RIJKSLANDBOUWPROEFSTATION GRONINGEN

ENKELE OPMERKINGEN OVER PROEFVELD-TECHNIEK

DOOR

DR. IR. H. J. FRANKENA EN DR. M. P. BOTH

Inleiding

Bij de vergelijking van twee of meer werkwijzen — b.v. bemestingen, variëteiten, bewerkingen — op een bepaald gewas streeft men er naar, de omstandigheden zoo volkomen mogelijk gelijk te maken met uitzondering van de factor, die men in onderzoek wenscht te nemen. Hierdoor is men zeker, dat eventueele verschillen geen andere oorzaak kunnen hebben dan de in het geding zijnde factor. Op één punt moet men echter noodgedwongen van deze voorwaarde afzien. Het is niet mogelijk de vergelijking te maken op precies dezelfde oppervlakte grond. Men moet dus uitgaan van de veronderstelling dat het verschil in groei-plaats geen storend element kan vormen, of men moet de invloed hiervan kunnen beoordeelen.

De ervaring leert dat bij overigens volkomen gelijke behandeling twee naast elkaar liggende veldjes van een proefveld steeds verschil in opbrengst te zien geven. Dit verschil hangt af van de gelijkmatigheid van het gekozen perceel. Het spreekt vanzelf, dat dit feit een gewichtig onderdeel vormt bij de beschouwing van verschillen, die door een opzettelijk behandelings-verschil worden geconstateerd, want deze zijn steeds een functie van de in onderzoek genomen factor en het verschil in standplaats beide.

Wanneer steeds bekend was welke verschillen men kon verwachten zonder dat er opzettelijk was ingegrepen, dan zou het mogelijk zijn om toch de invloed van de onderzochte factor te leeren kennen. Dit tracht men te weten te komen door zgn. *blanco of blinde proeven* [1]. Hierbij verdeelt men een goed gelijkmatig perceel, dat men voor een proefveld geschikt acht, in vakken alsof het een gewoon proefveld betreft en oogst elk vak afzonderlijk. De variatie, die men nu in de opbrengsten aantreft, is dus uitsluitend een gevolg van het standplaatsverschil. Legt men nu het eigenlijke proefveld aan, dan moet er een grootere variatie ontstaan als er inderdaad effect van de aangebrachte verschillen uitgaat. Het is dus van

[1]) H. J. FRANKENA. Over blanco of blinde proeven. *Versl. van Landbouwk. Onderz.* 41 (1935), blz. 173—209.

belang om na te gaan op welke wijze de variatie is vast te stellen, die er optreedt met uitsluiting van alle opzettelijk aangebrachte behandelingsverschillen.

De vraag is thans teruggebracht tot het probleem van een blanco-proef. Een eenvoudige werkwijze is om van elke behandelingswijze meer veldjes aan te leggen, waardoor een gemiddelde uitkomst wordt verkregen, die de verschillen tengevolge van het verschil van ligging zoo goed mogelijk opheft en te beschouwen is als de opbrengst, die niet uitsluitend voor de betreffende veldjes geldt, maar ook zou zijn verkregen op er naast gelegen veldjes. Deze naastgelegen veldjes heeft men intusschen een andere behandeling gegeven en derhalve kan het gemiddelde daarvan vergeleken worden met het gemiddelde van de voorgaande en zal een eventueel verschil met vrij groote zekerheid aan de behandelingsverschillen mogen worden toegeschreven. Stel dat men van elke behandelingswijze zes veldjes heeft aangelegd, dan vormt dus elke serie van zes een blanco-proef.

