LANDBOUWPROEFSTATION EN BODEMKUNDIG INSTITUUT T.N.O.
GRONINGEN

EEN STREEKONDERZOEK GERICHT OP DE FACTOREN BODEMSTRUCTUUR EN STIKSTOFBEMESTING

WITH A SUMMARY

REGIONAL RESEARCH WITH THE EMPHASIS ON SOIL STRUCTURE AND NITROGEN FERTILIZATION

H. KUIPERS

STAATSDRUKKERIJ UITGEVERIJBEDRIJF

VERSL. LANDBOUWK. ONDERZ. NO. 61.9 — 'S-GRAVENHAGE — 1955

INHOUD[1]

Blz.

LIJST VAN BIJLAGEN 4

VOORWOORD 6

PREFACE 7

I. DOEL EN OPZET 9

II. STRUCTUURKARTERING 12

III. AANLEG, VERZORGING EN OOGST VAN DE PROEFVELDEN 15

IV. WAARNEMING EN VERWERKING VAN GROEIFACTOREN 18

1. Chemisch onderzoek 18
2. Structuurbepalingen 18
   a. Visuele bepaling 18
   b. Aggregatie-onderzoek 19
   c. Bepaling van grond- water- luchtverhoudingen 21
   d. Metingen betreffende de mechanische weerstand 22
3. Grondwaterstandsmetingen 24

V. DE INVLOED VAN DE STIKSTOFGIFT OP DE VERSCHILLENDE PROEFVELDEN . . 26

VI. POLYFACTOR-ANALYSE VAN DE OPBRENGSTGEGEVENS 29

VII. NUMERIEK-GRAFISCHE BEWERKING 39

VIII. BESPREKING VAN DE RESULTATEN VAN DE OOGST-ANALYSE 44

1. Visuele structuur 47
2. pH-KCl 49
3. Zaaidatum 49
4. Het N-effect 50

IX. VERWERKING VAN DE MEETRESULTATEN BETREFFENDE DE BODEMSTRUCTUUR 55

1. Visuele structuurbepaling 55
2. Aggregatie-onderzoek 57
3. Porositeitsonderzoek 62
4. Het onderzoek naar de mechanische weerstand 64

X. ENQUÊTE BETREFFENDE DE VOORZIENING MET ORGANISCHE STOF 65

SAMENVATTING 68

SUMMARY 74

LITERATUUR 79

---

[1] De auteur, Ir H. KUIPERS, is als landbouwkundige verbonden aan het Landbouwproefstation en Bodemkundig Instituut T.N.O. te Groningen.

LIJST VAN BIJLAGEN[1]

LIST OF APPENDICES[2]

1. Data van zaaien, bemesten met kalkammonsalpeter, op één zetten en rooien.
   Dates of sowing, manuring with nitro-chalk, singling and harvesting.
2. Bietopbrengst als vers gewicht in tonnen per ha.
   Yield of beets in fresh weight in metric tons/ha.
3. Gehalte aan droge stof in bieten in gewichtsprocenten.
   Content of dry matter in beets in percentages by weight.
4. Suikergehalte in de bieten in gewichtsprocenten.
   Sugar-content in beets in percentages by weight.
5. Suikeropbrengst in tonnen per ha.
   Yield of sugar in metric tons/ha.
6. Loofopbrengst in tonnen per ha.
   Yield of tops in metric tons/ha.
7. Gehalte aan droge stof in het loof in gewichtsprocenten.
   Content of dry matter in the tops in percentages by weight.
8. Aantal bieten in duizendtallen per ha.
   Number of beets in thousands/ha.
9. Aantal schieters per veldje van ongeveer 200 bieten.
   Number of bolting plants per plot of about 200 beets.
10. Percentage tarra en vertakking van de bieten per proefveld.
    Percentage of dirt-tare and branching of the beets per experimental field.
11. Grondonderzoek.
    Chemical soil tests and soil texture.
12. L.r.b.-waarde.
    L.r.b.-index.
13. Stikstofleverend vermogen van de grond.
    Nitrogen mineralization in the soil.
14. Visuele structuurbeoordelingen.
    Visually determined soil structure indexes.
15. Aggregatie-onderzoek (voorjaar).
    Aggregatie-analyses (spring).
16. Grond-water-luchtverhoudingen.
    Soil-water-air ratio's.
17. Metingen betreffende de mechanische weerstand.
    Measurements on mechanical resistance.
18. Grondwaterstanden in cm's onder maaiveld.
    Groundwater-tables in cm's below the surface of the soil.

---

[1] Deze bijlagen zijn voor belanghebbenden op aanvrage onder opgave van de gewenste nummers verkrijgbaar in de vorm van fotocopieën bij het Landbouwproefstation en Bodemkundig Instituut T.N.O., van Hallstraat 3, Groningen.

[2] Original data of the different experimental fields are available on request at the Agricultural Experiment Station and Institute for Soil Research T.N.O., 3, van Hallstraat, Groningen.

19. Gemiddelde grondwaterstand in het voorjaar, de r.g.s.-maat en de standaardafwijking van de r.g.s.-maat.
    Mean groundwater table in spring, the relative groundwater fluctuation index and the standard deviation of the r.g.f.-index.
20. Vereffende bietopbrengst als vers gewicht in tonnen per ha.
    Adjusted yield of beets in fresh weight in metric tons/ha.
21. Verband tussen loofopbrengst en stikstofgift.
    Relation between yield of tops and nitrogen dressing.
22. Vruchtwisseling en voorziening met organische stof.
    Crop rotation and organic matter supply.

VOORWOORD

Het verrichten van een streeksgewijs bodemvruchtbaarheidsonderzoek biedt verschillende voordelen. Men kan hierin vooral een wetenschappelijke beschrijving zien van in de praktijk voorkomende bodemvruchtbaarheidsverschillen, kwantitatief ontleed op basis van de in maat en gewicht aangegeven bodemvruchtbaarheidsfactoren, welke voor deze verschillen verantwoordelijk gesteld kunnen worden. De onderzoeker leert de streek in landbouwkundig opzicht door en door kennen en vindt in de resultaten een toetsing van zijn methoden van onderzoek. De landbouwvoorlichtingsdienst en de praktijk worden met de toestand van hun gronden op de hoogte gebracht. Hieruit kan een nuttige wisselwerking tussen onderzoek, voorlichting en praktijk voortkomen.

De hierboven geschetste werkwijze werd gesteund door de beschikbaarstelling van Marshall-gelden. Wij getuigen gaarne van onze waardering voor deze hulp. Het is ons een genoegen de publicatie van het onderzoek van Ir H. KUIPERS, dat door deze steun mogelijk is geworden, bij de lezers te introduceren.

Dit streekonderzoek, dat in het Marnegebied, gelegen in N.W.-Groningen, ten Noorden van het Reitdiep, werd uitgevoerd, werd beperkt tot de factoren bodemstructuur en stikstofbemesting. Zoals door de onderzoeker wordt opgemerkt, lag in het hoge peil van de landbouw aldaar de garantie besloten, dat een eventuele structuurinvloed niet overschaduwd zou worden door andere gebreken in de bodemvruchtbaarheid (bemestingstoestand, cultuurwijze, enz.). De bestudering van de invloed van de organische bemesting, welke steeds naast bodemstructuur en stikstofhuishouding genoemd moet worden, werd voorzichtigheidshalve door een bepaalde keuze der proefobjecten thans nog buiten beschouwing gelaten.

De ontwikkeling van het onderzoek naar de bodemstructuur en de stikstofhuishouding is met deze studie zeker gebaat geweest. Wij hopen, dat de resultaten ervan zo ontvangen worden, dat voortzetting van dit onderzoek in andere kleigebieden bevorderd kan worden.

Het Hoofd van de Afdeling Bodem,

P. K. PEERLKAMP

De wnd Hoofddirecteur,

P. BRUIN

PREFACE

Regional soil fertility research has many advantages. It gives a scientific descripton of the soil fertility differences occurring in agricultural practice analyzed quantitatively on the basis of factors expressed in weight and measure which are responsible for these differences. The research worker gets acquainted with a certain region thoroughly and is able to test his methods of investigation by means of his results. Agricultural advisory service and farming practice get to know the condition of their soils. This may result into a useful reciprocal action between research, advisory service and farming practice.

This project could be realised thanks to a grant from the Economic Co-operation Administration (later Mutual Security Administration) funds. This help is greatly appreciated and it is a pleasure to introduce to the reader this paper by Mr H. KUIPERS who by this help was enabled to carry out this project.

This research carried out in the Marne clay region in the north-western part of the province of Groningen (north of the Reitdiep canal) was limited to the factors soil structure and nitrogen supply. The high level of agriculture in this region was, as the author points out, a guarantee that an eventual influence of soil structure would not be overshadowed by other fertility deficiencies (fertilizing condition, way of cultivation etc.).

The study of the influence of organic manuring which has to be mentioned in relation with structure and nitrogen supply of the soil, has been left out of this project by a special choice of the experimental objects.

Development of research concerning soil structure and nitrogen supply has been advanced certainly by this study. It is hoped that its results will be received so as to stimulate a similar research in other clay regions.

P. K. PEERLKAMP
Head of the Department of Soil Science

P. BRUIN
Acting Director in Chief

FIG. 1. Overzichtskaart van het Marnegebied, met de plaats der proefvelden.

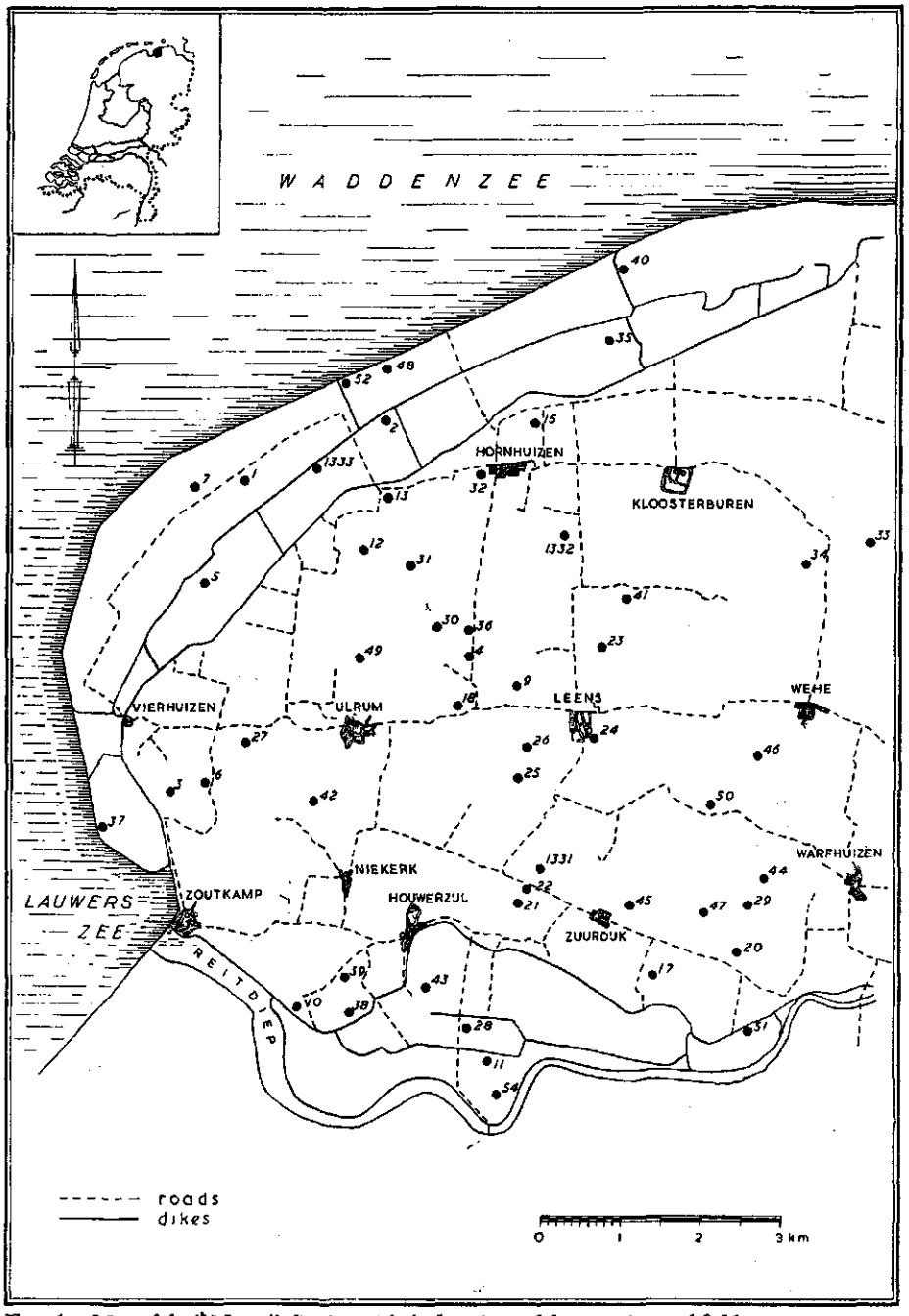


FIG. 1. *Map of the "Marne" district, with the locations of the experimental fields.*

I. DOEL EN OPZET

Het hoofddoel van het hier besproken regionale structuuronderzoek was het verkrijgen van gegevens over de invloed van de bodemstructuur op de opbrengst, speciaal in verband met de stikstofhuishouding. Hiernaast werden nog andere doeleinden nagestreefd, nl. het toetsen van meet- en verwerkingsmethodieken en het aangeven van de voornaamste groeifactoren in een goed kleigebied. Als zodanig kan het onderzoek beschouwd worden als een voortzetting van het werk van FERRARI in Klundert (zie FERRARI, 1949).

Voor het verkrijgen van gegevens over de invloed van de bodemstructuur op de opbrengst kunnen verschillende wegen bewandeld worden:

1. Het verzamelen van experimentele gegevens over de samenhang van physische bodemeigenschappen en de groei van gewassen uit de literatuur, teneinde hieruit met bestaande en eventueel nieuwe theorieën wetmatigheden te vinden betreffende de invloed van de bodemstructuur op de opbrengst.
2. Het kunstmatig aanbrengen van structuurverschillen bij vakken- of veldproeven.
3. Het uitvoeren van een plekkenonderzoek.

Bij de eerste mogelijkheid doet zich de moeilijkheid voor, dat de bestaande gegevens over de bodemstructuur moeilijk te hanteren zijn, terwijl men de resultaten van theoretische beschouwingen naderhand door het experiment zeker zal moeten stellen. De tweede mogelijkheid heeft als moeilijkheid, dat men òf met de structuur geheel andere factoren zoals b.v. pH of de voorziening met organische stof drastisch wijzigt, òf situaties schept, die sterk van de praktijkomstandigheden afwijken. Door de komst van de structuurregelaars zijn deze moeilijkheden waarschijnlijk voor een groot deel ondervangen, doch bij de opzet van het onderzoek was dit nog niet bekend. Om deze redenen is de derde mogelijkheid gekozen, al biedt ook deze diverse moeilijkheden.

In verband met de onbekende invloed van de stikstofbemesting, was het nodig de plekken aan te leggen als proefveldjes met stikstoftrappen. Hierdoor werd het praktisch onuitvoerbaar om te werken met plekken van goede en slechte structuur op één perceel. De variatie in de bodemstructuur werd daarom gezocht tussen de proefvelden onderling.

Het onderzoek werd uitgevoerd in het Marnegebied, gelegen in N.W.-Groningen, ten Noorden van het Reitdiep (fig. 1).

Deze uitgesproken bouwland-streek vertoont een grote variatie in klei- en zavelgronden, die een grote spreiding in de structuurtoestanden deed vermoeden. In het hoge peil van de landbouw lag de garantie besloten, dat een eventuele structuurinvloed niet overstemd zou worden door meer triviale gebreken in de bodemvruchtbaarheid. De keuze van dit gebied kan dan ook stellig gelukkig genoemd worden.

Teneinde een indruk te geven van het bodemgebruik en de opbrengst aan suikerbieten in het Marnegebied is in fig. 2 het bodemgebruik van enkele zeekleigebieden weergegeven naar gegevens van de Directie van de Landbouw. Hierbij valt op: het geringe percentage grasland en hakvruchten en het hoge percentage granen en handelsgewassen.

De opbrengst aan suikerbieten blijkt betrekkelijk laag te liggen, zoals is aangegeven in fig. 3. Vooral het klimaat zal hiervoor verantwoordelijk zijn (zie FRANKENA 1932).

FIG. 2. Grondgebruik en indeling van het bouwland in enkele zeekleigebieden.

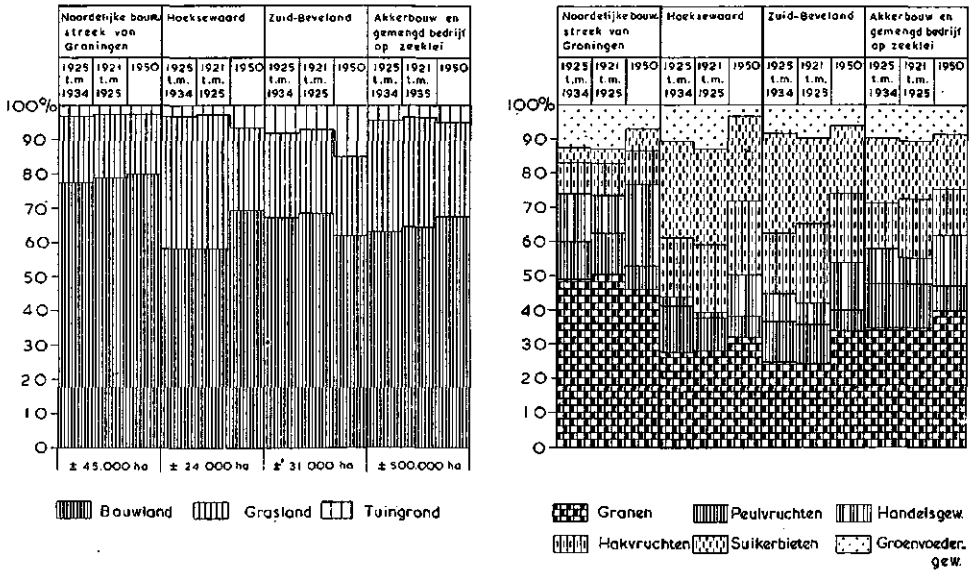


FIG. 2. *Land utilization in some marine clay areas.*

Noordelijke bouwstreek	= *northern arable area*
akkerbouw	= *arable farming*
gemengd bedrijf	= *mixed farming*
zeeklei	= *marine clay*
tuingrond	= *horticultural land*
grasland	= *grassland*
bouwland	= *arable land*
groenvoedergewassen	= *fodder crops*
suikerbieten	= *sugar beets*
hakvruchten	= *root crops*
handelsgewassen	= *flax, colza, caraway, mustard, a.s.o.*
peulvruchten	= *pulses*
granen	= *cereals*

Een van de grootste gevaren die in het streekonderzoek schuilen is, dat men het risico loopt zoveel variabelen in het onderzoek te moeten betrekken, dat het met de beschikbare middelen niet mogelijk is voldoende proefvelden aan te leggen om nog verantwoorde conclusies te trekken. Er is daarom bewust gestreefd naar een zo groot mogelijke vereenvoudiging. Alhoewel het uit het oogpunt van de bodemstructuur zeker interessant geweest zou zijn, gescheurd grasland en percelen met klaver of met een organisch bemeste voorvrucht in het onderzoek te betrekken, zijn deze percelen gezien de te verwachten complicaties ten aanzien van de stikstofhuishouding (zie FERRARI 1949) buiten het proefplan gehouden. Verder is op alle proefvelden eenzelfde gewas verbouwd en wel suikerbieten van het ras Klein Wanzleben, daar hierbij een eenvoudige stikstofreactie verwacht mocht worden, terwijl dit gewas bovendien de naam heeft structuurgevoelig te zijn. Verder is overal de fosfaat- en kaligift op hetzelfde hoge niveau gehouden, te weten 100 kg P_2O_5 en 200 kg K_2O per ha.

FIG. 3. Opbrengst van suikerbieten van 1919—1950 in de Noordelijke bouwstreek van Groningen, in Zuid-Beveland en in Nederland.

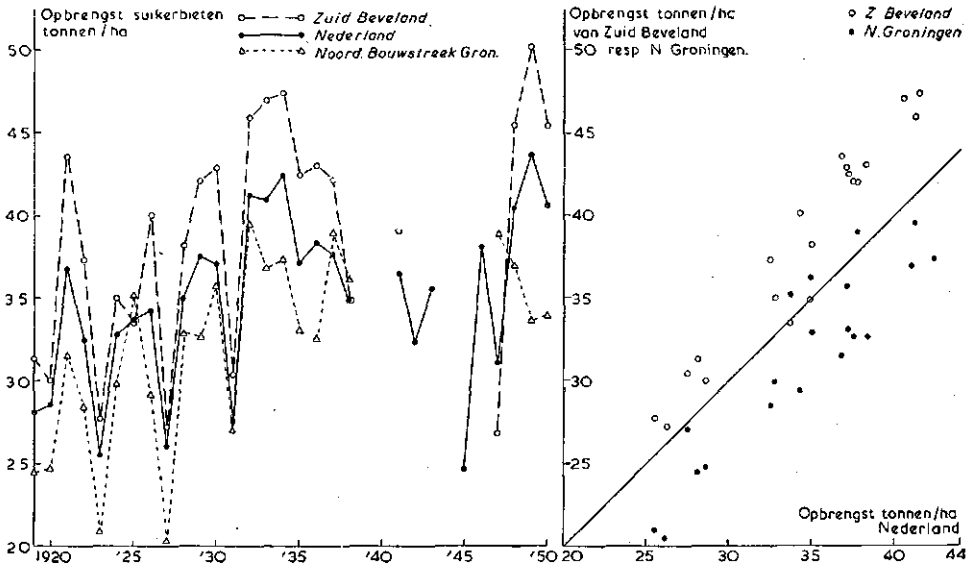


FIG. 3. *Yield of sugar beets from 1919—1950 in the northern arable district of Groningen, in Zuid-Beveland and in the Netherlands.*

Teneinde de mogelijkheid te scheppen de invloed van de zaaidatum eventueel afzonderlijk te bepalen werden 3 zaaitijd-proeven geprojecteerd.

De middelen maakten het mogelijk ruim 50 proefvelden aan te leggen. Teneinde de plaats hiervan zo effectief mogelijk te kunnen kiezen, werd vooraf een structuurkartering uitgevoerd, terwijl op de proefvelden zoveel mogelijk groeifactoren werden gemeten.

II. STRUCTUURKARTERING

Aan de eigenlijke proef, die in 1952 werd uitgevoerd, ging in de herfst van 1951 een structuurkartering vooraf. Het doel hiervan was, een overzicht over het gebied te verkrijgen, zodat de plaats van de proefvelden zo verantwoord mogelijk gekozen kon worden, en tevens een basis te vinden voor het omrekenen van een eventuele structuurinvloed bij de proefvelden op het gehele gebied.

De kartering werd als volgt uitgevoerd:

Vooraf werden de percelen per blok van 1 × 1 km² genummerd op de topografische kaart 1 : 25000. De blokken werden eveneens per kaart genummerd.

Op 17 Sept. 1951 werd in de Panserpolder bij Zoutkamp begonnen. Van elke 4 of 5 percelen werd de bodemstructuur door een deskundige op het oog beoordeeld (zie pag. 18 en 19). Bij ongelijkmatige percelen bleef de beoordeling vaak tot een perceelsgedeelte beperkt. Tegelijkertijd werden monsters voor het aggregatie-onderzoek (zie pag. 19 t/m 20) gestoken. De verschillende blokken van 1 km² werden stuk voor stuk in Noordelijke richting gaande afgewerkt. Er werd bij iedere nieuwe rij blokken telkens bij het Reitdiep begonnen.

Dank zij het zeer fraaie herfstweer had de bemonstering een vlot verloop. Eerst op 12 November moest het werk door te veel regen gestaakt worden. Een poging om op 19 November nog eens te beginnen leverde zo weinig perspectief op, dat de kartering op die datum werd afgesloten. Er waren toen 1044 percelen beoordeeld en bemonsterd over een gebied van 7000 ha.

In fig. 4 is in de vorm van een histogram aangegeven hoeveel percelen een bepaald waarderingscijfer voor de bodemstructuur kregen.

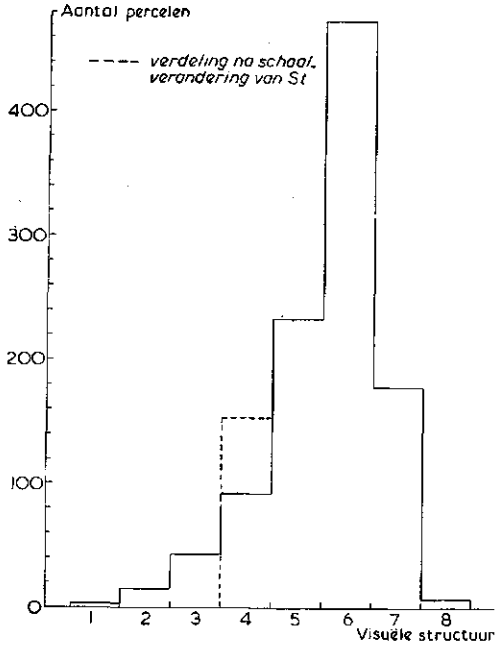


FIG. 4. Frequentiediagram van 1044 visuele structuur-beoordelingen op praktijkpercelen. De stippellijn geeft de verdeling weer, na samenstrekking van de schaal bij de lage waarden.

FIG. 4. *Distribution of visually determined soil structure of 1044 parcels on private farms. The dotted line shows the distribution after contracting the scale at the low values.*

De regionale verspreiding van de verschillende waarderingscijfers is in beeld gebracht in fig. 5. Het gebied is hiertoe ingedeeld in zo goed mogelijk homogene gedeelten, waarbij getracht is van natuurlijke grenzen gebruik te maken.

FIG. 5. Regionale verdeling van het structuurcijfer na middeling over min of meer homogene gebieden.

