RIJKSLANDBOUWPROEFSTATION TE GRONINGEN.

OVER BLANCO- OF BLINDE PROEVEN.

DOOR

Dr. Ir. H. J. FRANKENA.

(Ingezonden 13 Februari 1935).

I. Inleiding.

Bij de bestudeering van landbouwkundige vraagstukken speelt de veldproef een groote rol; onze opvattingen omtrent verschillende problemen zijn een uitvloeisel van de ervaringen der praktijk en de uitkomsten der veldproeven. Bij het zoeken naar oplossingen voor verschillende moeilijkheden, die de praktische landbouwer ondervindt, spelen waarschijnlijk ervaringen van intelligente landbouwers een belangrijker rol dan veldproeven; het is een belangrijke taak deze ervaringen vast te leggen en over te dragen tot zij algemeene ingang hebben gevonden. Daarbij is de praktijk in hooge mate gebaat en vinden nieuwe inzichten het snelst hun algemeene toepassing. Voor de onderzoeker is echter het vraagstuk daarmee niet opgelost, omdat dikwijls wel de remedie voor een bepaald verschijnsel is gevonden, maar een afdoende verklaring ontbreekt. En dat is toch van groot belang, omdat men uit de verklaring dikwijls verdere conclusies kan trekken. Dit alles heeft tot gevolg dat veldproeven, zoowel voor directe voorlichting als voor verklaring van waargenomen verschijnselen, onschatbare diensten kunnen bewijzen.

Dit inzicht heeft er toe geleid, dat de meest uiteenloopende vragen worden onderzocht met behulp van veldproeven. De ervaring leert, dat het hanteeren van proefveldresultaten met de noodige zorg moet geschieden en men zich wel heel goed rekenschap moet geven van de beteekenis der verkregen cijfers. Het komt dikwijls voor, dat een bepaald resultaat bij herhaling van de proef niet weer te voorschijn komt, dat een bepaalde conclusie, die als algemeen werd aangenomen, slechts een beperkte beteekenis heeft. In het bijzonder wanneer het gaat om het zoeken van een verklaring moet men zeer voorzichtig zijn en dient men bij de wijze van aanleg en behandeling van het proefveld en de verwerking der resultaten met de grootste omzichtigheid te werk te gaan. Daarbij kan het zeer nuttig zijn inzicht te hebben in de waarde der verkregen resultaten, in de beteekenis die in het algemeen aan proefvelduitkomsten gehecht mag worden.

Daartoe kunnen wij gebruik maken van speciale proefnemingen, die enkel en alleen ten doel hebben ons inzicht in de techniek van het proefveldwezen

(1) A. 19.

453277

te verdiepen en de methodiek der proefvelden te onderzoeken en zoo mogelijk te verbeteren. Dit geschiedt met behulp van z.g.n. blanco- of blinde proeven. De inrichting is in hoofdzaak gelijk aan die van de gewone veldproeven, met dit verschil, dat er geen opzettelijk aangebrachte verschillen bestaan tusschen de perceelen (de vakken) van de proef. Theoretisch zou men dus ook dezelfde opbrengst van deze vakken moeten verwachten. De ervaring leert, dat dit niet het geval is en men van vak tot vak andere uitkomsten krijgt, maar dat er tenslotte bij een groot aantal vakken een zekere regelmaat in de uitkomsten optreedt, die men ook verkrijgt wanneer men zuiver volgens het toeval te werk gaat. Men leidt hieruit af, dat de uitkomsten verkregen bij een blanco-proef toevallige afwijkingen vertoonen; men mag dus op elke waarneming (opbrengst van een bepaald vak) de wetten toepassen, die gelden voor een reeks waarnemingen volgens het toeval verkregen.

De spreiding, die er in de opbrengsten van een bepaalde blanco-proef optreedt, zal grooter zijn naarmate het perceel dat wij kozen minder homogeen is; de vruchtbaarheidsverschillen van vak tot vak die, ondanks het ontbreken van speciale aangebrachte verschillen, toch hebben geleid tot opbrengstverschillen, zijn grooter naarmate de overeenstemming tusschen de proefvakken-opbrengsten kleiner is. Men kan dit laatste het makkelijkst uitdrukken door *de verscheidenheid* of door *de middelbare afwijking*. De eerste is de som van de kwadraten der afwijkingen van het gemiddelde, gedeeld door het aantal vakken minus een. Wanneer dus d voorstelt het verschil tusschen een vakopbrengst en de gemiddelde opbrengst voor de heele reeks, n het aantal vakken dat wij beschouwen en Σ het sommatieteeken, dan is de verscheidenheid: $\frac{\Sigma\, d^2}{n-1}$. De middelbare afwijking is hiermee direct gekenschetst, omdat het is de wortel uit de verscheidenheid dus: $s = \sqrt{\frac{\Sigma\, d^2}{n-1}}$.

Wil men nu verschillende perceelen op hun gelijkmatigheid vergelijken, dan geeft de middelbare afwijking hiervoor een maat. Hierbij treedt echter een moeilijkheid op, die zijn ontstaan vindt in het feit, dat s afhankelijk is van de grootte van de oogst of beter gezegd van de eenheid waarin de opbrengst wordt uitgedrukt. Dit kan men ondervangen door s te betrekken op de gemiddelde opbrengst en dus uit te drukken in procenten van het gemiddelde. Er bestaat echter toch ook wel verband tusschen de opbrengst en de middelbare afwijking, zoodat het wel aanbeveling verdient de gemiddelde opbrengst eveneens te vermelden. [1]) In sommige gevallen kan het tot foutieve

[1]) Dr. J. G. Ossewaarde. Het Proefveldonderzoek bij de Rijstcultuur op Java. *Diss. Wageningen*, 1931, blz. 66.

uitkomsten leiden, wanneer men op s in procenten verdere berekeningen baseert en bijv. uit de procentische middelbare fout gaat berekenen, wat de fout van een verschil is. [1])

De middelbare afwijking kan als samenvattend gegeven van beteekenis zijn, wanneer men wil nagaan of door een bepaalde aanleg van een proefveld ook de betrouwbaarheid der gegevens is te verhoogen. Dit zou dan moeten blijken uit een kleinere schommeling in de overeenkomstige vakken (parallellen). Uit de gegevens van blinde proeven kan men afleiden welke beteekenis aan verschillende mogelijkheden kan worden toegekend, bijv. aan rangschikking, aan grootte, aan onderlinge afmetingen, enz.

Een belangrijk onderzoek geldt de wijze van bewerken der proefveldgegevens. De vooropgezette gedachte, dat de gegevens eener blanco-proef zijn op te vatten als een reeks toevallige waarnemingen, en men op deze waarnemingen (en dus ook op die der parallel-perceelen eener normale proef) de toevalswetten mag toepassen, is niet altijd juist. Het heeft de aandacht getrokken, speciaal bij onderzoekingen met blanco-proeven, dat er dikwijls een bepaalde regelmaat in de opbrengsten valt op te merken. Het spreekt vanzelf, dat men dan uiterst voorzichtig met de resultaten moet zijn. Het heeft niet aan pogingen ontbroken om deze stelselmatige verschillen in vruchtbaarheid op te sporen en uit te schakelen [2]). Uit onze verdere beschouwingen zal blijken, dat voor ons geval deze werkwijzen waarschijnlijk weinig beteekenis hebben, in tegenstelling met Indië, waar men juist zeer uiteenloopende omstandigheden aantreft, die volgens een bepaalde gang in het veld verloopen. Deze gang blijkt duidelijk wanneer de opbrengsten van twee objecten naar de ligging der veldjes gerangschikt een bepaald verband vertoonen. Deze omstandigheid heeft geleid tot een zeer bepaalde bewerkingsmethodiek, waarbij wordt afgezien van de gemiddelde opbrengst per object, maar slechts rekening wordt gehouden met de verschillen tusschen de overeenkomstige veldjes van twee of meer objecten [3]). Door Amerikaansche onderzoekers is dit vraagstuk van bepaalde stelselmatige gangen in een veld uitvoerig onderzocht. In het bijzonder door het werk van HARRIS [4]) is men in dit opzicht tot betere voorstellingen gekomen.

Er is in de laatste jaren onder invloed van den statisticus Prof. R. A. FISHER, vroeger verbonden aan het bekende Rothamsted Experimental

---

[1]) M. MOLDENAUER. Die Anwendung der Ausgleichungsrechnung im landwirtschaftlichen Versuchswezen, 1932, blz. 107.

[2]) Men zie voor een overzicht van deze methoden: E. MÖLLER—ARNOLD en E. FEICHTINGER; Der Feldversuch in der Praxis, 1929, blz. 34—78.

[3]) „STUDENT". On testing varieties of Cereals. *Biometrika XV*, 1923, blz. 271—293.

[4]) J. A. HARRIS. On a criterion of substratum homogeneity (or heterogeneity) in field experiments. *Amer. Naturalist*, 49, 1915, blz. 430—454.

Station te Harpenden, een bewerkingsmethode bedacht, die zeer de aandacht verdient. Daarbij is vooral rekening gehouden met het euvel, dat het aantal waarnemingen waarover men beschikt zeer klein is, in verhouding tot de reeksen van waarnemingen, waarop de toegepaste formules berusten. Ook een controle op stelselmatige verschillen is door deze methode gewaarborgd [1]). Ondanks het feit, dat in het algemeen de stelselmatige vruchtbaarheidsverschillen geen groote rol spelen, is toch steeds controle gewenscht, omdat men bij een daarvoor geschikte aanleg toch gemakkelijk tot verkeerde conclusies kan komen, wanneer deze controle niet mogelijk is. In het bijzonder voor problemen, die een uitgebreide opzet eischen en dus een groot areaal beslaan, is het gevaar voor stelselmatige heterogeniteit groot en krijgt de werkwijze der „Analysis of variance" meer beteekenis.

Wij willen deze inleiding niet besluiten zonder een woord van dank aan de proefnemers, die zich belangrijke moeite hebben getroost om deze proefnemingen te doen slagen. Wij willen ook met erkentelijkheid de groote ambitie en hulp memoreeren, die wij van onze technisch-ambtenaren en hulpkrachten mochten ondervinden.

II. Beschrijving van de gevolgde werkwijze bij de opbrengstbepaling.

De perceelen waren alle normale praktijkvelden. Aan de betrokken landbouwers werd een uiteenzetting gegeven van de eischen welke gesteld worden aan terreinen, geschikt voor deze proefvelden. Daarna wezen zij een hunner perceelen aan, dat volgens hun oordeel redelijkerwijze aan die eischen voldeed. De aanleg van het eigenlijke proefveld geschiedde pas als het gewas er stond. De omstandigheden, waaronder gewerkt werd, waren dus de gewone praktijkomstandigheden. Uit de resultaten der proeven zal blijken, dat wij in dit opzicht in de proefveldhouders uitnemende gidsen hebben gehad.

Wij vonden op deze wijze gelegenheid een 15-tal proeven aan te leggen met een totale oppervlakte van 164 are. In totaal werden 656 vakken geoogst.

A. *Het uitzetten* geschiedde met sjalons en hoekspiegel. Op de hoekpunten der vakken werd een piket (halve panlat van $\pm$ 25 cm) geplaatst en de scheidingen werden als volgt verkregen:

a. bij graanproeven. Een touw werd over de breedte gespannen, in den grond gedrukt en over dit spoor werd een gootje geschoffeld als het gewas flink boven den grond stond. De afscheidingen in de lengte werden door de rijen aangegeven;

[1]) Een zeer goede uiteenzetting dezer bewerkingsmethode vindt men in een artikel: Ir. A. Bigot Jr. De toepassing van „Analysis of variance" bij proefvelden. *Landbouwkundig Tijdschrift*, 46, 1934, blz. 640—652 en 705—718.

b. bij aardappelen. Het touw werd bij het rooien dwars door de rijen gespannen en op deze wijze werd voldoende scheiding verkregen. Het aantal planten is voor ieder veldje niet precies gelijk geweest; het zal in het algemeen wel aanbeveling verdienen in vierkantverband te poten, waardoor dit wel het geval is;

c. bij grasproeven. Bij een tweetal proeven werd bij het maaien een lijn gespannen waarlangs gemaaid werd; bij een ander tweetal werden in het voorjaar kielgootjes gemaakt met de z.g.n. buizenboor.