Men volgt dikwijls de methode, waarbij inderdaad elke serie als een blanco-proef wordt beschouwd, en berekent daarvan de variatie. Deze wordt weergegeven in een bepaalde wiskundige maat, de middelbare afwijking, en voorgesteld door $\sqrt{\frac{\Sigma d^2}{n-1}}$, waarbij Σ het sommatie-teeken voorstelt, d de verschillen der afzonderlijke veldjes met het gemiddelde van de reeks en n het aantal gelijke veldjes. Dit leidt er toe, dat elke serie gelijke veldjes van een proefveld een verschillende variatie vertoont, tenzij men het aantal herhalingen zoo groot neemt, dat elke serie de variatie van het heele veld representeert. M. a. w. men krijgt gewoonlijk nog geen goed beeld van de werkelijke variatie door een tekort aan herhalingen. Dit kan men ondervangen door het verschil der gemiddelden toe te schrijven aan de opzettelijk aangebrachte verschillen en de verdere variatie als geheel toevallig te beschouwen. De eenvoudigste methode is om de opbrengst van elk veldje weer te geven in procenten van het gemiddelde van de betreffende serie. Men houdt dan alleen de toevallige verschillen over en beschikt nu over een blanco-proef, die het heele proefveld beslaat. De variatie, die nu wordt berekend, is dus geldig voor het heele proefveld en dus ook voor ieder object afzonderlijk.

Geheel zuiver is deze beschouwingswijze tenslotte weer niet, omdat ook de gemiddelden niet geheel onbeïnvloed zijn door de toevallige variatie. Dit geldt in meerdere mate voor die gevallen, waaraan weinig herhalingen ten grondslag liggen, maar er wordt toch een vrij goede benadering verkregen en het belangrijke voordeel is, dat men thans over een enkel cijfer beschikt dat voor het heele proefveld geldt.

Men kan de vraag stellen of men maar zonder meer genoegen moet nemen met de gevonden variatie en b.v. verschillen, die niet door deze variatie worden overschreden, als niet te bepalen te beschouwen. Dit bevredigt natuurlijk allerminst en het ontbreekt dan ook niet aan pogingen om de toevallige variatie tot de kleinste proporties terug te brengen. Dit kan eenerzijds door bepaalde wijzen van proefveld-opzet en anderzijds door bepaalde berekeningswijzen, die er op gericht zijn de toevallige variatie nader te analyseeren [1]).

Meestal echter neemt men genoegen met de vermelding van de opbrengsten zonder verdere berekeningen toe te passen. Dit lijkt ons niet geheel juist, omdat met een vrij eenvoudige en weinig tijdroovende methode een beeld kan worden verkregen van de variatie van een proefveld. Ook bij een vergelijking van de verschillende proeven of verschillende jaren van hetzelfde proefveld kan het van belang zijn in een enkel cijfer een beeld te hebben van de variatie.

Ter illustratie willen wij enkele voorbeelden vermelden van een dergelijke berekening en daaraan nog enkele beschouwingen vastknoopen, die er misschien toe kunnen leiden, dat ook van andere zijde belangstelling voor deze beschouwingen ontstaat.

De berekeningswijze

Om een eenvoudige bewerking mogelijk te maken, zonder al te veel rekenwerk, waardoor de toepassing af zou schrikken, hebben wij ons slechts bij de hoofdzaken bepaald. Van elk object per proefveld is het gemiddelde berekend — dit moet toch steeds geschieden — en daarna is de opbrengst van elk veldje in procenten van het object-gemiddelde weergegeven [2]). Men kan wel volstaan met de berekening in heele procenten, waardoor het kwadrateeren van de afwijkingen veel eenvoudiger is [3]). Meestal betreft het kleine getallen, die men zonder meer kan opschrijven. Het sommeeren van deze kwadraten vormt nog met meeste werk. De berekeningsformule is dus $S\ \% = \sqrt{\dfrac{\Sigma d^2}{n-1}}$

[1]) Over dit onderwerp zie men: W. C. VISSER. De ongelijkmatigheid van den grond en de nauwkeurigheid bij proefvelden. *Versl. v. Landbouwk. onderz.* 43 (1937), blz. 225—270.

[2]) Voor deze en soortgelijke berekeningen is gebruikmaking van een rekenlineaal of een rekenrol, b.v. Reckenwalze, ALBERT NESTLER A.G. Lahr i/B 1.6 m, aan te raden.

[3]) Overigens bestaan er handige kwadraattafels, zooals b.v. *Barlows Tables*, uitg. E. en F. N. SPON, Ltd, London.