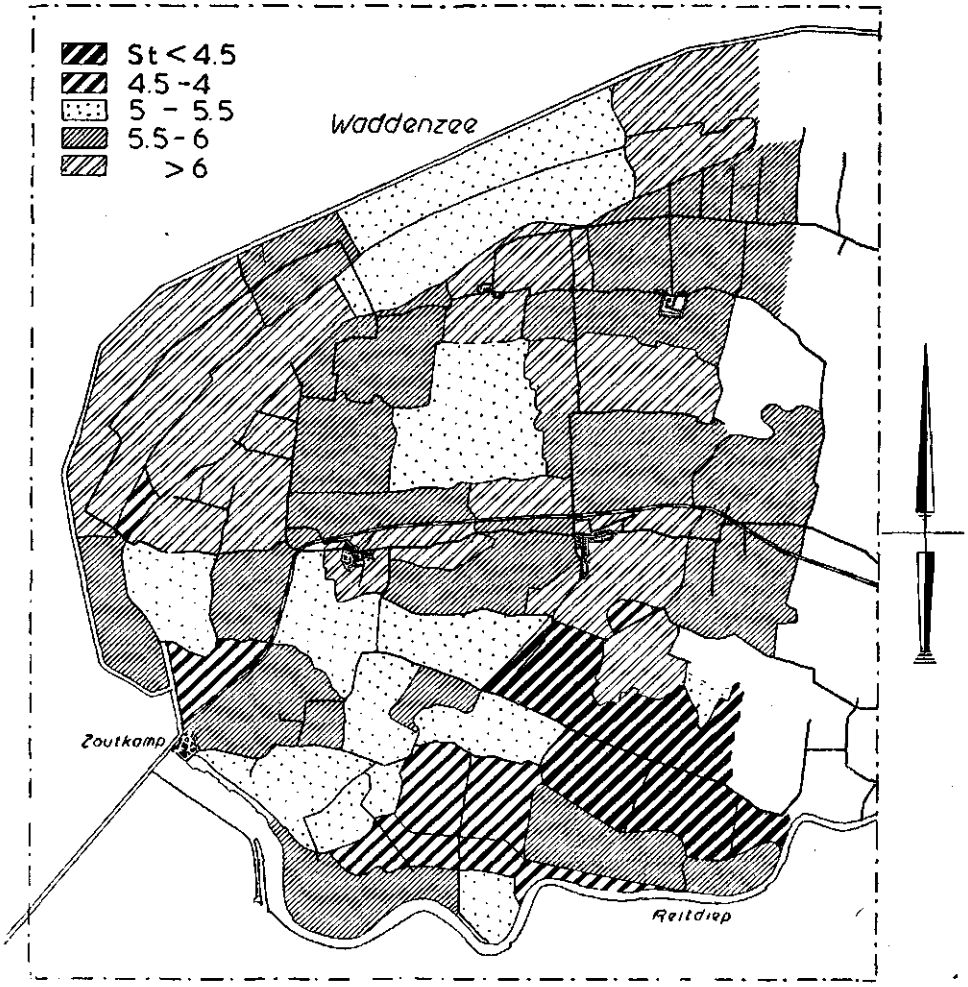


FIG. 5. *Regional variation of the soil structure-index after averaging the more or less homogeneous areas.*

Langs de Waddenkust liggen verschillende polders, die bestaan uit kalkrijke, jonge gronden met een sterke variatie in de zwaarte van de grond. De beide polders ten Noorden van Hornhuizen zijn duidelijk lager gewaardeerd ten aanzien van de bodemstructuur, dan de overige. Langs de binnenrand van deze polders ligt een licht-zavelige rug, die evenals de rug van Wehe, Leens en Ulrum over het algemeen een gunstige beoordeling te beurt viel. Het feit, dat de kartering plaats vond in een fraaie herfst, waarin door de boeren een dankbaar gebruik gemaakt werd van de mogelijkheid hun gronden met zorg te bewerken, is hieraan niet vreemd. Tussen deze beide ruggen ligt

een iets lager gewaardeerd gebied, waar de gronden stijver waren. Ten Zuiden van de rug van Wehe-Leens-Ulrum valt hoofdzakelijk het gebied met slecht structuren rond Zuurdijk op. Hier treffen we een zeer stugge, vrij zware op knipklei gelijkende kleilaag aan. Langs het Reitdiep vinden we enige kalkrijke polders, waar de zwaarte van de grond weer sterk varieert. Over het algemeen was de structuurtoestand hier duidelijk slechter dan in de Noordelijke polders. Het overige gebied geeft bodemkundig een wat verwarder beeld, doordat hier vrij veel onregelmatigheden in de profielen voorkomen.

Daar dit gebied nog niet door de Stichting voor Bodemkartering bewerkt is, moet hier met deze korte schets worden volstaan. De verdere gegevens van de structuurkartering zullen later ter sprake komen (zie pag. 55 e.v.).

III. AANLEG, VERZORGING EN OOGST VAN DE PROEFVELDEN

Teneinde de kans te vergroten, dat in de proefveldserie de extreme structuurtoestanden voldoende vertegenwoordigd zouden zijn, werd in de eerste plaats getracht die percelen ter beschikking te krijgen, die bij de structuurkartering een extreem waarderingscijfer ontvingen. Verder werden de percelen waarvan bekend was, dat ze in gras gelegen hadden, niet opgenomen en evenmin de percelen waarop in 1951 klaver verbouwd was of waarop in dat jaar een groenbemesting of een bemesting met stalmest of compost was toegepast. Door deze beperkingen was het niet mogelijk in het beperkte gebied een serie van 50 proefpercelen met een extreme structuur samen te stellen, zodat de rest van de percelen gekozen moest worden uit hetgeen verder beschikbaar was.

Op de uitgezocht percelen werden stukken van 20 × 50 m² uitgezet, die zodanig werden gekozen, dat er slechts zeer kleine profielverschillen binnen verwacht konden worden. De geschiktheid van een plek werd beoordeeld door profielboringen tot 1,20 m aan de uiteinden van het toekomstige proefveld. Praktisch alle profielen werden naar beneden toe lichter. Slechts één proefveld (No. 6, zie fig. 1), vertoonde een profiel met een tamelijk zware kleilaag tussen 40 en 60 cm diepte in een overigens zavelig profiel.

In de eerste helft van Maart kregen de meeste proefvelden (uitgezonderd No. 15, 33, 48, 49 en 51 t/m 54) een aanvullende bemesting met kalizout 40% en dubbelsuperfosfaat tot overal hetzelfde niveau van 100 kg P_2O_5 en 200 kg K_2O_5/ha werd bereikt. Daar een groot gedeelte van de proefvelden op voor bieten bestemde percelen kon worden geprojecteerd, kon ook het merendeel door de boeren zelf worden ingezaaid.

Onmiddellijk hierna werden de proefvelden definitief uitgezet (voor plattegronden zie fig. 6 en 7), zodat steeds bij de zaairichting kon worden aangesloten.

FIG. 6. Proefveldschema Pr 1330.

Gewas: suikerbieten — Ras: Klein Wanzieben E

N — giften 0(2x), 20, 40, 60, 80, 100, 120, 140, 170, 200(2x) kg N/ha
P — gift: praktijkbemesting aangevuld tot 100 kg P_2O_5/ha
K — gift: praktijkbemesting aangevuld tot 200 kg K_2O/ha

1 N_4 80 kg	2 N_5 100 kg	3 N_2 40 kg	4 N_9 200 kg	5 N_6 120 kg	6 N_0 0 kg
7 N_9 200 kg	8 N_0 0 kg	9 N_7 140 kg	10 N_1 20 kg	11 N_3 60 kg	12 N_8 170 kg

12 m — 6 m — 7 m — 42 m

FIG. 6. *Scheme of the experimental fields of Pr 1330.*

Tevens werd hierbij de helft van de stikstofbemesting in de vorm van kalkammonsalpeter gegeven. De eerste proefvelden werden op 18 Maart door de boeren ingezaaid. Onmiddellijk werden toen maatregelen getroffen voor het inzaaien van de zaaitijdproeven. Door een invallende periode van slecht weer gelukte het helaas slechts om 1 zaaitijden-proef (Pr 1333) nog in Maart aan te zetten. Op

FIG. 7. Proefveldschema Pr 1331 t/m 1333.

Gewas: suikerbieten Zaaitijden: A, B, C, D Ras: Klein Wanzieben E

N — giften: 0 = 0kg N/ha, 1 = 60 kg N/ha, 2 = 120 kg N/ha, 3 = 180 kg N/ha
P — gift: praktijkbemesting aangevuld tot 100 kg P_2O_5/ha
K — gift: praktijkbemesting aangevuld tot 200 kg K_2O/ha

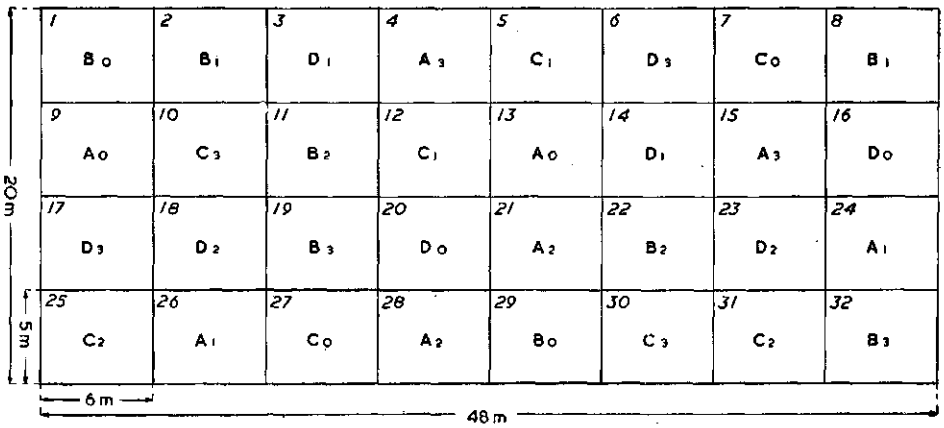


FIG. 7. *Scheme of the experimental fields Pr 1331—1333.*

4 April werd op de beide andere zaaitijdproeven de eerste zaaidatum aangelegd, terwijl een dag later weer met de inzaai van de gewone proefvelden werd begonnen. Dit duurde tot 23 April. De laatste zaaidatum van de zaaitijdproeven was 7 Mei.

Het schoffelen en opeenzetten gebeurde steeds door het personeel van het Landbouwproefstation. Bij het opeenzetten werd vooraf zo gemarqueerd, dat per ha 75 000 planten zouden blijven staan. Ongeveer 14 dagen na het opeenzetten werd de tweede helft van de stikstofbemesting gegeven.

Ook later werden de proefvelden intensief gecontroleerd. Hierbij werden standcijfers gegeven en konden bovendien afwijkingen tijdig worden gesignaleerd. Op twee proefvelden trad aanvankelijk thrips-beschadiging op. Verder werd op 1 proefveld aantasing door de bietenvlieg waargenomen, terwijl op een ander waarschijnlijk de aaskever tijdelijk moeilijkheden opleverde. In de maanden Juni en Juli bleek het nodig met nicotine en een koperpraeparaat te spuiten tegen aantasing door bladluizen en valse meeldauw. Vergelingsziekte trad slechts op enkele velden duidelijk op, doch gelukkig eerst laat in het seizoen.

Het rooien van de proefvelden vond zoveel mogelijk in aansluiting met het rooien van het perceel plaats. Op 30 September werd het eerste proefveld gerooid. Kort hierna zette een regenperiode in, die het gehele rooiseizoen door de werkzaamheden ten zeerste bemoeilijkte. Op 12 November kwam het rooien gereed op één proefveld na, dat steeds onder water stond. Hier kon eerst op 8 December worden gerooid, over de vorst.

Bij het rooien werd vooraf het aantal schieters per veldje geteld, en verder het aantal gerooide bieten. De bieten werden op het veld gelegd, schoongekrabd en gewogen. Ook het loof werd per veldje gewogen, terwijl de gerooide oppervlakte werd opgemeten. Van elk veldje werden 15 bieten als monster meegenomen. Hiervan werden bepaald: het gewicht van de vuile bieten, van de schone bieten, van het loof en van de koppen en verder het droge stofgehalte in de kop, in het loof en in de biet en tenslotte het suikergehalte.

Aanvankelijk werd het monster via de diagonaal van het veldje genomen. Nadat 12 proefvelden waren gerooid, bleek, dat het gewicht van 100 bieten in het monster (bepaald uit 12 monsters van 15 bieten), gemiddeld 5,6 ± 0,8 kg boven dat van 100 bieten in het veld lag (bepaald uit 12 veldjes van 200 bieten, gecorrigeerd op tarra). Om deze reden werden voortaan de bieten van het monster volgens nummer getrokken. Bij de volgende 12 proefvelden bleek het verschil van 100 bieten in het monster en op het veld toen 0,3 ± 0,9 kg te zijn.

Van elk proefveld werden dus 12 monsters van 15 bieten genomen. Het gemiddelde percentage tarra van deze monsters werd als tarra voor het proefveld aangenomen. Slechts in 9 gevallen lag het percentage boven 10 gew.% De middelbare fout ervan ligt waarschijnlijk over het algemeen onder 1 gew.%. Het gemiddelde percentage tarra was ongeveer 8,5 gew.%

De bieten in de monsters werden alle op vertakking beoordeeld in een schema van 5 klassen. Voor de opbrengstbepaling werd uitgegaan van de in het veld verkregen cijfers. Deze werden gecorrigeerd op tarra en omgerekend in tonnen per ha.

De in dit hoofdstuk genoemde gegevens zijn verzameld in de bijlagen 1 t/m 10. [1]

[1] Zie noot onder de lijst van bijlagen.

IV. WAARNEMING EN VERWERKING VAN GROEIFACTOREN

1. Chemisch onderzoek

Omstreeks half Mei, dus nà de P- en K-bemesting werd op elk proefveld een grondmonster tot 20 cm diepte voor chemisch grondonderzoek genomen op de gebruikelijke wijze.

In deze monsters werden door het Bedrijfslaboratorium voor Grond- en Gewasonderzoek de volgende grootheden bepaald:

1e. pH water en pH-KCl

2e. het humusgehalte

3e. het gehalte aan $CaCO_3$

4e. het basengehalte (S)

5e. de granulaire samenstelling, nl. het gehalte aan afslibbare delen ($< 16\mu$) en de zandfractie verdeeld in grovere en fijnere delen ($>$ en $< 90\mu$)

6e. het P-citr. cijfer, als maat voor de fosfaattoestand van de grond

7e. het kali-gehalte, als K-HCl.

Deze gegevens zijn vermeld in bijlage 11.[1]

Teneinde de cijfers voor het basen- en kalkgehalte als één gegeven te kunnen verwerken, is voor elk proefveld de lrb-waarde (logarithme van het relatieve basengehalte) bepaald volgens Visser (zie Visser, 1942).

De uitkomsten zijn vermeld in bijlage 12.[1]

Eind September — begin October werd op de niet met stikstof bemeste veldjes van elk proefveld een monster genomen voor de bepaling van de stikstofmineralisatie. Deze monsters werden onderzocht door Dr D. A. van Schreeven van de Landbouwkundige Afdeling van de Noordoostpolder Directie[2]. Hierbij werd bepaald hoeveel stikstof er werd gemineraliseerd gedurende een periode van 6 weken bij een temperatuur van ca 30°C zowel na schudden gedurende $2\frac{1}{2}$ uur met water, als na schudden met 1 n KCl-oplossing, volgens micro-Devarda. De resultaten hiervan zijn opgegeven in bijlage 13.[1]

2. Structuurbepalingen

a. Visule bepaling

Deze bepalingen werden door een specialist uitgevoerd, volgens een destijds door Ferwerda (1951) ingevoerde methode. Met een schop wordt op een aantal plekken, afhankelijk van de grootte en heterogeniteit van het object een spit grond gestoken tot een diepte van ca. 15 cm. Men beoordeelt de wijze waarop de grond langs natuurlijk breukvlakken uiteenvalt en de kracht die hiervoor met de hand moet worden aangewend. In de schaal 1—10 worden cijfers gegeven voor:

---

[1] Zie noot onder de lijst van bijlagen.

[2] Voor deze hulp wordt hier gaarne dank gebracht.

1. De grootte van de brokken of de kruimels. Een laag cijfer wijst op een fijne grond. Het cijfer 3 geldt ongeveer als optimaal. Dit cijfer heet M-cijfer of mediaan-cijfer.
2. De binding in de grond. Een laag cijfer duidt op een geringe samenhang. Ook hier is 3 een zeer gunstig cijfer. De aanduiding heet B- of bindingscijfer.
3. De porositeit of „openheid" van de grond. Hierbij is het cijfer 10 het gunstigste. Kleine afwijkingen hiervan geven aan, dat de grond plaatselijk dichte stukken bevat. Bij een cijfer van 6 is de toestand reeds zeer ongunstig. Het getal wordt P- of porositeitscijfer genoemd.
4. Het eindcijfer of St-cijfer. Dit cijfer is niet een eenvoudige functie van de eerste drie, doch hierin worden ook andere bijzonderheden van het structuurbeeld verdisconteerd. Verder is voor klei- en zavelgronden vooral het P-cijfer bepalend voor het St-cijfer, terwijl bij zandgronden het bindingscijfer een belangrijke rol speelt.

Bij de bewerking van het St-cijfer bleek dat de schaal niet lineair was. De volgende waarderingen kwamen nl. voor: 1, 2, 3, 4—, 4, 4+, 5—, 5, 5+, 6—, 6, 6+, 7—, 7, 7+, 8—. Ook uit de frequentie-verdeling (fig. 4) blijkt al wel, dat het onderste deel van de schaal waarschijnlijk gerekt is. In overleg met de specialist, werden daarom de cijfers 1 t/m 3 weergegeven als 4—, en de cijfers 4— en 4 als 4. Het in fig. 4 weergegeven histogram krijgt dan een regelmatige vorm, zoals blijkt uit de ingetekende streeplijn.

Visuele structuurbeoordelingen werden driemaal uitgevoerd, nl. in de maanden Mei, Augustus en September—October. Hierbij werd per proefveld 1 beoordeling gegeven. De resultaten zijn opgegeven in bijlage 14.[1]

b. Aggregatie-onderzoek

Hiervoor wordt met een monsterschepje op het te onderzoeken object een zodanig aantal steken genomen, dat een emmer half gevuld is. Deze grond wordt op een zak uitgestort en losjes verkruimeld. Hierna wordt in een geparaffineerde beker een submonster meegenomen. Direct na aankomst op het laboratorium worden de aggregaten groter dan 8 mm uitgezeefd. Het gewicht hiervan wordt in % van het totaal opgegeven. De rest van het monster wordt aan de lucht gedroogd om veranderingen door microbiologische activiteiten te voorkomen. In luchtdroge toestand kan het monster geruime tijd bewaard worden.

De analyse bestaat uit het splitsen van het monster in een aantal zeeffracties (zie PEERLKAMP, 1947 en 1948). Hiervoor wordt een stel draadzeven gebruikt met een diameter van 20 cm en maaswijdten van 4,6; 3,4; 2,0; 1,0; 0,6 en 0,3 mm. De zeven zijn zodanig tot een nest verenigd, dat de onderlinge afstand 4,2 cm is. Het zeven kan op verschillende manieren uitgevoerd worden:

1. Droog zeven. Hierbij wordt het luchtdroge monster voorzichtig met het nest zeven uitgezeefd, waarna de procentuele verdeling over de verschillende fracties door weging wordt bepaald.

2. Nat zeven. Hierbij wordt op het monster een grotere destructieve kracht uitgeoefend, door het stel zeven met een frequentie van 9 onderdompelingen per minuut in een vat (diameter 27 cm) met water op en neer te bewegen. Om te voorkomen dat door het inzuigen van water door de capillaire krachten de aggregaten bij een

[1] Zie noot onder de lijst van bijlagen.

onderdompeling door de ingesloten lucht ontploffen, wordt het monster vooraf bevochtigd tot 20 gew. % voor klei- en zavelgronden en 12 gew. % voor zandgronden door het benodigde water op het monster te vernevelen. Het bevochtigde monster wordt vóór de analyse gedurende 24 uur in een thermostaat van 20°C bewaard, om het vocht te laten intrekken.

Bij de analyse worden twee stel zeven gebezigd aan een om het midden bewegende arm. In de hoogste stand mag de onderste zeef het water juist niet verlaten daar dit te grote schokken geeft, in de laagste stand mag de bovenste rand van het nest zeven net niet onder water komen, omdat anders lichte gronddeeltjes over de rand heen zouden kunnen spoelen.

Door de verschillende zeeffracties te drogen en te wegen en de nodige vochtbepalingen uit te voeren kan de procentuele grootteverdeling van de aggregaten worden bepaald.

Er wordt tenslotte een correctie toegepast door de zeeffracties met een oplossing van NH_4OH (0,1n) + Na(OH) (0,1n) te koken en dan in het gepeptiseerde materiaal na te gaan of tussen de aggregaten ook steentjes of andere verontreinigingen voorkomen van de betrokken grootte-klasse. Tevens kunnen zo bij bepaalde gronden zeer stabiele aggregaten worden opgespoord.

De tijdsduur van het onder water zeven kan naar believen gevarieerd worden. Meestal wordt gewerkt met 5 minuten of $\frac{1}{2}$ uur. Het droog zeven en de fractie aggregaten > 8 mm geven een indruk van de grootteverdeling van de aggregaten in het veld. De veranderingen die optreden door het monster kortere of langere tijd onder water te zeven, kunnen een indruk geven van de mate waarin de grond hiertegen bestand is. Teneinde de gegevens hanteerbaar te maken, wordt het resultaat van een aggregaatanalyse volgens een iets gewijzigde methode VAN BAVEL (VAN BAVEL, 1949) uitgedrukt in de maat: gemiddelde aggregaatdiameter, aangeduid als G.A.D. of d. Bij de laatste notatie geeft een index aan, het aantal minuten dat er onder water gezeefd is, dus d_0, d_5, d_{30}. Men verkrijgt de G.A.D. door het gewichtspercentage van de totale hoeveelheid aggregaten van elke fractie te vermenigvuldigen met het rekenkundige gemiddelde van de fractiegrenzen en deze 7 producten (de aggregaten > 8 mm blijven buiten beschouwing) op te tellen, waarna deze som door 100 wordt gedeeld.

De eerste bemonstering werd omstreeks half Mei uitgevoerd. Er werd per proefveld 1 monster genomen, waarin alle veldjes waren vertegenwoordigd. Er werd in deze monsters bepaald: 1. fractie > 8 mm, 2. d_0, 3. d_5.

Drie proefvelden werden in 5-voud bemonsterd, terwijl de zaaitijdproeven per zaaitijd bemonsterd werden. Hieruit blijkt, dat de standaardafwijking van de enkelvoudige bemonstering in d ongeveer 0,2 mm is, en in de fractie > 8 mm ongeveer 2 gew. % (zie verder pag. 57 e.v.).

In het najaar werd een tweede bemonstering uitgevoerd, nl. in de maand October. Deze bemonstering vond onder ongunstige omstandigheden plaats, daar de grond erg nat was. Hierdoor bleek het op de duur niet mogelijk in het veld een verkruimeling toe te passen. De monsters zijn daarom met zo weinig mogelijk veranderingen naar het laboratorium gebracht. Nadat ze enigszins gedroogd waren, zijn deze monsters in hun geheel door de zeef van 8 mm gewerkt. Een deel van elk monster is daarna zonder verder drogen direct onder water gezeefd, terwijl de rest de normale behandeling onderging.

De gegevens uit dit onderzoek verkregen zijn vermeld in bijlage 15.[1]

---

[1] Zie noot onder de lijst van bijlagen.

c. Bepaling van grond-water-luchtverhoudingen

Deze bepaling vindt plaats door middel van ringmonsters volgens de methode van KOPECKY (zie PEERLKAMP, 1948). Hiervoor worden stalen ringen met een inhoud van ca 100 cm^3 (hoogte en diameter ongeveer 5 cm) geheel met grond in natuurlijke

FIG. 8. Boor voor het nemen van ongeroerde monsters.

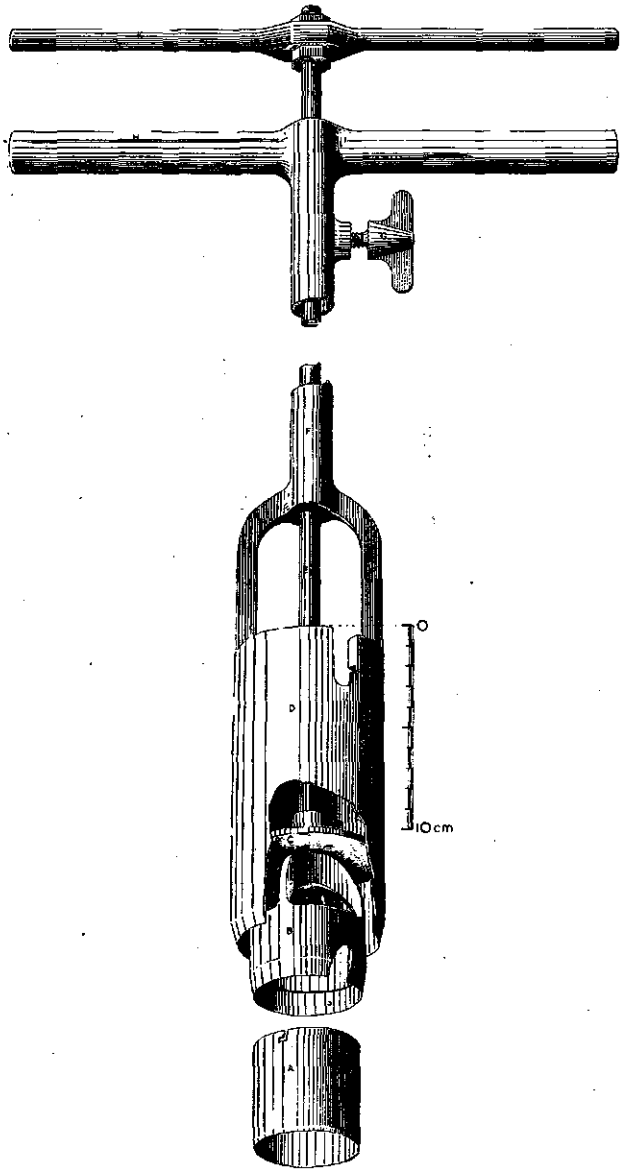


FIG. 8. *Auger for taking undisturbed samples.*

ligging gevuld. De ring wordt aan het uiteinde van een voor dit doel reeds vele jaren aan het Landbouwproefstation en Bodemkundig Instituut T.N.O. in gebruik zijnde structuurboor (fig. 8) in de te onderzoeken grondlaag geduwd, waarbij er door het voorzichtig op diepte boren van het boorgat, zorg voor wordt gedragen, dat de grond zo min mogelijk wordt samengeperst. Om de ingedrukte monsterring wordt een cilinder van een wijdere boor geperst, waarna beide boren tegelijk uit de grond worden gelicht.

De monsterring kan dan uit de sluiting worden genomen en aan beide kanten met een groot mes glad worden afgesneden. Door het soortelijk gewicht van de grond, het gewicht van de ringinhoud en het watergehalte te bepalen, is uit te rekenen welk % van het monster grond, water of lucht geweest is.

Teneinde deze bepaling voor de grote proefveldserie uitvoerbaar te maken, werd de volgende werkwijze gevolgd. In het veld werden per proefveld 12 ringmonsters genomen. De ring werd hierbij telkens leeggedrukt in een afsluitbare bus. De twaalf ringinhouden werden samen op een aanwezige toonbankbalans gewogen, waarna een mengmonster in een flesje werd meegenomen voor een vocht- en s.g.-bepaling.

Bij de berekening is het s.g. van het water op 1 gesteld. De bemonstering is 2 × uitgevoerd, nl. eind Mei—begin Juni en in September. Op 6 proefvelden werden de 12 ringinhouden per laag in 2 groepen van 6 gewogen. Ook verder werden deze helften gescheiden behandeld. Door bij deze 12 gesplitste metingen de standaardafwijking van het gemiddelde te bepalen werd een indruk verkregen van de standaardafwijking van de bemonstering zoals deze op de overige velden is gebeurd. Deze standaardafwijking bedroeg van het vol. % grond, water en lucht, resp. 0,72, 0,50 en 0,95 vol %.

De gegevens zijn verzameld in bijlage 16.[1]

d. Metingen betreffende de mechanische weerstand

Hierbij werd gebruik gemaakt van een eenvoudige penetrometer die afgebeeld is in fig. 9. Er wordt dus een stalen punt in de grond gedrukt en de hiervoor benodigde kracht wordt door middel van een veer gemeten. Eén schaaldeel komt daarbij overeen met een kracht van 6,25 kg.

Op de stang, die in de grond gedrukt wordt, bevindt zich een horizontale plaat. Door hieronder een trapsgewijze afgezaaid blokje te houden, kan worden bereikt, dat de punt niet ineens door een lossere laag heenstoot, maar telkens b.v. 5 cm kan zakken. De maximale kracht in elk van deze trajecten van 5 cm, uitgedrukt in schaaldelen van de penetrometer, werd genoteerd. Per veldje werd 1 prik tot 40 cm diepte gedaan, zodat er per proefveld 12 waarnemingen beschikbaar kwamen op de gewone proefvelden en 32 op de zaaitijden proeven. Bovendien werden op 11 proefvelden op een extra veldje van dubbele oppervlakte vooraan het proefveld een extra serie van 10 prikken gemaakt.