B. *De bemesting en bewerking* geschiedde op de normale wijze. De meeste velden hadden reeds alle bewerkingen ondergaan, toen ze werden uitgezet. Er had dus geen afzonderlijke bemesting per veldje plaats, wat natuurlijk bij bemestingsproeven, althans ten deele, wel het geval is.

C. *Het oogsten* geschiedde steeds onder toezicht van ons eigen personeel. Aan het zichten werd door verscheidene arbeiders deelgenomen, maar dit heeft slechts invloed kunnen hebben op de stroo-productie — meer of minder diep afslaan —, zoodat dit verder geen beteekenis heeft. Bij het rooien van de aardappelen had het oogsten ook plaats door verscheidene personen. Dit had echter geen invloed, omdat de heele werkploeg over de volle breedte van een veldje werkte. Ieder veldje werd dus door dezelfde personen geoogst. Het maaien geschiedde meest door één persoon; maaiden er meer, dan maaiden ze alle op hetzelfde veldje. Er werd steeds zoo kort mogelijk gemaaid om variaties in dit opzicht zoo veel mogelijk te vermijden.

D. *Het bepalen van den opbrengst* had direct op het veld plaats.

Bij de graanproeven werd met een kleine hekeldorschmachine gedorschen zoodra het graan goed droog was. De totale oogst werd op een bascule gewogen tot in onsen. De korrelopbrengst werd met een kleine weegschaal gewogen tot op tien gram.

De aardappelen werden te velde gewogen; na het rooien werden ze over een zeef geworpen om de modder en het allerkleinste kriel te verwijderen. Daarna werd in een zeil, waar de heele opbrengst van een veldje in ging, gewogen. Er werd echter ook wel in manden op een bascule gewogen; men doet dan natuurlijk meer keeren over één veldje.

Bij de grasproeven werd direct na het maaien het versche gras gewogen met een groot juk waaraan een unster met schuifgewicht. Ieder veldje kon in één keer worden gewogen. Een monster van 2 kg versch gras diende voor de bepaling van het luchtdrogestof-gehalte. Dit monster werd genomen

direct na het wegen van de totale opbrengst en dan ook dadelijk gewogen [1]).

III. Korte beschrijving van de proefvelden.

A. *De graanproeven.*

1. Proefveld K. J. DE WAARD te de Waarden, Grijpskerk. Vrij zware kleigrond in uitstekende cultuurtoestand; met wentelploeg geploegd; dus zonder voren of greppels. Gewas *wintertarwe*; zeer mooi staand gewas; goed gelijkmatig. Aantal veldjes 80 (8 × 10). Gemiddelde korrelopbrengst was 39,3 q per ha.

2. Proefveld J. BOER te Borgercompagnie. Oude Veenkoloniale grond in goede cultuurtoestand. Er lag een greppel midden door het proefveld die uitgeschakeld werd. Gewas *zomergerst*, iets legerend; vóór het zichten werd het gewas uit elkaar gelegd; goed gelijkmatig gewas. Aantal veldjes 48 (6 × 8). Gemiddelde opbrengst was 30,3 q per ha.

3. Proefveld J. BOER te Borgercompagnie. Oude Veenkoloniale grond in matige bemestingstoestand. Er lag een greppel midden door het proefveld die werd uitgeschakeld. Gewas *zomertarwe* die vrij onegaal werd en aangetast was door meeldauw. Aantal veldjes 36 (6 × 6). Gemiddelde opbrengst was 31,2 q per ha. Tijdens het dorschen waren de weersomstandigheden niet gunstig.

4. Proefveld M. B. HARKEMA te Pieterburen. Lichte zavelgrond in matige bemestingstoestand. Een greppel in het midden werd uitgeschakeld. Gewas *zomertarwe* die aanvankelijk iets ongelijke stand had. Daar klaver was ingezaaid kon niet worden geschoffeld en trad er vrij veel onkruid op. Aantal veldjes 48 (6 × 8). Gemiddelde opbrengst 24,3 q per ha.

5. Proefveld P. F. TAMMENS te Ruigezand. Zware klei in uitstekende bemestingstoestand; geheel aan een stuk geploegd. Gewas *zomertarwe*; uitstekend gelijkmatig gewas. Aantal veldjes 48 (6 × 8). Gemiddelde opbrengst 32,4 q per ha.

6. Proefveld R. J. JANSEMA te Siddeburen. Kleihoudende veengrond in goede bemestingstoestand; een greppel midden door het proefveld werd uitgeschakeld. Gewas *witte haver*, die zich goed gelijkmatig ontwikkelde maar bij het zichten geheel tegen den grond lag. Aantal veldjes 60 (10 × 6). Gemiddelde opbrengst 31,2 q per ha.

---

[1]) Deze werkwijze vindt men uitvoerig beschreven in: Dr. Ir. H. J. FRANKENA. Bijdrage tot de kennis van proefveldtechniek bij grasland. *Verslag. v. Landb. Onderzoekingen* 40, blz. 1—22, 1934.

7. Proefveld J. H. FREIJE te Harkstede. Kleihoudend laagveen in goede bemestingstoestand. Gewas *zomergerst* die zich goed ontwikkelde, bij het zichten iets legerde. Aantal veldjes 24 (4 × 6). De gemiddelde opbrengst was 34,3 q per ha.

B. *Aardappelproefvelden.*

8. Proefveld A. SEVENSTER te Wier. Lichte zavelgrond in goeden bemestingstoestand. Gewas Eigenheimer; gebouwd op z.g.n. rugjes, die 66 cm van elkaar verwijderd lagen. Ieder veldje bestond uit 8 ruggen van 5 m lengte. Aantal veldjes 36 (6 × 6). Gemiddelde opbrengst was 314 q per ha.

9. Proefveld A. SEVENSTER te Wier. Lichte zavelgrond, iets kruinige ligging. Gewas Alpha; gebouwd op z.g.n. rugjes, die 66 cm van elkaar verwijderd lagen. Ieder veldje bestond uit 8 rijen van 5 m. Aantal veldjes was 32 (4 × 8). Gemiddelde opbrengst was 570 q per ha.

10. Proefveld H. DURENKAMP te Pieterburen. Iets slempige zavelgrond in goeden bemestingstoestand. Gewas Industrie; gepoot op rugjes die 66 cm van elkaar verwijderd lagen. Ieder veldje bestond uit 8 rijen van 5 m. Aantal veldjes 32 (4 × 8). Gemiddelde opbrengst was 361 q per ha.

11. Proefveld R. HEERENGA te Kolham. Goede zandgrond, die in goede bemestingstoestand verkeerde. Gewas Thorbecke; gepoot achter de ploeg in vierkantverband (50 × 55 cm). Er werden 9 × 10 stammen gerooid op ieder veldje. Aantal veldjes 32 (4 × 8). Gemiddelde opbrengst was 345 q per ha.

C. *Graslandproefvelden.*

12. Proefveld E. J. AUKEMA te Zuidhorn. Vrij zware kleigrond, die in goede bemestingstoestand verkeerde. Het proefveld lag op 6 akkers op ieder akker 4 veldjes. De greppels die zeer ondiep waren zijn uitgeschakeld. De gemiddelde opbrengst was 31,2 q hooi per ha.

13. Proefveld K. J. DE WAARD te de Waarden, Grijpskerk. Zware kleigrond in uitstekende bemestingstoestand. Het proefveld lag op 3 akkers; op ieder akker lagen twee rijen van 6 veldjes. De greppels werden uitgeschakeld. De gemiddelde opbrengst was 44,0 q hooi per ha.

14. Proefveld R. SIEBINGA te Marum. Goede zandgrond in zeer goede bemestingstoestand. Het proefveld werd doorsneden door een vrij ondiepe greppel die werd uitgeschakeld bij den oogst. Het veld bestond uit 60 veldjes (6 × 10). De gemiddelde opbrengst was 56,2 q hooi per ha.

15. Proefveld E. J. AUKEMA te Zuidhorn. Vrij zware kleigrond; goede bemestingstoestand. De scheidingen der veldjes lagen op het midden der akkers; de greppels, die zeer ondiep waren werden niet uitgeschakeld. Het heele veld bestond uit 60 veldjes (6 × 10). De gemiddelde opbrengst was 52,8 q hooi per ha.

IV. De inrichting der proefvelden en de middelbare fout.

Het doel van de proefvelden is om een opbrengstvergelijking tusschen twee of meer behandelingen vast te stellen. Daarvoor is noodig dat ieder object zoo goed mogelijk de oogst van het heele proefveld onder de omstandigheden van het object weergeeft. Dit zal het geval zijn wanneer de opbrengsten van de vakjes van hetzelfde object, onder de gemiddelde omstandigheden van het proefveld verkregen, zoo weinig mogelijk van elkaar verschillen. Het objectgemiddelde moet dus de kleinste middelbare fout hebben, die het veld onder de gegeven omstandigheden kan opleveren. Of dit door een bepaalde aanleg van het proefveld is te bereiken, kunnen wij nagaan door in onze blanco-proeven verschillende fictieve proeven aan te leggen en dan de betrouwbaarheid van de gemiddelde opbrengsten der objecten te berekenen.

Als criterium voor de beoordeeling der verschillende werkwijzen zullen wij de procentische middelbare fout gebruiken. Naarmate de procentische middelbare fout kleiner is, zal het gemiddelde van een bepaald aantal herhalingen beter betrouwbaar zijn. Er bestaat nl. een bepaald verband tusschen de middelbare fout van alle opbrengsten van een bepaald object en de middelbare fout van het object-gemiddelde. Dit wordt weergegeven door $m = \frac{s}{\sqrt{n}}$. Wanneer dus s bekend is, kan men gemakkelijk m berekenen, waarbij men slechts rekening behoeft te houden met het aantal herhalingen.

Hoewel niet te verwachten is, dat onder *alle* omstandigheden een bepaalde werkwijze als de beste moet gelden, komen er toch wel enkele regels naar voren, waarnaar men zich bij den aanleg van een proefveld moet richten. Er kan worden vooropgesteld, dat wij te maken hebben gehad met zeer gelijkmatige terreinen, waarbij stelselmatige bodemheterogeniteit tot de uitzonderingen behoorde.

A. *De invloed van de vorm van de vakken op de betrouwbaarheid van de proef.*

De prakrijk leert, dat met de vorm van de vakken slechts weinig rekening wordt gehouden, want men ziet de meest uiteenloopende vormen toepassen. Het is geen bepaalde willekeur, die hierbij optreedt, maar de keuze van de vorm hangt samen met verschillende practische overwegingen. Bij variëteitsproeven zal men eene afmeting liefst aanpassen aan de breedte van de zaai-

machine. Om bij het zaaien onnoodig gedraai en veel paardestappen op het veld te vermijden neemt men liefst lange veldjes. Bemestingsproeven hebben daarentegen dikwijls een vierkante vorm, omdat dit bij het strooien van de meststof gemak kan geven; ook acht men soms het gevaar voor randwerking bij de vierkante vorm geringer. Een langgerekte vorm heeft weer voor dat men gemakkelijker randrijen kan uitschakelen, en een beter overzicht tijdens de ontwikkeling van het gewas houdt; een vierkante vorm geeft beter de totaal indruk van het gewas weer.

Onze uitkomsten wijzen er op dat men gerust deze praktische overwegingen als leiddraad kan gebruiken; de vorm heeft, voor zoover onze proeven dat kunnen aantoonen, weinig invloed op de betrouwbaarheid van de opbrengsten. Eigenlijk zou men voor dit doel iedere rij afzonderlijk moeten oogsten; door combinatie zouden dan de meest uiteenloopende vormen te verkrijgen zijn. Wij kunnen niet verder gaan dan veldjes te vergelijken van een are die 10 × 10 resp. 5 × 20 m tot afmetingen hebben.

TABEL I.

De vorm van de vakken en de middelbare fout.