Een voorbeeld van een dergelijke berekeningswijze volgt hieronder:

Pr 201, Strook C, 1936

Korrelopbrengst van Zomertarwe

Berekening S % (n = 21; n — 1 = 20)

Object	Opbrengst	% van het gemiddelde	Afw.	Afw.^{2}
0 K_2O	27,1	102	2	4
	26,0	98	2	4
	26,7	100	0	0
Gemiddeld	26,6			
40 K_2O	27,8	102	2	4
	27,3	100	0	0
	27,2	99	1	1
Gemiddeld	27,4			
80 K_2O	28,4	106	6	36
	26,0	97	3	9
	26,0	97	3	9
Gemiddeld	26,8			
120 K_2O	26,8	98	2	4
	27,8	102	2	4
	27,4	100	0	0
Gemiddeld	27,3			
180 K_2O	26,0	97	3	9
	27,3	101	1	1
	27,4	102	2	4
Gemiddeld	26,9			
300 K_2O	24,2	93	7	49
	25,4	98	2	4
	28,3	109	9	81
Gemiddeld	26,0			
480 K_2O	27,1	100	0	0
	25,5	94	6	36
	28,3	105	5	25
Gemiddeld	27,0			

$\Sigma\, d^2 =$ 284

$$S\,\% = \sqrt{\frac{284}{20}} = \sqrt{14.2} = 3.8$$

Enkele voorbeelden van S %

Uit de beide genoemde publicaties (blz. 427/429) valt af te leiden, dat men zonder nadere bewerkingen mag rekenen op een variatie, die wordt weergegeven door S % = 6.0. Dit is een algemeen cijfer, dat natuurlijk van geval tot geval wisselt. Naar de gebruikelijke berekeningswijze zou men dus b.v. bij vier herhalingen een middelbare afwijking kunnen verwachten van 3 % van het gemiddelde. Hieruit volgt dat een verschil tusschen twee objectgemiddelden van een dergelijk proefveld een afwijking heeft van $\sqrt{2 \times 3^2} = \sqrt{18} = 4.2\%$. Dit is nog al bedenkelijk als men in aanmerking neemt, dat een verschil zeker belangrijk de toevallige variatie moet overschrijden. Het is dan ook wel van belang om meer aandacht te besteden aan een proefveldopzet, die deze variatie verkleint of in elk geval aan de waarnemingen meer houvast geeft [1]).

Een belangrijke invloed moet aan de grootte van de veldjes worden toegekend. Wij vonden b.v. bij blanco-proeven als gemiddelden voor de volgende gewassen als S %:

Grootte van de veldjes	¼ are	½ are	1 are
Granen	5,1	4,0	3,0
Aardappelen	5,4	4,2	3,7
Gras	5,9	4,5	3,5

Jammer genoeg neemt met vergrooting van de veldjes het totale te bewerken oppervlak belangrijk toe. Dit beteekent een ernstig nadeel, zoodat men tenslotte tot de conclusie komt, dat vele kleine veldjes toch nog gunstiger uitkomen dan weinig groote [1]).

Een zeer normale grootte van een veldje bij niet al te uitgebreide proefvelden is een are. Wij hebben voor dit geval een voorbeeld uitgerekend met gras, waarbij de volgende cijfers werden verkregen:

Jaar	1931	1932	1933	1934	1935	1936	1937
S %	3,9	3,8	4,1	4,1	5,4	6,6	5,5

Het overzicht wekt den indruk, dat de variatie toeneemt, naarmate het proefveld langer werd voortgezet. Dit is geen algemeene regel, maar

[1]) O. DE VRIES. Das Serienprinzip in Feldversuchen Z. f. Pflanzenern. Düngung und Bodenk. 43, 583—93, 1936.

[1]) Zie *Blanco- of Blinde proeven*, blz. 186.

wordt hier door een bijzondere omstandigheid verklaard. Er is n.l. een nul-object in opgenomen, waarvan de opbrengsten steeds lager worden en meer gaan varieeren. In het algemeen geldt dat, naarmate vollediger opbrengsten worden verkregen, de variatie afneemt.

Een ander voorbeeld betreft een langjarig bouwlandproefveld op het terrein van het Rijkslandbouwproefstation gelegen.