De bewerking van de gegevens heeft als volgt plaats gevonden. Voor elke prik werd de som van de 3 waarnemingen tussen 15 en 30 cm diepte verminderd met de som van de 3 waarnemingen tussen 0 en 15 cm diepte. Het is nl. bekend, dat de mechanische weerstand sterk beïnvloed wordt door het vochtgehalte (zie b.v. SHAW, e.a. 1942) en daar deze grootheid niet bekend was, werd de voorkeur gegeven aan een relatieve maat. Per proefveld werden dus over het algemeen 12 verschillen gevonden. Deze werden gemiddeld, terwijl tevens de middelbare fout van het gemiddelde werd bepaald.

---

[1] Zie noot onder de lijst van bijlagen.

FIG. 9. Schema van de gebruikte penetrometer.

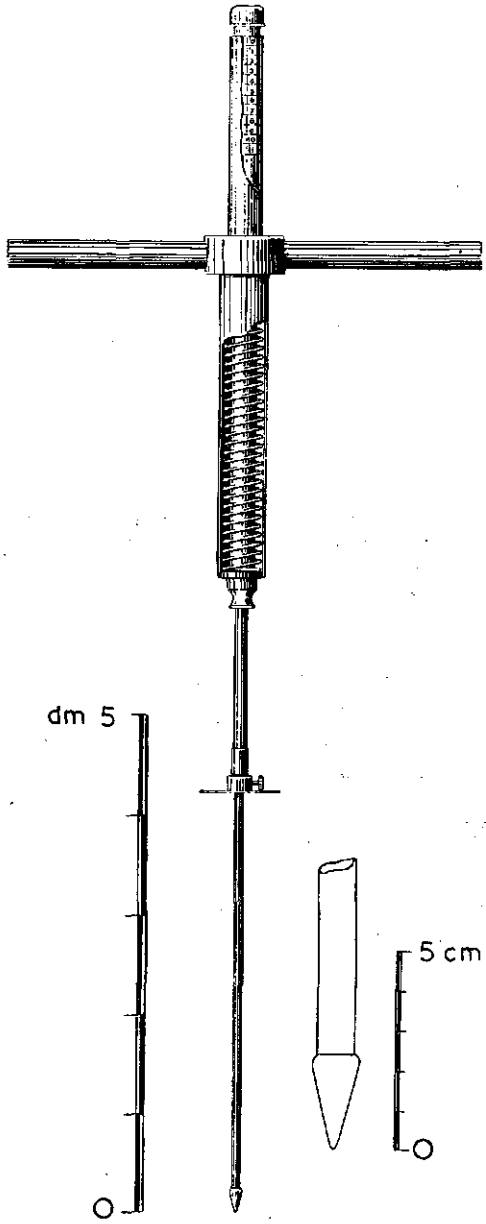


FIG. 9. *Schematic drawing of the penetrometer used.*

De metingen werden 2 × uitgevoerd, de eerste maal tussen 10 en 22 Juli en de 2de maal tussen 27 September en 10 October. Gedurende de eerste periode viel er veel regen op 17 en 18 Juli. Van de metingen van 10 prikken op de 11 extra-veldjes vielen er 7 in de periode tijdens of nà deze regenval,

terwijl er op de proefvelden zelf vóór de regen gemeten was. De gevonden verschillen tussen de lagen 0—15 en 15—30 cm bleken sterk af te wijken. Bij deze 7 metingen bleek de mechanische weerstand in de bovenste 15 cm op de kleine veldjes gemiddeld 4,82 lager te liggen dan op het proefveld zelf, terwijl de weerstand in de laag 15—30 cm gemiddeld 2,3 hoger lag. De overige 4 metingen vonden zowel op het proefveld als op het extra veldje tijdens of na de regenperiode plaats. Hier bleek de mechanische weerstand op het extra veldje voor de lagen 0—15 en 15—30 cm resp. 14,9 en 0,54 hoger te liggen. Dit laatste kon verwacht worden, omdat de extra-veldjes over het algemeen dichter bij de rand van het praktijkperceel liggen, terwijl er veel meer over gelopen is dan over het proefveld. Het blijkt dus dat de grote afwijkingen ontstaan zijn, doordat de mechanische weerstand in de bovenlaag veel kleiner is gevonden, waarschijnlijk door toeneming van het vochtgehalte door de regen. Om deze reden zijn de waarnemingen van de eerste serie vanaf 17 Juli verworpen. De waarnemingen in de herfst hadden in een veel vochtiger grond plaats, zodat deze serie in zijn geheel kon worden aangehouden.

Teneinde het uitgebreide cijfermateriaal nog verder te comprimeren, werden de beide waarnemingsreeksen tot één reeks samengevat. Op de 50 gewone proefvelden was het gemiddelde van de waarnemingen in het voorjaar 2 × zo groot als in het najaar. Daarom is als combinatie van beide reeksen gekozen de waarde van het verschil in mechanische weerstand tussen de lagen 15 tot 30 cm en 0 tot 15 cm, in het najaar vermeerderd met de helft van de waarde in het voorjaar.

Doordat met de extra waarnemingen tevens 14 waarnemingen op de proefvelden, alsmede de waarnemingen op de zaaitijdproeven in het voorjaar, door de storing tengevolge van regen vervielen, liep de verhouding tussen de verschillen in voorjaar en najaar terug van 2,0 tot 1,7. De wijze van combineren is evenwel niet gewijzigd, zodat de 14 proefvelden, waarvan de voorjaarswaarnemingen vervielen een iets te hoge waarde gekregen hebben.

Uit de 806 prikken, bestaande uit 50 metingen in 12-voud, 11 metingen in 10-voud en 3 metingen in 32-voud werd voor beide tijdstippen de middelbare fout van het gemiddelde van 12 waarnemingen berekend. In het voorjaar was deze waarde 1,13, in het najaar 0,37. De gemiddelde waarde van de aangehouden mechanische weerstand verschillen bedroeg in beide gevallen resp. 5,41 en 3,10 met variaties van 9,9 tot 1,0 en 6,2 tot 0,9. Het traject was dus 7,9 resp. 14,3 maal de middelbare fout van de waarnemingen, zodat het inderdaad mogelijk blijkt, de gronden in te delen naar hun verschil in mechanische weerstand tussen twee lagen, al is de nauwkeurigheid nog niet bijzonder hoog. De procentuele middelbare fout van een normale waarneming bedraagt (betrokken op het gemiddelde in voor- en najaar) resp. 21 en 8%. Door de getallen in het voorjaar door 2 te delen verandert de procentuele middelbare fout niet, zodat de absolute waarde van het gemiddelde dan wordt: 2,70 ± 0,56. De combinatie met de najaarscijfers wordt: 5,80, met als middelbare fout: $\sqrt{0{,}56^2 + 0{,}37^2} = 0{,}67$ of 11,5% terwijl voor de 14 proefvelden waarvan de zomerwaarnemingen werden verworpen, de procentuele fout 8% blijft. Het traject van de waarden verliep na de combinatie van 11,6 tot 1,2. De 14 proefvelden waarvan de voorjaarswaarnemingen vervielen hadden in het najaar gemiddeld een waarde van 2,96, dus na vermenigvuldiging met 2: 5,92, terwijl dit 1,7 × 2,96 = 5,03 had moeten zijn De ontstane afwijking is dus ongeveer 0,9, wat gezien de absolute grootte van de middelbare fout niet zo ernstig is.

De verschillende grootheden zijn in bijlage 17[1] verzameld.

3. Grondwaterstandsmetingen

Naast elk proefveld werd halverwege de lange zijde een grondwaterstandsbuis geplaatst, waarin aanvankelijk eens per week en later ongeveer een keer per 14 dagen de grondwaterstand werd opgenomen. De waarnemingen t.o.v. maaiveld zijn in bijlage 18[1] weergegeven. Daar na 17 April over het algemeen de grondwaterstand begon te dalen, is het gemiddelde van elke buis over de periode vóór 17 April berekend.

[1] Zie noot onder de lijst van bijlagen.

Deze waarden zijn vermeld in bijlage 19 [1]. Verder is hierin voor elke buis de r.g.s.-maat t.o.v. proefveld 25 opgegeven met de bijbehorende middelbare fout.

De r.g.s.-maat, of *relatieve grondwaterstandsschommelingsmaat* is ingevoerd door VISSER (zie VISSER, 1950). Men verkrijgt deze maat door de gelijktijdige waarnemingen in een bepaalde buis uit te zetten tegen die in een standaardbuis, waarvoor de buis op proefveld 25 is genomen. De punten zouden zich dan in een hydrologisch min of meer homogeen gebied om een rechte lijn groeperen. De richtingstangens van deze lijn is de r.g.s.-maat. Daar de waarnemingen in elke buis ongeveer even betrouwbaar zullen zijn, is de hellingstangens bepaald volgens een rechtlijnige vereffening. Van elk van deze tangenten is de middelbare fout berekend (zie VAN UVEN, 1935). Daar het niet aannemelijk is, dat elke lijn dezelfde betrouwbaarheid heeft, is het niet mogelijk één standaardafwijking voor alle r.g.s.-maten op te geven. In fig. 10 zijn daarom de r.g.s.-maten naar hun grootte gerangschikt, terwijl tevens door een blokje is weergegeven binnen welke grenzen de gevonden r.g.s.-maat met 90% zekerheid ligt. Men heeft dus maar 5% kans dat een bepaalde r.g.s.-maat eigenlijk aan één kant buiten een bepaald blokje uitsteekt en slechts door toeval midden in het blokje gevonden is. Men kan nu de redelijkheid van een indeling van de proefvelden naar de r.g.s.-maat beoordelen uit de spreiding van de waarnemingen en de middelbare fouten. Het blijkt, dat er bij slechts 5 van de 51 proefvelden meer dan 5% kans is, dat de r.g.s.-maat negatief is, terwijl hij positief gevonden is. Op proefveld 25 is de r.g.s.-maat per definitie 1. Er blijken 2 proefvelden te zijn, die met 95% zekerheid een lagere waarde aangeven.

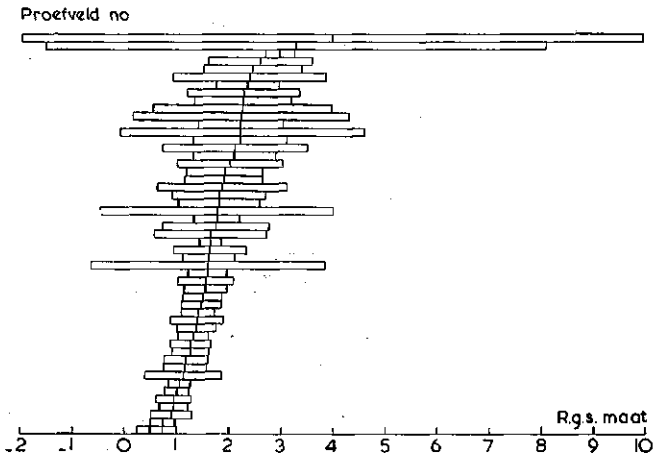


FIG. 10. De r.g.s.-maat van de proefvelden en de grenzen hiervan met een overschrijdingskans van 5%.

FIG. 10. *The relative groundwater fluctuation index and its bounderies on the 5% level.*

Op een totaal van 51 waarnemingen zou ook dit door toeval kunnen zijn ontstaan, 21 proefvelden geven echter een waarde, die met dezelfde zekerheid boven de waarde 1 liggen en dit kan niet door toeval ontstaan zijn. Trekt men een scheidslijn bij de waarde 1,25 of 1,50 dan is het aantal proefvelden dat achtereenvolgens naar beneden of boven afwijkt (exclusief proefveld 25) 4 en 10, resp. 7 en 3.

De indeling naar r.g.s.-maat blijkt dus statistisch wel enige grond te hebben, doch de betrouwbaarheid is over het geheel genomen maar zeer zwakjes.

[1] Zie noot onder de lijst van bijlagen.

V. DE INVLOED VAN DE STIKSTOFGIFT OP DE VERSCHILLENDE PROEFVELDEN

Voor elk proefveld werd het verband tussen de stikstofgift en de opbrengst, uitgedrukt als bietversgewicht, als volgt bepaald:

In een grafiek worden beide grootheden tegen elkaar uitgezet. Door de zo verkregen 12 punten wordt op het oog een vloeiende curve getrokken. Hierna wordt deze curve zodanig bijgeschaafd, dat de som van de afwijkingen in opbrengst nul wordt. Vervolgens worden deze afwijkingen op een plattegrond van het proefveld weergegeven, teneinde een eventueel vruchtbaarheidsverloop vast te kunnen stellen. In de dwarsrichting van het proefveld is de vruchtbaarheidscorrectie gelijk aan de gemiddelde afwijking van de beide reeksen van 6 veldjes. Deze is in absolute waarde voor beide helften gelijk. In de lengterichting wordt het vruchtbaarheidsverloop gevonden door de — voor het in dwarsrichting gevonden vruchtbaarheidsverloop gecorrigeerde — afwijkingen van de veldjes 1 en 7; 2 en 8, etc. t/m 6 en 12 uit te zetten tegen de getallen 1 t/m 6. Uit het vruchtbaarheidsverloop in lengte en breedterichting wordt voor elk veldje de vruchtbaarheidscorrectie vastgesteld en wel zodanig, dat de som van deze 12 correcties gelijk is aan nul. Door de 12 gecorrigeerde opbrengsten wordt dan tenslotte weer een lijn getrokken die voldoet aan de voorwaarde, dat de som van de afwijkingen nul is. Als de tweede lijn te sterk afwijkt van de eerste wordt-uitgaande van de tweede lijn en de niet gecorrigeerde opbrengsten - deze bewerking herhaald. Door deze bewerking worden dus minstens twee lijnen verkregen die ten opzichte van de gemeten opbrengsten voldoen aan de voorwaarde, dat de som van de afwijkingen nul is. Dat dit bij de tweede lijn zowel voor de gecorrigeerde als de niet-gecorrigeerde punten geldt, volgt uit het feit dat de som van de vruchtbaarheidscorrecties nul is. Voor beide lijnen worden de afwijkingen van de oorspronkelijke punten tot de lijn gekwadrateerd en gesommeerd. Er is nu steeds die lijn als vereffeningslijn aangehouden, die de kleinste kwadraatsom afwijkingen (K.S.A.) opleverde, dus ook de kleinste variantie, daar in geen der gevallen het aantal vrijheidsgraden veranderde.

In sommige gevallen kon zonder meer besloten worden de lijn nà de vruchtbaarheidscorrectie aan te houden, nl. in die gevallen waarin de vruchtbaarheidscorrectie zeer duidelijk was. Dit werd beoordeeld door de variantie voor en na de vruchtbaarheidscorrectie te berekenen. Hiertoe werd de K.S.A. gedeeld door het aantal vrijheidsgraden dat bij benadering voor de nauwkeurigheidsschatting beschikbaar was.

Hiervoor werden de volgende aantallen aangenomen:

oorspronkelijke lijn t.o.v. niet gecorrigeerde punten	9	vrijheidsgraden
gecorrigeerde lijn t.o.v. niet gecorrigeerde punten	9	„
gecorrigeerde lijn t.o.v. gecorrigeerde punten vruchtbaarheidscorrectie alleen in dwarsrichting	7	„
idem vruchtbaarheidscorrectie alleen in lengterichting en rechtlijnig	7	„
idem vruchtbaarheidscorrectie alleen in lengterichting en kromlijnig	6	„
idem vruchtbaarheidscorrectie in dwarsrichting en rechtlijnig in lengterichting	5	„
idem vruchtbaarheidscorrectie in dwarsrichting en kromlijnig in lengterichting	4	„

Als de variantie van de gecorrigeerde punten t.o.v. de gecorrigeerde lijn duidelijk lager was dan de variantie van de ongecorrigeerde punten t.o.v. een van de beide

lijnen, werd steeds de gecorrigeerde lijn aangehouden. De betrouwbaarheid van de zo verkregen lijnen kan in eerste benadering weergegeven worden door de variantie, dus door het quotient van de kwadraatsom afwijkingen en het aantal vrijheidsgraden, dat beschikbaar is voor de betrouwbaarheidsschattingen. Indien als eenheid van de opbrengst 1 ton/ha wordt aangenomen, zoals in dit artikel steeds is gedaan, dan wordt voor de 29 proefvelden waarop geen vruchtbaarheidsverloop kon worden aangenomen gemiddeld een variantie van 3,75 gevonden. Op de 20 overige proefvelden daalde de variantie door de vruchtbaarheidscorrectie gemiddeld van 16,15 op 4,79. Gemiddeld is over alle proefvelden de variantie uiteindelijk 4,2. In fig. 11 is een frequentieverdeling weergegeven van de variantie vóór en nà de vruchtbaarheidscorrectie.

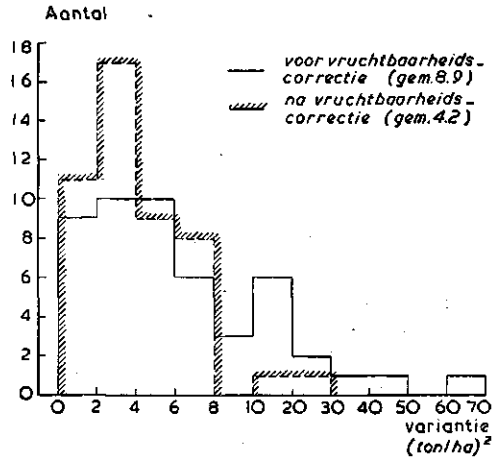


FIG. 11. Frequentie-diagram van de variantie van de bietopbrengst per proefveld, voor en na de toegepaste vruchtbaarheidscorrecties.

FIG. 11. *Distribution of the variance of the yield of sugar beets per experimental field, before and after application of the fertility correction.*

De vorm van de gevonden N-opbrengst curven loopt sterk uiteen. Bij 15 proefvelden wordt een lijn gevonden, die slechts bij de laagste stikstofgiften een stijgend verloop heeft en die verder horizontaal is. Bij 14 proefvelden is het stijgend stuk groter, maar eindigt de lijn toch min of meer horizontaal. 6 Proefvelden geven een optimumcurve en op 8 proefvelden stijgt de lijn bij 200 kg N/ha nog duidelijk. In dit geval werd de opbrengst bij 200 kg N/ha als maximale opbrengst aangeduid. Slechts 1 proefveld gaf geen enkel verband te zien. Dit proefveld is verder buiten beschouwing gelaten. De gevonden curven zijn als vereffende bietopbrengsten weergegeven in bijlage 20. [1]

Het verband tussen de loofopbrengst en de stikstofgift bleek vrijwel steeds lineair te zijn. Om deze reden is voor elk proefveld afzonderlijk de regressie-lijn tussen stikstofgift en loofopbrengst berekend, waarbij de stikstofgift uiteraard als foutloze coördinaat werd beschouwd. De resultaten van deze berekeningen zijn samengevat in bijlage 21. [1] Daar het niet in de bedoeling lag, dit materiaal verder te bewerken zijn de betrouwbaarheidsberekeningen hier achterwege gelaten.

Per veldje kon slechts één suikerbepaling worden uitgevoerd. Hierdoor was het, gezien de onzekerheid van een dergelijke bepaling, niet mogelijk om per proefveld de invloed van de N-gift op het suikergehalte te bepalen. Hetzelfde geldt van de meeste andere bepaalde grootheden. Daarom zijn al deze gegevens gemiddeld over alle proefvelden.

[1] Zie noot onder de lijst van bijlagen.

TABEL 1. Gemiddeld verband tussen N-gift en opbrengstgegevens over 49 proefvelden.[1]

N-gift kg N/ ha *N-amount given kg N/ha*	Biet-opbrengst als vers gewicht ton/ha *Yield of sugar beets fresh weight ton/ha*	Suikergehalte gew. % *Sugar content % by weight*	Droge stof-gehalte biet gew. % *Dry matter content beets % by weight*	Loof-opbrengst ton/ha *Yield of tops ton/ha*	Droge stof-gehalte loof gew. % *Dry matter content of tops % by weight*	Percentage schieters no's 5, 9 en 52 *Percentage of flower shoots No 5, 9 and 52*
0	38,4	17,61	23,55	27,3	17,91	3,8
20	41,4	17,67	23,43	30,1	17,23	3,8
40	44,1	17,66	23,52	33,2	17,29	4,5
60	45,5	17,63	23,49	36,4	16,78	4,7
80	47,8	17,51	23,31	40,1	16,42	5,7
100	48,7	17,50	23,32	43,1	16,28	4,7
120	48,6	17,37	23,30	46,5	15,84	6,7
140	49,5	17,35	23,16	48,7	15,41	5,7
170	49,9	17,23	22,94	54,1	15,14	6,8
200	49,7	17,15	22,89	58,2	14,79	6,3

TABEL 1. *Mean relation between N-amount given and crop yield data on 49 experimental fields.*[2]

In tabel 1 is weergegeven, de invloed van de stikstofgift gemiddeld over de 49 beschikbare proefvelden op biet-versgewicht, suikergehalte, loof-opbrengst, droge-stofgehalte in het loof en het schieter-percentage van de 3 vroeg gezaaide proefvelden. In fig. 12 zijn de eerste vier invloeden in beeld gebracht en wel door naast de biet- en loofopbrengst weer te geven de opbrengst aan suiker in de bieten en aan droge stof in het loof. Hierbij zijn deze grootheden bij de praktijkgift van 120 kg N/ha op 100 % gesteld. Ten aanzien van de suikeropbrengst blijkt het normale advies van 120 kg N/ha goed te kloppen. De hoeveelheid droge stof in het loof stijgt echter nog aanzienlijk bij hoge stikstofgiften.

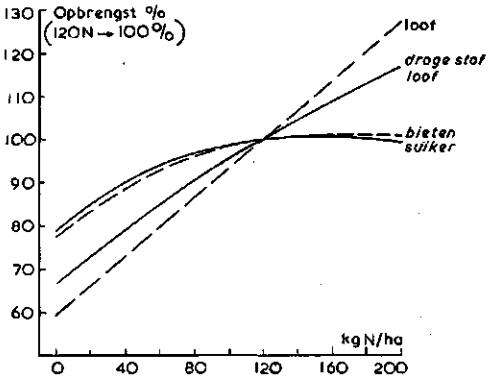


FIG. 12. De invloed van de N-gift op de opbrengst als bietversgewicht en hoeveelheid suiker en op de hoeveelheid loof als versgewicht en gewicht aan droge stof, gemiddeld over alle proefvelden.

FIG. 12. *The influence of the amount of N given on the yield expressed as fresh weight and as amount of sugar and on the fresh and dry weight of the tops, averaged over all experimental fields.*
loof = *tops*, droge stof = *dry matter*
bieten = *beets*, suiker = *sugar*.

Het schieter-percentage is zeer gering en heeft alleen enige betekenis op de zeer vroeg gezaaide velden. Uit de opgegeven cijfers blijkt het verband met de stikstofgift duidelijk.

[1] Hier is gebruik gemaakt van de gemeten opbrengsten. De vereffening per proefveld is dus buiten beschouwing gelaten.

[2] *Here actual crop yields are used. The adjustment of each experimental field was not taken into account.*

VI. POLYFACTOR-ANALYSE VAN DE OPBRENGST-GEGEVENS

Het verband tussen de opbrengsten en de verschillende groeifactoren werd in eerste benadering vastgesteld met behulp van een tweetal *polyfactor-analyses*. Deze werkwijze is ontwikkeld door VISSER. Voor een andere toepassing hiervan zij verwezen naar het proefschrift van FERRARI (zie FERRARI, 1952).

Bij deze methode wordt het verband tussen de opbrengst en de groeifactoren hoofdzakelijk langs grafische weg door iteratie (herhaling) gevonden. Daar echter de verschillende groeifactoren ook een onderling verband kunnen vertonen, is het noodzakelijk deze onderlinge samenhangen vooraf vast te stellen.

Hiertoe is de rechtlijnige correlatie tussen de diverse groeifactoren bepaald en wel op de volgende wijze:

Zij $x - \bar{x} = u$ en $y - \bar{y} = v$, dan is de correlatiecoëfficiënt $r = \frac{\Sigma\, uv}{\sqrt{(\Sigma u.u)\ (\Sigma v.v)}}$

Als u en v aan elkaar gelijk of elkaars tegengestelde zijn, m.a.w. als de factoren een volkomen samenhang vertonen, wordt deze correlatie coëfficiënt resp. + 1 of — 1, in alle andere gevallen ligt de waarde hiertussen. Of de correlatie statistisch betrouwbaar is, hangt er van af in hoeverre hij van nul afwijkt en hoeveel gegevens er voor de bepaling aanwezig waren. In het besproken materiaal lag de grens van het 5% niveau bij 0,28 en van het 1% niveau bij 0,36. Deze statistische betrouwbaarheid hoeft echter geen maat te zijn voor het al of niet hinderlijk zijn bij de polyfactoranalyse.

De resultaten van deze berekeningen zijn in de vorm van een correlatietabel weergegeven in tabel 2.

In de eerste rij staat het verschil tussen de hoogste en de laagste bietopbrengst per proefveld als groeifactor vermeld. Dit getal is een maat voor de reactie van het gewas op stikstof en kan dienen als contrôle op de bepaling van het stikstofleverend vermogen van de grond, zoals dit in Kampen werd bepaald (zie blz. 18). De correlatie tussen beide waarden blijkt slechts - 0,25 te zijn. De stikstofreactie van het gewas blijkt wel duidelijk samen te hangen met de visueel bepaalde bodemstructuur, terwijl verder ook het percentage afslibbaar en de toename in mechanische weerstand van de laag 0-15 naar 15-30 cm enig verband er mee te zien geven. Deze beide laatste factoren blijken ook onderling sterk gecorreleerd te zijn. De zaaidatum geeft alleen een zwak verband met de bodemstructuur. De beide bepalingen van deze laatste factor zijn onderling uiteraard zeer nauw gecorreleerd, terwijl ze beide samenhangen met de zuurgraad van de grond. De structuurbepaling in het voorjaar geeft de nauwste samenhang met de lrb.-waarde, die in het najaar met de pH. Dat de lrb.-waarde en de pH niet nauwer samenhangen, komt doordat het verband duidelijk kromlijnig is.

Verder blijken de zwaarte van de grond en het K-HCl-cijfer nauw met elkaar samen te hangen, terwijl deze beide factoren duidelijk gekoppeld zijn aan het humusgehalte en de factor mechanische weerstand. Het P-citr. cijfer is weer gekoppeld aan het humusgehalte.

De nauwste samenhang tussen deze twee groepen factoren nl. structuur, N-effect, pH en lrb-waarde tegenover % afslibbaar, K-HCl, humus, mechanische weerstand en P-citroen wordt gevormd door het verband tussen de lrb-waarde en het K-HCl cijfer ($r = 0{,}40$) en door het verband tussen mechanische weerstand en de stikstofreactie van het gewas ($r = -0{,}38$). De mechanische weerstandsverschillen hangen

TABEL 2. Correlatie-tabel

5% r = 0,28 1% r = 0,36	N-effect *N-effect*	Zaaidatum *Sowing date*	St. voorjaar *Str. index (spring)*	St. najaar *Str. index (fall)*	pH-KC1 *pH-KC1*	Lrb. *Lrb. index*	% afsl. *% < 16 μ*	N-grond *Min. Org. Matter*	P-citr. *P-citr.*	K-HC1 *K-HC1*	Humus *Organic Matter*	Gwst. sch. *Fluct. ground-water level*	Mech. weerstand *Incr. mechanical resistance*
N-effect *N-effect*	—	—0,01	*—0,45*	*—0,42*	—0,07	—0,02	*+0,32*	—0,25	+0,25	+0,25	—0,01	—0,09	*—0,38*
Zaaidatum *Sowing date*		—	*—0,35*	*—0,30*	—0,15	—0,19	—0,13	+0,22	—0,13	—0,26	—0,19	+0,07	—0,07
St. voorjaar *Str. index (spring)*			—	*+0,85*	*+0,28*	*+0,45*	—0,27	+0,06	—0,16	—0,08	—0,03	—0,26	+0,09
St. najaar *Str. index (fall)*				—	*+0,47*	*+0,37*	—0,20	+0,03	—0,09	—0,09	+0,06	—0,21	—0,06
pH-KC1 *pH-KC1*					—	*+0,60*	*+0,30*	—0,24	+0,08	*+0,35*	+0,25	—0,14	*—0,30*
Lrb *Lrb- index*						—	+0,19	—0,11	—0,12	*+0,40*	+0,23	—0,24	—0,14
% afsl. *% < 16 μ*							—	*—0,38*	+0,22	*+0,81*	*+0,50*	—0,06	*—0,53*
N-grond *Min. Org. Matter*								—	—0,01	—0,19	—0,13	+0,12	*+0,31*
P-citr. *P-citr.*									—	*+0,28*	*+0,50*	+0,09	—0,03
K-HC1 *K-HC1*										—	*+0,62*	+0,01	*—0,41*
Humus *Org. Matter*											—	—0,07	—0,27
Gwst. sch. *Fluct. ground-water level*												—	—0,00
Mech. wrst. *Incr. mechanical resistance*													—

TABLE 2. *Correlation-table*

echter het nauwst samen met de zwaarte van de grond. Dit komt waarschijnlijk doordat de absolute waarde van de weerstand op zware gronden in de voorkomende vrij vochtige omstandigheden duidelijk lager ligt dan op de lichtere.