N°.	Gewas.	Aantal vakken.	s % 10 × 10 m.	s % 5 × 20 m.
1	Wintertarwe	20	5,6	6,2
2	Zomergerst	12	2,5	2,7
3	Zomertarwe	9	2,1	—
4	Zomertarwe	12	3,4	3,0
5	Zomertarwe	12	2,2	1,8
6	Haver	15	3,2	—
7	Zomergerst	6	2,1	1,8
	Gemiddeld	—	**3,0**	**3,1**
8	Eigenheimer	9	1,9	—
9	Alpha	8	2,4	4,3
10	Industrie	8	6,0	6,7
11	Thorbecke	8	1,7	2,3
	Gemiddeld	—	**3,0**	**4,4**
12	Gras	6	2,5	3,0
13	Gras	9	3,2	—
14	Gras	15	3,7	3,9
15	Gras	15	4,0	4,4
	Gemiddeld	—	**3,3**	**3,8**

Deze tabel leert dat de vorm der vakken er weinig toe doet; *een kleine voorsprong van de vierkante vorm valt echter niet te ontkennen.* Dit is in tegenstelling met de resultaten, die ROEMER verkreeg; deze meent juist aan de lange vorm de voorkeur te moeten geven [1]). Hij geeft overigens toe dat de vorm er weinig toe doet, des te minder naarmate het perceel gelijkmatiger is.

Het verdient wel vermelding, dat de gemiddelde resultaten voor de gewassen granen, aardappelen en gras in groote trekken goed overeenstemmen.

Verder valt op te merken dat de middelbare fout van onze proeven klein is in vergelijking met andere proeven op dit gebied. Uit 9 proeven, die ROEMER aanhaalt [1]) en die over het geheel met grootere veldjes zijn aangelegd, vinden wij als gemiddelde 6,7 %. DEMANDT [2]) geeft voor proeven met 12 parallellen als gemiddelde van 203 proeven een m % van 2,51 voor de suiker-opbrengst. Dit komt overeen met een s % van 8,7.

B. *De invloed van de ligging der vakken t.o.v. elkaar op de betrouwbaarheid van de proef.*

Bij dit vraagstuk speelt de bodemheterogeniteit een groote rol. Alleen reeds de wijze waarop het land bewerkt wordt kan van beteekenis zijn. Wanneer het ploegen niet met de wentelploeg geschiedt, maar op akkers, dan komt er een rug waar het vorig jaar een greppel lag. Deze rug bestaat uit te samen geploegde rillen. Het is wenschelijk dat deze ruggen door alle veldjes op dezelfde wijze worden getroffen, en evenzoo de greppels, ook al worden die naderhand weer dicht gegd. Men kan met deze omstandigheden rekening houden door de afmetingen van de veldjes er naar te kiezen, maar men kan ook door een bepaalde ligging van de veldjes er voor zorgen dat alle objecten op dezelfde wijze door dergelijke ongelijkmatigheden worden getroffen.

Bij de bewerking der resultaten moet men bedacht zijn op de ligging van de vakken t.o.v. elkaar in verband met eventueele stelselmatige vruchtbaarheidsverschillen. Wanneer er een gang in het veld is in de richting van de veldjesrijen, en heeft men de objecten van de proef ook in deze volgorde liggen, dan kan een stelselmatige bodemheterogeniteit tot verkeerde conclusies leiden.

De ligging van de veldjes t.o.v. elkaar kan ook bepaald worden door de methode die men bij de bewerking wenscht toe te passen. Dit is bijv. het geval bij de variatie-analyse-methode.

---

[1]) Th. ROEMER Der Feldversuch. *Arb. der D. L. G.*, Heft 302, 1930.

[2]) E. DEMANDT. De resultaten der blanco-proeven met 2878 POJ van oogstjaar 1931. *Arch. v. d. Javasuiker-Industrie in N. Indië, Deel III. Med. van het Proefst. v. d. Java-Suikerindustrie*, 1932, blz. 1079—1140.

Praktisch hangt de rangschikking ook af van de vorm, die men gekozen heeft, en het totale areaal dat ter beschikking staat. Een lange rij veldjes overziet men gemakkelijker; men vergelijkt makkelijker tijdens den groei; men heeft ook minder paden noodig om de veldjes toegankelijk te maken.

Gelukkig blijkt uit onze gegevens dat men zich wel door bovenstaande motieven kan laten leiden. Voor zoover onze proeven dit leeren, is er geen reden om met het oog op de betrouwbaarheid van de proef voorkeur aan een bepaalde rangschikking te geven.

Om dit na te gaan zijn twee uiterste gevallen gekozen nl. 16 veldjes, die liggen in twee rijen van 8, zijn vergeleken met 16 veldjes, die liggen in vier rijen van vier. De vorm van het heele proefveld is dus in het eerste geval 10 × 40 en in het tweede geval 20 × 20 m; elk vak is 5 × 5 m.

TABEL II.

De rangschikking der vakken en de middelbare fout.

N°.	s % 2 × 8 vakken.	s % 4 × 4 vakken.
2	4,7	4,9
3	4,9	5,2
4	5,0	6,1
5	2,7	2,7
6	5,6	5,3
7	5,4	5,0
Gemiddeld	**4,7**	**4,9**
8	5,8	5,6
9	5,5	4,9
10	6,3	7,2
11	4,9	4,5
Gemiddeld	**5,6**	**5,5**
12	5,0	5,2
13	5,3	5,0
14	5,7	6,1
15	6,1	5,7
Gemiddeld	**5,5**	**5,5**

Deze cijfers toonen aan dat de rangschikking weinig invloed heeft op de grootte van de middelbare afwijking. Ook andere onderzoekers komen

tot deze conclusie. ROEMER zegt: „Die Unterschiede im Grade der Genauigkeit bei verschiedener Anordnung der Lage der Teilstücke sind so gering, dass diese ausschlieszlich nach anderen Gesichtspunkten erfolgen kann."

C. *De invloed van de vakken-grootte op de betrouwbaarheid van de proef.*

De invloed van de grootte van de vakken wordt theoretisch bepaald door het aantal planten per m^2 en de variatie van plant tot plant. Naar deze maatstaf zou men dus bij granen met een kleiner vak kunnen volstaan dan bij bieten. Uit de overeenstemming in de cijfers voor granen, aardappelen en gras, waarbij met zeer verschillend aantal planten gewerkt is, volgt echter dat de heterogeniteit van den grond een veel grootere rol speelt. Daarbij doen zich twee mogelijkheden voor. De heterogeniteit kan zeer snel over korte afstanden van plek tot plek wisselen. Dan worden kleine veldjes de dupe, omdat deze gevaar loopen slechts een deel van de variatie te beslaan. Maar de heterogeniteit kan ook binnen wijdere grenzen schommelen en dan hebben kleine veldjes een voorsprong, omdat het totale areaal dan veel kleiner kan zijn en beperkt blijft tot een homogeen gebied. Het wil ons toeschijnen dat wij in hoofdzaak met de eerstgenoemde omstandigheden hebben te maken.

Men ziet in de praktijk de meest uiteenloopende grootten. Er bestaat echter bij de proefnemingen meestal een bepaald verband tusschen de grootte van de veldjes en het aantal herhalingen. Wordt met kleine veldjes gewerkt, dan ziet men meestal het aantal herhalingen toenemen, terwijl bij een voorkeur voor groote velden het aantal herhalingen vaak beperkt blijft.

Het spreekt wel vanzelf dat verder de praktische omstandigheden ook een woordje mee spreken. Een goede outillage, waardoor het aantal wegingen bijv. geen rol speelt, kleine partijtjes met gemak kunnen worden geoogst en behandeld, geen vergissingen bij de diverse behandelingen als zaaien, kunstmeststrooien enz. kunnen gebeuren, zal het gebruik van kleine veldjes met veel parallellen in de hand werken. Verkleining van de veldjes wordt op zich zelf dikwijls niet aangeraden, omdat men een goede beoordeeling te velde niet mogelijk acht en ook de behandeling van de praktijk dreigt af te dwalen. Men wordt echter door meer herhalingen en meer objecten in de richting van kleine veldjes gedreven. Uit onze gegevens blijkt duidelijk, dat hieraan een gevaar verbonden is. *Kleine veldjes zijn alleen dan verantwoord als er een voldoende aantal parallellen tegenover staat.*

De vraag rijst welke inrichting het minste werk vraagt: kleine vakken — meer herhalingen, of groote vakken — minder herhalingen. Vast staat wel, dat men in het eerste geval met kleiner totaal-areaal toe kan en toch

(12) A. 30.

dezelfde nauwkeurigheid kan bereiken. Een opzet van 5 maal $^1/_4$ are en 2 maal 1 are kan men ongeveer als gelijkwaardig beschouwen. Het totale areaal per object is in het eerste geval dus $1^1/_4$ are en in in het tweede 2 are. Dit behoeft echter nog geen werkbesparing te beteekenen, wanneer men bedenkt, dat in het eene geval vijf vakjes alle noodige behandelingen moeten ondergaan, tegenover slechts twee in het andere geval.

Een voordeel van meer vakken is, dat men bij de bewerking meer materiaal heeft om de nauwkeurigheid van de proef vast te stellen. Dit neemt echter niet weg dat een proef met groote perceelen en weinig herhalingen op zich zelf even betrouwbaar kan zijn als een proef met veel herhalingen en kleine vakken, ook al is in het eerste geval geen en in het laatste wel controle op de betrouwbaarheid van de proef mogelijk.

De gegevens van onze proeven kunnen wij samenvatten in de volgende tabel.

TABEL III.

De grootte van de vakken en de middelbare fout ($s\%$).

N°.	Granen.			N°.	Aardappelen.			N°.	Gras.		
	¼ are.	½ are.	1 are.		¼ are.	½ are.	1 are.		¼ are.	½ are.	1 are.
1	6,7	6,1	5,9	8	3,5	2,8	1,9	12	5,2	3,8	2,8
2	5,3	3,5	2,6	9	5,7	4,2	3,3	13	6,0	4,7	3,2
3	4,9	2,9	2,1	10	7,5	6,4	6,4	14	6,3	5,0	3,8
4	5,4	5,0	3,2	11	4,9	3,2	2,0	15	6,0	4,8	4,2
5	3,1	3,0	2,0								
6	5,7	4,5	3,2								
7	4,4	3,1	1,9								
Gem. . .	**5,1**	**4,0**	**3,0**		**5,4**	**4,2**	**3,7**		**5,9**	**4,5**	**3,5**

Deze tabel leert dat de middelbare fout toeneemt naarmate de veldjes kleiner zijn. Een uitzondering vormen de gegevens van n°. 1. Hier hebben de vruchtbaarheidsverschillen een duidelijk stelselmatig verloop. Het voordeel van de grootere vakken is men dus hier voor een groot deel kwijt omdat men dan grooter totaal areaal moet nemen. Een terrein met stelselmatige vruchtbaarheidsverschillen leent zich beter voor kleine vakken; het kleiner totaal areaal is hier een voordeel.

Tenslotte bereikt men met kleinere vakken dezelfde nauwkeurigheid als met groote vakken, wanneer men het aantal herhalingen slechts grooter neemt. Dan zal blijken — wij wezen er reeds op — dat het totale benoodigde areaal nog beneden dat met grootere vakken kan worden gehouden. Vergelijkt men vakken van 1 are met vakken van $^1/_4$ are, dan kan men in het laatste geval viermaal zoo veel vakken aanleggen bij dezelfde totale oppervlakte. Wij brengen in herinnering, dat men dus in plaats van de opbrengst van 1 are kan werken met een gemiddelde opbrengst van vier vakken van $^1/_4$ are. De betrouwbaarheid van dit gemiddelde is dus $m = \frac{s}{\sqrt{n}}$ waarbij n is gelijk 4. Dus $m = \frac{1}{2} s$. Op deze wijze berekend vinden wij de volgende resultaten:

	$^1/_4$ are m %	$\frac{1}{2}$ are m %	1 are m %
granen	2,55	2,85	3,00
aardappelen	2,70	2,95	3,70
gras	2,95	3,15	3,55

Voor $^1/_4$ are wordt uitgegaan van s % = 5,1, 5,4 resp. 5,9 en voor $\frac{1}{2}$ are s % = 4,0, 4,15, resp. 4,45.