Jaar:	1916	1917	1918	1919	1920	1921	1922	1923	1924
S %	4,3	14,5	3,4	9,8	5,9	5,7	12,1	6,4	11,2

Jaar:	1925	1926	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933
S %	8,0	2,8	9,1	4,8	4,2	2,8	16,3	2,5	5,0

Wij zien hierbij in enkele gevallen zeer groote variaties optreden, b.v. in 1917 en 1931. Het zou te ver voeren om al deze bijzonderheden nader uit te werken, maar wel mag worden aangenomen, dat de variatie in een bepaald jaar geen maatstaf is voor het volgende jaar. Dit is ook niet te verwonderen, omdat de weersomstandigheden en het gewas natuurlijk ook een rol spelen. Heeft men te maken met een perceel dat ten opzichte van de waterhuishouding, b.v. door natte plekken, ongelijkmatigheden vertoont, dan zal dit in een nat jaar en bij een voor deze omstandigheden gevoelig gewas veel meer tot uitdrukking komen.

Niettemin geeft de berekening van S % ook in dit geval een aardig beeld van de variatie, die in dit proefveld optreedt.

TABEL 1

Bouwland

	Haver		Tarwe		Gerst		Rogge		Suiker-bieten		Erwten		Aard-appelen		Gem.	
Klei . .	3	4,2	4	4,8	2	5,6	1	5,0	3	5,3	3	4,8	—	—	16	5,0
Zavel . .	4	4,8	10	4,6	3	3,6	1	4,5	2	2,5	3	3,9	7	4,6	30	4,1
Laagveen	2	10,1		—	2	3,9	2	9,1	2	9,5	1	8,2	2	4,8	11	7,6
Dalgrond	7	8,8	10	7,9	1	9,1	8	6,8		—	1	11,2	23	4,9	50	8,1
Zand . .	2	6,0	3	6,3	1	10,1	9	7,3	4	10,9	2	13,2	13	9,6	34	9,1
Gem. . .	18	6,8	27	5,9	9	6,5	21	6,5	11	7,1	10	8,2	45	6,0	141	6,8

Afhankelijkheid van S % van grondsoort en gewas

Men kan verwachten dat de variatie van een proefveld afhankelijk is van de grondsoort waarop het aangelegd is, en het gewas dat er op verbouwd wordt.

In Tabel I hebben wij van een aantal proefvelden de S % naar de grondsoort en het gewas gerangschikt. De getallen in de eerste kolom onder ieder gewas geven aan van hoeveel cijfers de in de tweede kolom genoemde waarde in S % het gemiddelde is.

Bezien wij eerst de verschillende gewassen, dan valt op dat deze betrekkelijk weinig verschillen, op dezelfde grondsoort. Alleen wanneer wij gewassen op daarvoor minder geschikte grondsoorten gaan verbouwen wordt de fout aanmerkelijk verhoogd, b.v. bij de erwten op dal- of zandgrond. Dit is in overeenstemming met de conclusie van VISSER [1]) dat de fout kleiner is naarmate meer factoren in het optimum zijn.

Vergelijken wij de verschillende grondsoorten, dan zien wij, dat bij de lichte gronden de fout grooter is dan bij de zware. Het gemiddelde cijfer toont dit duidelijk, vooral onder invloed van de hooge waarden, die voor enkele gewassen gevonden werden welke op deze gronden niet thuis hooren. Maar ook een voor lichte gronden typisch gewas als rogge heeft op die gronden een grootere fout dan op klei en zavel.

Het minst gevoelig voor de grondsoort schijnen aardappelen te zijn. Alleen voor zandgrond wordt een hoog gemiddelde gevonden. Dit wordt veroorzaakt door enkele proefvelden op nieuwe ontginningen, die hooge fouten geven. Op langer in cultuur geweest zijnde zandgronden is de fout ook ongeveer 5 %.

Wij moeten hier nog opmerken, dat er in de afzonderlijke gevallen een belangrijk kleinere variatie gevonden kan worden. In een ander jaar kan hetzelfde gewas op hetzelfde proefveld weer een veel grootere fout geven. Ook in dit opzicht zijn onze gegevens geheel in overeenstemming met die van **VISSER**.