De bepalingen van het stikstofleverend vermogen van de grond houden eigenlijk alleen enig verband met de zwaarte van de grond.

Bij de polyfactor-analyse zet men eerst de te analyseren grootheid, dus hier de opbrengst, uit tegen alle factoren die men bepaald heeft. In enkele stippenzwermen zal men dan menen een verband te bespeuren. In het diagram waar het verband het duidelijkst is, kan in eerste benadering een curve geschetst worden. Bij het betrokken onderzoek zijn deze curven steeds ondersteund door de punten in drie groepen in te delen naar de betrokken groeifactor en in deze 3 groepen het zwaartepunt te berekenen. Indien de groeifactor waarvan langs deze weg de invloed bepaald is, geheel onafbankelijk is van alle andere factoren, kan men de invloed ervan elimineren door correcties aan te brengen op de te analyseren grootheid, overeenkomstig de gevonden curve.

Men neemt hierbij dus aan, dat de groeifactor steeds goed bepaald is en corrigeert de opbrengst hiernaar. Bij het in discussie zijnde onderzoek geldt van veel groeifactoren, dat hun grootte als zeker aangenomen kan worden in vergelijking met de opbrengst, omdat deze bij het begin van de polyfactor-analyse onder invloed van nog niet bewerkte groeifactoren staat. Deze invloeden uiten zich dan in de spreiding van het materiaal en worden behandeld als bron van toevallige fouten.

Als men nu de groeifactor die het op één na duidelijkste verband te zien geeft uitzet tegen de gecorrigeerde opbrengsten, zal moeten blijken, dat het verband nog duidelijker naar voren komt dan eerst het geval was. Men past nu dezelfde bewerking toe als bij de eerste groeifactor en gaat zo door tot men geen nieuwe verbanden meer ziet.

De variantie in het materiaal dient nu veel kleiner geworden te zijn. Dit wordt gecontroleerd door telkens de kwadraatsom van de afwijkingen t.o.v. het gemiddelde te berekenen en dit getal te delen door het nog beschikbare aantal vrijheidsgraden.

Men maakt nu de eerste correctie ongedaan en bepaalt opnieuw het verband tussen de eerste groeifactor en de opbrengst die nog op diverse andere factoren gecorrigeerd gebleven is. Men vindt zo een nieuwe correctie voor de eerste groeifactor. Achtereenvolgens werkt men weer alle factoren af en begint dan weer opnieuw. Meestal blijkt dan, dat de lijnen zich praktisch niet meer wijzigen, en dat de variantie eveneens constant blijft. De analyse is dan gereed.

Moeilijkheden ontstaan o.a. door correlaties tussen de groeifactoren. Als men bij de eerste stippendiagrammen bij twee onderling sterk gecorreleerde factoren een verband met de opbrengst waarneemt, zal na correctie op één van deze factoren de invloed bij de tweede factor geheel of voor een groot deel verdwenen blijken te zijn. Men heeft dan dus teveel invloed aan de eerste factor toegeschreven. Dit kan vermeden worden door beide factoren tegelijk te beschouwen. Hierbij splitst men het materiaal in drie ongeveer even grote groepen, waarin de eerste factor resp. laag, middelmatig en hoog is en bepaalt in deze groepen het verband tussen de tweede factor en de opbrengst. Uit het hoogteverschil van deze 3 lijnen volgt de invloed van factor 1 op de opbrengst. Dit kan dan nader gepreciseerd worden door de tweede factor in drie groepen te splitsen en hierin de invloed van factor 1 te bepalen. Beide groepen van lijnen moeten met elkaar kloppen. Op deze wijze past men dus eigenlijk een behandeling in een 3-dimensionale ruimte toe, door de punten op verschillende in deze ruimte aangebrachte coördinaat vlakken (evenwijdig aan de opbrengst-as, loodrecht op één van de factor-assen) te projecteren. Sterke correlaties tussen twee groeifactoren kunnen zo uiteraard niet doorbroken worden en hierbij dient men wel zeer goed te overwegen of het inderdaad nodig is beide factoren bij de analyse te betrekken.

Ook *interacties* kunnen moeilijkheden veroorzaken. Van interacties spreekt men, als de invloed van een bepaalde factor afhankelijk is van de grootte van een andere factor. Zo wijst FERRARI b.v. op het feit, dat het verband tussen K-HCl-cijfer en opbrengst bij aardappelen afhankelijk is van de pH (FERRARI 1952 pag. 67 e.v.). Men ondervangt deze moeilijkheid op dezelfde manier als bij de correlaties beschreven werd, dus door het materiaal in groepen te splitsen.

Bij een eerste onderzoek van het materiaal bleek de beste samenhang van de nulopbrengst gevonden te worden met de zuurgraad van de grond, de visueel bepaalde bodemstructuur, de zaaidatum en de stikstofreactie van het gewas. Als maat voor de zuurgraad van de grond werd de pH-KCl gekozen om de gangbaarheid en de geringere samenhang met het kaligehalte. Verder werd van de twee structuurbepalingen de

in het najaar bepaalde gekozen, omdat verwacht werd, dat deze waarden het best de omstandigheden zouden karakteriseren waaronder de bieten gegroeid zijn.

De invloed van de pH-KCl en de bodemstructuur werden in combinatie bepaald, teneinde zo min mogelijk hinder van de hiertussen bestaande correlatie te ondervinden. De factoren zaaidatum en stikstofreactie van het gewas werden afzonderlijk behandeld. Bij het vaststellen van de curven werden de correcties 3 maal opnieuw bepaald, de iteratie verliep dus in 3 trappen.

Tijdens deze bewerking werd nog eenmaal een verband aangenomen tussen de opbrengst en de grondwaterstandsschommelingsmaat. De uitwerking hiervan op de variantie van het materiaal bleek echter deze aanname niet te rechtvaardigen. Behalve met de in de correlatietabel genoemde factoren werd achteraf nog verband gezocht met de gemiddelde grondwaterstand in Maart-April, met het aantal planten per ha en de rooidatum. Ook deze verbanden konden niet worden aangetoond.

Met de hoogste bietopbrengst op elk van de proefvelden werd eenzelfde analyse uitgevoerd. Hieruit resulteerden als belangrijke factoren: de pH-KCl, de visueel bepaalde bodemstructuur en de zaaidatum.

In tabel 3 is weergegeven hoe de kwadraatsom van de afwijkingen en de variantie van het materiaal daalt, als de gemeten opbrengsten achtereenvolgens gecorrigeerd worden op de uiteindelijk gevonden invloeden van de pH-KCl, de visuele structuur, de N-reactie van het gewas (alleen bij de nulopbrengst) en de zaaidatum. Het blijkt, dat de invloed van de structuur voor de maximale opbrengst in deze weergave statistisch onaanvaardbaar is.

Bij de analyse viel het op, dat een drietal proefvelden erg uit de toon vielen. Dit zijn de proefvelden 25, 48 en 54. Proefveld 25 ligt op een grond met 28 % afslibbaar,

TABEL 3. Kwadraatsom afwijkingen (K.S.A.) en variantie van de opbrengst na opeenvolgende correcties op verschillende groeifactoren bij de polyfactor-analyse.

49 proefvelden — *49 experimental-fields*

	Nul-opbrengst *(Yield without N)*		Maximale opbrengst *(Max-yield)*	
	K.S.A. *(S.S.D.)*	Variantie *(Variance)*	K.S.A. *(S.S.D.)*	Variantie *(Variance)*
Voor correctie *(Before correction)*	4225	86,2	2731	55,7
Na correctie op: *(After correction for):*				
pH	3279	71,2	1642	35,7
pH en st. *(pH and st.)*	2190	50,9	1631	37,9
pH, st. en N-eff. *(pH, st., and N-eff.)*	1651	40,3		
pH, st., N-eff., zd. *(pH, st., N-eff., sow-d.)*	1459	38,4	1468	36,7

TABLE 3. *Sum of squares of deviations (S.S.D.) and variance of the yields after successive corrections for several growth factors in "polyfactor" analysis.*

een pH-KCl van 5,4 en een structuurwaardering van 4. Deze slecht gewaardeerde grond leverde een nulopbrengst van 45 ton bieten/ha en een maximale opbrengst van 53 ton/ha, die al bij 60 kg N/ha bereikt is. Het merkwaardige was, dat reeds direct in het voorjaar de bieten op het proefveld, die door de boer meegezaaid waren veel beter stonden dan op de rest van het perceel. De meest voor de hand liggende conclusie zou zijn, dat de boer zijn stikstofbemesting niet buiten het proefveld heeft gehouden. De betrokken arbeider ontkende dit echter ten stelligste. Dat hier sprake is van een kaliwerking doordat op het proefveld 200 kg K_2O/ha is gegeven tegen 80 kg op de rest van het perceel klopt nòch met de praktijkervaring, nòch met de vrij ongunstige groei vlak naast het proefveld. De oorzaak van het afwijkend gedrag van dit proefveld is dus onzeker, maar er is wel reden tot argwaan.

Proefveld 48 ligt op een kalkrijke, zware poldergrond, die op zichzelf van prima kwaliteit is. Het perceel ligt echter erg nat en werd zeer slecht gewaardeerd ten aanzien van de structuur. In natte perioden was er zeer veel wateroverlast, terwijl het rooien in de herfst onmogelijk was, doordat het perceel voor een groot deel onder water stond. Eerst 8 December kon er na een vorstperiode gerooid worden. De opbrengst blijkt hier tot hoge stikstofgiften nog duidelijk te stijgen. Hier kan dus inderdaad van een afwijkend proefveld gesproken worden.

Proefveld 54 tenslotte lag op een perceel, dat voor het eerste jaar voorzien was van een onderbemaling. Er werd erg laat gezaaid en het gewas had van allerlei ziekten te lijden, nl. eerst van de bietenvlieg, toen in vrij ernstige mate van valse meeldauw en tenslotte sterk van vergelingsziekte. Hierdoor is de opbrengst erg laag gebleven (maximaal 33 ton/ha).

TABEL 4. Kwadraatsom afwijkingen (K.S.A.) en variantie van de opbrengst na opeenvolgende correcties op verschillende groeifactoren bij de polyfactor-analyse.

46 proefvelden — *46 experimental-fields*

	Nul-opbrengst *(Yield without Nitrogen)*		Max. opbrengst *(Max.-yield)*	
	K.S.A. *(S.S.D.)*	Variantie *(Variance)*	K.S.A. *(S.S.D.)*	Variantie *(Variance)*
Voor correctie: *(Before correction)*	3808	82,7	2322	50,5
Na correctie op: *(After correction for):*				
pH *(pH)*	2736	63,6	1194	27,8
pH en st *(pH and st)*	1553	38,8	970	24,3
pH, st, N-eff. *(pH, st., N-eff.)*	949	25,0		
pH, st, N-eff., zd. *(pH, st., N-eff., sow-d.)*	833	23,8	883	23,9

TABLE 4. *Sum of squares of deviations and variance of the yield after successive corrections for several growth-factors in "polyfactor" analysis.*

Indien men deze drie proefvelden buiten beschouwing laat, blijkt duidelijk hoe groot hun aandeel was in de variantie na correctie op de verschillende groeifactoren. In tabel 4 is nog eens hetzelfde weergegeven als in de vorige tabel, maar nu uitgaande van 46 proefvelden.

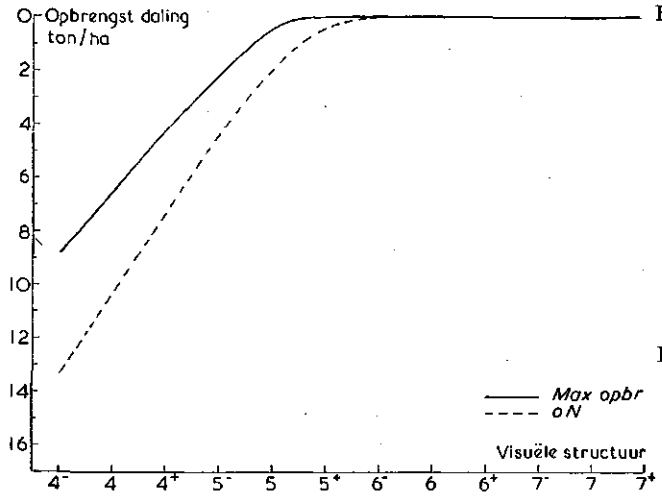


FIG. 13. Invloed van het in het najaar gegeven St-cijfer op de nul- en max. opbrengst volgens de polyfactor-analyse.

FIG. 13. *Influence of the soil structure index on the yield without nitrogen and the max yield according to the polyfactor-analysis.*

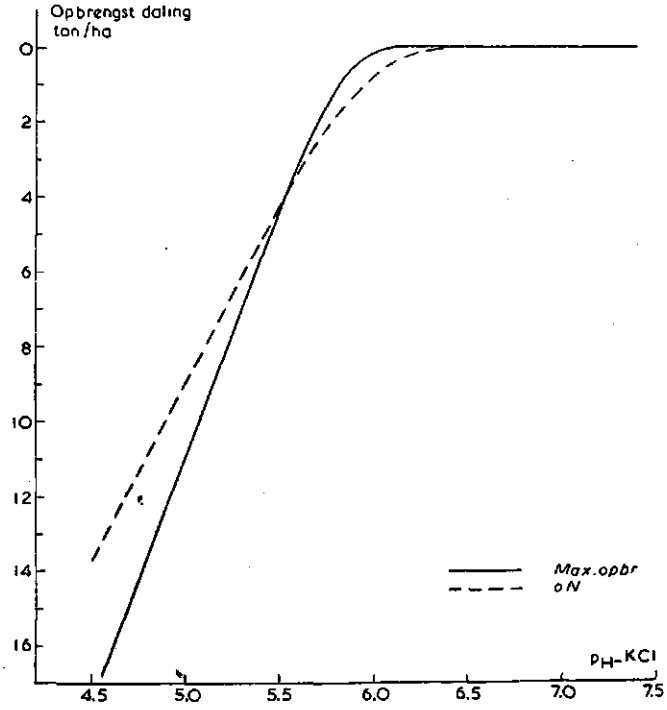


FIG. 14. Invloed van de pH-KCl op de nul- en max. opbrengst volgens de polyfactor-analyse.

FIG. 14. *Influence of the pH-KCl on the yield without nitrogen and the max. yield according to the polyfactor-analysis.*

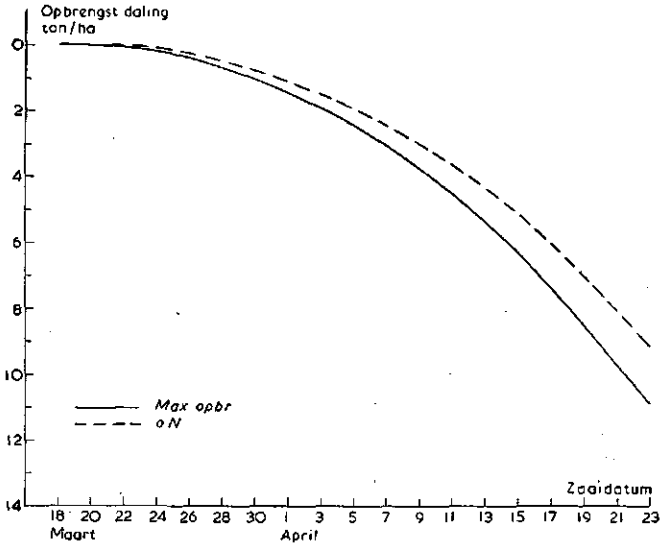


FIG. 15. Invloed van de zaaidatum op de nul- en max. opbrengst volgens de polyfactor-analyse.

FIG. 15. *Influence of the sowing date on the yield without nitrogen and the max. yield according to the polyfactor-analysis.*

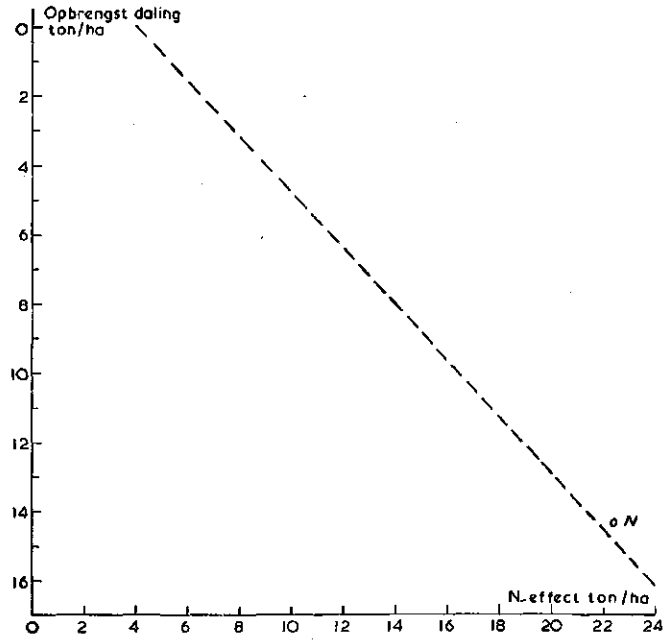


FIG. 16. Invloed van het stikstofeffect op de nulopbrengst volgens de polyfactor-analyse.

FIG. 16. *Influence of the nitrogen effect on the yield without nitrogen according to the polyfactor-analysis.*

Zoals reeds op blz. 27 werd opgemerkt bedraagt de gemiddelde variantie van een proefveld bij de vereffening van de N-opbrengstcurve 4,2. Deze variantie zal dus bij de oogstanalyse niet verklaard kunnen worden. Uit de bovenste helft van tabel 7 op

blz. 41 is te zien, dat ruwweg 3/4 resp. 2/3 van de totale variantie bij de nul- en max. opbrengst door de betrokken factoren kon worden verklaard.

De resultaten van de polyfactor-analyses zijn weergegeven in de figuren 13 t/m 16. Hierbij is telkens aangenomen, dat door de verschillende groeifactoren opbrengstdepressies ontstaan, als ze niet in optimale toestand verkeren. Daarom zijn in de grafieken steeds opbrengstdalingen weergegeven ten opzichte van de optimale opbrengst.

Voor het beoordelen van de statistische betrouwbaarheid van de lijnen kan men eerst vragen naar de betrouwbaarheid van de lijn in de stippenzwerm. Hiertoe zijn enkele beschouwingen gemaakt in het materiaal van de derde iteratie-ronde. De opbrengsten zijn hierbij dus steeds gecorrigeerd op alle gevonden factoren, behalve op de factor die vastgesteld wordt. Dit leverde het volgende op:

1. Structuur. De opbrengsten bij een structuur < 5+ liggen op een rechte lijn. Voor de bepaling hiervan als regressielijn zijn 25 punten beschikbaar. Dit levert voor de richtingstangenten van de nul- en max. opbrengst resp. op: 5,4 ± 1,5 en 3,9 ± 2,0. Het trekken van de lijnen is dus blijkbaar statistisch gezien op zichzelf wel juist. Een verschil in richtingstangens is echter niet zeker.

Door de gemiddelde opbrengst te berekenen in 2 groepen van 15 en 31 punten met een visuele structuur van resp. < 5 en > 5 kunnen meer punten in de berekening worden opgenomen. We vinden dan:

Gem. nul-opbrengst bij structuur	< 5	32,5 ± 1,06	verschil: 8,3 ± 1,2
„ „ „ „	> 5	40,8 ± 0,53	
Max. opbrengst „ „	< 5	46,6 ± 1,25	verschil: 5,8 ± 1,3
„ „ „ „	> 5	52,4 ± 0,49	

Ook zo blijkt er een duidelijke invloed van de structuur in de stippenzwerm te bestaan, zowel bij de nul- als bij de max. opbrengst. Het verschil in structuurinvloed tussen de max. en nul-opbrengst is echter 2,5 ± 1,8, zodat de interactie tussen structuur en stikstof niet aangetoond kon worden.

2. pH-KCl. Hierbij kan dezelfde werkwijze toegepast worden.

Voor het berekenen van een rechtlijnig verband tussen de lage pH-waarden en de opbrengst zijn echter slechts 8 punten beschikbaar, als de grens bij pH 5,9 gekozen wordt. De richtingstangens van de regressielijnen worden dan voor de nul- en max. opbrengst resp. 10,6 ± 3,4 en 12,7 ± 4,3. Ondanks het geringe aantal vrijheidsgraden is het verband duidelijk. Ook hier is geen verschil tussen de nul- en de max. opbrengst langs deze weg zeker te stellen.

Wil men de gem. opbrengst bij hoge en lage pH vergelijken, dan moet de grens bij pH-KCl 5,5 liggen. Er zijn dan maar 5 punten met lage pH en 41 met hoge. Er wordt dan gevonden:

Gem. nul-opbrengst bij pH-KCl	< 5,5:	29,4 ± 2,6	verschil 9,3 ± 2,7
„ „ „ „	> 5,5:	38,7 ± 0,6	
Gem. max.opbrengst „ „ „	< 5,5:	30,3 ± 0,6	verschil 11,1 ± 2,8
„ „ „ „ „ „	> 5,5:	51,4 ± 2,8	

De invloed van de pH blijkt dan statistisch zeer betrouwbaar te zijn, doch de interactie met stikstof kan niet worden aangetoond.

3. N-effect gewas. Het verband tussen het N-effect in het gewas en de nulopbrengst is rechtlijnig. De regressie-lijn heeft een hellingstangens van 0,75 ± 0,13. Dit verband is dus statistisch zeer betrouwbaar.

4. Zaaidatum. Hiervoor wordt de gemiddelde opbrengst in drie zaaitijd groepen weergegeven met resp. 15, 22 en 6 waarnemingen.

Gem. nul-opbrengst bij zaaidatum	5/4 — 13/4	38,7 ± 1,04
	13/4 — 20/4	37,7 ± 0,97
	20/4 — 23/4	34,3 ± 1,82
Gem. max. opbrengst bij zaaidatum	5/4 — 13/4	50,7 ± 1,10
	13/4 — 20/4	50,2 ± 0,90
	20/4 — 23/4	46,3 ± 1,59

Alleen het verschil tussen de vroegste en de laatste groep is statitisch aanvaardbaar. Voor de nul- en max. opbrengst is dit resp. 4,4 ± 2,1 en 4,4 ± 1,9.

Bij deze berekeningen gaat het dus om het statistisch gezien al of niet toelaatbaar zijn van het trekken van lijnen in bepaalde stippenzwermen. Dit blijkt alleszins toelaatbaar te zijn.

Een nadere statistische controle op de verkregen resultaten is uitgevoerd volgens de door FERRARI (zie FERRARI, 1952 blz. 107 e.v.) beschreven methode, die hier slechts kort wordt aangeduid.

Hierbij gaat men dus uit van de eis, dat voor elk proefveld de som van de correcties zo goed mogelijk gelijk moet zijn aan de afwijking van de opbrengst tot het gemiddelde.

Noemen we de verschillende bij de nul-opbrengst aangebrachte correcties voor proefveld k c_1^k t/m c_4^k en de afwijking van de opbrengst tot het gemiddelde V^k, dan geldt dus:

$c_1^k + c_2^k + c_3^k + c_4^k = V^k + p^k$. Als de correcties c_1 t/m c_4 gemiddeld over alle proefvelden nul zijn, zoals bij de analyse steeds het geval was, dan zal p het niet verklaarde deel van de afwijking van de opbrengst tot het gemiddelde zijn. De som van alle p-waarden is uiteraard ook gelijk aan nul.

Door alle voor een bepaalde groeifactor gevonden correcties met een getal a te vermenigvuldigen verandert wel het traject waarover de curve, die de invloed van deze groeifactor karakteriseert verloopt, maar blijft wiskundig gezien de vorm ongewijzigd.

Voor elk proefveld kan nu de vergelijking:

$a_1c_1^k + a_2c_2^k + a_3c_3^k + a_4c_4^k = V^k$ worden opgesteld. Uit deze 49 of 46 vergelijkingen kunnen dan 4 normaal vergelijkingen worden gevonden (zie VAN UVEN 1935, hoofdstuk 12), die kunnen worden opgelost.

Indien voor alle a-waarden het getal 1 gevonden wordt, bewijst dit, dat de curven zo effectief mogelijk gekozen zijn. Is één van de getallen nul, dan is de invloed van deze factor niet reëel.

Om te beoordelen of de gevonden waarden van nul afwijken is het nodig de statistische betrouwbaarheid te kennen. Hier werd geschat hoe groot de standaardafwijking van deze a-waarden minstens is, op een wijze, door HAMMING aangegeven (HAMMING, 1952). Deze controle zal dus een optimistisch beeld geven.

In tabel 5 zijn naast de a-waarden voor de verschillende factoren opgegeven: s, de lage schatting voor de standaardafwijking, en de t-waarde ten opzichte van a = 0 en a = 1.

Om de hypothese a = 0 te verwerpen, zal de t-waarde groter moeten zijn dan 1,7 of 2,4 als men resp. het 5% of het 1% niveau als norm aanhoudt, m.a.w. of men 5

of slechts 1 % risico wil lopen hem door toeval te verwerpen. Als er 46 proefvelden worden beschouwd, ligt de t-waarde in alle gevallen ver boven de gestelde grens, zodat dan alle invloeden statistisch betrouwbaar geacht kunnen worden.

Stelt men de hypothese a = 1, dus dat de curven na correctie van de schaal met de gevonden a-waarden de meest juiste zijn, dan kan men hetzelfde criterium aanleggen. Het blijkt nu, dat de visuele structuur bij de nulopbrengst ook bij 46 proefvelden een betrouwbaar van 1 afwijkende waarde oplevert. De a-waarde is 0,50, dus door alle correcties op de nulopbrengst voor de structuur met 0,5 te vermenigvuldigen zou de curve gevonden worden die het meest effectief is voor het verlagen van de niet verklaarde variantie. Vermoedelijk is dus de invloed van de factor structuur overschat. De oorzaak hiervan zal waarschijnlijk gelegen zijn in het niet voldoende in rekening brengen van de correlaties tussen de groeifactoren, speciaal van die tussen N-reactie en visuele bodemstructuur. Er werd hierom besloten de analyse op een andere wijze te herhalen.

TABEL 5. Contrôle van de polyfactor-analyse.