Hieruit blijkt duidelijk de algemeene regel: *beter veel kleine vakken dan weinig groote.*

KALAMKAR [1]) geeft deze betrekking tusschen veldjes-grootte en totaalareaal op de volgende wijze aan. Hij vermenigvuldigt de „variance" (= kwadraat van de middelbare fout) met de oppervlakte en vergelijkt de reciproke waarden. Dit noemt hij dan de efficiency van de proef. Wij moeten dus vergelijken bijv. $\frac{1}{^1/_4 \times 5{,}1^2}$ met $\frac{1}{\frac{1}{2} \times 4{,}0^2}$ of 0,154 met 0,125.

Uit de cijfers van KALAMKAR zelf blijkt, dat de standaardafwijking niet ad libitum afneemt met de veldjes-grootte, waaruit volgt dat in zijn materiaal systematische vruchtbaarheidsverschillen optreden, die bij vergrooting van de vakken een rol spelen.

De conclusie, dat grootere vakken een kleinere standaardafwijking geven, is alleen juist wanneer het proefveld vrij is van systematische heretogeniteit. Dit verklaart bijv. ook het feit dat men in Indië weinig beteekenis toekent aan

[1]) KALAMKAR. Experimental Error and Field Plot Technique with Potatoes. *Journal of Agr. Science XXXI*, blz. 373—383.

de grootte van de vakken. Daar spelen systematische invloeden een veel grootere rol dan in ons materiaal het geval is.

Ter illustratie deelen wij mede welke middelbare fouten ongeveer onder normale proefomstandigheden verwacht mogen worden. Wij vonden bijv.

	$5 \times {}^1/_4$ are m %	$3 \times {}^1/_2$ are m %	2×1 are m %
granen	2,27	2,32	2,12
aardappelen	2,46	2,39	2,62
gras	2,64	2,57	2,51
gemiddeld	**2,46**	**2,43**	**2,42**

Uit deze cijfers ziet men nog eens duidelijk, dat vergrooting van het aantal herhalingen bij kleine veldjes wel zeer noodzakelijk is. Om de betrouwbaarheid van een proef te kunnen beoordeelen moet men naast het aantal herhalingen ook de grootte van de veldjes kennen.

D. *De invloed van het aantal herhalingen op de betrouwbaarheid van de proef.*

Wij wezen er reeds op dat de middelbare afwijking van het gemiddelde afneemt met de wortel uit het aantal parallellen. Dit kan worden voorgesteld door:

$$m = \frac{s}{\sqrt{n}}$$

Hieruit volgt ook direct dat vergrooting van het aantal parallellen een belangrijke verkleining van de middelbare fout van het gemiddelde (m) meebrengt, wanneer men 6 in plaats van 2 parallellen kiest bijv., maar dat het effect van deze maatregel belangrijk kleiner is wanneer men bijv. 15 in plaats van 12 herhalingen neemt. Stellen wij de middelbare fout van het gemiddelde met twee parallellen op 100 dan krijgen wij het volgende verloop:

Aantal parallellen	2	3	4	5	6	8	12	16
middelbare fout van het gemiddelde	100	82	70	63	58	50	41	35

Uit deze cijfers ziet men duidelijk dat het effect van meer herhalingen vrij spoedig afneemt. Een voordeel van meer herhalingen is dat men met meer recht gebruik kan maken van de gegevens der wiskundige statistiek, die feitelijk steeds een groot aantal waarnemingen vraagt; men is dus veiliger uit, wanneer

men met veel herhalingen kan werken. Dit kan bijv. blijken uit de formule, die de waarde van de middelbare fout weergeeft, welke wordt voorgesteld door: $m_s = \frac{m}{\sqrt{n}}$, d.w.z. de betrouwbaarheid van een proef wordt bepaald door een waarde m, die zelf nog kan varieeren evenredig aan de wortel uit het aantal gegevens, waaruit m berekend is. Uit deze formule ziet men diudelijk de beteekenis van veel herhalingen. Theoretisch kan men natuurlijk met twee parallellen de middelbare fout berekenen, maar praktisch moet men dan met zulke groote schommelingen rekening houden dat men er weinig meer aan heeft. Dit is ook de reden, dat in overweging wordt gegeven om bij de gewone proefveldberekening af te zien van een middelbare-fout-berekening voor ieder object afzonderlijk; in plaats daarvan neme men een maat die voor het heele proefveld geldt. Het voordeel is dat één getal voor het heele proefveld kan gelden en dus een algemeene maat aangeeft. Dit cijfer is afgeleid uit alle opbrengsten die van het proefveld voorhanden zijn en is dus beter betrouwbaar dan een middelbare afwijking per object, die slechts betrekking heeft op een stel parallellen. Men kan in zoo'n geval alle veldjes van de proef in de berekening betrekken en profiteert niet alleen van meer herhalingen maar tevens van meer objecten.

De invloed van het aantal parallellen kan men op twee manieren bestudeeren: *a.* door gebruikmaking van de betrekking $m = \frac{s}{\sqrt{n}}$, *b.* door directe bepaling van m, waarbij telkens het betreffende aantal veldjes wordt samengenomen en tenslotte het gemiddelde van alle bepalingen per veld wordt genomen. Er is tusschen deze beide werkwijzen een zeer wezenlijk verschil, dat ook in de resultaten terug gevonden wordt.

Voor de berekening van s % wordt het heele areaal gebruikt; voor zoover dus s % verband houdt met de grootte van het proefveld wordt dit ook opgenomen in m %. D.w.z. bij een proef met vier herhalingen wordt bijv. het heele areaal van 48 vakken betrokken. Berekent men m uit s, dan heeft men de omstandigheden zooals ze gemiddeld voor het totale areaal van den proef zijn.

De directe berekening van m geschiedt door een aantal vakjes te beschouwen, die direct naast elkaar zijn gelegen. Bij vier herhalingen van $^1/_4$ are bijv. beschouwt men slecht de totale grootte van 1 are. Hier heeft men dus een veel kleiner areaal in de beschouwing opgenomen; dit is slechts afhankelijk van het aantal parallellen en alleen bij een groot aantal herhalingen dat overeenkomt met het totale aantal vakken, verkrijgt men de oppervlakte, die aan het totale areaal gelijk is.

Het verschil tusschen de beide methoden is dus, dat men bij de berekening uit s het totale areaal van de blanco-proef beschouwt, terwijl bij de directe bepaling de gemiddelde middelbare fout wordt berekend door blokken van zooveel naast elkaar liggende veldjes te beschouwen als men herhalingen heeft. In het eene geval hebben wij dus met een veel grooter proefveld te maken dan in het andere. Ditzelfde komt ook voor, wanneer men naast elkaar een proefveld beschouwt met veel objecten en een met weinig objecten. In het eerste geval zullen de overeenkomstige veldjes van hetzelfde object veel verder van elkaar verwijderd liggen. Men kan dus uit de vergelijking van de resultaten van de volgens beide bovenstaande manieren berekende middelbare fout de invloed van de afstand tusschen de parallel-veldjes nagaan.

TABEL IV.

Het aantal vakken en de middelbare fout.

m % (vakgrootte 25 m².)

N°.	4 par.		6 par.		8 par.		12 par.		16 par.	
	groot areaal.	klein areaal.	groot areaal.	klein areaal.	groot areaal.	klein areaal.	groot areaal.	klein areaal.	groot areaal.	klein areaal.
2	2,6	1,9	2,1	1,8	1,9	1,5	1,5	1,3	1,3	1,2
3	2,4	2,4	2,0	1,9	1,7	1,8	1,4	1,5	1,2	1,4
4	2,7	2,5	2,2	1,9	1,9	1,7	1,6	1,6	1,4	1,4
5	1,5	1,4	1,2	1,1	1,1	1,0	0,9	0,8	0,8	0,7
6	2,8	2,5	2,3	2,2	2,0	1,8	1,6	1,5	1,4	1,3
7	2,0	2,1	1,8	1,6	1,6	1,5	1,3	1,1	1,1	1,0
Gem. . . .	**2,3**	**2,1**	**1,9**	**1,8**	**1,7**	**1,6**	**1,4**	**1,3**	**1,2**	**1,2**
8	1,7	1,3	1,4	1,3	1,2	1,1	1,0	1,0	0,9	0,8
9	2,9	2,4	2,3	2,3	2,0	1,8	1,7	1,7	1,4	1,4
10	3,8	2,9	3,1	2,2	2,7	2,2	2,2	1,8	1,9	1,7
11	2,4	2,3	2,0	1,7	1,7	1,6	1,4	1,2	1,2	1,2
Gem. . . .	**2,7**	**2,2**	**2,2**	**1,9**	**1,9**	**1,7**	**1,6**	**1,4**	**1,4**	**1,3**
12	2,6	2,4	2,1	1,9	1,9	1,8	1,5	1,5	1,3	—
13	3,0	2,5	2,4	2,2	2,1	1,8	1,7	1,6	1,5	—
14	3,2	2,5	2,6	2,4	2,2	1,9	1,8	1,6	1,6	1,5
15	3,0	2,5	2,4	2,3	2,1	1,9	1,7	1,6	1,5	1,4
Gem. . . .	**3,0**	**2,5**	**2,4**	**2,2**	**2,1**	**1,9**	**1,7**	**1,6**	**1,5**	**1,4**

De invloed van het aantal parallellen blijkt uit deze tabel heel duidelijk. *De middelbare fout neemt af bij vergrooting van het aantal herhalingen.* De verschillen, die de gewassen te zien geven, zijn niet groot en laten geen bepaalde conclusie toe.

Wij hebben de gemiddelde cijfers in bijgaande grafiek voorgesteld (fig. 1). Hieruit ziet men zeer duidelijk, dat de middelbare fout berekend uit het grootere areaal steeds grooter is dan die, welke betrekking heeft op een kleiner oppervlakte.

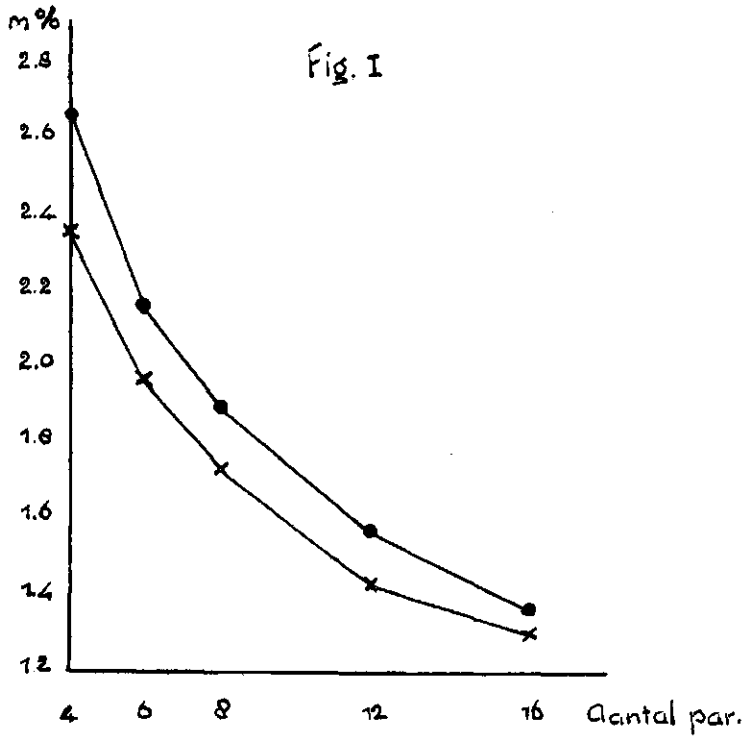


Fig. 1

Het verschil wordt kleiner naarmate het aantal parallellen grooter wordt. Dit is een gevolg van de grootere oppervlakte bij meer herhalingen, waardoor het totaal areaal steeds meer wordt benaderd. Toch is binnen de door ons onderzochte gevallen geen groot bezwaar verbonden aan meer objecten in een proef. Dit zal geen algemeene regel kunnen zijn, maar afhangen van het karakter van het veld. E. DE VRIES [1]) bijv. waarschuwt tegen veel-objecten-

[1]) E. DE VRIES. Over den aanleg van proefvelden. *Landbouw V*, 1930, blz. 709—752.

proeven op grond van zijn Indische ervaring. Vergrooting van het areaal laat in zijn proeven de factor bodemheterogeniteit sterker spreken. Wij hebben hier te lande echter met zeer gelijkmatige perceelen te doen.

