

CENTRAAL INSTITUUT VOOR LANDBOUWKUNDIG ONDERZOEK
TE WAGENINGEN

DE NAUWKEURIGHEID
VAN DE PLANTENSOCIOLOGISCHE
 $1/4$ dm² FREQUENTIE-METHODE

WITH A SUMMARY:
THE ACCURACY OF THE 25 CM² SPECIFIC FREQUENCY METHOD

G. CHR. J. F. NIELEN
EN
J. G. P. DIRVEN



STAATSDRUKKERIJ

UITGEVERIJBEDRIJF

VERSL. LANDBOUWK. ONDERZ. NO. 56.13 - 'S-GRAVENHAGE - 1950

161207

INHOUD

	BLZ.
I. INLEIDING	3
II. BESPREKING DER FREQUENTIE-METHODE	5
III. HET ONDERZOEK	7
1. Doel	7
2. Methode van bemonstering	7
3. Theoretische beschouwing der fouten	12
4. De practische betekenis der fouten	16
5. Toetsing der frequentie-methode	18
SAMENVATTING EN CONCLUSIE	21
SUMMARY	24
LITERATUUR	27

I. INLEIDING

Toen men pogingen ging aanwenden om de begroeiing van graslanden botanisch te beschrijven, bleek het zeer moeilijk te zijn om de samenstelling van een zo gecompliceerd plantencomplex als de grasmat in cijfers uit te drukken. Doordat aan de beschrijving van graslanden verschillende doelstellingen ten grondslag lagen, ontstonden er diverse methoden van graslandonderzoek. Deze methoden zijn dan ook in de eerste plaats te onderscheiden naar het aspect, waarop men het zwaartepunt van de beschrijving laat vallen. Er zijn n.l. analysemethoden, die betrekking hebben op het grasland als plantengemeenschap, en methoden, die meer verband houden met het economische belang van het grasland. Verder onderscheiden zich de methoden nog in de wijze waarop het begrip „botanische samenstelling” beschouwd wordt. Men kan n.l. samenstelling bedoelen in de zin van aantals-, oppervlakte-, volume- of gewichtsverhouding der soorten. Verschillende onderzoekers combineren deze gezichtspunten. Om een goed begrip te krijgen van ons onderzoek is het gewenst de principen van enige methoden kort te bespreken. De plantensociologen onderzoeken grasland met de geijkte vegetatiekundige methoden b.v. die van de School van BRAUN-BLANQUET (1) en die van de Noordse School (8). Eerstgenoemde School is het om de combinatie van soorten en de meer of minder trouwe kensoorten te doen. Kwantitatief onderzoek speelt bij haar een ondergeschikte rol en beperkt zich tot een gecombineerde schatting van bedekkingsgraad en talrijkheid. De Noordse School werkt daarentegen met gezelschappen, die door dominantie gekenmerkt zijn en bij haar speelt de hoeveelheidsverhouding uiteraard een grote rol. Veelal gebruiken de onderzoekers van deze School in navolging van RAUNKIAER (5) de z.g. frequentie-methode. Hierbij wordt nagegaan in hoeveel vakken van bepaalde grootte de verschillende soorten al of niet voorkomen. Sommige onderzoekers zoals REGEL (7) en DE VRIES (12) bepalen ook de droog-gewichtsverhouding der soorten. DE VRIES telde bovendien het aantal spruiten van elke soort, terwijl SCHEIJGROND (9) inplaats van de verhouding in gewicht die in volume bepaalde.

Bij de landbouwkundige onderzoekingsmethoden is een van de belangrijkste wel die van VOIGT (11) achtereenvolgens overgenomen en verbeterd door KLAPP (2), RAUWERDA (6), ZIJLSTRA (22) en DE VRIES (18). Zoals deze tegenwoordig in Nederland en België wordt uitgevoerd neemt men van een perceel grasland van gemiddelde grootte 100 tot 160 kleine monstertjes in systematische verspreiding over het veld. Deze monstertjes worden verzameld tot één monster, dat op het laboratorium wordt onderzocht. Hiertoe wordt het korte gras zorgvuldig gemengd en van het gemengde monster wordt dan een gedeelte geanalyseerd. De porties van de afzonderlijke soorten worden luchtdroog gewogen en de procentuele verhouding der soorten geeft dan een vrij betrouwbaar (18) beeld van de momentele samenstelling van het grasgewas. Deze cijfers zijn dus een vrij nauwkeurige uitdrukking van de gewichtsverhouding der soorten in de grasmat. Doordat deze gewichtsverhouding sterk afhankelijk is van de groeiperiode der afzonderlijke soorten, van weersinvloeden (17), bemesting enz., kan deze analyse-

methode naar de tijd sterk variërende uitkomsten geven. Deze methode is dus in principe alleen geschikt om de momentele botanische samenstelling te bepalen, wat ons van nut is bij vergelijkend proefveldonderzoek, bestudering van weersinvloeden en seizoensschommelingen. Om meer stabiele cijfers te vinden is door DE VRIES (14, 15) een methode uitgewerkt, die de landbouwkundig zo belangrijke gewichtsverhouding niet uit het oog verliest, maar gebaseerd is op het voorkomen der soorten (d.i. plantensociologische frequentie, zie boven). Deze methode, waarmede een typering der Nederlandse graslanden (20) is tot stand gebracht, wordt genoemd: de gecombineerde $\frac{1}{4}$ dm²-frequentie- en rangorde-methode, en door ons verder als frequentie-methode aangehaald. Daar onze foutbepaling betrekking heeft op deze methode, zullen wij haar hieronder wat uitvoeriger bespreken.

II. BESPREKING DER FREQUENTIE-METHODE

In navolging van RAUNKIAER wordt uitgegaan van de aanwezigheidsfrequentie der soorten, met dit verschil echter, dat niet met grote, maar met de kleine maat van $\frac{1}{4}$ dm² als parcellengrootte gewerkt wordt. Hiermede wordt bereikt, dat de cijfers, die voor de aanwezigheidsfrequentie gevonden worden, meer verschillen vertonen dan de cijfers, die ontstaan bij een grote vakmaat. Bij opnamen van b.v. 100 m² komen verscheidene soorten in alle monstertjes voor, zodat we dan voor die soorten een aanwezigheid van 100 % vinden. Door de vakmaat kleiner te nemen, ontstaat er een differentiatie in deze cijfers, zodat bij $\frac{1}{4}$ dm² een goede spreiding der aanwezigheidspercentages wordt gevonden, waardoor het mogelijk is de in gewichtsaandeel van betekenis zijnde soorten door hun hoge frequentie te onderscheiden van de onbelangrijke.

Verkleinen we de maat nog meer, dan naderen we tot de „point quadrat” methode (4), die opgevat kan worden als een frequentie-methode met onzijdig kleine opnamen. De cijfers die we hiermee vinden zijn echter van een andere orde, dan die der frequentie-methode. Bij kleiner wordende vakmaat worden n.l. de cijfers steeds sterker afhankelijk van het specifieke oppervlak der planten en de frequentie nadert hier de bedekkingsgraad. We zullen altijd voor een breed uitgroeiende soort een hoger cijfer vinden dan voor een kleine soort, die evenveel keren in het grasland voorkomt. Dit bezwaar wordt bij groter wordende vakmaat snel kleiner en verdwijnt als we de vakmaat zo groot nemen, dat geen enkele soort een groter oppervlak inneemt dan de vakmaat. Het aantal graslandplanten nu, dat per spruit een groter oppervlak bezet dan 25 cm², is zo klein, dat we het kunnen verwaarlozen.

De werkwijze is nu als volgt (13): over een perceel worden in een systematische verspreiding ongeveer 100 plukjes gras genomen van $\pm \frac{1}{4}$ dm², terwijl bij een kort gewas gebruik gemaakt wordt van een boor van precies $\frac{1}{4}$ dm² in doorsnee. Dit gebeurt dan door diagonaalsgewijze over het perceel te lopen en telkens na een tevoren bepaald aantal passen, een plukje vlak voor de punt van de schoen te nemen, waarmee fouten, die door willekeurige monsterneming kunnen ontstaan, geëlimineerd worden. Er is namelijk bij de willekeurige monsterneming een tendenz aanwezig, om (binnen bepaalde grenzen) „gelijkmatige” plukjes te nemen, die dan vaak de grovere soorten en grote onkruiden te kort doen. De monstertjes worden elk in een apart zakje gedaan en op 't laboratorium onderzocht, waarbij bepaald wordt, welke soorten in het plukje aanwezig zijn en welke soort binnen het plukje domineert in massa, resp. de 2e en 3e enz. plaats inneemt. Dit laatste gebeurt echter alleen in bijzondere gevallen. Van iedere soort wordt vervolgens geteld in hoeveel plukjes zij aanwezig is en in hoeveel plukjes zij domineert. Door omrekening van deze cijfers op 100 plukjes, verkrijgen we van elke soort haar aanwezigheidsfrequentieprocent (PF%, kortweg F%) en haar dominantiefrequentieprocent (DF%, kortweg D%).

De waarde van het F% is, dat het door de tijd vrij stabiel is; een soort zal n.l. ook in tijdelijk minder gunstige omstandigheden in de regel wel

aanwezig blijven op de plaatsen, waar zij groeit, al zal haar productiviteit minder zijn. De F%^o'en worden dan ook gebruikt om graslanden te typeren (20), tot bepaling van de potentiële kwaliteit en om milieufactoren te bepalen.

De typering van graslanden is gebaseerd op soorten, die een F%^o hebben van minstens 50. Deze grens is zo gesteld, omdat de meeste soorten bij een F%^o van 50 van belang worden in de gewichtsverhouding, die in landbouwkundig opzicht van grote betekenis is. Uitzonderingen hierop zijn de zeer fijne zodesluiters *Poa trivialis* en *Poa pratensis*, die dan ook 75 % frequentie moeten hebben om als typerende soort op te treden, en de grove of bossenvormende soorten *Phalaris arundinacea*, *Alopecurus pratensis*, *Arrhenatherum elatius*, *Glyceria maxima*, *Deschampsia caespitosa*, en *Nardus stricta*, die bij een F%^o van 25 reeds voldoende voorkomen om van belang te zijn.