	49 proefvelden *(49 experimental fields)*				46 proefvelden *(46 experimental fields)*			
	a	s	t voor a = 0 / t *for a = 0*	t voor a = 1 / t *for a = 1*	a	s	t voor a = 0 / t *for a = 0*	t voor a = 1 / t *for a = 1*
Nulopbrengst *(Yield without N)*								
Visuele structuur *(Soil structure vis. meth.)*	0,34	0,19	1,8	3,5	0,50	0,16	3,1	3,1
pH, - KCl *(pH, - KCl)*	1,13	0,26	4,3	0,5	1,18	0,22	5,4	0,8
N-effect *(N-effect)*	1,15	0,22	5,2	0,7	1,15	0,19	6,0	0,8
Zaaidatum *(Sowing date)*	1,24	0,39	3,2	0,7	0,96	0,32	3,0	0,1
Max. opbrengst *(max. yield)*								
Visuele structuur *(Soil structure vis.meth.)*	0,45	0,26	1,7	2,1	0,72	0,22	3,3	1,3
pH, KCl *(pH, KCl)*	0,99	0,23	4,3	< 0,1	1,02	0,20	5,1	0,1
Zaaidatum *(Sowing date)*	1,03	0,32	3,2	0,1	0,79	0,26	3,0	0,8

5% niv. : t = 1,7 — 1% niv. : t = 2,4
5% level: t = 1,7 — *1% level: t = 2,4*

TABLE 5. *Check of the polyfactor-analysis.*

VII. NUMERIEK-GRAFISCHE BEWERKING

Door FERRARI was inmiddels een nieuwe bewerkingsmethodiek uit de literatuur naar voren gebracht. Deze methode is gepubliceerd door FERRARI en SLUYSSMANS (1955).

Daar deze methode bijzonder geschikt is voor het verwerken van een niet te groot aantal waarnemingen van een afhankelijk veranderlijke bij een gering aantal onafhankelijke variabelen, die onderling gecorreleerd zijn, bracht deze werkwijze juist hetgeen nodig was voor dit onderzoek. Uit de polyfactor-analyse was immers reeds bekend, welke factoren in hoofdzaak de opbrengstverschillen tussen de proefvelden onderling kunnen verklaren.

Bij deze numeriek-grafische bewerking worden de invloeden evenzeer langs iteratieve weg gevonden als bij een polyfactor-analyse, doch de eerste iteratie trap wordt hier numeriek uitgevoerd door een rechtlijnige regressie-analyse toe te passen. Als men de gemeten factoren x_1 t/mx_4 noemt en de opbrengst y, kan men voor elk proefveld stellen:

$$b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + b_4x_4 = y.$$

Als men de factoren x_1 t/m x_4 zodanige getalwaarden verleent, dat ze gemiddeld elk nul zijn en hetzelfde gedaan wordt met de opbrengst y, dan klopt de vergelijking voor de som van alle proefvelden automatisch.

Er kunnen zo dus evenveel vergelijkingen opgesteld worden als er proefvelden zijn, dus in dit geval 49. Hieruit worden weer normaalvergelijkingen berekend (zie VAN UVEN 1935, Hoofdstuk 12). waarna de onbekenden b_1 t/m b_4 opgelost kunnen worden. Hiermee is voor elke factor de rechtlijnige samenhang met de opbrengst bekend geworden en wel zodanig, dat er ten volle rekening is gehouden met de onderlinge samenhang van de groeifactoren.

Voor elk proefveld kan men nu berekenen:

$$y - b_1x_1 - b_2x_2 - b_3x_3 - b_4x_4 = z^1$$

Deze waarde z^1 is het niet verklaarde deel van de afwijking van het gemiddelde van de opbrengst. In een serie grafieken zet men nu de factoren x_1 t/m x_4 uit tegen y door eerst de berekende rechte lijnen in te tekenen voor de gemiddelde waarden van de niet beschouwde factoren x, die hier steeds gelijk aan nul zijn. Ten opzichte van deze lijnen wordt dan de z^1-waarde voor elk proefveld uitgezet. Het voordeel is, dat nu al de factoren tegelijk behandeld worden. Uit de vorm van de puntenzwerm wordt beoordeeld of de rechte lijnen al dan niet door kromme zullen worden vervangen, dit kan weer ondersteund worden door enkele zwaartepunten te berekenen.

Met de gevonden kromme lijnen herhaalt men dezelfde bewerking als met de rechte lijnen. Weer kan men voor elk proefveld de vergelijking:

$$y - f_1(x_1) - f_2(x_2) - f_3(x_3) - f_4(x_4) = z^{11}$$

opstellen, waarbij $f_1(x_1)$ het kromlijnig verband weergeeft, dat inplaats van het rechtlijnige b_1x_1 is gekomen. Alhoewel x_1 t/m x_4 en y nog steeds gemiddeld elk nul zijn, hoeft nu Σz^{11} niet nul te zijn, want in dit geval is $\frac{\Sigma f_1(x_1)}{n}$ niet gelijk aan $f_1(\bar{x}_1)$ m.a.w. de gemiddelde functie van x_1 hoeft niet gelijk te zijn aan de functie van de gemiddelde waarde van x_1. Bij het betrokken onderzoek is echter steeds de hoogte van elke curve zo gekozen, dat de som van de correcties, dus ook de gemiddelde correctie of $f_1(x_1)$ gelijk was aan nul. Hierdoor bleef de restterm eveneens steeds gelijk aan nul.

De nieuw gevonden z^{11} waarden worden weer uitgezet ten opzichte van de gevonden kromme lijnen en er wordt opnieuw een kromme bepaald. In alle gevallen bleek deze praktisch samen te vallen met de reeds gevonden kromme lijnen, zodat de analyse als beëindigd kon worden beschouwd.

Tenslotte wordt hierna dezelfde controle-berekening uitgevoerd als bij de polyfactor-analyse is besproken. Weer worden de coëfficienten a berekend en wordt er nagegaan of deze betrouwbaar van 0 en 1 afwijken. Hiervoor zijn nu de standaardafwijkingen nauwkeuriger berekend.

Het resultaat van deze berekeningen is verwerkt in tabel 6.

TABEL 6. Controle van de numeriek-grafische bewerking.

	49 proefvelden *(49 experimental-fields)*				46 proefvelden *(46 experimental-fields)*			
	a	s	t voor a = 0 / *t for a = 0*	t voor a = 1 / *t for a = 1*	a	s	t voor a = 0 / *t for a = 0*	t voor a = 1 / *t for a = 1*
Nulopbrengst *(Yield without N)*								
Visuele structuur *(Soil structure vis. meth.)*	0,40	0,34	1,2	1,8	0,68	0,30	2,3	1,1
pH - KCl *(pH - KCl)*	1,45	0,36	4,0	1,3	1,49	0,30	5,0	1,6
N-effect *(N-effect)*	1,04	0,19	5,5	0,2	1,05	0,16	6,6	0,3
Zaaidatum *(Sowing date)*	0,99	0,30	3,3	< 0,1	0,75	0,25	3,0	1,0
Max. opbrengst *(Max. yield)*								
Visuele structuur *(Soil structure vis. meth.)*	0,46	0,30	1,5	2,1	0,73	0,27	2,7	1,0
pH - KCl *(pH - KCl)*	1,39	0,33	4,2	1,2	1,44	0,28	5,1	1,6
Zaaidatum *(Sowing date)*	1,05	0,32	3,3	0,2	0,82	0,27	3,0	0,7

5% niv. : t = 1,7 — *5% level: t = 1,7*

1% niv. : t = 2,4 — *1% level: t = 2,4*

TABLE 6. *Check of the numerical-grafical treatment.*

De waarden zijn weer opgegeven voor de 49 proefvelden en voor de 46 proefvelden, die overblijven na het verwerpen van de hiervoor besproken no's 25, 48 en 54.

Indien men de 3 afwijkende proefvelden meetelt zou de conclusie moeten luiden, dat de invloed van de structuur statistisch aanvechtbaar is. Gezien echter hetgeen er van deze drie velden bekend is, is het juister ze buiten beschouwing te laten. Het blijkt dan, dat alle a-waarden betrouwbaar van 0 afwijken, dus dat de invloeden als zodanig statistisch aanvaardbaar zijn. Geen der a-waarden wijkt betrouwbaar van 1 af. Dat wil dus zeggen, dat als men de gevonden lijnen met behoud van hun vorm door een schaalverandering van de opbrengst-as ieder over een dusdanig traject laat lopen, dat de kwadraatsom van de niet verklaarde afwijkingen minimaal wordt, dat dan de langs de numeriek-grafische weg bepaalde lijnen hiervan niet statistisch betrouwbaar verschillen.

Of de bedoelde minimum oplossing, die dus verkregen wordt door de toegepaste

correcties met de er bij gevonden a-waarden te vermenigvuldigen beter zal zijn dan de langs numeriek-grafische weg verkregen oplossing valt vooruit niet te zeggen. Bij de bepaling van de a-waarden wordt immers de vorm der curven dwingend aan de oplossing opgelegd, terwijl bij de numeriek-grafische methode de curve ook naar zijn vorm aan de puntenzwerm aangepast kan worden.

Corrigeert men de gevonden curven met de a-waarden, dan zal men hierna moeten nagaan of de nieuwe curven ook grafisch gezien aanvaardbaar zijn. Daar echter de beide oplossingen elkaar niet tegenspreken, is hier de langs numeriek-grafische weg gevonden oplossing aangehouden.

In tabel 7 is, evenals dat voor de polyfactor-analyse is gedaan, opgegeven welk gedeelte van de te verklaren variantie met de nu gevonden invloeden verklaard kan worden. Er blijkt nu ongeveer hetzelfde percentage verklaard te zijn.

TABEL 7. Variantie-berekening polyfactor-analyse en numeriek-grafische bewerking.

	Nul- opbrengst *(Yield without N)*		Max. opbrengst *(Max. yield)*	
	n = 49	n = 46	n = 49	n = 46
Variantie waarnemingen *(Variance observations)*	86,3	82,9	55,7	50,5
Variantie na polyfactoranalyse *(Variance after "polyfactor" analysis)*	39,4	23,8	32,5	20,4
Niet te verklaren variantie *(Variance not to be explained)*	4,2	4,2	4,2	4,2
Verklaard % *(% explained)*	57	75	45	65
Variantie na numeriek-grafische bewerking *(Variance after numerical-grafical treatment)*	33,6	22,3	31,5	21,2
Verklaard % *(% explained)*	64	77	47	63

TABLE 7. *Variance with the polyfactor-analysis and the numerical grafical-treatment.*

Tenslotte kan worden nagegaan in hoeverre de opbrengst, zoals die uit de gevonden curven berekend kan worden, klopt met de werkelijk gevonden opbrengst. In fig. 17 is dit voor de nul-opbrengst in beeld gebracht. De open cirkeltjes slaan hierbij op de verworpen proefvelden. De mate van overeenstemming geeft dus aan in hoeverre de verklaring van de opbrengstverschillen geslaagd genoemd mag worden. De overeenstemming, die ook uitgedrukt kan worden als de wortel uit het quotient van de verklaarde en de oorspronkelijke variantie ofwel als de correlatie-coëfficient, is hierbij tevens opgegeven. Voor de max. opbrengst was deze grootheid bij n = 49 en n = 46 resp.: 0,66 en 0,76.

FIG. 17. Het verband tussen de verwachtingswaarde van de nul-opbrengst volgens de numeriek-grafische bewerking f (x) en de gemeten opbrengst (y).

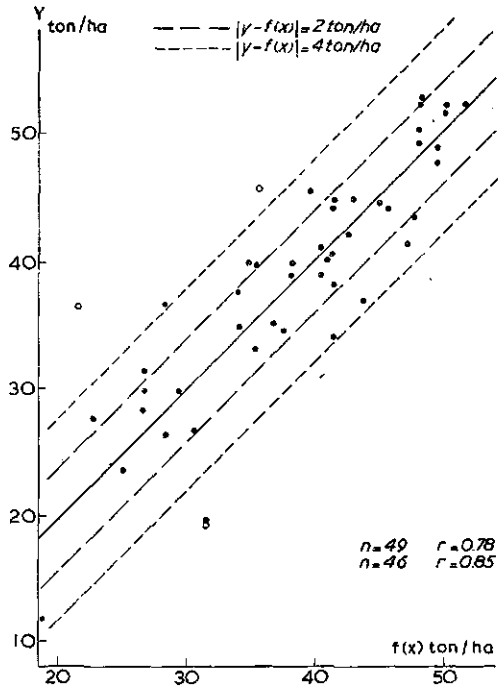


FIG. 17. *The relation between the estimates of yield without nitrogen according to the numerical-grafical treatment f (x) and the actual yield (y).*

Van elk proefveld kan men nagaan in welke mate het heeft bijgedragen tot de kwadraatsom van de afwijkingen (K.S.A.) vóór en nà de oogstanalyse. Hieruit kan berekend worden hoeveel elk proefveld heeft bijgedragen tot de daling van de kwadraatsom van de afwijkingen bij de analyse. Het is illustratief de proefvelden te rangschikken naar hun effect op de daling van de K.S.A. Dit is voor de nul-opbrengst gebeurd in fig. 18. Men ziet hoe de K.S.A. van het oorspronkelijke getal 4225 daalt tot 1261. De gestreepte lijngedeelten geven de plaats van de 3 verworpen proefvelden aan.

Het blijkt, dat de 15 meest effectieve proefvelden de K.S.A. evenveel doen dalen als alle proefvelden samen. Een groot deel van de proefvelden blijkt zo gezien hoofdzakelijk gediend te hebben als extra-waarnemingen, voor het verkrijgen van enige statistische betrouwbaarheid.

FIG. 18. Invloed van elk proefveld afzonderlijk op de daling van de kwadraatsom van de afwijkingen ten opzichte van het gemiddelde door de numeriek-grafische bewerking bij rangschikking naar de grootte van de veroorzaakte daling.

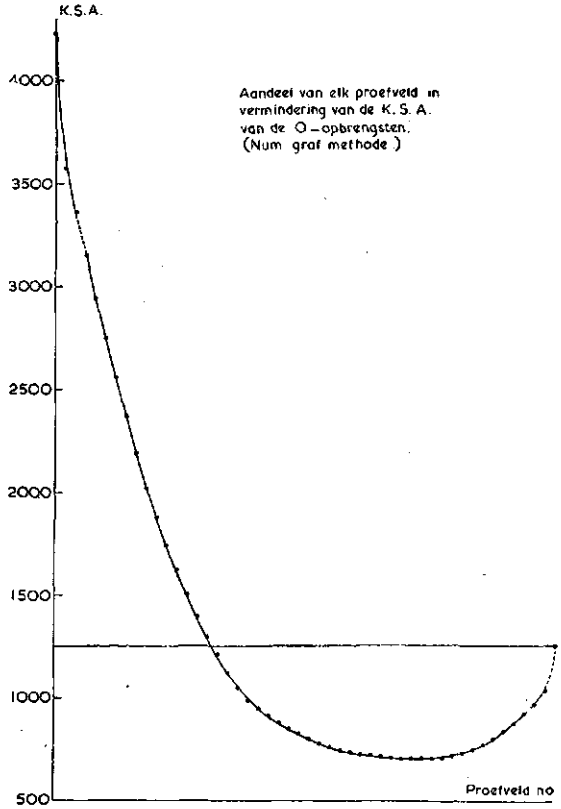


FIG. 18. *Influence of each experimental field on the lowering of the sum of squares of deviations to the mean by the numerical-grafical treatment ranged after the extent of the lowering.*

VIII. BESPREKING VAN DE RESULTATEN VAN DE OOGST-ANALYSE

In de figuren 19 t/m 22 zijn de lijnen weergegeven, die bij de numeriek-grafische bewerkingsmethodiek zijn gevonden. Hierbij is dus steeds langs de y-as de opbrengstdepressie t.o.v. de opbrengst die verkregen wordt als de betrokken factor optimaal is, in tonnen bieten/ha uitgezet. In grote trekken komen zij overeen met die van de polyfactor-analyse, maar er zijn enkele duidelijke verschillen.

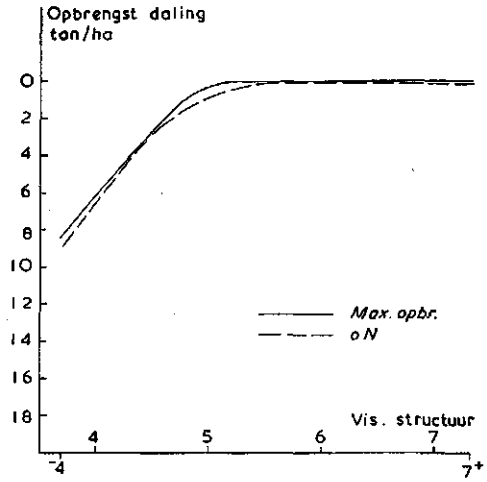


FIG. 19. Invloed van het in het najaar gegeven St-cijfer op de nul- en max. opbrengst volgens de numeriek-grafische methode.

FIG. 19. *Influence of the structure index given in the fall on the yield without nitrogen and the highest yield according to the numerical-grafical method.*

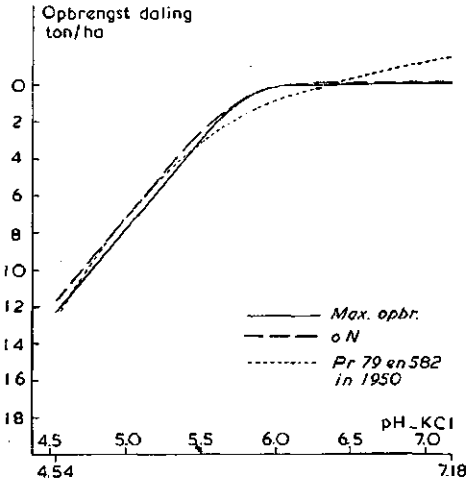


FIG. 20. Invloed van de pH-KCl op de nul- en max. opbrengst volgens de numeriek-grafische methode.

FIG. 20. *Influence of the pH-KCl on the yield without nitrogen and the max. yield according to the numerical-grafical method.*

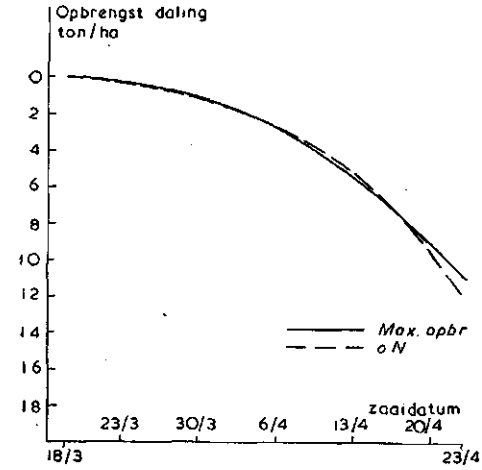


FIG. 21. Invloed van de zaaidatum op de nul- en max. opbrengst volgens de numeriek-grafische methode.

FIG. 21. *Influence of the sowing date on the yield without nitrogen and the max. yield according to the numerical-grafical method.*

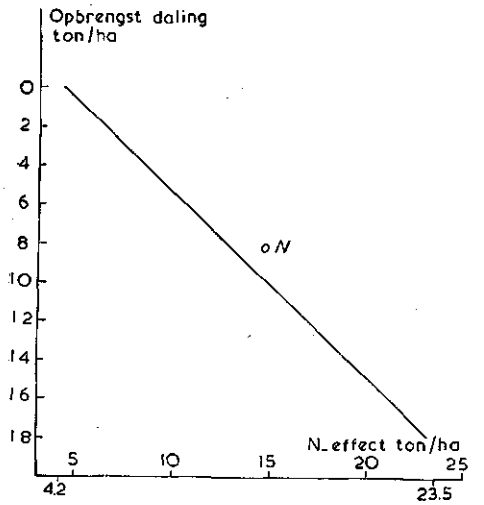


FIG. 22. Invloed van het stikstof-effect op de nul-opbrengst volgens de numeriek-grafische methode.

FIG. 22. *Influence of the nitrogen effect on the yield without nitrogen according to the numerical-grafical method.*

De invloed van de bodemstructuur op de opbrengst blijkt nu voor de nul- en maximum opbrengst gelijk geworden te zijn, terwijl het verband van de stikstofreactie van het gewas met de nul-opbrengst een steiler verloop heeft gekregen.

De gegevens die langs de numeriek-grafische weg zijn verkregen, kloppen op een bevredigende wijze met elkaar.

De stikstofreactie in het gewas gaf alleen een verband met de nul-opbrengst en niet met de max. opbrengst. Daar het N-effect juist het verschil tussen de hoogste en de laagste opbrengst weergeeft, moet verwacht worden, dat het verband tussen nul-opbrengst en N-reactie van het gewas een lijn onder een hoek van 45° zal opleveren. Dit kan in figuur 23 duidelijk gemaakt worden. Als horizontaal de N-reactie van het gewas is afgezet en verticaal de opbrengst, wordt het verband met de max. opbrengst

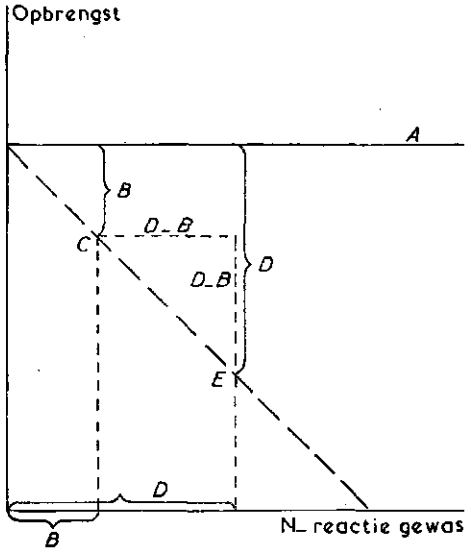


FIG. 23. Verklaring van de invloed van het stikstof-effect op de nul-opbrengst indien er geen invloed is op de max. opbrengst.

FIG. 23. *Explanation of the influence of the nitrogen effect on the yield without nitrogen if there is no influence on the max. yield.*

weergegeven door de rechte horizontale lijn A, ter hoogte van de gemiddelde maximum opbrengst. Als een aantal proefvelden een gemiddelde N-reactie van B ton/ha gegeven hebben, zal de nulopbrengst dus gemiddeld B ton/ha onder de gem. max. opbrengst liggen. Dit geeft punt C. Op dezelfde wijze vindt men punt E voor een groep proefvelden met een reactie van D ton/ha op een afstand D onder de gem. hoogste opbrengst. De hellingstangens van de zo gevonden lijn van het verband N-reactie — nul-opbrengst is dus $-\left(\frac{D-B}{D-B}\right) = -1$. Bij de numeriek-grafische methode is het traject waarover de nul-opbrengst varieert ca 18 ton/ha, terwijl de stikstofreactie uiteen loopt van 4,2 tot 23,5 ton/ha. De hellingstangens van de lijn is dus ongeveer — 1, zodat dit klopt met de waarneming, dat de N-reactie in het gewas geen verband houdt met de max. opbrengst.

De structuurinvloed was bij de polyfactor-analyse groter bij de nulopbrengst dan bij de hoogste opbrengst. Het verschil tussen deze twee curven ontstaat dus door de stikstofreactie van het gewas. Dit zou dus wijzen op een verband tussen de bodemstructuur en de stikstofreactie. Dat dit verband inderdaad aanwezig is, blijkt wel uit de correlatie coëfficient van —0,42, die statistisch betrouwbaar is. Deze correlatie is bij de polyfactor-analyse verwaarloosd, m.a.w. hierbij is een invloed die aan de stikstof toegeschreven dient te worden op rekening van de bodemstructuur gesteld. Indien al datgene wat door stikstof verklaard kan worden, inderdaad op rekening van de stikstofhuishouding gesteld wordt, mag er geen verschil meer blijven bestaan tussen de invloeden voor de nul- en de hoogste opbrengst, als men tenminste de stikstofreactie van het gewas als maat voor de stikstofhuishouding bezigt. Bij de numeriek-grafische methode blijkt nu de invloed van de structuur op de nulopbrengst en de hoogste opbrengst praktisch gelijk te zijn. Hierin schuilt dus een controle op de gevonden resultaten, temeer daar de nul-opbrengst en de hoogste opbrengst ook langs

de numeriek-grafische weg door 2 verschillende mensen zijn bewerkt. Ook van de pH en de zaaidatum geldt hetzelfde als van de structuur, alleen hangen deze factoren niet noemenswaard samen met de stikstof-reactie van het gewas.

Uit deze discussie blijkt hoe belangrijk de onderlinge samenhang van de groeifactoren is, en hoezeer het te waarderen valt, dat door de numeriek-grafische methode allereerst de correlaties in rekening worden gebracht, alvorens de verbanden nauwkeurig vast te stellen. Men zal er tenslotte van overtuigd moeten zijn, dat de gevonden invloeden niet evengoed op rekening van een andere gemeten factor geschoven kunnen worden. Dat dit niet mogelijk is, blijkt wel uit fig. 24 waar de correlaties tussen de groeifactoren in tekening zijn gebracht. Elke kring stelt een groeifactor voor. Met getrokken lijnen zijn alle correlaties weergegeven, die groter zijn dan 0,36 en met gestippelde lijnen de correlaties tussen 0,28 en 0,36. Deze waarden geven het 1 en 5% niveau weer. Voor de correlaties boven de 0,36 geldt dat de afstanden tussen de factoren, dus de lengte van de banden, evenredig zijn met 1—r. Een kleine correlatie geeft dus een grote afstand. De dikte van de band is eveneens een grove maat voor de correlatie.

Er blijken duidelijk 2 groepen van factoren te zijn. De bovenste groep omvat o.a. slib, kali, humus en fosfaat. Van geen van deze factoren is een invloed gevonden. Van de andere groep is van enkele factoren wél een invloed gevonden en hierdoor was het dus nodig de gehele groep bij het onderzoek te betrekken. Daar echter structuur-voorjaar en structuur-najaar evenals pH-KCl en lrb-waarde dezelfde of ongeveer dezelfde groeifactor uitdrukken, moet in deze beide gevallen gekozen worden. Door de keuze van structuur najaar en pH-KCl werd de band met de bovenste groep factoren zo los mogelijk. Uiteraard geeft een beschouwing als deze niet de zekerheid, dat de verklaring van de opbrengstverschillen niet beter via een niet gemeten of een niet bekende factor kan verlopen, maar dit is een principiële beperking, die in de aard van het onderzoek ligt. Het is echter nuttig de kans op het vinden van de causale factor groot te maken door een weloverwogen keuze van de te meten groeifactoren.

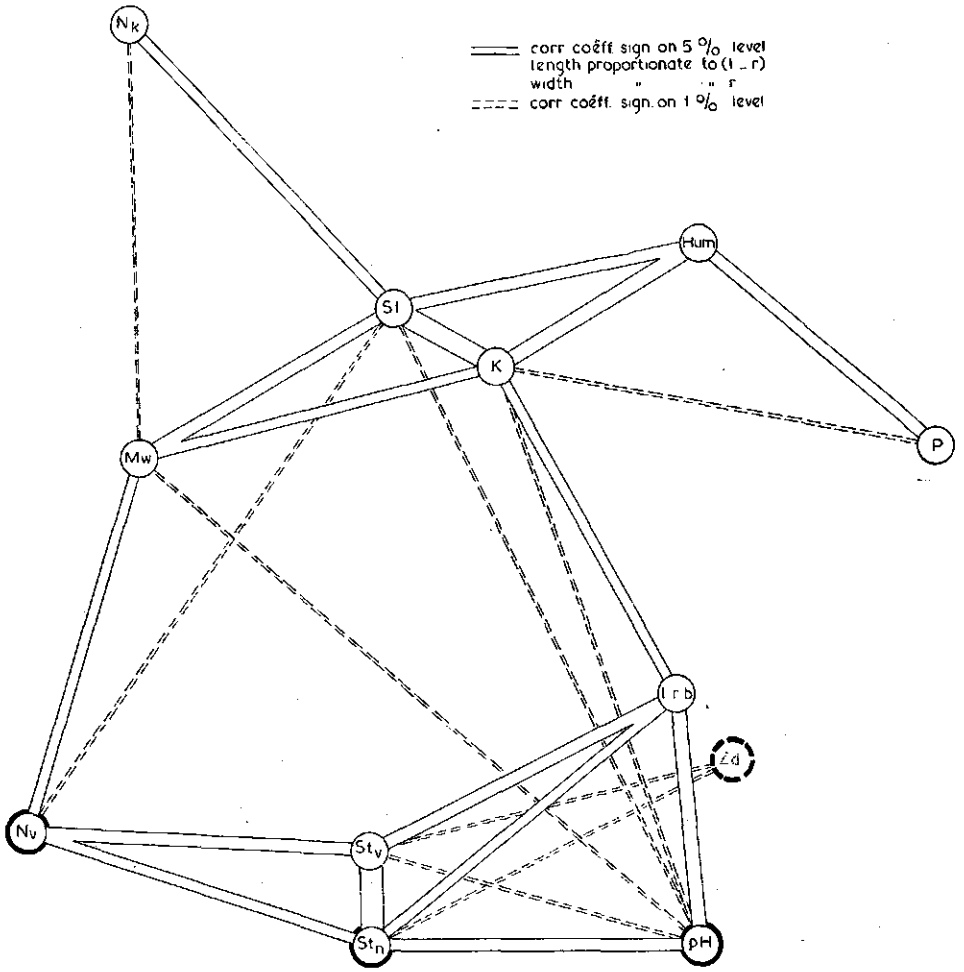
Uit de tekening van de correlaties wordt tevens duidelijk hoe belangrijk het ontbreken van een duidelijk verband tussen het structuurcijfer en het slibgehalte is. Vele laboratorium-methoden geven juist een sterk verband met het slibgehalte (zie b.v. fig. 32). Indien dit niet bij de bepalingswijze onschadelijk kan worden gemaakt, was het bij dit onderzoek noodzakelijk geweest ook het bovenste complex van factoren er bij te betrekken, om te bewijzen, dat de structuur en niet een andere factor de oorzaak van de opbrengstverschillen is. Hiermee was de kans op het welslagen van het onderzoek sterk verminderd.