V. Bodemheterogeniteit en het verschil tusschen twee objecten.

Het gaat bij de vraagstukken, die door proefvelden moeten worden opgelost, om het vaststellen van verschillen. Deze verschillen kunnen groot uitvallen en dan is het niet moeilijk om ze vast te stellen. Maar ze kunnen ook zoo klein zijn, dat men twijfelt aan de geldigheid van het verschil en men behoefte gevoelt aan een maat om de betrouwbaarheid van het geconstateerde verschil te beoordeelen.

Stelt men het gemiddelde van een bepaald object in een proef voor door $\overline{X_1}$ en de afwijkingen van de afzonderlijke veldjes door d'_1, d''_1, d'''_1, enz.; het gemiddelde van het tweede object door $\overline{X_2}$ en de afwijkingen door d'_2, d''_2, d'''_2, enz., dan is de afwijking van het verschil tusschen overeenkomstige veldjes d'_1—d'_2, d''_1—d''_2, d'''_1—d'''_2 en de middelbare fout is te berekenen uit:

$$n\ (n-1)\ m^2 = (d'_1 - d'_2)^2 + (d''_1 - d''_2)^2 + \text{enz} =$$
$$= d'^2_1 + d'^2_2 - 2d'_1d'_2 + d''^2_1 + d''^2_1 - 2\ d''_1\ d''_2 + \text{enz.}$$

Wanneer het aantal waarnemingen groot genoeg is en de overeenkomstige waarnemingen van beide vergeleken objecten geen verband met elkaar vertoonen, dan zal de som van $2d_1d_2$ nul moeten zijn en dus vinden wij:

$$\underset{D}{m^2} = \frac{\Sigma\ d_1^2 + \Sigma\ d^2_2}{n\ (n-1)} = \frac{\Sigma\ d^2_1}{n\ (n-1)} + \frac{\Sigma\ d^2_2}{n\ (n-1)} = m_1^2 + m_2^2$$

$$\underset{D}{m} = \sqrt{m_1^2 + m_2^2}$$

Er kunnen zich gemakkelijk omstandigheden voordoen waarbij Σd_1d_2 niet nul wordt. Men stelle zich voor een proef met twee objecten A en B in vijfvoud en zoo aangelegd, dat de proef op vijf akkers ligt; op iedere akker liggen dus twee veldjes, van elk object een. Deze akkers vertoonen een vruchtbaarheidsverschil waardoor vergeleken met het objectgemiddelde een hoogere opbrengst van A steeds gepaard gaat met een hoogere opbrengst van B en een lagere opbrengst van A gepaard gaat met een lagere opbrengst van B.

De producten der afwijkingen van de overeenkomstige veldjes van de beide objecten zijn dus steeds positief en $\Sigma d_1 d_2$ is zeker niet nul in zoo'n geval. Men zal dus op de middelbare fout van het verschil een correctie moeten toepassen, wanneer er een stelselmatig vruchtbaarheidsverschil (stelselmatige heterogeniteit) in een proefveld optreedt.

Deze stelselmatige heterogeniteit kan men vaststellen met behulp van de formule van HARRIS [1]).

$$\gamma = \frac{\Sigma\, v_c^2 - \Sigma\, v_p{}^2}{(b-1)\ \Sigma\, v^2{}_p} + \frac{1 - v^2}{\sqrt{a-b}};$$

v_c is het verschil tusschen het gemiddelde en elk vak dat uit de oorspronkelijke vakken is ontstaan, v is het verschil tusschen het oorspronkelijk gemiddelde en de oorspronkelijke vakken, a is het aantal gecombineerde vakken en b is het aantal vakken per combinatie.

γ (de factor van HARRIS) is dus te beschouwen als een maat voor de stelselmatige heterogeniteit. De berekening geschiedt als volgt:

De opbrengst van een onzer blanco-proeven vindt men gerangschikt naar de platte grond:

9,5	10,2	9,5	9,8	10,6	9,6
10,0	11,2	9,1	11,0	10,1	10,8
10,4	9,9	10,4	11,0	10,6	10,0
10,3	10,3	10,5	11,0	10,6	10,0

Het gemiddelde bedraagt 10,28. De som van de kwadraten der afwijkingen der vakken $\Sigma\, v_p^2 = 6{,}80$. Neemt men de veldjes in overlangsche richting samen, dus 9,5 + 10,0, 10,2 + 11,2 enz. dan krijgt men een gemiddelde van 20,56 en de som van de kwadraten der afwijkingen $\Sigma v_c^2 = 8{,}84$. Het aantal vakken per combinatie (b) is twee. Dus:

$$\gamma = \frac{8.84 - 6.80}{(2-1)\ 6.80} = + 0{,}30 \pm 0{,}186$$

Deze berekening leert dat de stelselmatige bodemheterogeniteit niet groot is geweest. Wanneer men zich een fictieve proef denkt met twee objecten

[1]) Zie blz. 175.

in 12-voud zou de middelbare fout van het verschil, berekend zonder rekening te houden met deze stelselmatige heterogeniteit, bedragen:

$$m_D = \sqrt{m^2_2 + m^2_2} = \sqrt{0.0255 + 0.0202} = 0.214.$$

Houdt men wel rekening met de stelselmatige heterogeniteit dan vindt men:

$$m_D = \sqrt{m_1^2 + m_2{}^2 - 2\,\gamma\, m_1 m_2} = \sqrt{0.0255 + 0.0202 - 2 \times 0.30 \times 0.16 \times 0.142} = \sqrt{0.0321} = 0.179.$$

Men ziet uit dit voorbeeld voldoende, dat de stelselmatige bodemheterogeniteit eerst bij een vrij hooge correlatie beteekenis krijgt. De kleine verlaging van de middelbare fout, die ons voorbeeld oplevert, weegt niet op tegen het omvangrijke rekenwerk, dat er aan vast zit. Dit resultaat hebben wij bij al onze blanco-proeven verkregen op een enkele uitzondering na, zooals uit de volgende tabel blijkt.

TABEL V.

De bodemheterogeniteit en de factor van Harris.

N°.	Granen.		N°.	Aardappelen.		N°.	Gras.	
	1 rij.	2 rijen.		1 rij.	2 rijen.		1 akker.	2 akkers.
1	+ 0,59	+ 0,77	8	+ 0,09	+ 0,14	12	— 0,29	+ 0,30
2	— 0,43	+ 0,29	9	— 0,37	+ 0,54	13	+ 0,28	— 0,05
3	— 0,29	+ 0,12	10	+ 0,14	+ 0,69	14	— 0,26	— 0,41
4	+ 0,04	+ 0,43	11	— 0,07	— 0,28	15	— 0,11	— 0,42
5	+ 0,30	+ 0,54						
6	+ 0,31	+ 0,19						
7	— 0,34	+ 0,39						
Gem. . .	+ 0,02[5]	+ 0,33		— 0,05	+ 0,27		— 0,09[5]	— 0,15[5]

In deze tabel vindt men, op een paar uitzonderingen na, geen uitgesproken correlatie tusschen de overeenkomstige veldjes; in vele gevallen is het verband zelfs negatief, d.w.z. een minder vruchtbaar veldje samen met een hooger vruchtbaar veldje. Hier werkt de correctie dus averechts en vergroot de middelbare fout van het verschil.

Uit de gemiddelde cijfers blijkt, dat wij in het algemeen de stelselmatige bodemheterogeniteit buiten beschouwing kunnen laten.

Deze algemeene conclusie omtrent de invloed van stelselmatige bodemheterogeniteit verklaart, dat wij in ons land slechts weinig hooren van het toepassen van berekeningsmethoden, die er op gericht zijn om het nadeel van groote opbrengstschommelingen in de parallelveldjes tengevolge van stelselmatige vruchtbaarheidsverschillen weg te werken. Dit heeft echter het nadeel, dat men spoedig geneigd is om proefveldresultaten, die met dit euvel behept zijn, over boord te zetten of zelfs van het nemen van proeven af te zien, wanneer een voldoend gelijkmatig terrein niet te vinden is. Wij willen daarom iets nader ingaan op een werkwijze, die men in Indië, waar de bodemheterogeniteit een zeer belangrijke factor is, veelvuldig toepast.

Deze methode [1]) ziet af van het bepalen van een betrouwbaar opbrengstgemiddelde voor het heele proefveld. Het gaat om de verschillen vast te stellen en men neemt daarom de directe opbrengstverschillen tusschen de overeenkomstige veldjes van beide objecten. De berekening van het gemiddelde object-verschil is eenvoudig en levert uit den aard der zaak dezelfde uitkomst, die men ook zou verkrijgen door de objectgemiddelden te berekenen en hiervan het verschil te bepalen. De berekening van de middelbare fout van het verschil geschiedt rechtstreeks door de formule

$$m_D^2 = \frac{\Sigma\,(d - \bar{d})^2}{n\,(n-1)}.$$

Hierbij wordt dus het verschil tusschen de overeenkomstige vakken verminderd met het gemiddelde verschil.

De resultaten, die men met deze werkwijze verkrijgt, zijn afhankelijk van de heterogeniteit van den grond. Ook kan de wijze waarop men de overeenkomstige veldjes samen neemt eenige invloed hebben; maar dit beteekent natuurlijk niet veel, tenzij er een zeer bepaalde gang in één richting optreedt.

Een moeilijkheid levert deze bewerking wanneer men veel objecten in één proef heeft. De praktijk leert reeds, dat men een meer-objecten-proef bij heterogene grondgesteldheid zeer moeilijk kan nemen. Men doet in zulke gevallen beter de verschillende vraagstukken over meer proefvelden te verdeelen. Dit is ook de reden, dat de methode „Student" bij uitstek geschikt is bij een eenvoudige proefopzet.

Wij hebben reeds herhaaldelijk betoogd, dat de stelselmatige heterogeniteit bij onze proeven geen groote rol speelt. Het is dus ook niet te verwachten, dat de methode „Student" bij onze proeven van veel beteekenis zal zijn.

[1]) „Student". On testing varieties of Cereals, *Biometrika XV*, blz. 271—293.

TABEL VI.

Vergelijking van de middelbare fout berekend volgens „Student" en volgens de „gewone" methode.
(% van het gemiddelde.)

N°.	¼ are.		½ are.				1 are.			
			Overlangs.		Overdwars.		Vierkant.		Overlangs.	
	gew. meth.	meth. Stud.	gew. meth.	meth. Stud.	gew. meth.	meth. Stud.	gew. meth.	meth. Stud.	gew. meth.	meth. Stud.
1	1,5	1,1	2,0	1,4	—	—	2,5	1,0	—	—
2	1,5	1,2	1,5	2,0	1,2	0,8	1,5	0,8	1,5	1,7
3	1,6	1,5	1,6	0,4	1,6	1,1	—	—	—	—
4	1,6	1,2	1,9	2,0	1,6	1,3	2,0	2,2	1,9	1,3
5	0,9	0,3	1,1	1,2	1,0	0,7	1,2	1,4	1,0	0,9
6	1,5	1,3	1,6	1,6	1,7	1,6	—	—	—	—
7	1,8	1,1	2,3	2,8	1,4	1,4	—	—	—	—
	1,5	**1,1**	**1,7**	**1,7**	**1,4**	**1,2**	**1,8**	**1,3**	**1,5**	**1,3**
8	1,2	1,1	1,3	1,3	1,5	1,2	—	—	—	—
9	2,0	1,3	2,8	1,8	1,7	1,4	1,6	1,2	1,7	1,3
10	2,7	1,5	3,6	2,0	2,9	3,5	4,0	5,0	2,2	1,0
11	1,8	2,1	1,5	1,4	1,3	1,2	1,3	0,8	1,3	0,8
	1,9	**1,5**	**2,3**	**1,6**	**1,9**	**1,8**	**2,3**	**1,7**	**1,7**	**1,0**

Deze tabel is verkregen door in de betreffende blanco-proeven over het geheele areaal van de proef twee fictieve objecten aan te leggen en hiervan de gemiddelden en het verschil van de gemiddelden te beschouwen. De cijfers voor de verschillende proeven hebben dus niet steeds betrekking op hetzelfde aantal herhalingen. De middelbare fout is tenslotte uitgedrukt in procenten van de gemiddelde opbrengst per proefveld.