Met potentiële kwaliteit wordt bedoeld in hoeverre het betreffende perceel landbouwkundige mogelijkheden biedt. Het frequent voorkomen van goede grassen behoeft niet samen te gaan met een hoog gewichtspercentage goede grassen in de momentele samenstelling, maar het wijst er wel op, dat het perceel tot hoge en goede opbrengsten in staat is.

Het D%^o geeft meer een aanwijzing omtrent de momentele kwaliteit, want een soort, die vaak domineert, zal zeker een behoorlijk gewichts aandeel hebben. Hierbij moet echter wel opgemerkt worden, dat pollenvormers verhoudingsgewijs hogere D%^o'en hebben dan soorten, waarvan de spruiten gelijkmatig verspreid zijn.

Voor de graslandkartering heeft TH. A. DE BOER een vereenvoudigde bemonstering opgezet, die ook in deze nauwkeurigheidsbepaling wordt behandeld. Bij deze kartering wordt op één diagonaal om de 10 meter een monstertje genomen (minimaal 10 per perceel) en in het veld door experts geanalyseerd. Met behulp van deze analyses, maar in hoofdzaak door het *totale beeld* van het perceel, wordt dan het type vastgesteld, geheel volgens de methode, die hierboven beschreven is.

III. HET ONDERZOEK

1. DOEL

De foutbepalingen van methoden van graslandonderzoek moeten we onderscheiden naar het karakter van de fouten. Vele onderzoekers hebben n.l. hun methode vergeleken met andere methoden; ook hebben vele bepaald, in hoeverre hun cijfers stabiel waren in vergelijking met monsterneming op een andere manier of op een ander tijdstip. We noemen hier de publicatie van LEONHARD (3), die een uitgebreide beschouwing geeft over fouten van methoden in verband met vorm en aantal der monstertjes. We vonden echter zeer weinig in de literatuur over foutenbepalingen in die zin, dat men de waarnemingen vergeleek met volkomen gelijkwaardige, op overeenkomstige wijze tot stand gekomen waarnemingen. Wij vonden dergelijke onderzoeken bij REGEL (7), ZIJLSTRA (22), en DE VRIES (18), die echter alleen gewichtsanalytische methoden op fouten toetsen. In opdracht van laatstgenoemde is nu de toetsing der frequentie-methode door ons uitgevoerd.

Dit onderzoek nu heeft tot doel om de nauwkeurigheid te leren kennen van frequentiecijfers, bij variërend aantal monstertjes per perceel. Bij dit variëren van de plukjesaantallen kunnen we dan ook het aantal 100 nemen, waarmee de mogelijkheid geopend is tot het kritisch beschouwen van de frequentie-methode, zoals deze bij het type-onderzoek der Nederlandse graslanden door DE VRIES (20) gebruikt wordt. Wij hebben hier niet de nauwkeurigheid van de $F\%$ 'en door de tijd willen onderzoeken (19); het is alleen de bedoeling om de mathematische nauwkeurigheid te bepalen van het $F\%$ (en $D\%$) zelf, dus in hoeverre de gevonden $F\%$ 'en (en $D\%$ 'en) representatief zijn voor de uiteraard niet te bepalen ware waarde van deze cijfers. Wij moesten bij het opzetten van dit onderzoek dan ook uitgaan van gelijkwaardige monsters, wat inhoudt, dat de monsters gelijktijdig en van hetzelfde perceel genomen moesten worden. In verband met het betrekken van de frequentie-methode in dit onderzoek hebben wij de bemonstering zoveel mogelijk equivalent doen zijn met de in de praktijk volgens deze methode uitgevoerde bemonstering.

2. METHODE VAN BEMONSTERING EN VERWERKING

In Maart 1948 hebben wij van een perceel 1800 monstertjes genomen volgens de werkwijze van de frequentie-methode (pag. 5). Het perceel was een vrij vochtige, wisselend gebruikte zandweide met een goede bemestingstoestand. Het was 100 x 66 m groot en gelegen op 't bedrijf van S. v. Aggelen, Grindweg 201, Wageningen. In verband met het grote aantal boorsels moesten wij in zoverre afwijken van de bemonsteringswijze voor de frequentie-methode, dat wij de monstertjes hebben genomen volgens 2 x 7 evenwijdige lijnen (zie plattegrond), terwijl de boorsels niet voor de voet genomen werden, maar — met behulp van een meetlat — om de 53 cm. Ook werden de lijnen niet op het oog uitgezet, maar hebben wij ze zodanig uitgemeten, dat ze zo gelijkmatig mogelijk over het perceel verspreid lagen. De onderlinge afstand tussen de lijnen werd 13,73 m. Met het oog op de latere verwerking der gegevens werden de monstertjes genummerd van

1—1800 (zie plattegrond). Het op het eerste gezicht willekeurige aantal van 1800 werd gekozen, omdat dit getal deelbaar is door 2, 3, 4, 5, 6, 8, 9, 10 enz. wat voor de verwerking dienstig was. De analyse der boorsels geschiedde met de normale nauwkeurigheid van het dagelijks onderzoek op het Laboratorium voor Botanisch Graslandonderzoek van het C.I.L.O. Door de 1800 monstertjes op 10 verschillende manieren samen te vatten, viel de verwerking uit elkaar in 10 series volgens tabel 1.

Allereerst werden alle boorsels beschouwd als één monster, waaruit we de meest waarschijnlijke waarden van de verschillende $F\%$ 'en hebben bepaald ($\bar{F}\%$). Deze cijfers geven het meest volledige beeld van de grasmat, dat wij uit deze verwerking kunnen verkrijgen. De verdere verwerkingen blijken uit het schema. We hebben dus steeds de monstertjes zodanig samengevat, dat de monsters, over elkaar liggend, het gehele perceel beslaan in een gelijkmatige verspreiding. In elke serie werd van ieder monster zowel de aanwezigheidsfrequentie als de dominantiefrequentie van alle soorten bepaald en omgerekend tot procenten. Deze procenten zijn dus nu binnen iedere serie volkomen vergelijkbaar en dienen dan ook als gegevens voor de wiskundige foutenbepaling, die we uitgevoerd hebben volgens de methode der kleinste kwadraten (10).

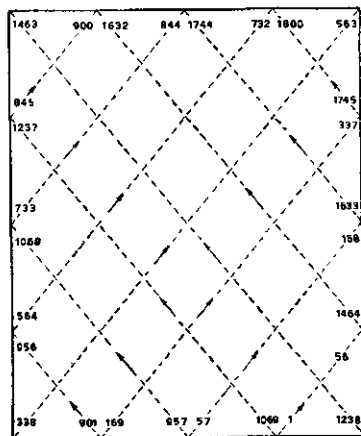
Deze 10 verwerkingen eisten zoveel sorteer- en telwerk, dat het economisch was, dit machinaal te laten doen. Derhalve werden de tellingen uitgevoerd door het Centraal Bureau voor de Statistiek te 's Gravenhage.

Daar ook de wiskundige bewerking in 't groot moest geschieden, hebben we gebruik gemaakt van een modificatie van de formule voor de middelbare fout, waardoor het mogelijk werd de bewerking met een rekenmachine uit te voeren. Deze formules zijn:

$$S^2 = \frac{\text{som } vv}{N-1} = \frac{\text{som } x^2 - \frac{(\text{som } x)^2}{N}}{N-1} = \frac{\text{som } x^2 - N \bar{x}^2}{N-1}$$

Wij nu hebben gebruikt $S^2 = \frac{\text{som } x^2 - N \bar{x}^2}{N-1}$; wat in theorie dus juist is, maar in dit geval — door de afrondingen van de gemiddelde waarden op 0,1 — kleine afwijkingen veroorzaakt, die dan ook in de uitkomsten te vinden zijn. Ook treden afwijkingen van het theoretisch verloop der fouten op, doordat de monsters allemaal uit dezelfde 1800 boorsels zijn samengesteld.

FIG. 1. Plattegrond van het bemonsterde perceel met gang der bemonstering



GRAPH 1. Plan of the field and of the sampling

TABEL I. Samenstelling van de verschillende monsters.

Serie	Monster	Nummers van de boorsels, die het monster samenstellen.	Aantal boorsels per monster	Aantal monsters per serie
I	1	1, 2, 3, 4, 5, enz.	1800	1
II	1	1, 3, 5, 7, 9 enz.	1799	2
	2	2, 4, 6, 8, 10 enz.	1800	
III	1	1, 4, 7, 10 enz.	1798	3
	2	2, 5, 8, 11 enz.	1799	
	3	3, 6, 9, 12 enz.	1800	
IV	1	1, 5, 9, 13, 17 enz.	1797	4
	2	2, 6, 10, 14, 18 enz.	1798	
	4	4, 8, 12, 16, 20 enz.	1800	
V	1	1, 10, 19 enz.	1792	9
	2	2, 11, 20 enz.	1793	
	9	9, 18, 27 enz.	1800	
VI	1	1, 13, 25, 37 enz.	1789	12
	2	2, 14, 26, 38	1790	
	12	12, 24, 36, 48 enz.	1800	
VII	1	1, 19, 37, 55 enz.	1783	18
	2	2, 20, 38, 56 enz.	1784	
	18	18, 36, 54, 72 enz.	1800	
VIII	1	1, 25, 49, 73 enz.	1777	24
	2	2, 26, 50, 74 enz.	1778	
	24	24, 48, 72, 96 enz.	1800	
IX	1	1, 37, 73 enz.	1765	36
	2	2, 38, 74 enz.	1766	
	36	36, 72, 108 enz.	1800	
X	1	1, 73, 145 enz.	1729	72
	2	2, 74, 146 enz.	1730	
	72	72, 144, 216 enz.	1800	

TABLE I. Construction of samples.

TABEL 2. Frequentie-procenten met fouten.