Na deze beschouwing van de gevonden invloeden tezamen, zal elke factor afzonderlijk besproken worden.

1. Visuele structuur

De invloed van de visueel bepaalde bodemstructuur moge als statistisch zwakste factor naar voren gekomen zijn, maar gezien de controles die in het materiaal bleken te zitten en de betrouwbaarheidsberekeningen bij de max. opbrengst van de numeriek-grafische bewerking, hoeft de invloed als zodanig niet in twijfel getrokken te worden. Boven een waarderingscijfer van 5 is geen structuur-invloed aan te tonen. Bij de laagste waardering (4—) is de opbrengstderving ongeveer 8 ton/ha. Voor een normale oogst van 40 ton/ha is dit dus ongeveer 20%. Gemiddeld over alle proefvelden bedraagt de

FIG. 24. Schets van de correlaties tussen de verschillende groeifactoren. De lengte van de getrokken verbindingslijnen is evenredig met 1-r, waarin r een correlatie-coëfficient is die significant is op het 1% niveau. De afstand tussen de evenwijdige lijnen is evenredig met r. De gestippelde lijnen geven correlaties weer, die wel significant zijn op het 5% niveau doch niet op het 1% niveau.



Hum	= % organic matter	N_v	= Nitrogen effect in crop
K	= Potassium-index	P	= Phosphate-index
Lrb	= log rel bases	pH	= pH-KCl
Mw	= Difference in mechanical resistance between the layers 0-15 and 15-30 cm	Sl	= Particles < 16 μ
		St_v	= Visually determined soil structure Spring
		St_n	= " " " " Fall
N_k	= Nitrogen mineralisation	Zd	= Sowing date

FIG. 24. *Diagram of the correlations between the different growth factors. The length of the full drawn connecting lines is proportional to 1-r in which r means a correlation-coëfficent on the 1% level. The distance between the parallel lines is proportional to r. The dotted lines indicate correlations significant on the 5% level, but not on the 1% level.*

opbrengstderving, die aan structuurgebreken toegeschreven kan worden, 2,3 ton/ha of wel 6% van de gemiddelde nul-opbrengst.

Dit cijfer is echter niet representatief voor het gehele gebied, daar er bij de keuze van de proefvelden voorkeur gegeven is aan extreme structuren. Een zeer globale indruk van de betekenis van de bodemstructuur voor het Marnegebied kan als volgt verkregen worden.

Op 23 percelen is de bodemstructuur in de herfst van 1951 beoordeeld, terwijl er in 1952 een proefveldje werd aangelegd. Met behulp van deze 23 gegevens kan het gemiddelde verband tussen de waarderingscijfers van de herfst 1951 en 1952 worden geschat. Over het algemeen lag de waardering in de droge herfst van 1951 hoger dan in de natte van 1952. Als verband kan een rechte lijn aangenomen worden, die door vereffening (met de fouten in x- en y- as even groot) kan worden gevonden. De helling van deze lijn bedraagt 0,504 $\pm$ 0,136. Met behulp hiervan kan nagegaan worden welk St-cijfer van 1952 overeenkomt met een bepaald cijfer in 1951 en welke opbrengstdepressie er derhalve mee correspondeert. De gemiddelde opbrengstdepressie is dan 2,4% van de opbrengst bij de praktijkgift van 120 kg N/ha. Het onbevredigende hierbij is, dat volgens deze omrekening in de herfst van 1952 de structuurgroep 4- niet voorkwam. Een tweede schatting kan als volgt uitgevoerd worden.

Van de 23 beschikbare gegevens maakt men een sommatiegrafiek van de structuurcijfers in de herfst van 1951 en 1952. Door de punten trekt men aannemelijk vloeiende lijnen en berekent vervolgens de procentuele grootteverandering van elke structuurklasse. Door langs deze weg de kartering van 1951 op 1952 om te rekenen wordt eveneens een gemiddelde invloed van 2,4% gevonden. Laat men tenslotte de gehele omrekening achterwege, dan wordt de invloed 2,5%.

Uit deze schattingen mag geconcludeerd worden, dat de structuurinvloed in 1952 voor het gehele gebied ongeveer 2,4% van de opbrengst bij de praktijkgift van 120 kg N/ha zou zijn geweest, als het gehele Marnegebied met suikerbieten beteeld zou zijn geweest. Daar het gebied 7 à 8000 ha groot is, komt dit ongeveer overeen met de opbrengst van 150 à 200 ha van de in het gebied voorkomende gronden.

2. pH-KCl

De invloed van de pH-KCl is duidelijk in het zure traject tot pH-KCl = 6,0. Bij een waarde van 4,5 is de depressie in de opbrengst 12 ton/ha, dus ongeveer 30%. Dit klopt goed met wat CASTENMILLER vond op een zware kleigrond in Nieuw-Beerta. (CASTENMILLER 1952). De door hem gepubliceerde curve is in fig. 20 aangegeven als Pr 79 en Pr 582. Gemiddeld over alle proefvelden is de invloed op de nulopbrengst 2,7% ofwel 0,9 ton, doordat slechts 9 proefveldjes een te lage pH hadden. Voor het gehele gebied ligt de invloed stellig aanzienlijk lager, daar er voorkeur gegeven is aan slechte percelen, wat in het zavelgebied betekent aan zure percelen.

3. ZAAIDATUM

De grootste invloed van de zaaidatum is ongeveer 11 ton/ha, dus 27,5% van een normale opbrengst. Alhoewel deze curve uiteraard zo getrokken is als wiskundig gezien het meest waarschijnlijk was, kan er toch wel enige twijfel bestaan over de juistheid. Er zijn nl. slechts 3 proefvelden op 18 Maart gezaaid, terwijl de eerstvolgende op 5 April, dus 2½ week later volgde. Hierdoor is het linkerdeel van de curve

vrij onzeker. Zou dit lager liggen, dan is de invloed van de zaaidatum overschat. Bij de 2 voorgaande curven lag juist het horizontale deel der curve goed vast, door een groot aantal punten, terwijl dit hier tamelijk onzeker is.

De 3 zaaitijdenproeven geven op dit punt niet veel aanwijzingen. In de volgende 3 grafieken (fig. 25, 26 en 27) is van elk dezer proefvelden het grafisch bepaalde verband tussen zaaidatum en opbrengst weergegeven voor de 4 N-giften. Alleen een vergelijking van de resultaten zonder stikstof met die bij de overige giften doet vermoeden, dat er een interactie bestaat tussen stikstofgift en zaaidatum. Daar bij de numeriek-grafische bewerking al die invloeden die door stikstofgiften opgeheven kunnen worden, op rekening van de N-huishouding gebracht zijn, zijn hier voor de hoge en lage N-gift dezelfde curven verkregen. Het bestaan van de interactie is echter niet zeker.

In fig. 28 is de invloed van de zaaidatum op drie manieren weergegeven, nl. als gemiddelde curve van de drie zaaitijdproeven bij alle stikstofgiften, als hetzelfde gemiddelde doch met weglating van de veldjes zonder stikstof en zoals de invloed uit de numeriek-grafische bewerking gevonden werd.

Bij de vergelijking van deze curven moet ermee gerekend worden, dat alle curven zwak zijn bij de vroege zaaidata, want bij de proefveld-lijnen is het gedeelte van 18 Maart tot 4 April alleen op Pr 1333 gebaseerd. Dit neemt niet weg, dat er het vermoeden blijft bestaan, dat de invloed bij de vroege zaaidata minder groot is, dan uit het materiaal van de numeriek-grafische bewerking blijkt.

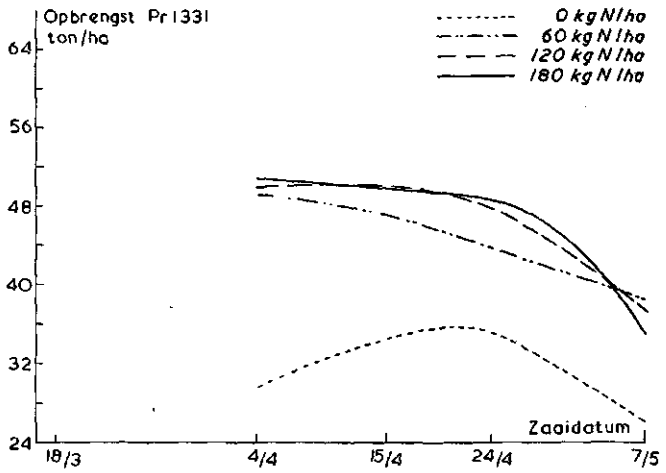
Een argument tegen erg vroeg zaaien is te vinden in het percentage schieters. Al lag dit in 1952 laag, toch blijkt duidelijk de samenhang met de zaaidatum en tevens met de N-gift. Op Pr 1330 was het schieterspercentage voor de zaaidata: 20/3, 15/4, 24/4 en 7/5 resp. 6,1%, 0,5%, 0,1% en 0,01%. Op alle overige proefvelden lag het percentage onder de 1%, behalve op de 3 proefvelden, die op 18 Maart gezaaid waren, waar de percentages 5,4, 5,2 en 5,5 gevonden werden.

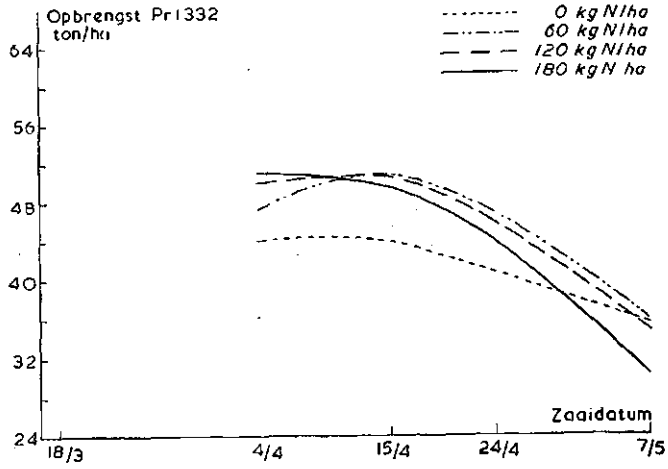
4. Het N-effect

Bij deze factor valt in de eerste plaats de grote variabiliteit op. De met stikstof te bereiken opbrengst-verhogingen blijken te varieren van 4,2 tot meer dan 23,5 ton/ha. Hieruit komt wel duidelijk naar voren, van welk belang de bestudering van de stikstofhuishouding nog steeds is. Dat verwacht mag worden, dat deze factor een lineair verband met hellingshoek 45° met de nulopbrengst zou geven is reeds betoogd (blz. 46), terwijl de gevolgen van het invoeren van deze factor voor de samenhang van de invloeden van pH, St-cijfer en zaaidatum op de nul- en max. opbrengst eveneens zijn aangeduid.

De correlatie van de N-reactie van het gewas met de bodemstructuur, die statistisch betrouwbaar genoemd mag worden, verdient zeker de aandacht. Bij slechte structuren werden vaak grote stikstofreacties aangetroffen. Dat wil dus zeggen, dat bij slechte structuren de nulopbrengsten gemiddeld lager liggen, dan we op grond van de gevonden structuurinvloeden zouden verwachten. Dit is echter geen zaak van de bodemstructuur, maar van N-huishouding, want de invloed verdwijnt als we stikstof geven. Om deze reden is dit effect dus onder de N-huishouding gerangschikt.

Het ligt voor de hand, dat dit verschijnsel met zich meebrengt, dat bij slechte structuren meer stikstof gegeven kan worden. In de praktijk kent men deze regel wel en wordt hij ook wel gebruikt. Door de stikstofcurven in twee groepen samen te vatten, nl. de groep van 31 proefvelden met visuele structuurcijfers > 5 en de 18 proefvelden





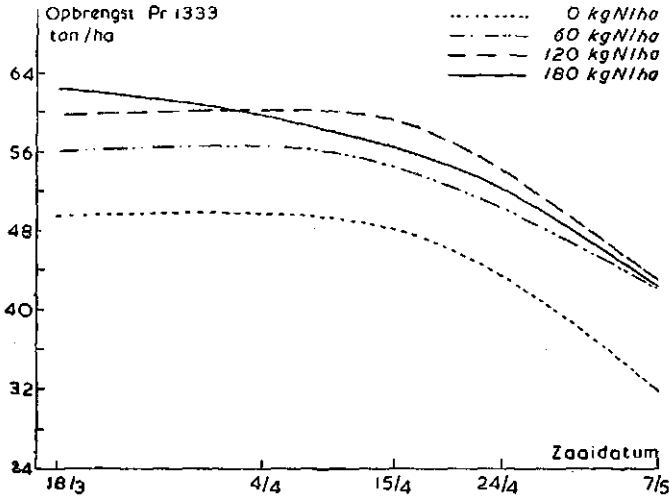


FIG. 25, 26, 27. Het verband tussen de opbrengst en de zaaidatum bij 4 stikstofgiften op Pr 1331, Pr 1332 en Pr 1333.

FIG. 25, 26, 27. *The relation between the yield and the sowing date with 4 N-amounts, on Pr 1331, Pr 1332 and Pr 1333.*

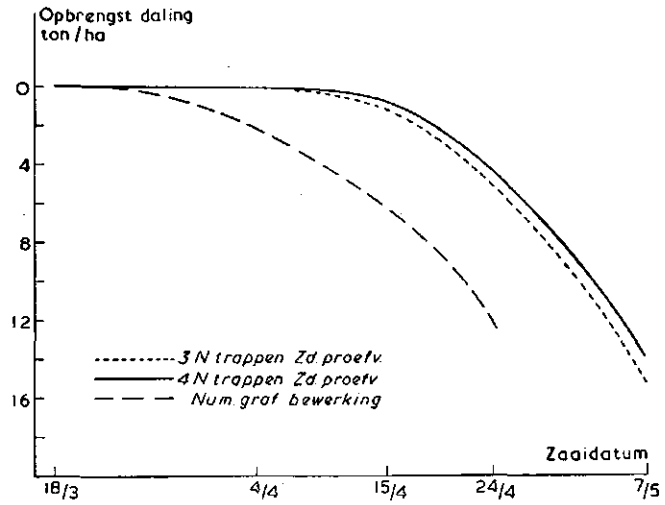


FIG. 28. Het verband tussen de zaaidatum en de opbrengst volgens de numeriek-grafische methode, vergeleken met de gemiddelde invloed op de 3 zaaitijdproeven met en zonder de veldjes zonder stikstof.

FIG. 28. *The relation between the sowing date and the yield according to the numerical-grafical method, compared with the mean influence according to the 3 sowing date experimental fields with and without the plots without nitrogen.*

met een structuur cijfer < 5, kunnen 2 N-opbrengstcurven verkregen worden, waaruit blijkt dat bij slechte structuren de optimale N-gift 30 à 40 kg N/ha hoger ligt dan bij goede structuren (fig. 29). Het gevaarlijke is, dat deze beide groepen van proefvelden niet alleen in structuur van elkaar verschillen doch b.v. ook in pH. Gezien echter de grootte van de correlatie N-effectstructuur en het ontbreken van een duidelijke correlatie tussen N-effect en pH-KCl is het wel waarschijnlijk, dat dit verschijnsel op rekening van de structuur gesteld kan worden.

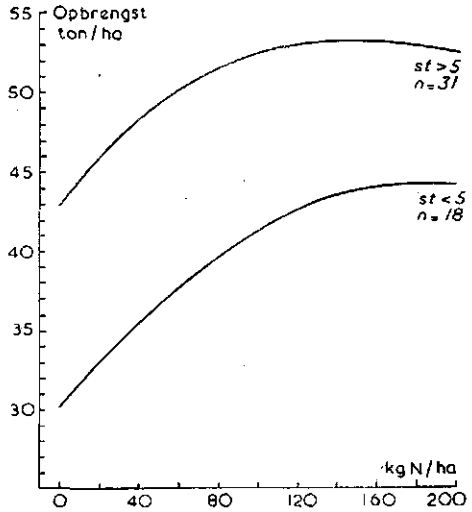


FIG. 29. Het verband tussen de stikstofgift en de opbrengst van de proefvelden met een St-cijfer groter en kleiner dan 5.

FIG. 29. *The relation between the amount of nitrogen given and the yield on the experimental fields with a structure index greater and smaller than 5.*

De tussen de N-huishouding en de structuur gevonden samenhangen kunnen als volgt worden samengevat:

FIG. 30. Grootte van de depressies van de nul-opbrengst veroorzaakt door elk van de groeifactoren, voor elk proefveld afzonderlijk en gemiddeld over alle proefvelden.

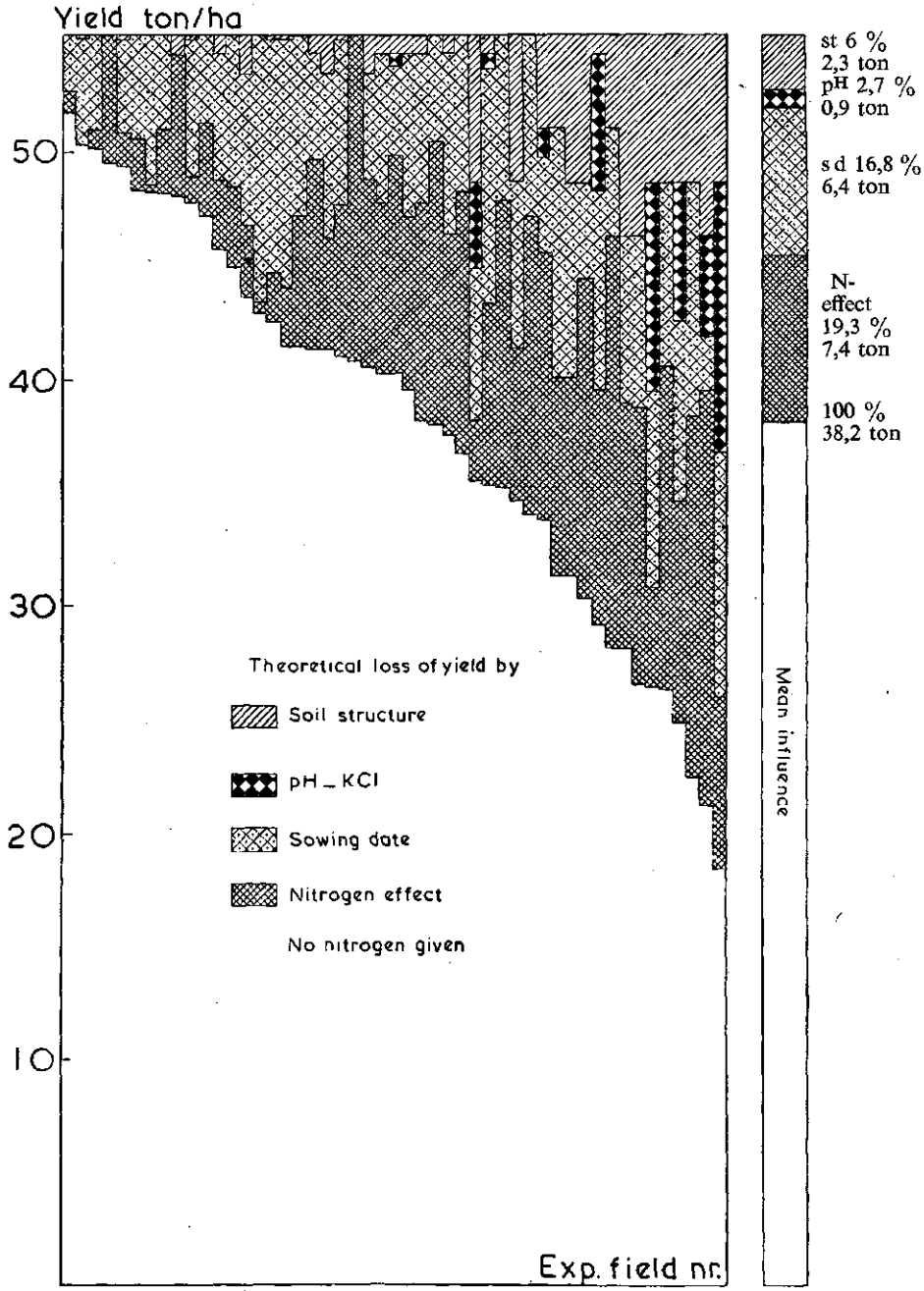


FIG. 30. *The depression of the yields without nitrogen produced by each of the growth factors, on each experimental field separately and averaged over all the experimental fields.*

De invloed van de bodemstructuur op de bestudeerde opbrengsten was bij hoge en lage stikstofgiften gelijk. Bij lage stikstofgiften bleken slechte structuren echter samen te gaan met gebreken in de stikstofhuishouding. Deze konden met kunstmatige N-bemesting opgeheven worden, al is dan voor het bereiken van de optimale oogst waarschijnlijk meer stikstof nodig dan bij de percelen met goede structuur.

Een vergelijking van deze resultaten met die van FERRARI (zie FERRARI, 1949) laat zien, dat in beide onderzoekingen een zwaardere stikstofbemesting niet in staat is het effect van de bodemstructuur teniet te doen, en dat bij beide onderzoekingen bij slechte structuur meer stikstof nodig is voor het bereiken van de maximale oogst dan bij goede. FERRARI vindt evenwel dat bij de aardappelen in zijn onderzoek het verschil tussen de opbrengst bij goede en slechte structuren door een verhoging van de stikstofgift eer wordt vergroot dan verkleind, terwijl bij het besproken onderzoek juist het omgekeerde het geval is. Dit neemt niet weg, dat het onderzoek in het Marnegebied in deze in grote lijnen gezien kan worden als een nadere bevestiging van de door FERRARI verkregen resultaten.

Een samenvatting van de 4 gevonden invloeden op de nulopbrengst is in figuur 30 weergegeven. Als de 4 factoren alle optimaal waren, zou de opbrengst op alle proefvelden theoretisch gezien 56,2 ton/ha geweest moeten zijn.

Door verschillende arceringen is aangegeven, welk deel van dit ideaal niet verwezenlijkt is tengevolge van elk van de factoren. Hierbij zijn in het linkerdeel van de voorstelling de proefvelden naast elkaar geplaatst, gerangschikt naar dalende theoretische opbrengst, terwijl rechts het geheel is samengevat. Hieruit blijkt, dat de gemiddelde nul-opbrengst slechts 38,2 ton per ha was. De theoretisch te bereiken hoogste opbrengst, bij optimale toestand van de onderzochte factoren, ligt dus bijna 45% boven de gemeten opbrengst. De samenhang tussen de op grond van de bestudeerde factoren te verwachten theoretische opbrengst en de gemeten waarde is weergegeven in fig. 17.

IX. VERWERKING VAN DE MEETRESULTATEN BETREFFENDE DE BODEMSTRUCTUUR

1. Visuele structuurbepaling

De visuele structuurbepaling heeft bij de oogst-analyse zijn bruikbaarheid bewezen. Ook Ferrari (zie Ferrari, 1949) bereikte met deze grootheid goede resultaten. Een groot nadeel van deze structuurmaat is, dat hij ontstaat door het subjectieve oordeel van één zij het dan zeer ervaren persoon. Het is dus van veel belang na te gaan of en zo ja op welke wijze, de visueel bepaalde bodemstructuur samenhangt met gemeten structuurfacetten. Allereerst zal echter de visuele structuurbeoordeling zelf iets nader worden beschouwd.

Bij de oogstanalyse is de schaal van het structuurcijfer als lineair beschouwd, nadat alle waarden lager dan 4— op 4— waren gebracht, terwijl de waarde 4— als 4 werd beschouwd. Het + en — teken werden als 1/3 eenheid aangenomen. Uit de frequentieverdeling van de structuurcijfers bij de kartering in de herfst van 1951 blijkt wel, dat dit niet helemaal juist is. Er zijn hier 20 verschillende waarderingen gegeven, waarvan 8 zonder en 12 met een plus of min teken. Men mag dus verwachten, dat 40% van de getallen geen plus of min teken hebben. In werkelijkheid is dit 55%. Ook deze schaalmoeilijkheden zijn één van de nadelen van een schattingsmethodiek.

Het St-cijfer vertoont uiteraard een nauwe samenhang met het M, B en P cijfer (zie pag. 18 en 19) al is het hiervan geen eenvoudige functie. De gemiddelde samenhang tussen deze 3 grootheden en het St-cijfer is in figuur 31 in beeld gebracht.

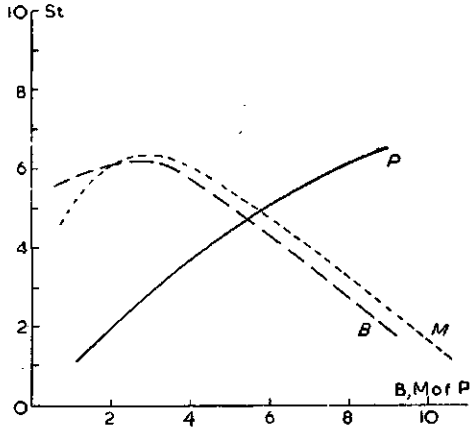


Fig. 31. De samenhang van het St-cijfer met de waarden M, B en P van de visuele structuurbeoordeling gemiddeld over 1036 bepalingen.

Fig. 31. *The relation of the structure index to the values M, B and P of the visual method of structure determination averaged over 1036 determinations.*

De nauwste samenhang is die tussen het porositeitscijfer en het structuurcijfer. Dit kan gedemonstreerd worden, door de variantie te berekenen van het structuurcijfer ten opzichte van het gemiddelde en daarna de variantie ten opzichte van de lijnen die het verband met M, P en B weergeven. In tabel 8 zijn de gevonden grootheden weergegeven. Hierbij zijn 1036 structuurbepalingen betrokken. Het blijkt, dat 86% van de variantie verdwijnt, als het verband tussen P en St in rekening wordt gebracht,

terwijl dit bij de factoren M en B ongeveer 20% minder is. Bij het porositeitscijfer wordt de hoeveelheid grotere holten in de grond beoordeeld. Deze schijnen dus een belangrijke rol te spelen bij de betrokken structuurbepalingen.

