijs van de voorgaande.

Beschouw n gebeurtenissen resp. aangeduid door $F_1, F_2 \ldots . F_n$. Laat voor F_1 gelden, dat er G_1 gunstige gevallen zijn tegen M_1 mogelijke, voor F_2, G_2 gunstige en M_2 mogelijke enz.

Beschouwen we nu eens F_1 en F_2. F_1 is mogelijk op G_1 manieren, F_2 op G_2 manieren. Het aantal manieren, waarop F_1 *plus* F_2 kunnen geschieden, is dan $G_1 \times G_2$, omdat ieder *gunstig* geval voor F_1, gecombineerd met *eenig* gunstig geval voor F_2, een gunstig resultaat voor F_1 plus F_2 geeft.

Dit stelt men zich duidelijk voor als volgt:

Gunstig is b.v. voor gebeurtenis F_1 te trekken

Ruiten: Aas, Heer, Vrouw, dus $G_1 = 3$

voor F_2

Harten: Aas, Heer, dus $G_2 = 2$

Het totaal aantal gunstige gevallen is 6, nl. $G_1 \times G_2$

R. aas — H. aas
R. aas — H. heer

R. heer — H. aas
R. heer — H. heer

R. vrouw — H. aas
R. vrouw — H. heer

Evenzoo beredeneert men, dat het aantal *mogelijke* gevallen voor F_1 zoowel als voor F_2 is M_1 M_2.

Generaliseert men dit resultaat, dan wordt de waarschijnlijkheid voor het samentreffen van n onderling onafhankelijke gebeurtenissen voorgesteld door:

$$W = \frac{G_1 \times G_2 \times \ldots . G_n}{M_1 \times M_2 \times \ldots . M_n} = \frac{G_1}{M_2} \times \frac{G_2}{M_2} \times \ldots . \frac{G_n}{M_n}$$
$$= w_1 \times w_2 \times \ldots . w_n, \text{ q. e. d.}$$

Men moet er aan denken, dat deze stelling slechts geldt voor *onderling onafhankelijke* gebeurtenissen. Heeft men b.v. van harten de kaarten H 2, 3 tot en met 10, dan is de waarschijnlijkheid, een even aantal te trekken $\frac{5}{9}$ en de kans op een 3-voud $\frac{3}{9} = \frac{1}{3}$. De waarschijnlijkheid van een 6-voud (dat is zoowel een 3-voud als een even getal) is nu *niet* $\frac{5}{9} \times \frac{1}{3}$, omdat de gevallen van een 3-voud en van een even getal, niet onderling onafhankelijk zijn. Immers, het getal 6 is deelbaar zoowel door 3 als door 2. Zooals onmiddellijk duidelijk is, is de waarschijnlijkheid van een 6-voud $\frac{1}{9}$.

Een zeer bekend voorbeeld, waarbij de regel wel opgaat, is het volgende:

Hoe groot is de waarschijnlijkheid, bij het werpen met een dobbelsteen 2 × achter elkaar een 6 te gooien?

Antwoord.

$$W = w_1 \times w_2 = {}^1/_6 \times {}^1/_6 = {}^1/_{36}.$$

De waarschijnlijkheid, n maal achter elkaar een 6 te gooien, is dus $({}^1/_6)^n$. Bij een toenemende n wordt dus de waarschijnlijkheid kleiner; iets, dat we intuïtief reeds onmiddellijk zouden zeggen.

We zijn nu genaderd tot de behandeling van een vraagstuk, dat voor de theorie van de steekproeven van beteekenis is en illustratief is voor de redeneeringen, die daarbij worden toegepast.