S = standaardfout
vc = variatiecoëfficiënt

Serie (Series) Aantal waarnemingen Aantal plukjes	I		II		III		IV		V		VI		VII		VIII		IX		X	
	1 1800	2 900	3 600	4 450	5 300	6 225	7 150	8 112	9 75	10 56	11 42	12 30	13 22	14 17	15 12	16 9	17 7	18 5	19 4	20 3
Soort (Species)	F%		S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc
<i>Poa trivialis</i>	93,5	0,7	1	0,6	1	1,2	1	1,4	1	1,7	2	2,2	2	3,0	3	3,1	3	3,6	4	4
<i>Lolium perenne</i>	68,8	1,4	2	1,0	1	1,3	2	2,9	4	3,6	5	5,8	8	6,1	9	7,6	11	10,0	1	1
<i>Trifolium repens</i>	52,1	2,8	5	3,0	6	1,4	3	5,5	10	3,7	7	6,3	12	6,2	12	7,6	15	10,9	2	2
<i>Holcus lanatus</i>	51,2	0,0	0	3,0	6	1,7	3	5,4	10	3,8	7	4,7	9	4,8	9	8,2	16	10,2	2	2
<i>Glyceria fluitans</i>	39,8	2,8	7	0,0	0	3,7	9	3,5	9	3,8	10	5,5	14	5,7	14	6,7	17	10,1	2	2
<i>Ranunculus repens</i>	39,4	2,1	5	2,5	6	2,2	6	4,2	11	4,0	10	5,6	14	6,2	16	8,0	20	10,2	2	2
<i>Festuca pratensis</i>	38,7	1,4	4	1,5	4	2,7	7	2,3	6	3,5	9	3,5	9	4,0	10	7,4	19	8,4	2	2
<i>Agrostis stolonifera</i>	31,2	0,7	2	2,3	7	1,8	6	3,6	11	4,4	14	4,7	15	6,9	22	7,8	25	9,5	3	3
<i>Cynosurus cristatus</i>	27,4	0,7	3	1,0	4	1,9	7	2,1	8	3,6	13	4,3	16	4,7	17	5,3	19	8,3	3	3
<i>Cardamine pratensis</i>	17,9	2,1	12	2,0	11	1,5	8	3,0	7	3,7	21	4,6	26	5,1	29	5,2	29	9,1	5	5
<i>Anthoxanthum odoratum</i>	10,8	0,7	7	0,6	6	1,5	14	1,7	15	2,5	23	3,0	26	3,5	32	5,1	47	6,2	5	5
<i>Alopecurus geniculatus</i>	9,6	0,7	7	0,6	6	1,0	10	1,2	12	2,4	25	2,7	28	2,9	30	3,7	39	4,8	5	5
<i>Festuca rubra</i>	8,9	0,0	0	0,6	7	0,8	9	1,7	19	1,5	17	1,8	20	2,1	24	3,1	34	5,1	5	5
<i>Cerastium caespitosum</i>	8,7	0,7	8	1,0	11	1,3	15	2,2	25	2,4	28	3,1	36	3,5	40	4,2	48	6,1	7	7
<i>Ranunculus acer</i>	5,7	0,0	0	0,6	11	1,3	23	1,6	28	2,1	37	2,2	39	2,7	47	3,2	56	4,5	7	7
<i>Carex spec.</i>	2,8	0,0	0	0,0	0	1,1	39	1,1	39	1,3	46	1,5	54	1,8	64	2,4	86	2,8	10	10
<i>Poa pratensis</i>	2,8	0,7	25	0,0	0	1,0	36	1,1	39	1,4	50	1,5	54	1,9	68	2,3	82	3,4	15	15
<i>Carex stolonifera</i>	2,6	0,7	27	0,6	23	0,6	23	0,7	27	1,2	46	1,4	54	1,7	65	2,5	100	3,2	15	15
<i>Bellis perennis</i>	2,1	1,4	67	0,6	29	1,4	67	0,8	38	1,5	71	1,4	67	2,0	95	2,1	100	2,9	15	15
<i>Phleum pratense</i>	2,0	0,0	0	0,0	0	0,8	40	0,9	45	1,0	50	1,1	55	1,4	70	1,8	90	2,6	15	15
<i>Rumex acetosa</i>	1,6	0,7	44	0,0	0	0,5	31	0,9	56	0,8	50	1,2	75	1,3	81	1,7	106	2,3	15	15
<i>Taraxacum officinale</i>	1,6	0,7	44	0,0	0	a	a	1,3	81	0,9	56	1,3	81	1,5	94	1,6	100	2,8	15	15
<i>Alopecurus pratensis</i>	1,2	0,0	0	0,6	50	0,5	42	0,9	75	0,7	58	0,8	67	1,2	100	1,3	108	1,8	15	15
<i>Carex muricata</i>	1,0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,6	60	0,7	70	0,8	80	1,2	120	1,5	150	2,4	20	20
<i>Juncus articulatus</i>	1,0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,8	80	0,5	50	1,0	100	1,2	120	1,3	130	2,0	20	20
<i>Juncus effusus</i>	0,6	a	a	a	a	0,5	83	0,5	83	0,7	116	1,0	167	1,0	167	1,3	216	1,5	20	20
<i>Caltha palustris</i>	0,6	0,0	0	a	a	a	a	0,8	134	0,8	134	1,1	183	1,2	200	1,6	268	2,0	30	30
<i>Ranunculus spec.</i>	0,4	a	a	a	a	a	a	0,7	175	0,5	125	0,7	175	0,9	225	1,1	275	1,4	30	30
<i>Stellaria graminea</i>	0,4	a	a	a	a	a	a	0,5	125	0,7	175	0,7	175	0,7	175	0,9	225	1,4	30	30
<i>Prunella vulgaris</i>	0,4	a	a	a	a	a	a	0,7	175	0,7	175	0,7	175	0,8	200	0,9	225	1,2	30	30
<i>Sagina procumbens</i>	0,3	a	a	a	a	a	a	0,6	200	0,5	167	0,5	167	0,6	200	0,8	267	1,2	40	40
<i>Agrostis tenuis</i>	0,3	a	a	a	a	a	a	0,6	200	0,5	167	0,6	200	0,7	234	0,8	267	1,2	40	40
<i>Lychnis Flos cuculi</i>	0,3	a	a	a	a	a	a	0,6	200	0,5	167	0,5	167	0,6	200	0,7	233	1,0	30	30
<i>Cirsium vulgare</i>	0,2	a	a	a	a	a	a	0,5	250	0,4	200	0,4	200	0,5	250	0,5	250	0,8	40	40
<i>Agrostis spec.</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,5	500	0,4	400	0,3	300	0,3	300	0,5	500	0,7	70	70
<i>Trifolium pratense</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,5	500	0,4	400	0,3	300	0,3	300	0,5	500	0,7	70	70
<i>Galium uliginosum</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,5	500	0,3	300	0,3	300	0,3	300	0,5	500	0,7	70	70
<i>Glechoma hederacea</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,3	300	0,3	300	0,3	300	0,5	500	0,7	70	70
<i>Ranunculus Ficaria</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,5	500	0,4	400	0,3	300	0,3	300	0,5	500	0,7	70	70
<i>Stellaria media</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,5	500	0,4	400	0,3	300	0,3	300	0,5	500	0,7	70	70
<i>Carex disticha</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,3	300	0,2	200	a	a	0,3	300	0,5	50	50
<i>Luzula campestris</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,3	300	0,2	200	a	a	0,3	300	0,5	50	50
<i>Achillea millefolium</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,3	300	0,2	200	a	a	0,3	300	0,5	50	50
<i>Cirsium palustre</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,3	300	0,2	200	a	a	0,3	300	0,5	50	50
<i>Galium palustre</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,3	300	0,2	200	a	a	0,3	300	0,5	50	50
<i>Leontodon autumnalis</i>	0,1	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,3	300	0,2	200	a	a	0,3	300	0,5	50	50

TABLE 2. Presence frequency percentage and standard error.

S = standard error
vc = coefficient of variation

TABEL 3. Dominantie-procenten met fouten.