Men ziet uit deze tabel, dat het toepassen der methode „Student" weinig voordeel biedt. Het eerste proefveld, waar inderdaad een duidelijke gang te zien is in de vruchtbaarheid geeft eenig verschil van beteekenis. Bij n°. 10 wordt de fout van het verschil ook kleiner, wanneer de methode „Student" wordt toegepast. Dit proefveld toonde ook zeer duidelijk een stelselmatige heterogeniteit.

De correctie op de middelbare fout van het verschil door rekening te houden met de correlatie tusschen overeenkomstige vakken heeft bij een klein aantal

parallellen wel bezwaren. In zulke gevallen kan een correlatie-coëfficiënt worden gevonden, die alleen een gevolg is van het (te) klein aantal parallellen en met stelselmatige heterogeniteit niets te maken heeft. Dan verliest natuurlijk de correctie ook zijn beteekenis. Dit valt gemakkelijk in te zien, wanneer men bedenkt, dat de onzekerheid van de correlatie-coëfficiënt toeneemt bij kleiner herhalingen en ook bij een kleinere waarde van de correlatie-coëfficiënt zelf. Vinden wij bijv. $\gamma = 0{,}5$ dan is bij 6 parallellen de middelbare afwijking van de correlatie-coëfficiënt $\left(\frac{1-\gamma^2}{\sqrt{n}}\right)$ gelijk aan 0,31. Men zal moeten toegeven, dat in zoo'n geval de correctie beter achterwege kan worden gelaten. Het voordeel der methode „Student" moet niet leiden tot een aanleg met zoo weinig parallellen, dat de heele correctie op een wankel gegeven gaat berusten.

VI. Het verschil tusschen fictieve objecten in een blanco-proef.

Wanneer de nadruk wordt gelegd op de bepaling van een verschil in plaats van de eigenlijke opbrengst, dan spreekt het vanzelf, dat de bewerking van de proefvelden hiernaar wordt ingesteld. Dit is het geval geweest bij een paar recente publicaties, die DEMANDT [1]) en DE VRIES [2]) het licht deden zien.

DEMANDT geeft de resultaten van 203 blanco-proeven bij suikerriet. Hij gaat zeer uitvoerig de invloed van het aantal herhalingen en het aantal objecten na op de betrouwbaarheid van de proeven.

DE VRIES heeft met aardappelen, mais, rijst en arachis gewerkt en beschouwt vooral de bodemheterogeniteit in verband met den aanleg en het verwerken van proefveldresultaten. Op grond van zijn proeven besluit hij, dat het aanleggen van strooken-proeven moet worden ontraden. De grootte der vakken doet weinig ter zake. Dit is in tegenstelling met onze ervaringen en moet m. i. worden toegeschreven aan de terreingesteldheid en de aard van de bodemheterogeniteit. Wanneer deze laatste grooter beteekenis krijgt naarmate het totale areaal wordt vergroot, dan zullen kleine vakken de voorkeur verdienen. Overheerschen echter plaatselijke op korte afstand van elkaar gelegen vruchtbaarheidsverschillen, zooals in onze proeven het geval is, dan zal men met groote veldjes beter uitkomen. Het aantal objecten neme men vooral niet groot volgens DE VRIES. Dit wijst er ook al op dat vergrooting van het totale areaal niet gewenscht is onder de omstandigheden waaronder gewerkt wordt.

---

[1]) E. DEMANDT. De resultaten der blanco-proeven met 2878 POJ van oogstjaar 1931. *Arch. v. d. Suikerind. in N. I. Deel III, Med. v. d. Proefst. v. d. Javasuikerindustrie*, 1932, n°. 14, blz. 1079—1140.

[2]) E. DE VRIES. Over de aanleg van proefvelden. *Landbouw* 5, 1930, blz. 709—752.

De bodemheterogeniteit speelt inderdaad bij de proeven in Indië een zeer groote rol. Dit blijkt o. a. uit een recente publicatie van R. v. d. Veen [1]), die op grond van zijn proeven een bepaalde correctie-methode in verband met de bodemheterogeniteit bespreekt.

De bewerking is echter in het algemeen gericht op de vraag: wat heeft men aan het geconstateerde verschil tusschen twee of meer objecten. Daarom wordt het verschil tusschen fictieve objecten in een blanco-proef berekend en hetzelfde geschied met de middelbare fout van het verschil, terwijl tenslotte de verhouding tusschen het verschil en de middelbare fout van het verschil aan een beschouwing wordt onderworpen.

De beteekenis van deze verhouding $\frac{D}{m_D}$ wordt door Möller-Arnold en Feichtinger [2]) duidelijk uiteengezet. Men kan uit deze verhouding aflezen hoe groot de kans is, dat de eene behandelingswijze inderdaad beter is dan de andere.

Er is echter een principieel verschil tusschen D in een werkelijke proef en D in een fictieve proef. In het eerste geval bestaat D uit twee gedeelten nl. *a.* een gedeelte dat de behandeling heeft veroorzaakt, *b.* een gedeelte, dat door het toeval wordt veroorzaakt. De maat voor dit laatste wordt aangegeven door m_D. Naarmate dus $\frac{D}{m_D}$ grooter wordt wint het gedeelte dat door de behandeling wordt veroorzaakt aan beteekenis, m.a.w. is de kans dat de behandeling effect heeft gehad, grooter. In het tweede geval, bij een fictieve proef, is D alleen opgebouwd uit een gedeelte dat door het toeval wordt veroorzaakt. Dit wordt echter ook door m_D aangegeven. Is m_D groot dan is de kans op een grooter verschil tusschen twee fictieve objecten toegenomen. De verhouding $\frac{D}{m_D}$ heeft in dit geval dus geen beteekenis.

Het onderzoek van Demandt geeft een uitstekende gelegenheid deze opvattingen nader te toetsen. De blanco-proeven werden alle bewerkt volgens het schema van:

a. 2-objectenproef met 18 parallellen;
b. 3-objectenproef met 12 parallellen;
c. 4-objectenproef met 9 parallellen;
d. 6-objectenproef met 6 parallellen.

Het totale areaal bestond dus steeds uit 36 vakken. Ter wille van een juiste vergelijking hebben wij uit onze blanco-proeven een 10-tal kunnen

[1]) Dr. R. v. d. Veen. Voorloopige Mededeelingen over het bewerken van resultaten van koffieproeftuinen. *Bergcultures* 7, 1933, blz. 1285—1291.

[2]) Der Feldversuch in der Praxis, 1929, blz. 17.

nemen, die volgens hetzelfde schema bewerkt konden worden, nl. 6 graanproeven, 1 aardappelproef en 3 grasproeven. Het suikerriet-materiaal bestond uit vakken van ongelijke grootte. Ons materiaal bestond uit vakken van $^1/_4$ are.

Men werkt bij het Proefstation voor de Java-Suikerindustrie in hoofdzaak met 12 parallellen. De resultaten van de 3 objectenproef met 12 parallellen interesseeren ons dus in de eerste plaats. Daarbij vond DEMANDT voor het totale materiaal een m % van 2,27 bij het riet en 2,51 bij de suiker. Ons materiaal gaf de volgende uitkomsten:

m % graan = 1,44; m % aardappelen = 0,90; m % gras = 1,68.

Over het geheel genomen worden dus bij dezelfde opzet de proefveldresultaten in Nederland nauwkeuriger dan in Indië voor zoover bovenstaande uitkomsten een algemeen conclusie toelaten. De praktijk leert, dat onze proeven veel eenvoudiger worden genomen dan men in Indië gewend is te doen. Het blijkt nu echter wel dat hiervoor een zeer gegronde reden bestaat. Bedenkt men dat de meeste proeven in Nederland met grootere veldjes dan $^1/_4$ are worden genomen en de betrouwbaarheid dus waarschijnlijk grooter is dan onze gemiddelde cijfers voor $^1/_4$ aangeven, dan zal duidelijk zijn, dat het eenvoudige systeem met 3 of 4 parallellen toch aan behoorlijke eischen kan voldoen.

De berekeningen van DEMANDT vervolgende, ziet men, dat hij ook in hoofdzaak rekening houdt met D en m_D. Dit leidt tot de volgende resultaten.

TABEL VII.

De gemiddelde uitkomsten der blanco-proeven, berekend als 2-, 3-, 4-, en 6-objectenproeven, bij de suiker.

	Als 2-objectenproef.						Als 3-objectenproef.						Als 4-objectenproef.						Als 6-objectenproef.					
	Riet.			Suiker.			Riet.			Suiker.			Riet.			Suiker.			Riet.			Suiker.		
	D	m_D	$\frac{D}{m_D}$	D	m_D	$\frac{D}{m_D}$	D	m_D	$\frac{D}{m_D}$	D	m_D	$\frac{D}{m_D}$	D	m_D	$\frac{D}{m_D}$	D	m_D	$\frac{D}{m_D}$	D	m_D	$\frac{D}{m_D}$	D	m_D	$\frac{D}{m_D}$
Absol.	20	34	0,58	2,6	4,3	0,60	36	42	0,85	4,8	5,3	0,89	57	49	1,17	7,4	6,2	1,19	90	61	1,48	11,7	7,5	1,57
in proc.	1,5	2,6		1,7	2,8		2,7	3,2		3,1	3,5		4,3	3,6		4,3	4,1		6,7	45		7,7	4,9	

In deze tabel zijn telkens opgenomen de verschillen tusschen het hoogste en laagste object; dus niet het gemiddelde verschil van elk proefveld. Deze

uitkomsten tusschen hoogste en laagste object zijn tenslotte weer gemiddeld èn in absolute waarden èn in procenten van het gemiddelde uitgedrukt.

Uit deze tabel blijkt, dat D en m_D beide toenemen wanneer het aantal parallellen afneemt. Toch neemt D sterker toe dan m_D, waardoor de verhouding $\frac{D}{m_D}$ wijder wordt. Wij komen hier nog nader op terug, maar willen eerst onze uitkomsten met bovenstaande resultaten vergelijken.

TABEL VIII.

De gemiddelde uitkomsten der blanco-proeven, berekend als 2-, 3-, 4-, 6-objectenproeven bij graan, aarappelen en gras.

Gewas.	Grondsoort.	Als 2-objectenproef.			Als 3-objectenproef.			Als 4-objectenproef.			Als 6-objectenproef.		
		D %	m_D %	$\frac{D}{m_D}$	D %	m_D %	$\frac{D}{m_D}$	D %	m_D %	$\frac{D}{m_D}$	D %	m_D %	$\frac{D}{m_D}$
Wintertarwe	Zware klei	0,3	2,0	0,2	0,7	2,6	0,3	3,6	2,6	1,4	6,2	3,7	1,7
Zomergerst	Dalgrond	0,4	1,5	0,3	2,1	1,9	1,1	0,5	2,4	0,2	4,0	1,5	2,6
Zomertarwe	Dalgrond	1,8	1,6	1,1	2,8	1,8	1,6	5,7	2,5	2,2	4,4	3,1	1,4
Zomertarwe	Zavel	1,8	2,1	0,8	2,6	2,6	1,0	1,1	3,4	0,3	4,1	3,3	1,2
Zomertarwe	Zware klei	1,0	1,0	1,0	0,7	1,4	0,5	1,0	1,6	0,6	2,5	2,1	1,2
Haver	Veenh. kleigr.	0,9	2,1	0,4	2,4	2,7	0,9	2,0	2,9	0,7	11,8	3,4	3,5
Aardappelen	Zavel	0,4	1,2	0,3	2,8	1,3	2,2	2,5	1,6	1,5	3,2	1,9	1,7
Gras	Zware klei	0,5	1,8	0,2	2,7	2,2	1,2	2,9	2,7	1,1	2,3	3,2	0,7
Gras	Zandgrond	1,6	1,9	0,3	2,1	2,5	0,9	7,1	2,6	2,8	5,0	4,0	1,2
Gras	Zware klei	1,9	1,9	1,0	3,4	2,8	1,2	3,1	3,0	1,1	6,0	4,3	1,4
	Gemiddeld:	0,96	1,71	0,56	2,23	2,18	1,09	2,95	2,53	1,19	4,95	3,05	1,66