TABEL 8. Variantie berekening van het St-cijfer ten opzichte van het verband met M, B en P.
1036 bepalingen

T. o. v. *(Relative to):*	K.S.A. *(S.S.D.)*	Variantie *(Variance)*	Verklaard % v. d. variatie *(% of the variance explained)*
Gemiddelde *(Mean)*	1325	1,28	—
Verband P-St *(Relation P-St)*	189	0,18	86
Verband M-St *(Relation M-St)*	450	0,44	66
Verband B-St *(Relation B-St)*	477	0,46	64

TABLE 8. *Variance of St-index relative to its mean value and to the relation with M, B and P.*
(1036 determinations)

Van een verder uiteenrafelen van de invloed van de factoren M, P en B is afgezien, daar zij onderling zeer nauw gecorreleerd zijn. De onderlinge verbanden zijn alle recht en de mate van samenhang wordt daarom weergegeven als correlatie-coëfficienten (tabel 9). De samenhang is vooral tussen M en B zeer nauw, zoals blijkt uit de correlatie-coëfficient van 0,95.

TABEL 9. Correlatie-coëfficienten betreffende het onderlinge verband van M, B en P.
1036 bepalingen

	B	P
M	+0,95	—0,85
B	—	—0,84

TABLE 9. *Correlation coefficients of the mutual relations between M, B and P.*
(1036 determinations)

Een belangrijke eigenschap van het St-cijfer bleek bij de oogst-analyse te zijn, dat er slechts weinig samenhang met het slibgehalte bestond. Hierdoor werd de analyse zeer vereenvoudigd. Het ontbreken van een sterke correlatie tussen slibgehalte en St-cijfer ligt niet voor de hand. Men mag immers verwachten, dat het bindingscijfer en ook het mediaancijfer, wél met het slibgehalte samenhangen. Bij de structuur-kartering is het slibgehalte niet bepaald, wél echter het vochtgehalte van de monsters in de luchtdroge toestand. Dit vochtgehalte vertoont een duidelijk verband met het slibgehalte. Dit kon vastgesteld worden dank zij de praktijkmonsters, die door het

Bedrijfslaboratorium voor Grond- en Gewasonderzoek zijn onderzocht en waarvan de resultaten door de Rijkslandbouwvoorlichtingsdienst in Groningen welwillend ter beschikking werden gesteld. Op 100 van de percelen, die bij de structuurkartering betrokken waren bleek het slibgehalte bekend te zijn. De correlatie tussen luchtdroog vochtgehalte en slibgehalte was 0,86.

Voor de ruim 1000 gegevens van de structuurkartering kan nu de correlatie berekend worden tussen het luchtdroge vochtgehalte en de cijfers van de visuele structuurbeoordeling. De resultaten waren als volgt: M-cijfer: r = + 0,65; B-cijfer: r = + 0,72 P-cijfer: r = — 0,48; St-cijfer: r = — 0,31.

De sterkste samenhang wordt dus aangetroffen tussen het bindingscijfer en het luchtdroge vochtgehalte. Het met het bindingscijfer nauw gecorreleerde mediaancijfer levert ook een vrij hoge correlatie op. Het P-cijfer, dat juist sterk met het St-cijfer gecorreleerd is, vertoont een geringere samenhang met het luchtdroog-vochtgehalte en wel zodanig, dat de zware gronden over het algemeen de laagste waardering ontvingen. Het blijkt duidelijk, dat ook in dit zeer omvangrijke materiaal de correlatie tussen St-cijfer en luchtdroog-vochtgehalte betrekkelijk gering is. Hieruit mag geconcludeerd worden, dat bij het St-cijfer de schatter zich abstraheert van de zwaarte van de grond, en hoofdzakelijk let op het al of niet open zijn van de grond. Langs deze weg kan het blijkbaar gelukken om kleigronden naar hun structuur te karakteriseren.

2. Aggregatie-onderzoek

Zoals reeds werd vermeld, werden bij het aggregatie-onderzoek de volgende grootheden bepaald: d_0, d_5 en fractie > 8 mm. Bij de bewerking van deze gegevens viel de samenhang met het slibgehalte sterk op. Dit verband wordt gedemonstreerd in fig. 32,

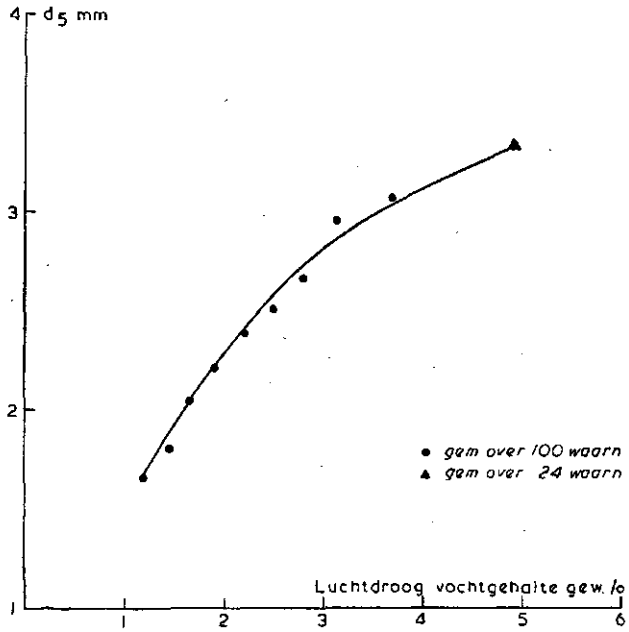


Fig. 32. Het verband tussen het luchtdroog-vochtgehalte en de gemiddelde aggregatiediameter na 5 minuten onder water zeven voor 1036 monsters.

Fig. 32. *The relation between the air-dry moisture content of the soil and the mean weight aggregate diameter after 5 minutes wet-sieving for 1036 samples.*

waarin de gegevens van de structuurkartering zijn samengevat door het luchtdroogvochtgehalte tegen d_5 uit te zetten. Elk punt is een gemiddelde van ongeveer 100 waarnemingen. Van 100 percelen was het slibgehalte bij benadering bekend. Dit materiaal is in 8 ongeveer even grote groepen gesplitst naar opklimmend slibgehalte.

FIG. 33. Het verband tussen het slibgehalte en de gemiddelde aggregaatdiameter na 5 minuten onder water zeven voor 100 monsters.

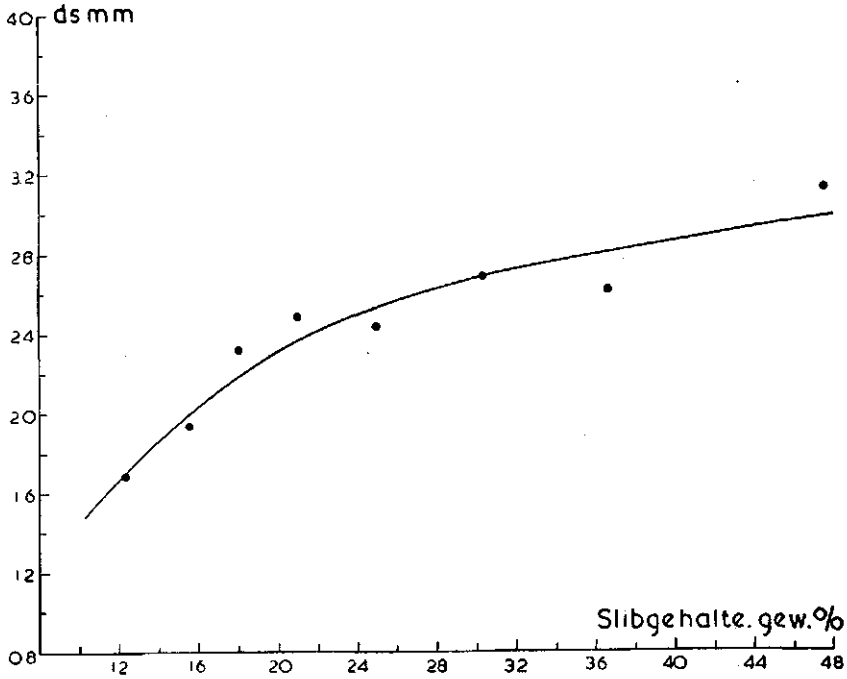


FIG. 33. *The relation between the content of particles < 16μ and the mean weight aggregate diameter after 5 minutes wet-sieving for 100 samples.*

Fig. 33 geeft de gemiddelde waarden voor het slibgehalte en d_5 weer voor deze 8 groepen. Ook hier blijkt er duidelijk verband met het slibgehalte aanwezig. De variantie van d_5 in dit materiaal bedraagt t.o.v. het gemiddelde 0,36 en t.o.v. de in fig. 33 getrokken lijn 0,21. Als we aannemen, dat de bepalingen bij de structuurkartering dezelfde betrouwbaarheid hebben als bij de proefveldserie, is de uit het toeval te verklaren variantie 0,05 en zou $^{15}/_{31}$ dus ongeveer 50% van de variantie door het slibgehalte kunnen worden verklaard. Daar bij deze kartering grotere stukken bemonsterd werden dan bij de proefveldserie, is het door toeval te verklaren deel van de variantie waarschijnlijk groter, zodat de schatting van 50% aan de lage kant is.

Bij de bepalingen op de proefveldserie werd niet alleen het verband van d_5 met het slibgehalte onderzocht, doch ook dat van d_0 en fractie > 8 mm. Daar de monsters van het aggregatie-onderzoek in de herfst van 1952 onder zeer vochtige omstandigheden werden gestoken, moest een deel er van een afwijkende voorbehandeling onder

gaan. Daarom werden de betrokken samenhangen alleen berekend van de voorjaarsbemonstering die uitvoerig plaats vond, zodat er 83 monsters voor de berekeningen beschikbaar waren. In tabel 10 is weergegeven welk percentage van de niet aan het toeval toe te schrijven variantie van deze grootheden door het slibgehalte kunnen worden verklaard. Zowel van d_5 en d_0 als de fractie > 8 mm bedraagt dit ongeveer 70%. Dat dit percentage van d_5 hoger ligt, dan bij de structuurkartering komt door de grotere variantie in het proefveldmateriaal. Na correctie op slibgehalte is de variantie in beide gevallen gelijk.

TABEL 10. Vergelijking van de invloed van het slibgehalte en de visuele structuur in het voorjaar op de variantie van d_5, d_0 en fr. > 8 mm bij de aggregaat-analyse.

	Variantie *(Variance)*			Verklaard % *(% Explained)*		
	d_5	d_0	fractie > 8 mm	d_5	d_0	fractie > 8 mm
Ongecorrigeerd *(Not corrected)*	0,59	0,51	115			
Gecorrigeerd op slib *(Corrected for fraction < 16μ.)*	0,20	0,18	38	71,3	71,8	70,0
Gecorrigeerd op slib en St. *(Corrected for fraction < 16μ. and St.)*	0,20	0,16	26	71,4	76,1	80,8
Gecorrigeerd op St. *(Corrected for St.)*	0,39	0,39	43	37,0	26,1	65,4
Niet te verklaren *(Not to be explained)*	0,05	0,05	5			

TABLE 10. *Comparison between the influences of clay-content and visual determination of soil structure in spring on the variance of d_5, d_0 and fr. > 8 mm as determined with aggregate-analysis.*

Hiermee is de samenhang tussen de resultaten van het aggregatie-onderzoek en het slibgehalte voldoende aangetoond. Het verband tussen de resultaten van het aggregatie-onderzoek en de visuele structuur-beoordeling, kan men dus zeker verwachten voor het M- en B-cijfer, daar deze eveneens nauw met het slibgehalte samenhangen.

Wil men het aggregaatonderzoek bezigen voor het karakteriseren van de bodemvruchtbaarheid, dan zal speciaal de samenhang met het St-cijfer van groot belang zijn. In tabel 11 is dit verband berekend uit de gegevens van de structuurkartering door deze te splitsen in groepen met opklimmende structuurwaardering.

Van de waarde d_0 — d_5 is het totaal aantal waarnemingen 1019 inplaats van 1036, omdat bij 17 monsters d_5 en d_0 niet aan hetzelfde monster bepaald zijn. De waarden d_5, d_0 en fractie > 8 mm dalen alle bij stijgende St-cijfers, tot en met St 6+, terwijl bij St 7 alle weer hoger liggen. Het traject ligt voor d_5 en d_0 binnen 1 mm, wat gezien de standaardafwijking van ± 0,2 mm ongunstig genoemd moet worden. De verhoudingen liggen voor de fractie > 8 mm duidelijk gunstiger. Hier is het traject ruim 20 gew. % bij een standaardafwijking van ruim 2 gew. %, al doet zich ook hier het verschijnsel voor, dat bij St 7 de waarde weer hoger ligt dan bij St 6+. Volledigheidshalve is ook het verschil tussen d_5 en d_0 weergegeven, als maat voor de stabiliteit. Het blijkt wel, dat hierin geen verschillen aan te tonen zijn.

TABEL 11. Verband aggregatie-onderzoek en St-cijfer.

Structuur kartering *(Structure mapping)* — 1036 waarnemingen[1] *(1036 determinations)*

St-cijfer *(St-index)*	Aantal waarnemingen *(Number of Observations)*	d_5	d_0	$d_0 - d_5$	fractie > 8 mm *(fraction > 8 mm)*
4	154	2,97	3,48	0,51	34,4
5	233	2,39	3.03	0,63	18,9
6—	126	2,14	2,78	0,67	15,6
6	215	2,11	2,80	0,69	14,4
6 +	122	2,07	2,75	0,68	13,6
7	186	2,34	2,94	0,61	15,1

[1] Voor d_0 - d_5 1019 waarnemingen.

TABLE 11. *Relation between aggregration investigations and St-index.*

Om na te gaan of het aggregatie-onderzoek betere resultaten oplevert bij beperking van het gebied tot de kalkarme zavelgronden, werd een blok gronden binnen de dijken, ten Noorden van de lijn Leens-Ulrum, apart berekend. Bij deze 290 waarnemingen werden dezelfde berekeningen uitgevoerd als hierboven omschreven zijn. Het resultaat is weergegeven in tabel 12. De trajecten van d_5 en d_0 blijken nu zo klein geworden te zijn, dat een indeling naar dit kriterium onmogelijk wordt. Nog steeds geeft de fractie > 8 mm het beste resultaat.

TABEL 12. Verband aggregatie-onderzoek en St-cijfer.

Structuur kartering *(Structure mapping)* — Kalkarme zavelgronden *(Non calcareous loamy sands)* 290 waarnemingen *(290 determinations)*

St-cijfer *(St-index)*	Aantal waarnemingen *(Number of observations)*	d_5	d_0	fractie > 8 mm *(fraction > 8 mm)*
4	17	2,08	2,67	17,8
5	61	2,02	2,61	12,5
6—	58	1,95	2,54	12,6
6	77	1,90	2,62	11,3
6+	40	2,00	2,61	11,3
7	37	2,11	2,66	11,0

TABLE 12. *Relation between aggregation investigations and St-index.*

Van de 83 waarnemingen aan de proefvelden in het voorjaar is eveneens het verband tussen het aggregatie-onderzoek en de visuele structuur-waardering nagegaan, terwijl tevens het slibgehalte bij de beschouwing betrokken is. Voor d_5, d_0 en de fractie > 8 mm zijn bepaald: de variantie ten opzichte van de gemiddelde waarde, t.o.v. het gemiddelde verband met het slibgehalte, t.o.v. het gemiddelde verband met het St-cijfer, en de variantie na het achtereenvolgens in rekening brengen van slibgehalte en St-cijfer. Deze werkwijze is om de volgende redenen gebezigd.

Als men zich de waarde d_5, d_0 en fractie > 8 mm bepaald denkt door St-cijfer en slibgehalte en men brengt het verband tussen b.v. d_5 en slibgehalte in rekening, dan

zal men dit verband overschatten bij een positieve correlatie tussen St- en slibgehalte. Brengt men eerst het verband met St in rekening, dan zal dit overschat worden. Is er na het in rekening brengen van het slibgehalte nog een duidelijke invloed van St-cijfer, dan verhoogt dit de waarschijnlijkheid van een eigen relatie tussen St en aggregatie-onderzoek wel heel sterk

Het blijkt uit tabel 10, dat na het in rekening brengen van het slibgehalte d_5 geen, d_0 een geringe en fractie > 8 mm een iets duidelijker invloed heeft, terwijl zonder rekening te houden met het slibgehalte de fractie > 8 mm verreweg het duidelijkste verband geeft. Het een en ander is grafisch weergegeven in de figuren 34, 35 en 36.

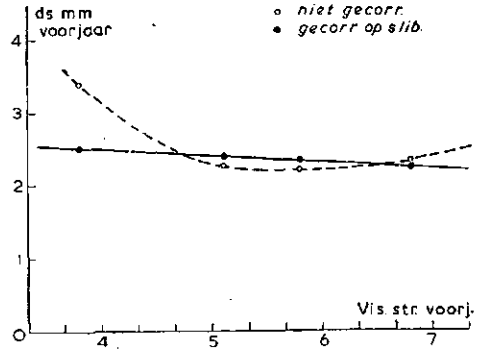


FIG. 34. Het verband tussen het St-cijfer en de gemiddelde aggregaat-diameter na 5 minuten onder water zeven voor 83 waarnemingen met en zonder correctie voor het slibgehalte.

FIG. 34. *The relation between the structure index and the mean weight diameter after 5 minutes wet-sieving for 83 observations with and without correction for content of particles* $< 16\ \mu$.

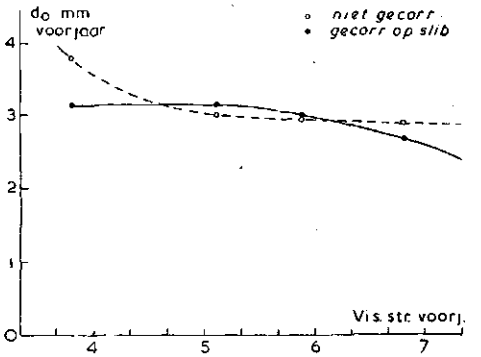


FIG. 35. Het verband tussen het St-cijfer en de gemiddelde aggregaat-diameter bij droog zeven voor 83 waarnemingen met en zonder correctie voor het slibgehalte.

FIG. 35. *The relation between the structure index and the mean weight aggregate diameter on dry-sieving for 83 observations with and without correction for the content of particles* $< 16\ \mu$.

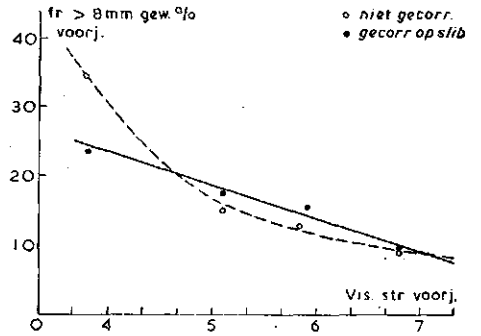


FIG. 36. Het verband tussen het St-cijfer en de fractie > 8 mm voor 83 waarnemingen met en zonder correctie voor het slibgehalte.

FIG. 36. *The relation between the structure index and the fraction* > 8 *mm for 83 observations with and without correction for the content of particles* $< 16\ \mu$.

De conclusie uit de weergegeven berekeningen zal moeten luiden, dat het aggregatie-onderzoek voor het karakteriseren van de bodemstructuur als vruchtbaarheidsfactor in de gebezigde vorm voor de onderzochte klei- en speciaal zavelgronden weinig perspectief oplevert. Voor de genoemde gronden kan men waarschijnlijk de beste resultaten bereiken door speciaal te letten op de grovere delen van de grond.

3. Porositeitsonderzoek

In voor- en najaar 1952 werden op de proefvelden in de lagen 5-10 en 20-25 cm onder maaiveld grond-water-luchtverhoudingen bepaald.

Het zo verkregen poriënvolume is een voor de hand liggende maat ter beoordeling van de bodemstructuur. Hiernaast is als zeer globale benadering van de hoeveelheid grove poriën het luchtgehalte gebezigd.

In fig. 37 is voor de laag 5-10 cm in de vorm van frequentiediagrammen weergegeven welke waarden gevonden werden. Het poriënvolume blijkt in de loop van het jaar iets af te nemen. Bij het luchtgehalte is de verschuiving veel groter. Dit vindt zijn oorzaak voor een groot deel in het hoge watergehalte van de grond door de zeer natte herfst. Verder valt op, dat het poriënvolume slechts zeer weinig spreiding vertoont,

Fig. 37. Frequentie diagram van het poriënvolume en het luchtgehalte in de laag 5-10 cm onder maaiveld in voor- en najaar.

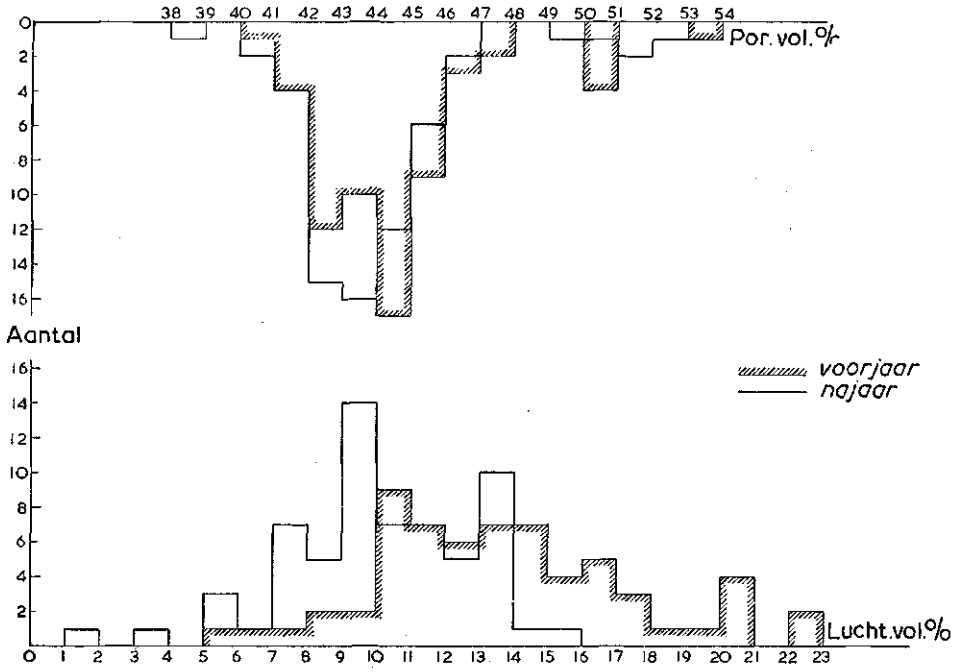


Fig. 37. *Variation of the pore space and the air content in the layer 5—10 cm below the soil surface in spring and fall.*
voorjaar = *spring*, najaar = *fall*, lucht = *air*.

wat — gezien de nauwkeurigheid van de bepaling — de kans klein maakt dat het zal lukken de structuur hiermee te karakteriseren.

Enkele poriënvolumina liggen beduidend hoger, dan de overige waarden. Dit zijn alle kalkhoudende zware kleigronden. Doordat enkele van deze zware gronden een laag waarderingscijfer van de bodemstructuur hebben, lijkt het poriënvolume bij slechte structuren groter te worden. Deze averechtse conclusie versterkt de indruk, dat het karakteriseren van de bodemstructuur door middel van het poriënvolume weinig perspectief oplevert.

Het luchtgehalte van de grond daarentegen blijkt wel te correleren met de visuele structuurwaardering. In voor- en najaar zijn de hellingstangenten van de regressielijnen resp. 1,58 $\pm$ 0,42 en 1,17 $\pm$ 0,35. De variantie van het materiaal wordt in deze gevallen door correctie op St resp. verlaagd van 13,85 tot 10,26 en van 7,35 tot 6,55. Daar de aan de toevallige fout van de bepaling toe te schrijven variantie ongeveer 1 bedraagt, kan slechts een betrekkelijk klein deel van de variantie in verband met de visuele structuurwaardering worden gebracht. Dit kan echter niet anders verwacht worden, daar de monstername ongeveer 14 dagen vergt, gedurende welke periode het luchtgehalte kan schommelen. Fig. 38 geeft in de vorm van een stippendiagram het verband tussen luchtgehalte en St-cijfer nog eens weer.

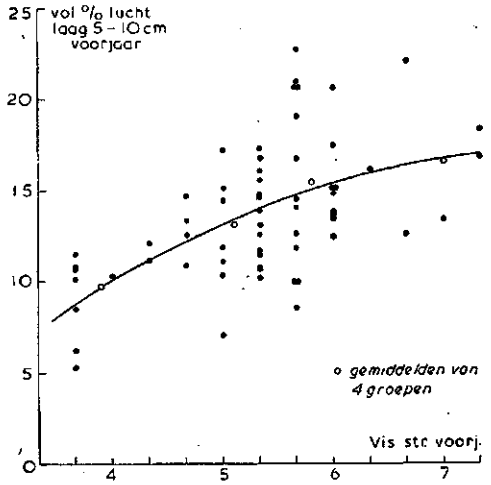


FIG. 38. Het verband tussen het St-cijfer en het luchtgehalte bij de bemonstering in het voorjaar.

FIG. 38. *The relation between the structure index and the air content on sampling in spring.*

Blijkbaar kan men, evenals bij het aggregatie-onderzoek, ook bij het porositeitsonderzoek voor de betrokken klei- en zavelgronden het best een verband leggen tussen de visuele structuurwaardering en de in het laboratorium verkregen cijfers, als er op de grovere delen van de grond gelet wordt, in dit geval dus op het luchtgehalte. Nader onderzoek zal moeten uitmaken of het verband tussen St-cijfer en porositeitsbepalingen beter wordt, wanneer men inplaats van het luchtgehalte het volume % grove porien bepaalt, waardoor de waarden onafhankelijk worden van het vochtgehalte in het veld.

Ter verdere illustratie van het besprokene is van de 20 proefvelden, die op kalkarme zavelgronden waren gelegen, nagegaan in hoeverre het uit de praktijk bekende verschil in achteruitgang van de bodemstructuur tussen percelen met een hoge en lage pH, inderdaad in de structuurcijfers tot uitdrukking komt.

In de eerste rij van tabel 13 zijn de verschillen tussen voor- en najaar van bepaalde grootheden weergegeven van de 8 percelen met pH-KCl < 6 en in de tweede rij van de 12 percelen met een pH-KCl > 6.

Het blijkt, dat op zure gronden het porienvolume, het luchtvolume, het St- en P-cijfer dalen, terwijl d_0 - d_5 en B- en M-cijfer toenemen. Voor de niet zure percelen geldt hetzelfde, alleen neemt St niet af.

Ter beoordeling van het al of niet betrouwbaar zijn van de verschillen tussen zure en niet-zure percelen is van de weergegeven verschillen de middelbare fout en de t-waarde berekend, terwijl tevens het 5% en 1% niveau is opgegeven. Het blijkt, dat op het 5% niveau het onderscheid betrouwbaar weergegeven wordt door het luchtvolume, het St-cijfer en het M-cijfer. Op het 1% niveau geeft alleen het St-cijfer een betrouwbaar verschil.

TABEL 13. Verschillen in bodemstructuur tussen voor- en najaar in verband met pH-KCl. Zavelgronden oude land (najaar — voorjaar).

	Porien-volume 5-10 cm *Pore space % by volume 5-10 cm*	Lucht-volume 5-10 cm *Air space % by volume 5-10 cm*	d_0 - d_5 d_0 - d_5	Visuele beoordeling *(Visual characterization)*			
				St (x 3)	P	B	M
pH-KCl < 6 n = 8	— 0,3	— 6,6	+ 0,6	— 2,0	— 0,8	+ 0,6	+ 0,9
pH-KCl > 6 n = 12	— 0,7	— 3,0	+ 0,7	0,0	— 0,3	+ 0,6	+ 0,4
Verschil *(difference)*	+ 0,4	— 3,6	— 0,1	— 2,0	— 0,5	0,0	+ 0,5
s	0,44	1,5	0,1	0,62	0,33	0,24	0,27
t	0,9	2,4	1,0	3,2	1,5		1,8
5% niv: t = 1,7					1% niv. t = 2,5		

TABLE 13. *Differences in soil structure between spring and fall in relation to pH-KCl. Non-calcareous loamy sands "old land" (fall minus spring).*

4. HET ONDERZOEK NAAR DE MECHANISCHE WEERSTAND

Bij de bespreking van de correlatie tussen de groeifactoren is er reeds op gewezen, dat het verschil in mechanische weerstand tussen de lagen 0-15 en 15-30 cm afneemt bij stijgend slibgehalte. Ook de waarde van de mechanische weerstand zelf vertoont dit verband. Het verband tussen de mechanische weerstand in de laag 0-20 cm in het najaar en het slibgehalte kan weergegeven worden door een rechte lijn. De t-waarde van de richtingstangens voor deze lijn was 3,39 bijongeveer 50 vrijheidsgraden. Dit verband is dus statistisch betrouwbaar.