Vraagstuk. Bij een loterij heeft men 90 loten, voorzien van de nummers 1—90. Bij één trekking worden 5 nummers achtereenvolgens getrokken. Hoe groot is de waarschijnlijkheid dat:

a. In die 5 nummers 1 bepaald nummer begrepen is en dit nummer b.v. den 1sten, den 2den of den 3den keer getrokken wordt?

b. In die 5 nummers 3 bepaalde nummers begrepen zijn? [19])

[19]) Dit voorbeeld vindt men o.a. in het boekje Wahrscheinlichkeitsrechnung I door *Otto Knopf*, Sammlung Göschen, naar welk boekje ik den belangstellenden lezer, die een algemeen overzicht van de stof wil verkrijgen, wel verwijzen kan.

a. *Oplossing.* De waarschijnlijkheid, dat een bepaald nummer bij de eerste trekking zal verschijnen, is zeer klaarblijkelijk $= \frac{1}{90}$.

Indien dit nummer nu b.v. bij de derde trekking te voorschijn moet komen, dan mag het natuurlijk bij de eerste en tweede trekking *niet* verschijnen. De waarschijnlijkheid, dat het bij de eerste trekking niet verschijnt, is $\frac{89}{90}$ en dat het bij de tweede trekking niet verschijnt is $\frac{88}{89}$ (immers, er zijn dan nog 89 gevallen mogelijk, waarvan 1 beteekent het verschijnen van het bepaalde nummer en 88 beteekenen het *niet* verschijnen van dat nummer).

De waarschijnlijkheid, dat het bij de derde trekking *wel* zal verschijnen, als het bij de 1e en 2e trekking niet verschenen is, is na de tweede trekking $\frac{1}{88}$, zooals onmiddellijk duidelijk is.

Volgens den regel van de samengestelde waarschijnlijkheid is de waarschijnlijkheid voor het begin der trekking, dat het gevraagde nummer den 3en keer getrokken wordt:

$$\frac{89}{90} \times \frac{88}{89} \times \frac{1}{88} = \frac{1}{90},$$

immers, de waarschijnlijkheid, dat het nummer den 3en keer uitkomt, kan men opvatten als het samenvallen van 3 onderling onafhankelijke gebeurtenissen, nl.:

1. het nummer komt den eersten keer niet uit
2. het nummer komt den tweeden keer niet uit
3. het nummer komt den derden keer *wel* uit.

Uit deze afleiding blijkt, dat de waarschijnlijkheid, dat het bepaalde nummer den 1sten, of den 2den, of den 3den, of den 4den of den 5den keer getrokken wordt, steeds ${}^1/_{90}$ blijft.

Bovendien volgt hier nog uit:

De waarschijnlijkheid, dat het bepaalde nummer in een willekeurige serie van 5 trekkingen verschijnt, is volgens den regel van de totale waarschijnlijkheid:

$$\frac{1}{90} + \frac{1}{90} + \frac{1}{90} + \frac{1}{90} + \frac{1}{90} = \frac{1}{18}$$

b. Trachten wij de waarschijnlijkheid te bepalen, dat in de serie van 5 trekkingen 3 bepaalde nummers aanwezig zijn.

De waarschijnlijkheid van het trekken van het eerste bepaalde nummer bij de 1ste trekking is $\frac{1}{90}$. [20]) De waarschijnlijkheid, dat daarna de 2de prijs bij de tweede trekking zal getrokken worden is $\frac{1}{89}$ en dat volgens de derde prijs bij de derde trekking zal verschijnen is $\frac{1}{88}$. De waarschijnlijkheid, dat de drie prijzen achter elkaar zullen getrokken worden is dus

$$\frac{1}{90} \times \frac{1}{89} \times \frac{1}{88}.$$

De waarschijnlijkheid, dat de 3 prijzen bij 3 andere van de 5 trekkingen zullen te voorschijn komen is even groot, b.v. is de waarschijnlijkheid op een prijs bij de 1ste, de 2de en de 5de trekking:

$$\frac{1}{90} \cdot \frac{1}{89} \cdot \frac{87}{88} \cdot \frac{86}{87} \cdot \frac{1}{86} = \frac{1}{90} \cdot \frac{1}{89} \cdot \frac{1}{88}$$

Immers we hebben de combinatie van 5 onderlinge onafhankelijke gebeurtenissen.