= standaardfout

c = variatiecoëfficiënt

I 1 1800	II 2 900		III 3 600		IV 4 450		V 9 200		VI 12 150		VII 18 100		VIII 24 75		IX 36 50		X 72 25		Serie (Series) Aantal waarnemingen Aantal plukjes
	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	S	vc	
24	0,0	0	1,7	7	2,1	9	4,3	10	3,8	16	5,1	21	3,7	1,5	6,9	29	9,1	38	<i>Poa trivialis</i>
25	1,0	4	2,0	8	1,4	6	3,9	16	2,8	11	4,8	19	5,3	21	5,9	24	8,4	34	<i>Lolium perenne</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,3	300	0,4	400	0,5	500	<i>Trifolium repens</i>
16	1,4	9	1,0	6	1,4	9	4,3	27	2,3	14	3,1	19	3,3	21	4,7	29	7,0	44	<i>Holcus lanatus</i>
5	1,0	20	1,2	24	1,0	20	1,5	30	1,6	32	2,2	44	2,2	44	2,9	58	4,2	84	<i>Glyceria fluitans</i>
3	1,0	33	1,0	33	0,6	20	1,5	50	1,4	47	2,0	67	1,6	53	2,3	77	2,9	97	<i>Ranunculus repens</i>
7	0,0	0	1,0	14	1,0	14	1,5	21	1,8	26	1,9	27	3,4	49	3,7	53	3,4	49	<i>Festuca pratensis</i>
4	0,0	0	0,0	0	0,0	0	1,2	30	1,8	45	1,9	48	2,1	52	3,0	75	5,4	135	<i>Agrostis stolonifera</i>
8	1,0	12	1,6	20	0,6	8	2,1	26	2,1	26	2,7	34	4,2	52	3,7	46	6,2	77	<i>Cynosurus cristatus</i>
0,3	a	a	a	a	a	a	a	a	0,5	167	0,6	200	0,7	233	0,8	267	1,1	367	<i>Cardamine pratensis</i>
1	0,0	0	0,0	0	0,6	60	a	a	1,0	100	0,9	90	1,3	130	1,5	150	2,0	200	<i>Anihoxanthum odoratum</i>
1	1,0	100	0,7	70	1,0	100	0,9	90	0,9	90	1,1	110	1,4	140	1,6	160	2,4	240	<i>Alopecurus gemiculatus</i>
1	0,0	0	0,7	70	0,8	80	a	a	0,9	90	1,4	140	1,5	150	2,2	220	2,2	220	<i>Festuca rubra</i>
1	0,0	0	0,0	0	0,0	0	a	a	0,7	70	1,2	120	1,2	120	1,5	150	2,0	200	<i>Cerastium caespitosum</i>
																			<i>Ranunculus acer</i>
+	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	<i>Carex spec.</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Poa pratensis</i>
0,3	a	a	a	a	a	a	a	a	0,5	167	0,5	167	0,6	200	0,7	233	1,1	367	<i>Carex stolonifera</i>
1	0,0	0	a	a	a	a	a	a	a	a	0,7	70	0,8	80	0,9	90	1,5	150	<i>Bellis perennis</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	0,2	200	0,2	200	0,4	400	0,5	500	<i>Rumex pratensis</i>
0,2	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	0,4	200	0,4	200	0,6	300	0,8	400	<i>Rumex acetosa</i>
+	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	<i>Taraxacum officinale</i>
0,2	a	a	a	a	a	a	a	a	0,5	250	0,5	250	0,4	200	0,6	300	0,8	400	<i>Alopecurus pratensis</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,4	400	0,3	300	0,3	300	0,5	500	0,7	700	<i>Carex muricata</i>
0,2	a	a	a	a	a	a	a	a	0,4	200	0,5	250	0,6	300	0,7	350	1,1	550	<i>Juncus articulatus</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Juncus effusus</i>
+	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	<i>Caltha palustris</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Ranunculus spec.</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Stellaria graminea</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Prunella vulgaris</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Sagina procumbens</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Agrostis tenuis</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Lychnis Flos cuculi</i>
0,1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Cirsium vulgare</i>
																			<i>Agrostis spec.</i>
																			<i>Trifolium pratense</i>
																			<i>Galium uliginosum</i>
),1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Glechoma hederacea</i>
+	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	<i>Ranunculus Ficaria</i>
																			<i>Stellaria media</i>
																			<i>Carex disticha</i>
																			<i>Luzula campestris</i>
																			<i>Achillea millefolium</i>
																			<i>Cirsium palustre</i>
																			<i>Galium palustre</i>
),1	a	a	a	a	a	a	a	a	0,3	300	0,2	200	0,2	200	0,3	300	0,5	500	<i>Leontodon autumnalis</i>

TABLE 3. Dominance frequency percentage and standard error.

i = Standard error

c = coefficient of variation

Verschillen n.l. die in de vegetatie optreden, zullen in de series periodiek terugkeren. Zo zal de VIe serie (150 plukjes) sterker samenhangen met de VIIIe (75), dan met de VIIe serie (100 plukjes). Deze kleine onregelmatigheden kunnen echter het verband niet vertroebelen, wat ook uit de uitkomsten te zien is. In de 2 tabellen op pag. 10 en 11 zijn de uitkomsten weergegeven. In de eerste kolom zijn de soorten aangegeven; dan volgt het „ware” $F\%$ (resp. $D\%$) en in de volgende kolommen zijn de standaardfouten S en de variatiecoëfficiënten, $vc = \frac{100 S}{F\%}$ aangegeven.

Doordat de $F\%$ 'en tijdens de bewerking afgerond zijn op 1, werden aanwezigheidsfrequenties, die kleiner waren dan 0,5 aangegeven met +, hetgeen dus zeggen wil: $F\%$ was kleiner dan 0,5. Daar met deze waarnemingen geen foutbepaling mogelijk is, staat in verscheidene gevallen voor de standaardfout een „a” aangegeven, die dus niets zegt van de grootte van die fout. De variatiecoëfficiënt was dan uiteraard ook niet te berekenen; wel kunnen we opmerken, dat deze meestal zeer hoog zal zijn.

3. THEORETISCHE BESCHOUWING DER FOUTEN

Bij de bestudering van het foutenmateriaal viel het op, dat de afwijkingen van het globale verloop der standaardfouten enige richting vertonen en wel voor de goed verspreide soorten een tendenz tot lagere fouten, terwijl de compact groeiende soorten hogere fouten hebben.

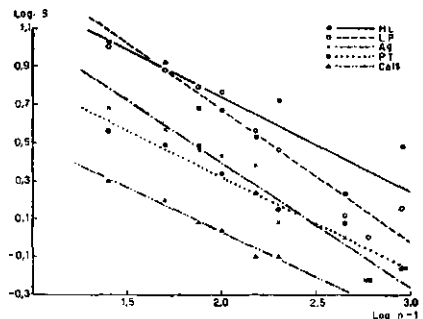
Om de afwijkingen te kunnen vaststellen hebben we eerst het theoretische foutenverloop bepaald d.w.z. we hebben de fout proberen vast te stellen van het bemonsteringssysteem. Hiertoe gaan we uit van de waarschijnlijkheidsrekening, die zegt, dat de fout bij aanwezigheidsbepalingen afhankelijk is van het aantal waarnemingen en van de kans, dat we het object aanwezig vinden en wel volgens

de formule $S = \sqrt{\frac{P(1-P)}{n-1}}$, waarin S de fout is; P de kans, dat het object aanwezig is, $1-P$ dus de kans dat het niet aanwezig is en n het aantal waarnemingen (i.c. plukjes).

In ons geval mogen we de kans, dat een soort in een enkele waarneming aanwezig is, gelijk stellen met het aanwezigheidsprocent, en de kans, dat een soort niet aanwezig is met $(100 - F\%)$, waardoor we voor de formule

$$\text{vinden: } S = \sqrt{\frac{F\% (100 - F\%)}{n-1}}$$

FIG. 2. Verband tussen $\log S$ en $\log (n-1)$ voor *Holcus lanatus* (Hl), *Lolium perenne* (Lp), *Alopecurus geniculatus* (Ag), *Poa trivialis* (Pt), en *Caltha palustris* (Calt)

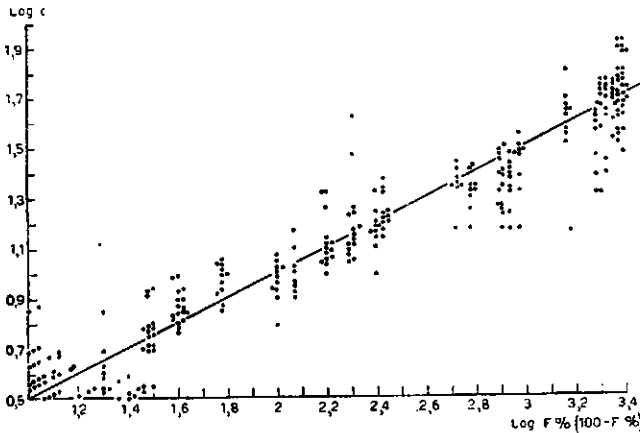


GRAPH 2. Relation of $\log S$ and $\log (n-1)$ concerning *Holcus lanatus* (Hl), *Lolium perenne* (Lp), *Alopecurus geniculatus* (Ag), *Poa trivialis* (Pt), and *Caltha palustris* (Calt)

We hebben deze formule getoetst aan ons materiaal door in figuur 2 voor enkele soorten $\log S$ uit te zetten tegen $\log (n-1)$. De logaritmen werden genomen om het verband rechtlijnig te maken, dus $\log S = m \log (n-1) + q$.

Voor enkele soorten hebben we het verband uitgerekend. Zo vonden we voor *Poa trivialis*: $m = -0.51 \pm 0.05$ en voor *Lolium perenne*: $m = -0.68 \pm 0.25$. Gemiddeld over alle soorten was deze verhouding -0.5 . Uit $m = -0.5$ volgt, dat $S = \frac{C}{\sqrt{n-1}}$. We hebben vervolgens $\log C$

FIG. 3. Verband tussen $\log c$ en $\log \{F\% (100 - F\%)\}$



GRAPH 3 Relation of $\log c$ and $\log \{F\% (100 - F\%)\}$

uitgezet tegen $\log \{F\% (100 - F\%)\}$ (figuur 3) en vonden voor de verhouding: $\bar{m} = 0.5 \pm 0.02$, en voor het stuk, dat de lijn van de y-as afsnijdt: $\bar{q} = 0.0 \pm 0.04$, waardoor dus $C = \sqrt{F\% (100 - F\%)}$ en $S = \sqrt{\frac{F\% (100 - F\%)}{n-1}}$.

We kunnen deze formule ook afleiden uit de formule voor de fout van een gemiddelde (10) $S_m = \sqrt{\frac{\text{som } vv}{n(n-1)}}$ waarin v de afwijking van het gemiddelde voorstelt. Als we nu het $F\%$ opvatten als het gemiddelde uit de n plukjes krijgen we het volgende:

In de plukjes, waarin de soort voorkomt, vinden we een $F\%$ van 100 en in de andere plukjes een $F\%$ van 0. Het aantal plukjes, waarin de soort voorkomt, is de aanwezigheidsfrequentie F ; het aantal plukjes waarin de soort niet voorkomt, kunnen we dus aanduiden met $n - F$.