De invloed van de grootte der veldjes op de S %

In de reeds eerder aangehaalde publicatie over blanco- of blinde proeven is al aangetoond, dat de grootte van de veldjes een belangrijke invloed op de S % kan uitoefenen. Over het algemeen was bij veldjes van 1 are de S % ongeveer 3, terwijl bij veldjes van $\frac{1}{4}$ are de waarde 5 bereikt werd. Wanneer er op de proefvelden een duidelijk stelselmatig verloop van de vruchtbaarheidsverschillen is, wordt hierdoor het voordeel

[1]) W. C. VISSER l. c.

van grootere veldjes veel kleiner, een dergelijk veld leent zich meer voor kleine vakken.

Deelen wij de door ons bewerkte proefvelden in naar de veldjesgrootte, dan vinden wij bij veldjes van $\frac{1}{4}$ are als gemiddelde van 28 waarnemingen S % 6,8, bij $\frac{1}{2}$ are 6,2 als gemiddelde van 68, en bij 1 are = 6,9 (gemiddelde van 28). De kleinste fout wordt gemiddeld gevonden bij een veldjesgrootte van $\frac{1}{2}$ are. Dat is blijkbaar groot genoeg om geen nadeel te hebben van wisselingen van de vruchtbaarheid op korte afstand, terwijl een duidelijk stelselmatig verloop pas bij grootere veldjes zijn nadeelige werking doet gelden.

Een veldjesgrootte van 0,5 are kan men dus over het algemeen als de geschikste afmeting beschouwen om zoo regelmatig mogelijk resultaten te verkrijgen.

Veranderingen van de variabiliteit bij meerjarige proefvelden

In een van de voorbeelden hebben wij al gezien, dat in een bepaald geval de S % in het verloop van den tijd grooter wordt. Reeds toen werd er op gewezen, dat dit geen algemeene regel is. Bij een elftal meerjarige proefvelden, die minstens 5 jaren gelegen hadden, vonden wij gemiddeld over de eerste vijf jaar de volgende S %.

Jaar:	1e	2e	3e	4e	5e
S %	6,2	6,9	5,9	5,9	5,9

Het lijkt er dus iets op, dat de fout in de eerste twee jaren iets grooter is dan later. De groote fout in het tweede jaar is voor een groot deel terug te voeren op de buitengewoon hooge S % van een van de proefvelden (24,9).

Laten wij dit proefveld weg, dan vinden wij de volgende getallen.

Jaar:	1e	2e	3e	4e	5e
S %	5,8	5,1	5,4	5,2	5,3

Zoo komt dus nog duidelijker naar voren dat alleen in het eerste jaar van exploitatie van een proefveld de S % gemiddeld iets hooger is.

Beschouwen wij de afzonderlijke proefvelden, dan zien wij van jaar tot jaar een groote variatie afhankelijk van het verbouwde gewas en de weersomstandigheden, zooals reeds door VISSER uiteengezet is.

S % in eerste en tweede snede bij grasland

Op graslandproefvelden hebben wij met eenigszins andere omstandigheden te maken dan op bouwland. In een „Bijdrage tot de kennis van de proefveldtechniek bij grasland" [1]) is reeds uiteengezet, dat bij grasland een veldjesgrootte van $\frac{1}{4}$ are om technische redenen (o.a. weging van de opbrengst aan gras) het meest geschikt is. Zorgt men voor een voldoend aantal herhalingen, dan wordt de variabiliteit ook eerder kleiner dan bij groote veldjes.

Hier voor is reeds een voorbeeld van een meerjarig proefveld op grasland gegeven. De S % van dit proefveld is vooral in de eerste jaren nogal laag.

Een ander proefveld gaf de volgende cijfers.

Jaar:	1936 1e snede	1936 2e snede	1937	1938
S %	6,2	7,2	6,9	6,8

Verder hebben we van een tiental proefvelden in 1938, waar twee sneden gemaaid werden, voor beide sneden de S % uitgerekend.