1. Trekking 1 een prijs $(w_1 = \frac{1}{90})$
2. „ 2 „ „ $(w_2 = \frac{1}{89})$
3. „ 3 „ „niet” $(w_3 = \frac{87}{88})$
4. „ 4 „ „ $(w_4 = \frac{86}{87})$
5. „ 5 „ prijs $(w_5 = \frac{1}{86})$

[20]) Voor het gemak van den lezer noem ik verder de bepaalde nummers de „prijzen”. De aandachtige lezer heeft reeds opgemerkt, dat deze „prijzen” c.q. „nieten” bij de theorie der steekproeven in „fouten” gemetamorphoseerd zullen worden.

De waarschijnlijkheid, dat de 3 prijzen in de eerste 5 trekkingen op *één bepaalde* manier zullen tot stand komen is dus voor iedere bepaalde manier

$$\frac{1}{90} \times \frac{1}{89} \times \frac{1}{88}$$

Bovendien kunnen we nog de volgende vragen behandelen:

Op hoeveel bepaalde manieren kunnen de 3 prijzen bij de 5 trekkingen te voorschijn komen m.a.w. hoeveel groepen van de volgende soort zijn mogelijk b.v.

Trekking	1	2	3	4	5
	niet	prijs	niet	prijs	prijs

Het antwoord hierop luidt: Op evenveel manieren als ik 5 elementen, waarvan 2 (de nieten) gelijk zijn, permuteeren kan

P_1	P_2	P_3	N	N
P	N	P_2	P_3	N
P_1	N	N	P_2	P_3 enz.

Hier gebruiken we dus de vroeger afgeleide formule $P = \frac{n!}{m!}$

welke in ons geval wordt $P = \frac{5!}{2!} = 5 \times 4 \times 3$

We redeneeren nu verder.

De waarschijnlijkheid van een permutatie van 3 prijzen in de eerste 5 trekkingen is zooals we gezien hebben

$$\frac{1}{90} \times \frac{1}{89} \times \frac{1}{88}$$

Er zijn $\frac{5!}{2!}$ permutaries mogelijk, die in de eerste 5 trekkingen 3 prijzen leveren. Volgens den regel van de totale waarschijnlijkheid is dus de waarschijnlijkheid, dat in de eerste serie van 5 trekkingen een of andere willekeurige permutatie 3 prijzen zal vertoonen

$$\frac{5!}{2!} \times \frac{1}{90} \times \frac{1}{89} \times \frac{1}{88} = \frac{1}{11748}$$

Immers we wisten, dat de waarschijnlijkheid, dat op een bepaalde manier in de eerste 5 nummers 3 prijzen zijn is

$$\frac{1}{90} \times \frac{1}{89} \times \frac{1}{88}$$

Deze *bepaalde* manieren kunnen op $\frac{5!}{2!}$ elkaar uitsluitende manieren tot stand komen.

Dat de gebeurtenis op *een of andere* bepaalde manier tot stand komt heeft dus een waarschijnlijkheid van

$$\frac{1}{90} \times \frac{1}{89} \times \frac{1}{88} + \frac{1}{90} \times \frac{1}{89} \times \frac{1}{88} + \ldots \frac{5!}{2!} \text{ maal}$$

$$\text{geeft } \frac{5!}{2!} \times \frac{1}{90} \times \frac{1}{89} \times \frac{1}{88}$$

Dit vraagstuk kan men als volgt generaliseeren. Indien
n het aantal loten
t het aantal trekkingen
p het aantal prijzen

voorstelt, dan luidt de formule van de waarschijnlijkheid om in een serie van t trekkingen alle prijzen op een of andere manier te trekken als volgt

$$W = \frac{t!}{(t-p)!} \cdot \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n-1} \cdots \frac{1}{n-(p-1)} \quad \ldots\ldots\ldots (1)$$