De uitkomsten der afzonderlijke proeven wisselen vrij sterk. Dit is ook niet anders te verwachten, omdat het slechts enkele gevallen zijn. Wij zullen ons daarom onthouden van gedetailleerde beschouwingen en alleen de gemiddelde cijfers aan een verder onderzoek onderwerpen.

a. Het verschil tusschen twee fictieve objecten bedroeg:

	2-obj. proef	3-obj. proef	4-obj. proef	6-obj. proef
suiker	1,7 %	3,1 %	4,9 %	7,7 %
Ned. pr.	0,96 %	2,2 %	3,0 %	5,0 %

Een drie-objectenproef met 12 parallellen geeft in Indië hetzelfde verschil als een vier-objectenproef met 9 parallellen in ons land. Het eerste is de

standaard-aanleg in Indië; een proefveld met 9 parallellen behoort in ons land tot de zeldzaamheden. Bedenkt men echter dat onze proeven met veldjes van $^1/_4$ are werden genomen en in het algemeen bij de proefvelden in ons land de veldjes grooter zijn, waardoor de nauwkeurigheid toeneemt, dan zal men ook met minder herhalingen dezelfde nauwkeurigheid bereiken.

b. De middelbare fout van het verschil tusschen twee fictieve objecten bedroeg:

	2-obj. proef	3-obj. proef	4-obj. proef	6-obj. proef
suiker	2,8 %	3,5 %	4,1 %	4,9 %
Ned. pr.	1,7 %	2,2 %	2,5 %	3,1 %

Deze cijfers zijn niet geheel in overeenstemming met de voorgaande. Op grond van deze uitkomsten zou men met een 6-objectenproef in zes herhalingen in ons land ongeveer dezelfde resultaten krijgen als bij de suikerrietcultuur in Indië met een 12-voudige proef met 3 objecten. Het is dus wel vrij zeker, dat wij onder gunstiger condities werken in vergelijking met de omstandigheden bij de suikerrietcultuur in Indië [1]).

c. De verhouding tusschen D en m_D bij twee fictieve objecten:

	2-obj. proef	3-obj. proef	4-obj. proef	6-obj. proef
suiker	0,60	0,89	1,19	1,57
Ned. pr.	0,56	1,09	1,19	1,66

Deze cijfers vertoonen een behoorlijke overeenstemming. Dit wijst er reeds op, dat in blanco-proeven een bepaalde verhouding tusschen D en m_D bestaat, die onafhankelijk is van de grootte van D en m_D.

Dit ligt eigenlijk ook voor de hand, omdat het verschil in een fictieve proef geheel bepaald wordt door de middelbare fout der beide te vergelijken gemiddelden, waaruit tenslotte de middelbare fout van het verschil is afgeleid. Men zou dan echter mogen verwachten, dat deze verhouding steeds constant

---

[1]) O. DE VRIES (Teijsmannia 1915, blz. 471) vergeleek een serie oudere tabaksproefvelden in de Vorstenlanden met de oudere suikerrietproefvelden van J. M. GEERTS, en kwam tot de conclusie dat bij de tabak met zes herhalingen ongeveer dezelfde nauwkeurigheid bereikt werd als bij suikerriet met twaalf herhalingen. Hij geeft eenige factoren aan, die de oorzaken van dit verschil kunnen zijn; (correctie voor reisplaatsen en zieke individuen, die bij de methodiek voor tabak wordt toegepast; moeilijker proeven bij tabak met zijn vele oogsten, waardoor meer geschoold personeel; scherper toezicht en controle, minder proefvelden).

en onafhankelijk van het aantal objecten was. Dit is echter niet het geval; wij zien een zeer duidelijke regelmatige toeneming van $\frac{D}{m_D}$ bij het grooter aantal objecten

Wij brengen in herinnering, dat vergeleken werden de grootste verschillen tusschen twee gemiddelden, die bij een bepaalde proef optrad d.w.z. bij een 2-objectenproef had men geen keuze en was de kans dus het grootst dat men ongeveer bij het gemiddelde terecht kwam, maar bij een 6-objectenproef zal het maximale verschil tusschen twee objecten steeds belangrijk boven het gemiddelde verschil liggen. Naarmate het aantal individuen grooter wordt zal het verschil tusschen de twee uitersten ook toenemen. De verhouding, die er bestaat tusschen het maximale verschil en de middelbare fout wordt dus grooter naarmate het aantal individuen van de reeks toeneemt. Theoretisch bestaat er dus een bepaalde verhouding tusschen het aantal individuen van een reeks en het maximale verschil, dat er tusschen de individuen optreedt [1]). Voor het aantal individuen, waar hier sprake van is, zal de verhouding tusschen maximaal verschil (range) en middelbare fout zijn:

Aantal individuen	$\frac{D \text{ max.}}{m}$ theoret.	$\frac{D \text{ max.}}{m}$ gevonden
2	1,13	0,85
3	1,69	1,26
4	2,06	1,68
6	2,53	2,22

De laatste kolom is ontstaan uit de verhouding $\frac{D}{m_D}$ waarbij gebruik werd gemaakt van de betrekking, die er bestaat tusschen m en m_D.

De overeenstemming is niet fraai en het schijnt dat er nog een factor is, die over de heele linie deze verhouding lager maakt. Dit kan veroorzaakt worden, doordat, wel is waar, de uitersten per proef genomen zijn, maar tenslotte het eindcijfer het gemiddelde van deze uitersten weergeeft.

Waar het op aan komt, dat is de misvatting, die een beschouwing van $\frac{D}{m_D}$ kan geven, wanneer men niet op dergelijke omstandigheden verdacht is.

---

[1]) L. H. C. Tippett. On the Extreme Individuals and the Range of Samples taken from a normal Population. *Biometrika* 17, blz. 364—387.

Zooals uit het bovenstaande blijkt heeft het in het geheel geen zin deze verhouding bij blanco-proeven te beschouwen.

Dit wil natuurlijk niet zeggen, dat deze verhouding onder alle omstandigheden waardeloos is. Integendeel, bij werkelijke proeven kan ze zeer nuttige diensten bewijzen, wanneer men dan maar steeds in het oog houdt, dat deze $\frac{D}{m_D}$ verband houdt met de kans op werkelijk verschil tusschen twee objecten; men zal goed doen steeds deze kanscijfers op te nemen en niet zonder meer een bepaalde verhouding als strenge grens aannemen, waar beneden de proef ons niets leert en waarboven de proef met beslistheid verschil aantoont [1]).

Het gebruik van de wiskundige statistiek is eenvoudig, maar men dient zich wel degelijk rekenschap te geven van de beteekenis der gebruikte formules en de uitkomsten steeds in verband daarmee te behandelen.

VII. Toepassing van de variatie-analyse bij proefvelden.

Berekent men de variatie, uitgedrukt in de middelbare afwijking van een blanco-proef, dan is dit een gemiddelde maat voor de te verwachten opbrengstverschillen tusschen de vakken van een dergelijke proef. Gaat men op een dergelijk veld een verschil in behandeling aanbrengen, dat ook inderdaad effect heeft, en gaat men daarna van het heele veld de variatie berekenen alsof het een blanco-proef ware, dan zal de middelbare fout grooter zijn geworden. Omgekeerd kan men dus ook uit de grootte van de middelbare fout besluiten tot het effect van een bepaalde behandeling. Hierbij wordt dus afgezien van de gemiddelde opbrengst per object; ook wordt afgezien van het verschil tusschen de objecten. De vergrooting van de variatie tengevolge van behandelingsverschillen is de maat, waaruit men besluit tot verschil tusschen de objecten. Men dient dan echter te weten welke variatie men gevonden zou hebben, wanneer geen behandelingsverschillen waren aangebracht. Dit probleem is op te lossen met behulp van de variatie-analyse [2]).

De foutenvoortplantingswet zegt ons, dat de som van de kwadraten der middelbare fouten van twee grootheden het kwadraat van de middelbare fout van de som of het verschil dier beide getallen bedraagt. Het

---

[1]) Deze fout wordt nog te dikwijls gemaakt. Hoe dwaas dit eigenlijk is, mag blijken uit het volgende voorbeeld: $\frac{D}{m_D} = 1{,}5$: kans op verschil 93,8 %; $\frac{D}{m_D} = 2{,}0$: kans op verschil 97,7 %; $\frac{D}{m_D} = 2{,}5$: kans op verschil 99,4 %; $\frac{D}{m_D} = 3{,}0$: kans op verschil 99,9 %.

[2]) Men vindt dit uiteengezet o. a. in R. FISHER, Statistical Methods for Research Workers, 1930, blz. 229; L. H. C. TIPPETT, The Methods of Statistics, 1931, blz. 89 en Ir. A. BIGOT, zie blz. 176.

kwadraat van de middelbare fout noemen wij verscheidenheid (Eng. variance) en wij krijgen dus:

$$V_A \rightarrow V_T + V_B$$

V_A stelt voor de algemeene verscheidenheid; V_T is de toevallige verscheidenheid en V_B is de behandelingsverscheidenheid.

De behandelingsverscheidenheid moet de toevallige verscheidenheid overtreffen, zal er van eenige invloed van de behandeling sprake kunnen zijn. Het is dus van belang om V_T zoo klein mogelijk te houden. De grootte van V_T hangt af van de heterogeniteit van den grond en van de inrichting van de proef. Door een bepaalde verdeeling van de objecten over het proefveld te kiezen kan men de heterogeniteit van den grond nog verder splitsen in stelselmatige en toevallige heterogeniteit. Door te zorgen, dat verschillen, die ontstaan door de behandeling, niet worden beïnvloed door de stelselmatige heterogeniteit, kan men voor het resultaat alleen de toevallige verscheidenheid met de behandelingsverscheidenheid vergelijken. De totale verscheidenheid kan men opgebouwd denken uit toevallige verschillen in vruchtbaarheid, waarbij zijn inbegrepen onvermijdelijke afwijkingen bij het behandelen van een proefveld en systematische vruchtbaarheidsverschillen. Men vindt dan dus:

$$V_A \rightarrow V_{T'} + V_B + V_S.$$

Daar de verscheidenheid tengevolge van behandeling, niet wordt getroffen door de stelselmatige heterogeniteit, zal de vergelijking van $V_{T'}$ en V_B de grondslag vormen voor de verdere conclusies uit de proef. Deze $V_{T'}$ is kleiner dan V_T, omdat de invloed van de stelselmatige heterogeniteit is uitgeschakeld. Men is derhalve eerder tot een conclusie gerechtigd wanneer deze verkleining van eenige beteekenis is.

De berekening van de verscheidenheid geschiedt op dezelfde wijze als de middelbare-fout-berekening. Men rangschikt de gegevens zoo, dat in verticale richting de perceelen in het proefveld van voor naar achter gelegen staan en in horizontale richting de perceelen van links naar rechts. Is de ligging der objecten zoodanig, dat elk object zoowel in verticale als in horizontale richting eenmaal voorkomt, dan zijn de gemiddelde opbrengsten per rij en per kolom (in horizontale en verticale strooken) gelijk aan elkaar als er geen systematische vruchtbaarheidsverschillen optreden. Bij een dergelijke aanleg worden de behandelingsverschillen niet beïnvloed door de stelselmatige bodemheterogeniteit. Deze verdeeling, waarbij elk object eenmaal per rij en per kolom voorkomt noemt men de „Latin Square" verdeeling. De variatie-

analyse is geenszins aan deze bepaalde verdeeling gebonden, maar kan ook worden toegepast, wanneer men de objecten bloksgewijze groepeert. De gemiddelde opbrengst per blok is dan onafhankelijk van de behandelingsverschillen en eventueele verschillen tusschen blokgemiddelden duidt op stelselmatige heterogeniteit. Deze laatste verdeeling, die bij een groot aantal objecten toepassing vindt, noemt men „randomised-bloc" systeem.

Voor een proef waarbij geen behandelingsverschillen zijn aangebracht, n_t het aantal veldjes in de eene richting en n_s het aantal veldjes in de andere richting voorstelt, gelden de volgende formules voor de berekening van de variatie-analyse.

TABEL IX.

Variatie analyse.