In de bovenaangehaalde publicatie is reeds uiteengezet, dat het op grasland niet voldoende is om één snede te bepalen, maar dat het om een juist beeld van de productie te krijgen ook noodig is den nagroei te bepalen. Hier kunnen wij dan eenige gegevens over de variabiliteit van beide sneden ten opzichte van elkaar krijgen.

Pr. n°.	465	466	467	468	469	470	471	472	473	474
S % 1e snede	7,0	9,6	6,6	8,9	7,3	7,0	6,2	8,4	11,8	7,4
S % 2e snede	5,8	10,3	9,0	6,7	8,0	4,9	4,5	7,4	9,0	6,3

Uit de getallen blijkt, dat in zeven gevallen de eerste snede, in drie de tweede snede de grootste S % geeft. Gemiddeld is de S % van de eerste snede 8,0 van de tweede 7,2. Over het algemeen mogen wij dus wel aannemen, dat een proefveld voor de tweede snede niet ongelijkmatiger zal zijn dan voor de eerste, maar dat eerder het tegendeel het geval zal zijn.

In de volgende tabel hebben wij de getallen nog eens naar de grondsoort gerangschikt.

[1]) H. J. FRANKENA, *Versl. van Landbouwkundige Onderzoekingen* n°. 40 A, 1934.

Grondsoort	Snede	S %	Gemiddeld
Klei	1e 2e	7,0—6,6—7,0—6,2—8,5 5,8—9,0—4,9—4,5—7,4	7,1 6,3
Zavel	1e 2e	9,6—7,3 10,3—8,0	8,5 9,2
Zand	1e 2e	8,9—11,8—7,4 6,7— 9,0—6,3	9,4 7,3

Wij zien dan, dat de S % op de kleigrond over het algemeen het laagst is. Op de zavel en zandgrond zijn de waarden hooger. Op zavel is in beide gevallen de S % van de tweede snede hooger dan die van de eerste. Ook bij een kleiperceel is dit het geval. Op de andere kleiperceelen en op zand is de S % van de eerste snede het hoogst.

Of wij hier werkelijk met een door de grondsoort veroorzaakt verschil te maken hebben, is niet uit te maken. De cultuurtoestand van de proefvelden is waarschijnlijk van grooter belang. De zandgrondperceelen van Pr 468 en Pr 473 waren in zeer slechten cultuurtoestand, met veel onkruid. Het is niet onwaarschijnlijk, dat door de langere groeiperiode, die voor de tweede snede beschikbaar was, de zode in iets beteren toestand is gekomen, waardoor het proefveld dus gelijkmatiger werd.

ZUSAMMENFASSUNG

Für eine intensive Ausnützung der Resultate von Versuchsfeldern muss man über die Streuung der erhaltenen Zahlen orientiert sein. Mit wenig Arbeit kann man durch die Berechnung einer Zahl, welche hier S % genannt wird, sich hiervon einen Eindruck gewinnen.

Von jeder Parzelle berechnet man dazu die prozentische Abweichung des Objektmittels (d). Mit der Formel $S\,\% = \sqrt{\frac{\Sigma d^2}{n\text{-}1}}$ (n = Anzahl der Parzellen), wird dann S % berechnet.

Auf Seite 430 ist ein Beispiel dieser Berechnung für den Körnerertrag von Sommerweizen eines Kalidüngerversuches gegeben.

Bei einer Anzahl Versuchsfeldern der hiesigen Versuchsstation wird die Brauchbarkeit von S % demonstriert.

Auf unfruchtbarem Boden, oder wenn man Gewächse anbaut für welche die betreffende Bodenart nicht geeignet ist, bekommt man hohe Zahlen für S % (Siehe Tabelle I, S 432).

Eine Parzellengrösse von etwa $\frac{1}{2}$ Are gibt, dem Anschein nach, die kleinste Variation; grössere oder kleinere Parzellen verursachen grösseren S %. Die Zahl der Wiederholungen ist hierbei mit bestimmend.

Für eine intensiveres Studium von Versuchsfeldresultaten wird man andere Methoden zur Hilfe nehmen müssen.