Men zal wellicht vragen of wij ons met problemen aan het loterijspel ontleend niet ver verwijderen van de theorie der steekproeven. Inderdaad zal blijken, dat het beheerschen van problemen van de soort, zooals hierboven behandeld is, ons bijna onmiddellijk een blik gaat gunnen in de vraagstukken, die ook bij de steekproeven ter sprake komen. Hieruit zou men dan kunnen concludeeren, dat nu al duidelijk is, dat de steekproef controle blijkt neer te komen op een *„gokje"*, mogelijkerwijs nog op een *„gokje"* dat goede kansen biedt, maar waar toch ook *„nieten"* in zullen worden aangetroffen. En men zou kunnen zeggen, dat de accountant, die steekproeven toepast zonder zijn waarschijnlijkheden uit te rekenen dommer doet dan een bridgespeler, die behoorlijk de kansen, die in zijn kaart zitten, taxeert. Ofschoon zeer *„a la mode"* is deze redeneering niet wetenschappelijk en ik moet na deze korte onderbreking den lezer, die zoo geduldig is mij te volgen, verzoeken, weer met mij het terrein der grauwe theorie te betreden.

(Wordt vervolgd) S. KLEEREKOPER

INTERNATIONAAL ACCOUNTANTSCONGRES 1933

In het nummer van 28 Januari 1933 van The Accountant staan de volgende bijzonderheden vermeld omtrent het te Londen te houden Accountantscongres.

Als Voorzitter van het Congres zal optreden The Rt. Hon. Lord *Plender*, G.B.E. LL.D., F.C.A.

Vice Voorzitter is Sir *James Martin*, M.B.E., F.S.A.A.

Organiseerende Vereenigingen

The Society of Accountants in Edinburgh
The Institute of Accountants and Actuaries in Glasgow
The Society of Accountants in Aberdeen
The Institute of Chartered Accountants in England and Wales
The Society of Incorporated Accountants and Auditors
The Institute of Chartered Accountants in Ireland
The Corporation of Accountants
The London Association of Accountants

Het Congres zal gehouden worden van 17—21 Juli 1933. Het volgende programma werd vastgesteld:

Maandag 17 Juli

11 uur v.m.	Dienst in Westminster Abbey. Er bestaat gelegenheid de Abbey na den Dienst te bezichtigen.
2.30 n.m.	Welkomstrede door den Voorzitter in Grosvenor House.
9 n.m.	Ontvangst in Grosvenor House.

Dinsdag 18 Juli

10—11.30 v.m.	Inleiding over het onderwerp „International Finance" door Sir *Josiah Stamp*, G.B.E., D.Sc., F.S.A.A.
11.30—1 n.m.	Inleiding over het onderwerp „Exchange Fluctuations in relation to Accounting as regards Operating Results and Asset Values" door Mr. *A. E. Cutforth*, C.B.E., F.C.A.
1—2.30 n.m.	Lunch. Gedelegeerden en buitenlandsche Accountants zullen tot een lunch in Grosvenor House worden uitgenoodigd.
2.30—5 n.m.	Inleiding over het onderwerp „The control of Charges and Profits of Statutory Undertakings in Private or Public Ownership and the Accounts relating thereto, e.g. Railways, Docks and Harbours, Water, Gas, Electricity, Tramways," door Mr. *William Cash*, F.C.A.
8.30 n.m.	Theaterbezoek.

Woensdag 19 Juli

10—11.30 v.m.	Inleiding over het onderwerp „Holding and Subsidiary Companies: Accounting principles involved in the treatment of earnings and valuation of holdings" door Sir *Albert Wyon*, K.B.E., F.C.A.
11.30—1 n.m.	Inleiding over het onderwerp „Accounting as an Aid to Commerce" door Prof. *W. Annan*, C.A. Inleiding over het onderwerp „Mechanical Accounting", , door Mr. *Robert Ashworth*, F.C.A., F.S.A.A.