We hebben dus de volgende waarnemingen:

F maal vinden we: $F\% = 100$

$n - F$ maal vinden we: $F\% = 0$

Dit wordt gemiddeld:

$$\frac{F \times 100 + (n - F) \times 0}{F + n - F} = \frac{100 F}{n} = F\%$$

De afwijkingen zijn: in F gevallen: $v = 100 - F\%$ en in $n - F$ gevallen: $v = 0 - F\%$. De fout van het gemiddelde (dus de fout van $F\%$) wordt dan:

$$\begin{aligned} S_{F\%} &= \sqrt{\frac{F(100 - F\%)^2 + (n - F)(0 - F\%)^2}{n(n - 1)}} = \sqrt{\frac{\frac{n F\%}{100}(100 - F\%)^2 + n F\%^2 - \frac{n F\%^3}{100}}{n(n - 1)}} \\ &= \sqrt{\frac{n}{100} \times \frac{F\%(100 - F\%)^2 + 100 F\%^2 - F\%^3}{n(n - 1)}} = \sqrt{\frac{F\%(100 - F\%)^2 + (100 - F\%) F\%^2}{100(n - 1)}} \\ &= \sqrt{\frac{F\%(100 - F\%)}{n - 1} \times \frac{100 - F\% + F\%}{100}} = \sqrt{\frac{\% (100 - F\%)}{n - 1}} \end{aligned}$$

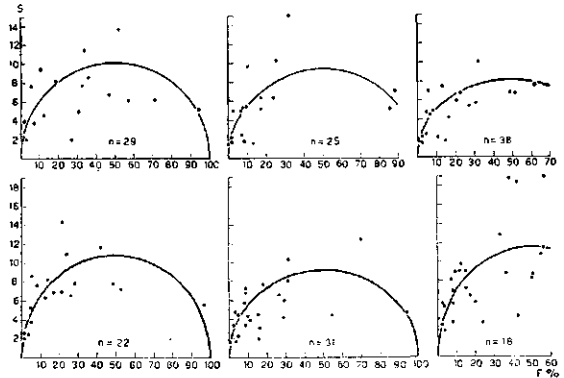
Om te onderzoeken in hoeverre deze formule algemeen geldig is, hebben we voor verscheidene andere percelen ook een foutenberekening opgezet, zij het op veel kleinere schaal. Het resultaat van deze berekeningen is weergegeven in de volgende grafieken, waarin de gevonden standaardfout uitgezet is tegen het $F\%$, terwijl de theoretische standaardfout bij het betreffende plukjesaantal met een lijn in de grafiek is aangegeven.

Uit dit materiaal blijkt wel, dat de formule algemeen geldig is, maar dat we rekening moeten houden met grote afwijkingen, die een gevolg zijn van vele invloeden, waarvan wij er drie kunnen noemen.

1e. Voor de enkele waarneming moeten we de theoretische fout bepalen met behulp van het $F\%$, dat we vinden, en dus niet juist is. Hierdoor wordt ook de theoretische fout onzuiver.

2e. Doordat er op een en hetzelfde perceel belangrijke milieuverschillen kunnen bestaan, zal een soort, die op die milieufactor reageert, onregelmatig verspreid zijn, waardoor we een hogere fout zullen vinden dan we theoretisch kunnen berekenen.

FIG. 4. Verband tussen S en $F\%$ voor 6 percelen grasland. De lijn geeft het theoretische verband aan bij het ingeschreven aantal monstertjes



GRAPH 4. Relation of S and $F\%$ in 6 grasslands. The line indicates the theoretical relationship in the case of the mentioned number of handfuls

3e. Sommige soorten groeien *van nature* compact; andere verspreid. Zo groeit *Trifolium repens* vaak pleksgewijze, *Holcus lanatus* altijd in pollen en *Poa*-soorten meestal verspreid.

Ter illustratie van het onder 2 genoemde volgt hieronder voor enige soorten de verspreiding over het onderzochte perceel.

De tabellen zijn als volgt ontstaan. Het perceel is gesplitst in 16 delen, over ieder waarvan diagonaalsgewijze een monster ligt van 112 plukjes. (zie evt. de plattegrond, fig. 1). In deze monsters is voor de belangrijkste soorten het F% berekend met het volgende resultaat:

<i>Glyceria fluitans</i>				<i>Holcus lanatus</i>				<i>Lolium perenne</i>				<i>Phleum pratense</i>			
20	49	43	44	62	44	46	35	57	57	69	67	4	—	2	1
20	47	58	57	69	47	57	41	70	71	66	70	1	2	1	2
15	39	53	60	64	56	42	53	68	71	74	62	1	—	—	1
17	30	29	59	57	51	52	45	68	77	64	71	14	4	1	2
<i>Poa trivialis</i>				<i>Ranunculus repens</i>				<i>Alopecurus geniculatus</i>				<i>Anthoxanthum odoratum</i>			
90	96	97	94	42	45	40	38	2	3	7	23	9	15	15	16
92	96	96	95	31	20	40	44	6	9	10	13	5	6	9	20
90	93	96	93	46	39	47	34	5	11	7	19	2	4	11	17
95	93	88	93	50	45	36	38	5	11	4	17	5	15	19	5
<i>Agrostis stolonifera</i>				<i>Cynosurus cristatus</i>				<i>Festuca pratensis</i>				<i>Festuca rubra</i>			
28	32	27	39	25	28	37	25	28	39	51	38	9	9	14	4
28	30	26	43	28	32	36	14	36	42	35	53	3	8	8	8
30	24	36	27	21	32	29	37	34	44	43	36	14	5	7	9
38	28	28	38	13	29	26	23	17	38	42	38	15	14	13	3

Uit deze cijfers zien we duidelijk sterke verschillen optreden in milieu. De vochtminnende soorten *Alopecurus geniculatus* en *Glyceria fluitans* nemen naar rechts in aantal toe, wat er op wijst, dat het perceel een regelmatig vochtigheidsverloop vertoont. De verschillen binnen kleinere oppervlakken zijn praktisch niet tot uitdrukking te brengen; in de tabel voor *Phleum pratense* zien we echter een aardig voorbeeld. De oorzaken voor deze locale verschillen zijn slechts in enkele gevallen te bepalen (geilplekken, schaduw e.d.) en wij kunnen dus deze invloed op de fout van een F% niet bepalen.

Wat betreft de invloed van de groeiwijze der soorten zien we in de tabellen op pag. 10 en 11, dat inderdaad de minder gelijkmatig verspreide soorten een relatief te hoge fout hebben. Zo zien we in de tabel voor het F%, dat b.v. *Cardamine pratensis* ($\hat{F}\% = 17,9$) in bijna alle series een hogere standaard fout heeft, dan wij kunnen verwachten op grond van de standaardfouten van de in F% nabijgelegen soorten. Deze te hoge standaardfout is een aanwijzing voor zijn pleksgewijze optreden. De onregelmatigheden in het verloop van de fouten treden nog sterker op bij de dominantiefrequentie. Zodoende is er van een verloop in de D%-tabel praktisch niet te spreken. Ook is het helemaal niet zeker, dat een soort, die een homogene verspreiding in frequentie heeft, ook wat betreft de dominantie regelmatig verdeeld is. Het D% blijft daarom buiten de verwerking.

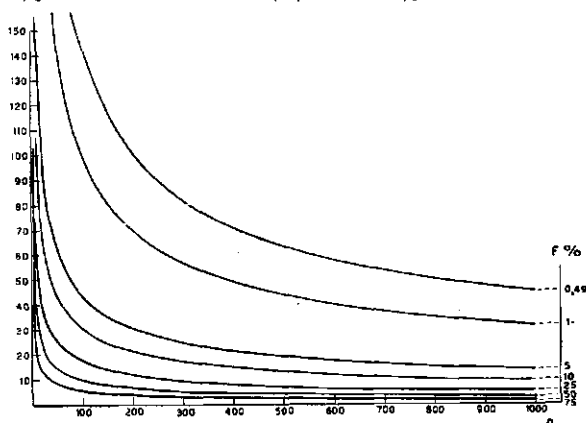
4. DE PRACTISCHE BETEKENIS DER FOUTEN

Om een meer praktisch overzicht van de fouten te krijgen is in figuur 5 voor enige $F\%$ 'en de variatiecoëfficiënt als aanduiding voor de nauwkeurigheid tegen het aantal plukjes uitgezet.

Bezien we nu deze variatiecoëfficiënten, die de fout aangeven in procenten van de waarnemingen, dan zien we, dat deze bij dalend plukjes-aantal sneller oplopen, naarmate het $F\%$ lager wordt. Zouden we bij deze graslandonderzoekingen de zekerheid van proefveldtechnische cijfers willen hebben, d.w.z. zouden we een vc groter dan 6 niet toelaten, dan blijkt, dat we voor de hogere $F\%$ 'en (> 50) bemonsteringen zouden moeten uitvoeren met 200 plukjes. Dit is praktisch nog wel uitvoerbaar, maar voor de lagere $F\%$ 'en eist deze nauwkeurigheidsgrens onuitvoerbare bemonsteringen met 1000 plukjes en meer, oplopend tot de orde van grootte van 100.000 boorsels of grepen per perceel.

Voordat we uit het voorgaande conclusies kunnen trekken, moeten we overwegen dat, onder meer volgens KLAPP (2), bij de foutenbepalingen betreffende methoden van graslandonderzoek, de maatstaven van de proefveldtechniek onbruikbaar zijn, omdat de grasmat dynamisch is en onder invloed van zeer vele factoren staat, die vaak tegelijk

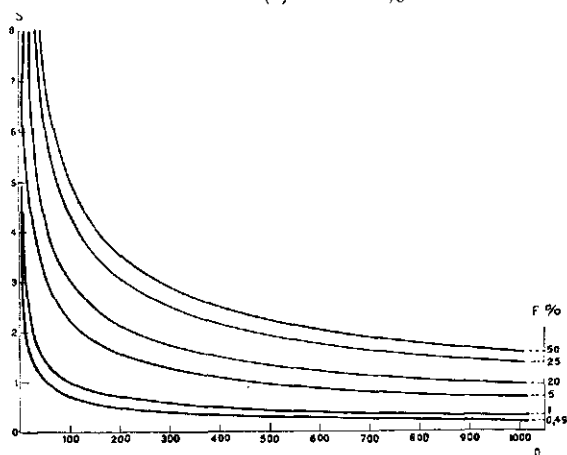
FIG. 5. Verband tussen het aantal boorsels, de variatiecoëfficiënt (vc) en het $F\%$



GRAPH 5. Relation of number of borings (n) coefficient of variation (vc) and $F\%$

dat we voor de hogere $F\%$ 'en (> 50) bemonste-

FIG. 6. Verband tussen de standaardfout (S), het aantal boorsels (n) en het $F\%$



GRAPH 6. Relation between standard error (S), number of borings (n) and $F\%$

veranderen. Ook moeten we ons realiseren, dat een procentuele fout van een zeer kleine waarneming in ons geval misleidend hoog kan worden. Als we b.v. in figuur 5 het verloop bekijken van de fout van de $F\%$ 'en die kleiner zijn dan 0.5, vinden we bij een aantal plukjes van 100 een veel te hoge variatiecoëfficiënt (± 150). Om nu een beeld te geven van het misleidende van deze waarde hebben wij in figuur 6 op dezelfde wijze als in figuur 5 de standaardfout zelf uitgezet tegen het aantal boorsels.