Bron van variatie.	Som der kwadraten.	Onafhankelijke verschillen.	Verscheidenheid.
Rijen	$n_s \sum_1^s (\bar{x}_s - \bar{x})^2$	$n_t - 1$	V_s^2
Kolommen	$n_t \sum_1^t (\bar{x}_t - \bar{x})^2$	$n_s - 1$	V_t^2
Rest	$\sum_1^s \sum_1^t (d^2)$	$N - n_s - n_t + 1$	V_r^2
Totaal . . .	$\sum_1^s \sum_1^t (x - \bar{x})^2$	$N - 1$	—

De verscheidenheid, die de behandelingsverschillen veroorzaken, berekent men uit de objectgemiddelden, wanneer men met een eigenlijk proefveld te doen heeft. Wij zullen deze bewerking aan de hand van een proefveld nader toelichten.

Het proefveld bij S. H. IJtsma te Drachten (Versl. Rijkslandbouwconsulent Drachten 1931 en 1932 blz. 3) heeft een verdeeling der objecten waarbij ieder object in elke rij en elke kolom eenmaal voorkomt. Deze verdeeling is dus een z.g.n. Latin Square [1]). Het proefveld heeft ten doel de opbrengsten te vergelijken bij verschillende *N*- meststoffen nl. ks, za, kas, en ch en een object zonder N.

[1]) Strikt genomen moeten de veldjes geheel volgens het toeval verdeeld zijn behoudens het voorkomen van ieder object in elke rij en in elke kolom. Dat is hier niet het geval; er is bij de verdeeling een bepaald systeem gevolgd, maar dat doet verder aan de bewerking niets af.

De opbrengsten gerangschikt volgens den plattegrond zijn:

TABEL X.

Opbrengst kg/ha hooi 1931 O. F. 1.

3244	4585	5077	5044	4020	4394
4576	5763	3244	5626	5426	4927
5247	5580	5433	5217	3306	4957
5284	3799	5301	5874	4690	4989
5132	5263	4952	3396	4643	4677
4697	4998	4801	5031	4417	4789

Men vindt in de onderste rij en rechter kolom de gemiddelde opbrengsten per rij resp. per kolom. Was het veld volkomen gelijkmatig dan zouden deze cijfers gelijk moeten zijn. De variatie is een gevolg van stelselmatige heterogeniteit waar de object-gemiddelden niet door beïnvloed zijn. De schommelingen, die hier in optreden zijn alleen toe te schrijven aan stelselmatige vruchtbaarheidsverschillen van voor naar achter en van links naar rechts. De zuiver toevallige verscheidenheid vinden wij dus door de rest der kwadraatsom te deelen door het aantal overgebleven onafhankelijke verschillen. Deze mogen wij vergelijken met de behandelingsverscheidenheid.

De objectgemiddelden waren:

geen N 3398
ks 5418
za 5080
kas 5001
ch 5047

Wij vinden dan, berekend volgens tabel IX, de volgende gegevens.

TABEL XI.

Variatie-analyse proefveld IJtsma.

Bron van variatie.	Som van de kwadraten.	Onafhankelijke verschillen.	Verscheidenheid.
Rijen	623185	4	155796
Kolommen	1279185	4	319796
Behandeling	12633555	4	3158389
Rest	1657062	12	138088
Totaal . . .	16192987	24	674708

Beschouwen wij eerst de rest-verscheidenheid nader. Dit cijfer geeft dus aan de variatie van het totale proefveld gemiddeld per veldje. Hier wordt dus verondersteld, dat de behandeling geen variatie-verschil tusschen de objecten kan doen ontstaan. Deze veronderstelling is vermoedelijk niet geheel juist; de ervaring leert dat onbemeste veldjes een grootere variatie vertoonen; ook zou een verschil in strooibaarheid van de meststoffen een verschil in variatie tusschen de objecten kunnen doen ontstaan. Een voordeel van deze bewerking is, dat het heele proefveld als één geheel ten grondslag ligt aan de berekening van de variatie, terwijl per object berekend slechts het aantal herhalingen per object wordt gebruikt. Daar de betrouwbaarheid van de middelbare fout bij een grooter aantal veldjes toeneemt (m.f. v.d. middelbare fout $= \sqrt{\frac{s}{n}}$) trekt men bij deze berekening partij van de aanwezigheid van meer objecten in een proef. Wanneer de opbrengsten van een object zeer slecht worden, loopt dit object er vaak sterk uit door grootere variaties.

De vergelijking der behandelingsverscheidenheid en de toevallige verscheidenheid (3158389 en 138088) leert, dat de behandeling veel grooter invloed heeft gehad dan toevallige heterogeniteit kan hebben; er mag worden aangenomen, dat de behandeling effect heeft gehad. Dit is ook zonder meer uit de opbrengstcijfers zelf af te leiden. Wil men weten of de verschillende meststoffen nog verschil hebben opgeleverd dan kan men de gewone berekenigswijze volgen en het verschil tusschen twee objecten vergelijken met de verscheidenheid van het proefveld.

De middelbare fout van de objectgemiddelden kan men vinden door de formule:

$$m = \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$n = 5,\ s = \sqrt{138088}$ $\qquad$ $m = \sqrt{27617{,}6} = 166$

Berekent men hieruit de middelbare fout van het verschil volgens $m_D = \sqrt{m_1^2 + m_2^2}$, waarbij $m = \frac{s}{\sqrt{n}}$, dan kan men D met m_D op de gebruikelijke wijze vergelijken. Wij vinden voor $m_D = \sqrt{55235.2} = 235$. Er ontstaat dan tenslotte de volgende tabel.

TABEL XII.

Overzicht van de verschillen tusschen de N-meststoffen.

(O. F. 1, 1931.)

Verschil tusschen.	D.	m_D	$\frac{D}{m_D}$	Kans op verschil.	t.	Kans op verschil.
ks en geen N . . .	2020	235	8,6	100 %	12,2	100 %
za en geen N . . .	1682	—	7,2	100 %	10,1	100 %
kas en geen N . . .	1603	—	6,8	100 %	9,6	100 %
ch en geen N . . .	1649	—	7,0	100 %	9,9	100 %
ks en za	338	—	1,44	93 %	2,0	95 %
ks en kas	417	—	1,77	96 %	2,5	95 %
ks en ch	371	—	1,58	94 %	2,2	96 %
za en kas	79	—	0,34	63 %	0,48	68 %
za en ch	33	—	0,14	55 %	0,1	57 %
ch en kas	46	—	0,20	58 %	0,28	61 %

Uit deze cijfers volgt, dat de stikstofwerking over het geheel wel zeer sprekend is geweest, terwijl de werking van ks met een vrij groote kans boven die der drie andere meststoffen uitgaat. Tusschen za, kas en ch is praktisch geen verschil.

Bij het vaststellen van deze kanscijfers is uitgegaan van de formules, die alleen voor een groot aantal waarnemingen gelden. Heeft men echter te maken met een klein aantal waarnemingen, zooals bij de proefvelden altijd het geval is, dan moet men volgens FISCHER hiermede rekening houden. Hiervoor kan men gebruik maken van een „t-functie" van FISCHER die aan de hand van een tabel eveneens de kanscijfers geeft. De berekening van de t geschiedt met behulp van:

$$t = \frac{D}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

en is dus praktisch gelijk aan de berekening van $\frac{D}{m_D}$ Wij vinden dan de cijfers in de tabel XII, terwijl daar achter de kanscijfers zijn weergegeven. Men komt praktisch gesproken op dezelfde uitkomsten terecht, al zijn de cijfers iets gunstiger dan volgens de gewone werkwijze.

Bij het opmaken van een proefveldverslag zou men kunnen volstaan met de opbrengsten in een plattegrond aan te geven, een tabel waarin de

objectgemiddelden zijn vermeld en de middelbare fout van het heele proefveld Het resultaat is dan in een oogopslag te overzien.

Het is voor de toepassing van de variatie-analyse niet noodig, dat men een Latin-Square-verdeeling maakt of het randomised-bloc-systeem toepast. Dit is wel noodzakelijk wanneer men controle wenscht op stelselmatige bodemheterogeniteit en deze door berekening wil uitschakelen. Men kan echter bij elke verdeeling en met een volmaakt willekeurig aantal herhalingen de gemiddelde verscheidenheid van een proefveld berekenen en dit bij de beoordeeling der object-verschillen gebruiken. Het groote voordeel is, dat men de verscheidenheid tengevolge van toevallige verschillen berekent met behulp van de opbrengst van *alle* veldjes.

De vraag of bij dit proefveld het uitschakelen van de stelselmatige heterogeniteit per rij en per kolom de middelbare afwijking van het veld sterk gedrukt heeft, kan men nagaan door te vergelijken de verscheidenheid die wij thans vonden, nl. 138088 met de verscheidenheid $\frac{16192987 - 1263355}{20} = 172961.$

De middelbare afwijking bedraagt 371,6 resp. 415,9. Er is dan wel eenige verbetering verkregen.

Deze werkwijze, toegepast op onze blanco-proeven, geeft een algemeen beeld van de beteekenis der stelselmatige heterogeniteit. Bij een Latin-Square-verdeeling interesseert ons natuurlijk alleen de invloed van de rijen- en de kolommenheterogeniteit; bij een randomised-bloc-experiment is het meer de bloks-gewijze verdeeling der heterogeniteit, die ons belang inboezemt. Wij hebben voor de serie blanco-proeven, waarvan sprake is, de gemiddelde middelbare afwijking per veld bepaald *a.* zonder het uitschakelen van stelselmatige heterogeniteit en *b.* met uitschakelen van stelselmatige heterogeniteit volgens rijen en kolommen. Wij vinden dan een variatie uitgedrukt in s % als volgt:

TABEL XIII.

Invloed van de stelselmatige heterogeniteit op de middelbare fout.

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.
s-totaal	6,7	5,3	4,9	5,4	3,1	5,7	4,4	3,5	5,7	7,5	4,9	5,2	6,0	6,3	6,0
s-toevallig . . .	4.0	4,5	4,7	4,8	2,7	5,7	4,5	2,5	4,0	4,6	5,4	4,8	5,0	4,3	4,8

Uit deze tabel zien wij, dat de reductie van de middelbare afwijking niet heel groot is; de invloed van de stelselmatige heterogeniteit is dus niet overwegend en het zal in veel gevallen niet loonen een uitgebreide variatie-analyse te doen. Het blijft echter steeds wenschelijk de aanleg van het proefveld zoo te kiezen, dat controle op stelselmatige heterogeniteit mogelijk is door „Latin Square" of „randomised-blocs".

Enkele proeven toonen een vrij belangrijke reductie, zooals n°. 1 en n°. 10. Bij vorige gelegenheden wezen wij er reeds op, dat hier inderdaad een stelmatige heterogeniteit in het veld optrad, die het perceel zonder speciale bewerking niet voor proefveld geschikt maakte.

Zusammenfassung.

1. Es sind 15 Blindversuche angelegt (7 mit Getreide, 4 mit Kartoffeln, 4 mit Heu) mit Parzellen welche 25 m² grosz waren. Die Parzellen-anzahl war höchstens 80 und mindestens 24.

2. Anordnung und Form der Teilstücke ist ohne Bedeutung für die Grösze des mittleren Fehlers. Vergröszerung der Teilstücke hat eine Abnahme des mittleren Fehlers zur Folge. Es ist aber besser viele kleine Parzellen zu wählen statt wenige grosze. Die ganze Oberfläche des Versuches kann man in dieser Weise ziemlich klein halten.

3. Die Versuche zeigten keine regelmäszige Fruchtbarkeitsverhältnisse der Felder. Ausgleichsrechnungen, welche mit diesen regelmässigen Verschiedenheiten zu tun haben, kamen deshalb nur ausnahmsweise in Betracht.

4. Die Arbeitsweise hat zu ziemlich genauen Ergebnissen geführt und es ist wahrscheinlich dasz wir unter guten Verhältnissen gearbeitet haben. Durchschnittlich soll mann mit einem mittleren Fehler $S\ \% = 5$ bis 6 Rechnung tragen.

5. Verschiedene Berechnungsweisen werden geprüft; das neuerdings von Fisher ausgearbeitete Verfahren sollte mehr angewendet werden.