Het blijkt, dat b.v. de waarde $F\% = 0.2$ bij 100 plukjes een standaardfout heeft van 0.4, hetgeen zeggen wil, dat er ongeveer 99% kans is, dat iedere waarneming van dat $F\%$ onder de waarde 1,4 zal blijven, wat dus, na afronding, neerkomt op een hoogste waarneming van 1% voor een ware waarde van +. Dit verschil is in praktijk van geen betekenis. Van veel meer betekenis is echter het feit, dat we voor zo'n kleine waarde ook te kleine waarnemingen kunnen vinden; hieruit volgt n.l., dat er een kans bestaat, dat de betreffende soort in

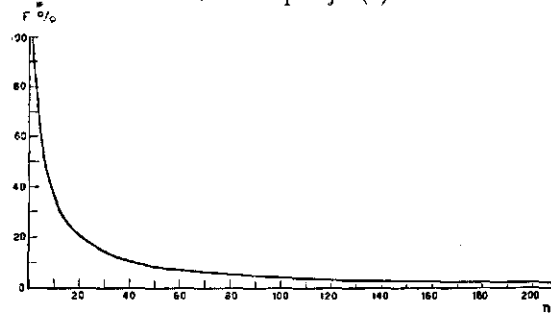
geen enkel plukje voorkomt. De grootte van deze kans is theoretisch te bepalen uit het ware $F\%$ en het aantal monstertjes. Daar deze berekeningen zeer ingewikkeld zijn, hebben wij op grafische wijze een inzicht willen geven in de kans, dat een soort uitvalt. Wij hebben dan in figuur 7 het plukjesaantal n uitgezet tegen het zgn. „kritische $F\%$ ”. Hiermee wordt bedoeld dat $F\%$, waarboven een soort nog slechts 1% kans heeft om uit te vallen. Het werd berekend door gebruik te maken van de verdelingskromme der relatieve frequentie

$w(\lambda) = \frac{n!}{\lambda! \mu!} p^\lambda q^\mu$ waarin $p + q = 1$ en $\lambda + \mu = n$. Hierin werd $\lambda = 0$ genomen, zodat $w(0) = q^n$. Vervolgens werd $w(0)$ gelijkgesteld aan 0.01, waardoor $0.01 = \left(\frac{100 - F\%_*}{100}\right)^n$. Het uitvallen der soorten is

zo belangrijk, omdat de aanwezigheid van een soort ons vaak belangrijke oecologische indicaties kan geven. De plantensociologische school van BRAUN-BLANQUET is zelfs gebaseerd op de oecologische indicatie van z.g. kensoorten, waarvan het voorkomen op zichzelf van meer betekenis wordt geacht dan de veelvuldigheid. Vandaar dan ook, dat deze School nooit met een dergelijke frequentie-methodiek werkt.

We zien in figuur 7, dat bij 100 plukjes een soort met een $F\%$ van 5 praktisch zeker in dat monster terecht komt. Een analoge berekening geeft ons ook de onderste grens, dus: dat $F\%$ waaronder een soort praktisch

FIG. 7. Het verloop van het „kritische $F\%$ ” ($F\%_*$) met het aantal plukjes (n)



GRAPH 7. The „critical $F\%$ ” ($F\%_*$) related to the number of borings (n)

zeker *niet* in het monster terecht komt. Voor 100 plukjes vonden we 0.01 %. Een soort met een waar $F\%$ van 0.01 maakt dus slechts een verwaarloosbare kans om in een monster van 100 plukjes te vallen. Als we dit $F\%$ globaal omrekenen op de aanwezigheid van de soort op een perceel, dan komen we op 't volgende: een $F\%$ van 0.01 betekent eigenlijk, dat de soort in 0.01 % van de monstertjes voorkomt. Nemen we even aan, dat de bemonstering ideaal is geweest, dan was de soort dus één keer aanwezig in 10.000 monstertjes van 0.25 dm², dus per 25 m² één keer. Dit is op een perceel van 1 ha altijd nog 400 keer. Als we nu bedenken, dat er in een perceel vele soorten slechts enkele malen voorkomen, wat neerkomt op een frequentie van een tienduizendste procent, dan mogen we wel zeggen dat het praktisch onmogelijk is, dat zo'n soort in het monster voorkomt. In praktijk is dan ook gebleken, dat bij een bemonstering met 100 plukjes, ongeveer 25 % der soorten uitvalt. Dit gemiddelde vertoont echter grote afwijkingen, afhankelijk van de grootte van het perceel en van de soortenrijkdom van het gewas. Bij bemonstering van, meestal soortenrijke, hooilanden kan dit percentage b.v. gemakkelijk oplopen tot 30, terwijl we bij goede, echte weiden meestal niet meer dan 20 % der soorten missen.

5. TOETSING VAN DE FREQUENTIE-METHODE

Voordat we deze methode toetsen aan de theorie, moet er met nadruk op gewezen worden, dat de frequentie-methode in ons graslandonderzoek reeds lang toegepast wordt en bewezen heeft, dat ze betrouwbare en zeer bruikbare resultaten geeft.

Bij de bepaling van het graslandtype hebben we te maken met 3 frequentie-grenzen, n.l. 75 %, 50 % en 25 %. Het blijkt uit de beschouwing op pag. 16, dat bij 100 plukjes de $F\%$ 'en boven 75 wiskundig ruim voldoende betrouwbaar zijn; de variatie-coëfficiënt komt dan n.l. niet boven 6. (bij $n = 100$ is $S = 4,3$). De grens $F\% = 25$ komt er niet zo goed af. Bij $F\% = 25$ is n.l. de standaardfout ook 4,3. Dus de variatie-coëfficiënt wordt daar ongeveer 17. De grens $F\% = 50$, die het meest wordt toegepast, gaat gepaard met een standaardfout van 5 en dus een variatiecoëfficiënt van 10. Deze cijfers gelden echter alleen theoretisch voor alle soorten, die in dit perceel voorkomen. Voor soorten, die een onregelmatige verspreiding vertonen ligt de fout waarschijnlijk hoger. Ook kunnen nog belangrijke toevallige afwijkingen optreden. Zo vinden we voor *Poa trivialis* een frequentieprocent van 94 en een standaardafwijking van 2,2, terwijl theoretisch, bij dit plukjesaantal van 100 de standaardfout 2,4 zou bedragen. *Lolium perenne* heeft een $F\%$ van 69, een standaardfout van 5,8 en een theoretische standaardfout van 4,7 terwijl bij *Holcus lanatus* deze cijfers respectievelijk 51, 4,7 en 5,0 zijn. Het gevolg van deze grote standaardfouten is, dat van de 18 monsters, die wij hadden van dit perceel (7e serie) allen behoorden tot het type Lp-Pt, waarvan 6 stuks het zuivere type hadden, 10 het ondertype met *Holcus lanatus* (Hl), 1 dat met *Glyceria fluitans* (Gf) en 1 dat met Hl en Gf.

Uit deze cijfers blijkt, dat de typering nogal eens wisselt als er typevormende soorten dicht bij de grens liggen, en dit wel het sterkst voor de grens $F\% = 50$, omdat hier S het grootst is. Nu moeten we weer even

herinneren aan het begin van deze paragraaf, n.l., dat de typering haar waarde bewezen heeft. We kunnen dit gemakkelijk plausibel maken. De frequentie-grenzen zijn bij de ontwikkeling van de typering zodanig gesteld, dat ze in de praktijk in minstens 90 % van de gevallen bleken te voldoen aan de eis, dat de betreffende soort *boven* die grens van belang zou zijn in de massaverhouding der soorten (13). De eis (Gewichts % \geq 5) leidde, voor de meeste soorten, tot de grens van $F\% = 50$. Bij een latere correlatie van aanwezigheidsfrequentieprocenten met gewichtsprocenten, bleek dat gemiddeld de meeste soorten bij een $F\%$ van 40 juist boven de 5 % gewichtsaandeel komen. Als we dus voor een soort een $F\%$ vinden van 50 ligt het ware $F\%$ met 95 % zekerheid boven de 40 en dus het gewichtspercentage boven de 5. Het is echter heel goed mogelijk, dat er soorten zijn, die een waar $F\%$ hebben van boven de 40, waarvoor we in de bemonstering een $F\%$ vinden onder de 50, waardoor die soorten dus ten onrechte als niet typerend worden beschouwd. Resumerend kunnen we dus zeggen, dat volgens deze verwerking de 50-grens verbreed zou moeten worden tot 30–50 % om voor \pm 95 % zeker te zijn dat de soorten met een frequentieprocent boven de grens (dus > 50) inderdaad een rol spelen in de massaverhouding en dat de soorten die minder frequent gevonden worden dan de grens (< 30) inderdaad niet typerend zijn. De andere twee grenzen zouden dan worden: 9–25 % en 59–75 %. In de praktijk van de typering zou dit echter zeer gecompliceerde typen ten gevolge hebben. We zouden dan n.l. onderscheid moeten maken tussen zeker-wel typerende soorten, zeker-niet typerende soorten en misschien-typerende soorten. Dit geeft dan ook een dergelijk ingewikkeld interpretatie van de cijfers (deze grenzen berusten op \pm 95 % zekerheid, dus afwijkingen zijn nog zeer wel mogelijk), dat we veel beter de misschien-typerende soorten als niet-typerend kunnen beschouwen.

Tot slot van deze toetsing nog iets over het uitvallen der soorten (zie pag. 18). Los van de typering van graslanden op grond van de frequentie-analyse, wordt deze laatste ook gebruikt, om oecologische gegevens te verkrijgen en tegenwoordig, nu de oecologie van de meeste soorten vastligt, om milieufactoren te bepalen uit de botanische samenstelling. Het indertijd begonnen onderzoek van het $F\%$ in verband met milieufactoren betreft zoveel gegevens (ruim 600), dat de bepaling van de oecologie vrij nauwkeurig kon geschieden. Het afleiden van milieufactoren uit de botanische samenstelling kan echter op het laboratorium niet volledig geschieden, doordat de minder frequente plantensoorten, die soms sterke indicatorische waarde hebben, niet in het monster terecht komen. Enige tijd is er dan ook op beperkte schaal toe overgegaan om tegelijk met de monsternamen, een zo volledig mogelijke soortenlijst van het betrokken perceel op te maken. Dit blijkt in de praktijk echter te tijdrovend. Bovendien is men er nooit van verzekerd, dat men alle soorten heeft gevonden.

Bij de toetsing van de karteringsmethode (pag. 6) kunnen we, in verband met de analogie met de frequentiemethode, volstaan met het geven van enkele cijfers. Op dit perceel zou bij bemonstering volgens deze methode het aantal plukjes ongeveer 13 zijn geweest (de diagonaal is \pm 136 m lang).

Bij dit kleine aantal monstertjes worden de fouten zeer hoog. We vinden theoretisch (fig. 6) bij $F\% = 25$ globaal een standaardfout van 12, bij $F\% = 50$ een fout 14 en bij $F\% = 75$ een fout 12. We hebben voor deze toetsing de typering vastgesteld, die we vinden als we over één diagonaal om de 10 meter een monstertje nemen. In deze 40 gevallen vonden we als typering:

1 maal Lp-Pt-Gf-As	1 maal Lp-Pt-As	Hierin is: Lp <i>Lolium perenne</i>
11 „ Lp-Pt-Hl	1 „ Pt-Gf	Pt <i>Poa trivialis</i>
6 „ Lp-Pt-Hl-Gf	1 „ Pt-Hl	Hl <i>Holcus lanatus</i>
2 „ Lp-Pt-Hl-As	1 „ Pt-As	Gf <i>Glyceria fluitans</i>
7 „ Lp-Pt-Gf	9 „ Lp-Pt	As <i>Agrastis stolonifera</i>

Dus in 3 van de 40 gevallen een ander type en slechts in 27,5 % van de gevallen de juiste typering.

Hieruit blijkt, dat het nemen van plukjes volgens een diagonaal om de 10 pas op zichzelf niet voldoende is voor een juiste typering. Men zal daarnaast dan ook de rest van het perceel in ogenschouw moeten nemen, en in twijfelgevallen zal men er toe moeten overgaan meer plukjes te nemen dan gebruikelijk is.

SAMENVATTING

Bij de typering van graslanden en de bestudering van de milieufactoren, die van invloed zijn op hun botanische samenstelling wordt in ons land door DE VRIES gebruik gemaakt van de gecombineerde $\frac{1}{4}$ dm² frequentie- en rangordemethode. Om enig inzicht te verkrijgen in de nauwkeurigheid van deze methode van onderzoek werd onderstaande foutbepaling opgezet.

In de praktijk geschiedt de bemonstering diagonaalsgewijze over het perceel om een gelijkmatig verspreide opname te verkrijgen. De plukjes, (bij kort gewas boorsels) 100–120 per ha, worden elk in een apart zakje gedaan en op het laboratorium onderzocht, waarbij bepaald wordt, welke soorten in het plukje aanwezig zijn en welke soort binnen het plukje in massa domineert resp. de 2e, 3e enz. plaats inneemt. Daarna wordt voor elke soort berekend in hoeveel per 100 plukjes deze voorkomt (F%) ofwel domineert (D%).

De waarde van het F% is door de tijd vrij stabiel; een soort zal namelijk ook in tijdelijk minder gunstige omstandigheden in de regel aanwezig blijven op plaatsen, waar zij groeit, al zal haar productiviteit minder zijn. De F%'en worden dan ook gebruikt om graslanden te typeren, ter bepaling van de potentiële kwaliteit en om de milieufactoren te bepalen.

Ter bestudering van de nauwkeurigheid van deze methode zijn van een wisselend gebruikte weide te Wageningen 1800 boorsels genomen (fig. 1).

Door nu alle boorsels als één monster te beschouwen, zijn we in staat de meest waarschijnlijke waarde van het frequentieprocent voor elke soort te berekenen. Deze cijfers geven dus het meest volledige beeld van de grasmat, dat wij door deze bemonstering kunnen verkrijgen.

De 1800 boorsels zijn op 10 verschillende manieren samengevat: 1 monster van 1800 boorsels (serie 1), 2 van 900 (serie 2) . . . en 75 van 25 boorsels (serie 10). Zij zijn steeds zodanig samengevat, dat zij gelijkmatig over het gehele perceel verspreid zijn. In elke serie is van ieder monster zowel de aanwezigheidsfrequentie als de dominantiefrequentie van alle soorten berekend. Deze procenten zijn nu binnen iedere serie volkomen vergelijkbaar en dienen dan ook als gegevens voor de wiskundige foutbepaling, die we uitgevoerd hebben volgens de methode der kleinste kwadraten.

In tabel 2 en 3 zijn de uitkomsten weergegeven.

Allereerst worden enige theoretische beschouwingen aan de standaardafwijking van het frequentie-procent gewijd. Op grond van de waarschijnlijkheidsleer zal de fout (S) van het F% afhankelijk zijn van dat F% en het aantal boorsels (n), waaruit het werd berekend.

$$\text{In formule: } S = \sqrt{\frac{F\% (100 - F\%)}{n - 1}}$$

Deze formule hebben we getoetst aan ons materiaal door voor enkele plantensoorten de $\log S$ uit te zetten tegen $\log (n - 1)$. De logarithmen werden genomen om het verband rechtlijnig te maken (fig. 2), dus $\log S = m \log (n - 1) + q$. Voor *Poa trivialis* bleek $m = -0,51 \pm 0,05$ te

zijn, voor *Lolium perenne* $-0,68 \pm 0,25$. Gemiddeld over alle soorten was deze verhouding $-0,5$.

$$\text{Uit } \bar{m} = -0,5 \text{ volgt, dat } S = \frac{C}{\sqrt{n-1}}$$

Vervolgens hebben we in fig. 3 $\log C$ uitgezet tegen $\log \{ F\% (100 - F\%) \}$ en vonden voor $m = 0,5 \pm 0,02$, en voor het stuk (q), dat de lijn van de y -as ($\log C$) afsnijdt $q = 0,0 \pm 0,04$, waardoor $C = \sqrt{F\% (100 - F\%)}$

$$\text{en dus } S = \sqrt{\frac{F\% (100 - F\%)}{n-1}}$$

Voor verschillende andere onderzochte graslandpercelen is ook een foutbepaling opgezet. In figuur 4 is voor die verschillende percelen de gevonden standaardfout uitgezet tegen het $F\%$, terwijl de lijn in de grafiek aangeeft de theoretische S bij het betreffende plukjesaantal. Het blijkt, dat de formule algemene geldigheid bezit, maar dat we rekening moeten houden met grote individuele afwijkingen. Deze zijn een gevolg van belangrijke standplaatsverschillen binnen het perceel, het compact groeien van sommige plantensoorten en het feit, dat we de theoretische fout berekenen met behulp van het bij bemonstering gevonden $F\%$, dat dus niet juist is.

In figuur 5 is de variatie-coëfficiënt (S in $\%$ van het gemiddelde $F\%$) voor enige $F\%$ 'en tegen het aantal boorsels uitgezet. We zien de variatie-coëfficiënten bij dalend aantal boorsels sneller oplopen, naarmate het $F\%$ lager wordt.

Figuur 6 geeft ons het verband van de standaardfout (S) en het aantal boorsels voor enige $F\%$ 'en.

Niet alle soorten komen in het monster terecht. In figuur 7 zien we het verband tussen het „kritische $F\%$ ” en het aantal boorsels. Onder het „kritische $F\%$ ” wordt verstaan dat $F\%$, waarboven een soort nog slechts 1 % kans heeft om niet in het monster voor te komen. Uit de grafiek blijkt, dat bij 100 boorsels een soort met een $F\%$ van 5 in de grasmat, bij bemonstering volgens deze methode, nagenoeg zeker in het monster voorkomt.

Bij de typering van graslanden is de grens om als typerende soort in aanmerking te komen voor de meeste grassoorten gesteld op $F\% \geq 50$, uitgezonderd de fijnere zode-sluiters *Poa trivialis* en *Poa pratensis*, die een $F\% \geq 75$ moeten hebben om als typerende soort op te kunnen treden; verder de grove of bossenvormende soorten als *Phalaris arundinacea*, *Alopecurus pratensis*, *Arrhenatherum elatius*, *Glyceria maxima*, *Deschampsia caespitosa* en *Nardus stricta*, die bij een $F\%$ van 25 reeds voldoende voorkomen om van belang te zijn. Bij deze grenzen is rekening gehouden met de grote landbouwkundige betekenis van het gewichtsaandeel van de soort in de grasmat.

Het hoofdtype wordt bepaald door één typevormende soort, het type door 2 en het ondertype door 3. De volgorde wordt bepaald door een voorkeurstelsel, dat gebaseerd is op landbouwkundige en oecologische grondslag.

De 18 monsters van 100 boorsels behoren alle tot het type *Lolium perenne* - *Poa trivialis*; hiervan zijn er 10 van het ondertype *Holcus lanatus*.

Laatstgenoemde soort heeft op de 1800 boorsels een $F\%$ van 51, dus zeer dicht bij de grenswaarde.

Uit deze cijfers blijkt, dat de typering nogal eens wisselt als er typevormende soorten dichtbij de grens liggen en dit wel het sterkst voor de grens $F\% = 50$, omdat hier S het grootst is (fig. 6).

CONCLUSIE

Bij gebruik van de $\frac{1}{4}$ dm² frequentie-methode blijkt, dat het aantal plukjes van 100–120 per ha, wat de nauwkeurigheid betreft, voldoende is.

Bij typering in het veld neemt men in Nederland doorgaans genoeg met om de 10 pas een plukje te nemen, gaande volgens één diagonaal. Het aantal plukjes zal hierdoor gewoonlijk aanzienlijk geringer zijn, aangezien de gemiddelde oppervlakte van onze graslandpercelen $\pm 1,25$ ha bedraagt.

Deze vereenvoudigde werkwijze blijkt op zichzelf niet voldoende betrouwbaar. Men zal bovendien ook de rest van het perceel in ogenschouw moeten nemen.

SUMMARY

THE ACCURACY OF THE 25 CM² SPECIFIC FREQUENCY METHOD

For the characterization of Dutch grasslands and the study of habitat factors that influence their botanical composition DE VRIES uses the plant sociological specific frequency method. In order to evaluate the accuracy of this method of investigation the following determination of error was laid out.

Sampling is done diagonally over the plot to obtain a regularly distributed observation. The handfuls (in case of a low vegetation, borings), 100 to 120 per ha, are put each in separate little bags and investigated in the laboratory. The species occurring in each handful are determined, and it is ascertained which species predominates (and which position the other species occupy in order of mass). Then it is calculated for each species in how many of 100 handfuls it occurs (presence frequency percentage (PF%, shortly F%) or predominates (dominance frequency percentage (DF%, shortly D%).

The value of the F% remains fairly stable during the course of time, a given species will, in general, remain at the place where it is growing even if the circumstances become temporarily less favorable though its productivity may decrease. For this reason the frequency percentages are useful to characterise a grassland, to determine the potential quality and the influence of habitat factors.

To verify the exactness of this method 1800 borings have been taken of a grassland at Wageningen that was exclusively grazed during three years and once cut for hay in the fourth year (see Fig. 1).

In treating all borings as one sample we are able to calculate the most probable value of the frequency percentage of every species. These figures, consequently, give the most complete picture of the sward that we can obtain by means of this procedure. The 1800 borings are combined in 10 different ways: 1 sample of 1800 borings (1st series), 2 of 900 (2nd series) . . . and 72 of 25 borings (10th series). They are always combined in such a manner that they are regularly distributed over the whole field.

In every series and for each sample the presence frequency as well as the dominance frequency of each species was calculated. These percentages are consequently entirely comparable within each series and are used for the determination of error which we have made according to the least square method. The results are shown in tables 2 and 3.

To begin with some theoretical considerations are devoted to the standard error of the frequency percentage. This error (S) of F% will depend upon this F% and the number (n) of borings out of which it is calculated. This is expressed by the formula

$$S = \sqrt{\frac{F\% (100 - F\%)}{n - 1}}$$

This formula has been tested with our material by plotting for some plant species $\log S$ against $\log (n - 1)$. Logarithms were used to make the relation rectilinear (graph 2) viz. $\log S = m \log (n - 1) + q$.

For *Poa trivialis* it appeared that $m = -0,51 \pm 0,05$; for *Lolium perenne* $-0,68 \pm 0,25$.

The average slope (\bar{m}) of the lines for the different species was $-0,5$.

From $\bar{m} = -0,5$ follows that $S = \frac{C}{\sqrt{n-1}}$

In graph 3 $\log C$ had been plotted against $\log [F\% (100 - F\%)]$ and it was found that $\bar{m} = 0,5 \pm 0,02$ and $\bar{q} = 0,0 \pm 0,04$, so

$$C = \sqrt{F\% (100 - F\%)} \text{ whence } S = \sqrt{\frac{F\% (100 - F\%)}{n-1}}$$

For various other grassland plots that were examined the error has also been calculated. In graph 4 the standard error of these various fields has been plotted against the $F\%$, while the line of the graph indicates the theoretical S for the number of borings concerned. The formula appears to have general validity but we have to take individual variations into consideration. These result from important differences within the plot, the dense growth of some plant species and the fact that we compute the theoretical error with the aid of the $F\%$ found which consequently is not quite exact.

In graph 5 the coefficient of variation (S in $\%$ of the mean $F\%$) has been plotted against the number of handfuls. We see that the coefficients of variation with a decreasing number of borings increase quicker when the $F\%$ becomes lower.

Graph 6 shows for some $F\%$'s the relation between the standard error (S) and the number of borings.

In graph 7 we see the relation between the „critical $F\%$ ” and the number of borings. By the „critical $F\%$ ” is meant the $F\%$ above which a species has only 1 % chance to be absent in the sample. From the graph it appears that in the case of 100 handfuls a species with a $F\%$ of 5 in the sward is practically sure to be included in the sample when this method is followed.

In characterization grasslands the limit for most grass species to be considered as type former has been fixed at $F\% \geq 50$, except for finer sward closers such as *Poa trivialis* and *Poa pratensis*, which must have a $F\% \geq 75$ in order to appear as type former, and for tall or densely tufted grasses such as *Phalaris arundinacea*, *Alopecurus pratensis*, *Arrhenatherum elatius*, *Glyceria maxima*, *Deschampsia caespitosa* and *Nardus stricta*, which are already important at a $F\%$ of 25. With these limits the great agricultural significance of the contribution in weight of the species is taken into account.

The main type is determined by one type forming species; the type by 2 and the subtype by 3 species. The sequence is determined by a preferential method based upon agricultural and ecological considerations. The 18 samples of 100 borings all belong to the type *Lolium perenne* - *Poa trivialis*, of these 10 belong to the subtype *Holcus lanatus*. Last mentioned species has a $F\%$ of 51 in 1800 handfuls, that is very close to its marginal value.

These figures show that the characterization varies rather frequently if

type forming species are near the limit, especially for the limit $F\% = 50$ because here S is greatest (see graph 6).

CONCLUSION

By using the 25 cm² specific frequency method the number of 100–120 borings per ha has proved to be sufficient to assure fairly stable characterization.

For characterization on the field in the Netherlands a handful is taken from every 10 m of a diagonal. In this case the number of handfuls is usually considerably smaller as the average area of our grassland plots is about 1¼ ha.

These simplified 25 cm² specific frequency method appears not to be sufficiently reliable by itself. So it will be necessary to pay attention to the rest of the field as well.

LITERATUUR

1. BRAUN-BLANQUET, J., Pflanzensociologie. Grundzüge der Vegetationskunde, Julius Springer, Berlin, 1928.
2. KLAPP, E., Über Methoden der Grünlandbestandsuntersuchung. *Verhandl. Ber. d. 3. Grünl. Kongr. d. Nord- und Mitteleuropäischen Länder i. d. Schweiz*, 1934.
3. LEONHARD, H., Über die Genauigkeit und Zuverlässigkeit der quantitativ-botanischen Untersuchung bei Wiesenversuchen. *Arch. f. Pflanzenbau*, 8, 1932.
4. LEVY, E. B., The grasslands of New Zealand. *New Zeal. Journ. of Agr.*, 34, 1927.
5. RAUNKJAER, C., Recherches statistiques sur les formations végétales. *Biol. Meddel.* (Kgl. Danske Videnskab. Selsk.), 1, 3, Kjøbenhavn, 1918.
6. RAUWERDA, A., Een methode tot bepaling der procentische samenstelling van de graszode. *Landbouwk. T.*, 1901 en 1903.
7. REGEL, K., Statistische und physiognomische Studien an Wiesen. Dorpat, 1921.
8. RIETZ, G. E. DU, Classification and nomenclature of vegetation units. *Sw. Bot. Tidskr.*, 303, 1936.
9. SCHEYGROND, A., Het plantendek van de Krimpenerwaard IV. Sociographie van het hoofd-associatiecomplex Arundinetum-Sphagnetum. *Ned. Kruidk. Arch.*, 42, 1932. (Diss. Utrecht).
10. UVEN, M. J. VAN, Mathematical treatment of the results of agricultural and other experiments. 2e druk, Noordhoff, Groningen, 1946.
11. VOIGT, A., Methode und Anwendung der quantitativen botanischen Wiesenanalyse. *Landw. Jahrb.*, 23, 1894.
12. VRIES, D. M. DE, Het plantendek van de Krimpenerwaard III. Over de samenstelling van het Crempensch Molinietum coeruleae en Agrostidetum caninae. Een phytostatische bijdrage tot de associatiewetenschap. *Ned. Kruidk. Arch.*, 39, 2, 1929. (Diss. Utrecht).
13. —, Methods of determining the botanical composition of hayfields and pastures. *Rep. of the 4 Int. Grassl. Congress*, 1937.
14. —, The plant sociological combined specific frequency and order method. *Chron. Bot.*, 4, 2, 1938.
15. —, De verenigde aanwezigheids- en rangorde-methode. *Ned. Kruidk. Arch.*, 48, 1938.
16. —, Verslag van een vergelijkend onderzoek van een drietal methoden van botanisch graslandonderzoek, in verband met de grootte der seizoenverschillen in samenstelling der graszode. *Versl. Landbouwk. Onderz.*, 46, (6) A, 1940.
17. —, Grasland en weersgesteldheid. *Landbouwk. T.*, 55, 676, 1943.
18. —, De drooggewichtsanalytische methode van botanisch graslandonderzoek voor beweide land. *Versl. Landbouwk. Onderz.*, 46, (1) A, 1946.
19. —, Enige gegevens betreffende de periodieke schommeling in gewichtsverhouding tussen de plantensoorten in grasland. *Versl. Landbouwk. Onderz.*, 47, (2) A, 1941.
20. —, Method and survey of the characterization of Dutch grasslands. *Vegetatio. Acta Geobotanica*, 1, 1, 1948.
21. VRIES, D. M. DE, en J. KOOPMANS, De botanische samenstelling van Nederlandse graslanden. II. De invloed van het jaargetijde op de botanische samenstelling van grasland. *Versl. Landbouwk. Ond.*, 54, 6, 1948.
22. ZIJLSTRA, K., Over de botanische samenstelling van grasland. Bepaling van de gewichtspercentages der plantensoorten. *Versl. Landbouwk. Onderz.*, 46, (7) A, 1940.