Of het bekende verband met vochtgehalte ook aanwezig is, werd niet nagegaan, daar dit een extra vochtbemonstering gevergd zou hebben. Gezien de op pag. 24 gesignaleerde onregelmatigheden mag men dit wel aannemen.

X. ENQUÊTE BETREFFENDE DE VOORZIENING MET ORGANISCHE STOF

Door een persoonlijk bezoek werd bij alle proefveldhouders geïnformeerd naar de voorziening van de percelen met organische stof. Hierbij werd tevens de vruchtwisseling betrokken. In bijlage 22 [1] zijn de voornaamste gegevens samengevat.

Er werd getracht een verband te vinden tussen de gegevens van deze enquête, de N-reactie van het gewas en de gegevens betreffende het stikstofleverend vermogen, zoals dat in Kampen werd bepaald.

Een invloed van de voorvrucht kon niet worden aangetoond, daar in 45 van de 53 gevallen deze voorvrucht een graangewas was. Van de 45 percelen met als eerste voorvrucht een graangewas hadden er 26 als tweede voorvrucht een handelsgewas, meestal koolzaad. Als maat voor de organische-stofvoorziening van de percelen is verder gebruikt het aantal jaren dat het geleden was, dat er een organische bemesting werd gegeven. Dit was minstens 2 jaar, daar de percelen die 1 jaar geleden organisch bemest waren buiten de proef zijn gehouden, met uitzondering van 2 met schuimaarde bemeste percelen. Deze beide percelen geven een vrij grote N-reactie in het gewas te zien. Daar er verder nog slechts 3 gegevens beschikbaar waren, kan voor schuimaarde geen conclusie getrokken worden. Ook voor stalmest waren de beschikbare gegevens te schaars. Voor de klavers waren er 42 gegevens beschikbaar. Indien van een perceel vaststond, dat er minstens 10 jaar geen klaver geweest was, werd het aantal jaren zonder klaver op 10 gesteld. Berekent men de regressie-lijn tussen het aantal jaren dat er geen klaver geweest is en de N-reactie in het gewas, dan vindt men een richtingstangens met een t-waarde van 3,22 (t van 5% niveau ongeveer 1,7). Het aannemen van een lineair verband in deze is wel erg onbevredigend en daarom werden de klavers gesplitst naar witte klaver (meestal 1 jarig), rode klaver (1-jarig) en stoppelklaver. Deze indeling is weergegeven in fig. 39. De gegevens voor stoppelklaver en rode klaver

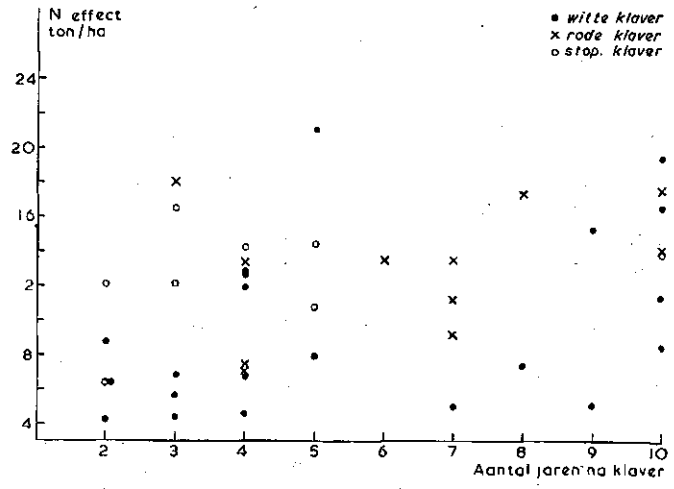


FIG. 39.
Het verband tussen het aantal jaren na een klavergewas en het stikstofeffect.

FIG. 39.
The relation between the number of years after clover and the nitrogen effect.
witte klaver = *white clover*, rode klaver = *red clover*, stoppelklaver = *second crop clover.*

[1] Zie noot onder de lijst van bijlagen.

blijken hierin weinig te zeggen, maar bij de witte klavers liggen de N-reacties bij 2 en 3 jaren zonder klaver wel wat laag. Hieruit zou men kunnen afleiden dat het wel mogelijk is, dat de grote verschillen in N-reactie van het gewas inderdaad mede veroorzaakt worden door de organisatorische stof-voorziening in de vorm van witte klaver.

Fig. 40 geeft eenzelfde beeld voor de waarden van het N-leverend vermogen van de grond. De regressie-lijn heeft hier een helling met een t-waarde van 3,66, eveneens bij ruim 40 vrijheidsgraden. Het 5% niveau heeft een t-waarde van ongeveer 1,7. Dus ook hier blijkt er een samenhang met de organische stofvoorziening te zijn.

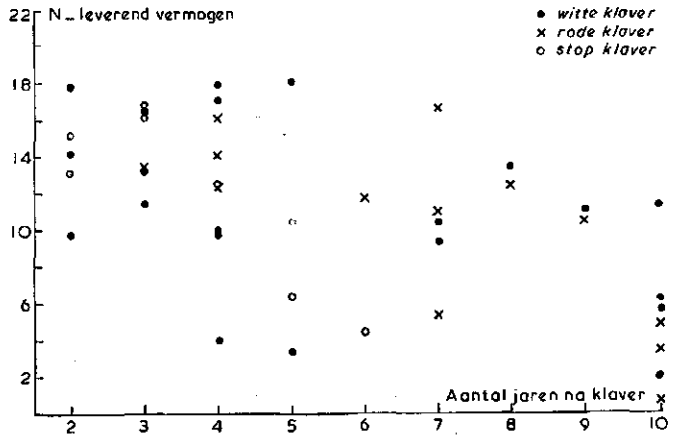


FIG. 40.
Het verband tussen het aantal jaren na een klavergewas en het stikstofleverend vermogen van de grond.

FIG. 40.
The relation between the number of years after clover and the mineralisation of organic matter in the soil.
witte klaver = *white clover*, rode klaver = *red clover*, stoppelklaver = *second crop clover*.

Hier liggen de waarnemingen van witte klaver nog minder fraai dan bij de N-reactie van het gewas. De samenhang tussen N-leverend vermogen van de grond en N-reactie van het gewas is niet statistisch betrouwbaar, zoals blijkt uit de correlatie-coëfficiënt r = — 0,25 (5% niveau = 0,28). Wel betrouwbaar is de samenhang van N-leverend vermogen met slibgehalte (r = — 0,38). De waarde van het N-leverend vermogen is daarom gecorrigeerd op het slibgehalte. Vervolgens zijn de gronden gesplitst in verschillende groepen, nl. de poldergronden, een in zwaarte sterk varierende groep gronden, die steeds kalkhoudend zijn; de kalkarme zavelgronden en de stugge, vrij zware, kalkarme Zuurdijkgronden. In tabel 14 zijn de waarden van de regressiecoëfficiënten weergegeven met de resultaten van de betrouwbaarheidsberekeningen. Hierbij is op de laatste regel de waarschijnlijkheid weergegeven, dat de regressiecoëfficiënt slechts door toeval van nul afwijkt in de gevonden richting.

Het blijkt, dat voor de zavel- en Zuurdijkgronden het verband op het 5% niveau statistisch betrouwbaar is, terwijl er bij de heterogene groep van de poldergronden geen verband aangetoond kan worden. Voor alle gronden samen is de onbetrouwbaarheid 6%, dus voor de beide meer homogene groepen wordt het verband beter, als het materiaal gesplitst wordt. Dit wijst er dus op, dat de geringe correlatie tussen de laboratorium-methode en de waarnemingen te velde mede veroorzaakt zal worden door de grote heterogeniteit van het gebied.

TABEL 14. Berekening van de regressie van het stikstof-effect van het gewas op het stikstofleverend vermogen van de grond.

(Het stikstofleverend vermogen is gecorrigeerd op percentage afslibbaar)

	Polder-gronden *(Polder soils)*	Zavelgronden binnenland *(Non calcareous loamy sands „old land")*	Zuurdijk-gronden *(Zuurdijk soils)*	Totaal *(Total)*
Gemiddelde waarde N-effect *(Mean value of N-effect)*	12,6	10,6	14,6	12,1
Gem. waarde N-leverend vermogen *(Mean value of N-mineralisation)*	12,1	11,1	11,3	11,3
Tg regressie-lijn, m *(Tg of regression line, m)*	+ 0,08	— 0,44	— 0,40	— 0,20
$S\bar{m}$	0,22	0,23	0,22	0,13
Aantal punten *(Number of observations)*	14	23	11	48
t	0,357	1,911	1,808	1,565
P	36,5%	3,5%	5%	6%

TABLE 14. *Calculation of the regression of the nitrogen effect in the crop on the nitrogen mineralisation in the soil.*

(The values for nitrogen mineralisation are corrected for percentage of particles < 16μ.)

SAMENVATTING

I. Doel en opzet

Doel: Het verzamelen van gegevens over de invloed van de bodemstructuur op de opbrengst, vooral in verband met de stikstofhuishouding.

Opzet: Op 50 proefvelden, in een landbouwkundig goed zeekleigebied in N.W.-Groningen (fig. 1) met een grote variatie in bodemstructuren, werden suikerbieten verbouwd bij 10 verschillende stikstoftrappen tussen 0 en 200 kg N/ha. Op deze velden werden diverse groeifactoren gemeten, waarbij speciaal aandacht werd besteed aan de bodemstructuren en de stikstofhuishouding.

II. Structuurkartering

Op ongeveer 20-25% van alle percelen in het gebied werden in de herfst van 1951 structuurbepalingen uitgevoerd. Fig. 4 demonstreert de numerieke variatie in het visuele structuurcijfer; fig. 5 geeft de regionale variatie weer. De figuren 2 en 3 vergelijken het grondgebruik en de biet-opbrengst met die in andere delen van het land.

III. Aanleg, verzorging en oogst van de proefvelden

Ten einde een vereenvoudiging ten aanzien van de stikstofhuishouding te bereiken werden alleen die velden bij het onderzoek betrokken, die in 1951 niet in klaver lagen of op andere wijze een organische bemesting ontvingen, of die vroeger als grasland in gebruik waren geweest. De P- en K-bemesting was op alle veldjes gelijk (100 kg P_2O_5/ha en 200 kg K_2O/ha).

Een schema van de gewone proefvelden is weergegeven in fig. 6 en van de 3 zaaidatum-proefvelden in fig. 7. Ziekten speelden alleen op proefveld 54 een belangrijke rol.

Gedurende de oogst was het erg slecht weer. Van ieder veldje werd een monster van 15 bieten genomen. De volgende bepalingen werden verricht: opbrengst als bietversgewicht (alle bieten), loofopbrengst (alle planten), tarra (monster van 180 bieten), suikergehalte (monster van 15 bieten), gehalte aan droge stof in bieten, loof en kop (monster van 15 bieten) en aantal schieters (alle bieten).

IV. Waarneming en verwerking van de groeifactoren

1. *Chemisch grondonderzoek*

De volgende grootheden werden bepaald: pH (water), pH-KCl, gehalte aan organische stof en kalk, basengehalte (S), granulaire samenstelling (deeltjes $< 16\ \mu$, 16-90 μ en $> 90\ \mu$), P-citr. en K-HCl.

Het basen- en kalkgehalte werden samengevat in de l.r.b.-waarde (logarithme relatieve basengehalte) (Visser 1942). In de herfst werd het stikstof-leverend vermogen van de grond bepaald op alle nul-veldjes door Dr D. A. van Schreeven van de Landbouwkundige afdeling van de Noordoospolder Directie.

2. *Structuurbepalingen*

a. Visuele bepaling. De volgende cijfers worden gegeven in de schaal 1-10:

M: schatting van de gemiddelde diameter van de brokken (3 = optimum),

B: schatting van de binding in de grond (3 = optimum),

P: schatting van de porositeit van de grond (10 = optimum),

St: totaal-indruk van de structuur.

De schaal van het St-cijfer bleek bij de lage cijfers te ruim te zijn.

b. Aggregatie-onderzoek. Na het verkruimelen van de grond in het veld en het luchtdroog maken werden de fractie > 8 mm en de gemiddelde aggregaat diameter d_0 door droogzeven bepaald. Na herbevochtiging werd een monster gedurende 5 minuten nat gezeefd, waarna d_5 als gemiddelde aggregaat diameter werd gevonden.

c. Grond-water-luchtverhoudingen werden bepaald door op elk proefveld op twee tijdstippen uit 2 lagen 12 ringmonsters van 100 cm^3 te nemen.

d. Mechanische weerstand. Met behulp van een penetrometer werd het verschil in mechanische weerstand bepaald tussen de lagen 0-15 cm en 15-30 cm.

3. *Grondwaterstandsmetingen*

De grondwaterstanden werden ongeveer iedere 14 dagen opgenomen. De schommeling wordt weergegeven door de r.g.s.-maat (VISSER 1950) die gevonden wordt als de tg van de hellingshoek van de lijn, welke het verband weergeeft tussen de gelijktijdige waarnemingen in een bepaalde buis en de standaardbuis (no. 25). Uit fig. 10 blijkt, dat de verschillen in r.g.s.-maat in dit geval tamelijk onzeker waren.

V. DE INVLOED VAN DE STIKSTOFGIFT OP DE VERSCHILLENDE PROEFVELDEN

Voor ieder proefveld werd een N-opbrengstcurve bepaald door een numeriek-grafische vereffening. Op 15 proefvelden was de optimale stikstofgift laag, op 14 wat hoger, terwijl beide groepen een vrijwel horizontaal verloop van de lijn bij de hoogste stikstofgiften te zien gaven. Er waren 6 optimum-curven en in 8 gevallen steeg de lijn nog duidelijk bij 200 kg N/ha. In het laatste geval werd de opbrengst bij 200 kg N/ha als maximale opbrengst aangehouden. Tabel 1 en fig. 12 laten de gemiddelde invloed van de stikstofgift op de diverse grootheden zien.

VI. POLYFACTOR-ANALYSE VAN DE OPBRENGSTGEGEVENS

Deze methode werd gepubliceerd door FERRARI (1952). De opbrengst wordt iteratief-grafisch gecorrigeerd voor verschillende groeifactoren. Hierbij dient speciaal gelet te worden op de correlaties tussen de factoren onderling. Deze correlaties zijn weergegeven in tabel 2 en fig. 24. Uit de laatste kan men zien, dat er twee groepen groeifactoren waren. Alleen de groep waarin de bodemstructuur voorkwam leverde een verband op met de opbrengst nl.: St-cijfer (herfst), pH-KCl, zaaidatum en N-effect (verschil tussen hoogste en laagste opbrengst).

Tabel 3 geeft de daling van de som van de kwadraten van de afwijkingen en de daling van de variantie weer, als er achtereenvolgens voor de verschillende groeifactoren

wordt gecorrigeerd. Van twee proefvelden was bekend dat zij een uitzonderingspositie innamen, terwijl een derde verdachte resultaten opleverde. Tabel 4 laat de grote invloed van deze drie velden zien. Zij moesten buiten beschouwing gelaten worden. De eerste contrôle bestond hierin, dat nagegaan werd of het trekken van curven in de diagrammen (die verkregen werden na het uitvoeren van de correcties) al of niet statistisch toelaatbaar was. Dit bleek wel het geval te zijn, doch de verschillen tussen de curven van de opbrengst zonder stikstof en de maximumopbrengst waren niet significant. De tweede contrôle was dezelfde als die toegepast door FERRARI (FERRARI, 1952 blz. 107-109). De som van de correcties moet voor elk proefveld gelijk zijn aan de afwijking ten opzichte van het gemiddelde: $c_{x1} + c_{x2} + c_{x3} \ldots\ldots = v$. Hierbij is c_{x1} de correctie voor x_1 enz. en v de afwijking van de opbrengst ten opzichte van het gemiddelde. Door c_{x1} te vermenigvuldigen met a_1, c_{x2} met a_2 enz. kan voor ieder proefveld een vergelijking opgesteld worden met evenveel onbekenden als er groeifactoren in rekening gebracht zijn. Dan worden a_1, a_2 enz. volgens de methode van de kleinste kwadraten opgelost. Als a gelijk is aan 1, was de invloed van de groeifactor zo effectief mogelijk gekozen; als $a = 0$, is er in het geheel geen invloed. De resulaten zijn vermeld in tabel 5. Het blijkt dat de invloed van de bodemstructuur is overschat. Dit wordt veroorzaakt door het verwaarlozen van de correlatie tussen bodemstructuur en stikstofeffect.

De analyse is op een andere wijze herhaald.

VII. NUMERIEK-GRAFISCHE BEWERKING

Deze methode is door FERRARI en SLUYSMANS (1955) gepubliceerd. Voor ieder proefveld kan de volgende vergelijking worden opgesteld: $b_1x_1 + b_2x_2 + \ldots\ldots = y$. Hierin zijn x_1, x_2 enz. de groeifactoren, b_1, b_2 enz. regressiecoëfficienten en y de opbrengst. Aan x en y werd een zodanige getalwaarde verleend, dat Σ x en Σ y gelijk waren aan nul. Na het oplossen van b_1, b_2 enz. wordt voor ieder proefveld het verschil tussen $b_1x_1 + b_2x_2$ enz. en y berekend. Dit is z_1. Dan wordt z_1 ten opzichte van de verschillende regressielijnen uitgezet, waarna deze rechte lijnen vervangen worden door curven als de verkregen stippenzwermen hiertoe aanleiding geven. Met behulp van deze curven worden nieuwe z-waarden berekend, die als z_2 worden aangeduid. Deze z_2 waarden worden ten opzichte van de gevonden curven uitgezet. Zonodig wordt deze berekening nog eens herhaald. Op deze wijze wordt de correlatie tussen de verschillende groeifactoren volledig in rekening gebracht. Tabel 6 vermeldt de resultaten van eenzelfde contrôle als de tweede, vermeld bij de polyfactoranalyse. Als er 46 proefvelden in de beschouwingen worden opgenomen, zoals hier dient te gebeuren, blijken alle a-waarden significant van 0 af te wijken, doch niet van 1.

Tabel 7 laat zien welk deel van de variantie door de opgenomen groeifactoren met behulp van de polyfactoranalyse en de numeriek-grafische bewerking kan worden verklaard.

VIII. BESPREKING VAN DE RESULTATEN VAN DE OOGSTANALYSE

De figuren 19 tot 22 laten de invloed zien van de verschillende groeifactoren op de opbrengst, overeenkomstig de numeriek-grafische methode. Het stikstof-effect

vertoonde geen correlatie met de hoogste opbrengst. Daar het stikstof-effect het verschil is tussen de maximum opbrengst en de opbrengst zonder stikstof, moet het verband tussen het stikstof-effect en de opbrengst zonder stikstof een rechte lijn zijn onder een hoek van 45°. Dit is inderdaad gevonden. Door het introduceren van het stikstof-effect als groeifactor, zal men verwachten dat de curven voor de opbrengsten zonder stikstof en voor de maximum opbrengsten parallel lopen. Ook dit is gevonden. Bovendien zijn de curven voor de opbrengst zonder stikstof en die voor de maximum opbrengst door twee verschillende personen bepaald. Er is dus een goede overeenkomst tussen de curven onderling.

De correlaties tussen de verschillende factoren blijken zeer belangrijk te zijn. Uit fig. 24 blijkt dat alle factoren van de groep, waarin de bodemstructuur voorkomt, in rekening zijn gebracht daar de l.r.b.-waarde dezelfde informatie oplevert als de pH. Hetzelfde kan gezegd worden aangaande het St-cijfer in voor- en najaar. Een groot voordeel van het St-cijfer is, dat het geen correlatie vertoont met het percentage afslibbaar, wat bij de meeste bepalingen betreffende de bodemstructuur wèl het geval is. Een dergelijke correlatie zou de analyse ernstig bemoeilijkt hebben.

De invloed van de bodemstructuur kan op het gehele gebied omgerekend worden met behulp van de structuurkartering van 1951. Het blijkt dat de gemiddelde invloed 2,4% is van de totale oogst bij de normale gift van 120 kg N/ha, als in de streek alleen suikerbieten zouden zijn verbouwd.

In fig. 20 wordt de invloed van de pH-KCl vergeleken met die gevonden door CASTENMILLER (1952) op een kalk-proefveld op een zware kleigrond in Oost-Groningen. De overeenstemming is goed.

In fig. 28 worden de resultaten betreffende de zaaidatum vergeleken met de invloed die op de zaaidatum-proefvelden naar voren kwam (zie fig. 25-27). Naar het schijnt is de invloed bij de oogstanalyse overschat. Dit kan verklaard worden uit het feit, dat 3 proefvelden op 18 Maart werden ingezaaid en de volgende eerst op 5 April. Slechts op één zaaidatum-proefveld kon in Maart gezaaid worden. Alle curven zijn dus onzeker bij de vroege data.

Het stikstof-effect vertoont duidelijk een negatieve correlatie met de bodemstructuur. Evenwel kan de bodemstructuur slechts een klein deel van de verschillen in stikstofeffecten verklaren, daar deze van 4,2 tot meer dan 23,5 ton/ha uiteenlopen. Door de proefvelden in twee groepen in te delen, nl. met een St-cijfer kleiner en groter dan 5, onstaat fig. 29. Het verschil in niveau tussen de beide lijnen wordt veroorzaakt door meer dan één factor. Er is ook een verschil in optimale stikstofgift van 30 à 40 kg N/ha. Daar het N-effect vooral met de bodemstructuur is gecorreleerd, mag verwacht worden dat dit verschil in optimum het best verklaard kan worden uit een verschil in bodemstructuur.

Het verband tussen bodemstructuur, stikstof en opbrengst in dit onderzoek kan als volgt worden samengevat: *De invloed van de bodemstructuur op de bestudeerde opbrengsten was gelijk bij hoge en lage stikstofgiften. Bij lage stikstofgiften bleek, dat slechte structuren samengingen met gebreken in de stikstofhuishouding, die evenwel verholpen konden worden door meer stikstof te geven. Daardoor was er waarschijnlijk meer stikstof nodig voor het bereiken van de optimale opbrengst bij slechte structuren dan bij betere.*

Fig. 30 demonstreert de invloed van iedere factor afzonderlijk op de opbrengst zonder stikstof.

IX. Verwerking van de meetresultaten betreffende de bodemstructuur

1. *Visuele structuurbepaling*

In tabel 8 wordt gedemonstreerd dat het St-cijfer zeer nauw gecorreleerd is met P, het porositeitscijfer. Het luchtdroog vochtgehalte hangt nauw samen met het percentage afslibbaar (r = 0,86). Voor de meer dan 1000 bepalingen van de structuurkartering zijn de correlaties van M, B, P en St met het luchtdroog-vochtgehalte berekend. De volgende correlatie coëfficienten werden gevonden: M: + 0,65; B: + 0,72; P: — 0,48; St: — 0,31. Het blijkt, dat St nog minder met de zwaarte van de grond samenhangt dan P, zodat de specialist die de visuele structuurbepalingen uitvoert blijkbaar de zwaarte van de grond enigszins in rekening brengt.

2. *Aggregatie-onderzoek*

Uit tabel 10 blijkt, dat ongeveer 70% van de variantie van de verschillende bepaalde grootheden verklaard kan worden uit verschillen in het gehalte aan afslibbare delen van de proefvelden. Bij de structuurkartering kan 50% van de variantie van d_5 uit de zwaarte van de grond worden verklaard.

Het verband tussen het visuele structuurcijfer en de aggregaat-analyse bij de structuurkartering blijkt uit tabel 11. Tabel 12 geeft hetzelfde voor de groep kalkarme zavelgronden.

Voor de 83 bepalingen in het voorjaar van 1952 is het verband tussen het St-cijfer en de aggregaat-analyse weergegeven in de fig. 34-36 en in tabel 10.

De conclusie hieruit is, dat de aggregaat-analyse voor de bestudeerde gronden geen veel belovende methode van structuurbepaling schijnt. De beste resultaten werden verkregen als er speciaal gelet werd op de grofste fracties.

3. *Porositeitsonderzoek*

Fig. 37 toont de variatie in poriënvolume en luchtgehalte in het voor- en najaar. Het luchtgehalte levert een significant verband op met het St-cijfer. Fig. 38 geeft een grafische voorstelling van het verband tussen luchtgehalte en St-cijfer in het voorjaar. Ook hier worden dus de beste resultaten bereikt met de grofste onderzochte delen van de grond.

4. *Het onderzoek naar de mechanische weerstand*

Het verschil in mechanische weerstand tussen de lagen 0-15 en 15-30 cm neemt af bij stijgend gehalte aan afslibbare delen. Hetzelfde geldt voor de weerstand zelf in de laag 0-20 cm.

X. Enquete betreffende de voorziening met organische stof

Er werden gegevens verzameld over de vruchtopvolging en de voorziening met organische stof. Op 45 van de 53 velden werd in 1951 een graangewas verbouwd en op 26 van deze 45 velden in 1950 een handelsgewas (meestal koolzaad). Hierdoor was het niet mogelijk de samenhang met de vruchtwisseling na te gaan.

Alleen het aantal jaren dat het geleden was, dat er klaver was verbouwd, schijnt enig verband met het stikstof-effect te hebben. De gegevens zijn uitgezet in fig. 39

voor het stikstof-effect in het veld (42 gegevens, t van de regressie-coëfficient = 3,22) en in fig. 40 voor het stikstofleverend vermogen van de grond (ongeveer 40 gegevens, t van de regressie coëfficient = 3,66). Bij witte klaver geven de eerste drie jaren lage stikstof-effecten te zien in het gewas en een iets hoger stikstof-leverend vermogen.

In tabel 14 zijn de resultaten opgenomen van een regressie-analyse tussen het stikstofleverend vermogen en het stikstofeffect in het gewas voor alle gronden samen en na indeling in twee vrij homogene groepen, nl. de kalkarme zavelgronden en de Zuurdijkgronden (kalkarme, knippige gronden) en een heterogene groep van poldergronden (kalkhoudend, maar met een grote variatie in zwaarte). Voor de homogene groepen is het verband tussen stikstof-effect en stikstofleverend vermogen beter dan voor de hele groep, voor de poldergronden is het slechter.

Hieruit kan de gevolgtrekking gemaakt worden, dat de slechte resultaten die verkregen werden bij de bepaling van dit verband te wijten zullen zijn aan de grote heterogeniteit van de onderzochte groep gronden.

SUMMARY [1].

I. Aim and design

Aim: Collecting data about influence of soil structure on crop yield with special reference to nitrogen.

Design: On 50 experimental fields in an agricultural sound marine clay district in N.W.-Groningen (fig. 1) with a great variety in soil structure, sugar-beets are grown at 10 different nitrogen levels, ranging from 0-200 kg N/ha. On these fields a series of growth factors are measured paying special attention to soil structure and nitrogen.

This investigation is a so-called M.S.A.-project.

II. Structure mapping

On about 20 to 25% of all the fields in the district structure determinations were made in the fall of 1951. Fig. 4 shows the numerical variation in the visual structure index, fig. 5 the regional one. Land utilisation and beet yield are compared with other parts of the country in figures 2 and 3.

III. Laying-out, cultural operations and harvest of the experimental fields

Only fields that did not carry clover, nor did get a green or other organic manuring in 1951 neither were grassland at any time were chosen to simplify the nitrogen status. P and K dressings were the same on all the experimental fields (100 kg P_2O_5/ha and 200 kg K_2O/ha).

A scheme of the normal experimental fields is given in figure 6 and of the 3 sowing date fields in figure 7. Diseases were not important except on field 54.

During the harvest the weather was very bad. Of each plot 15 beets were taken as a sample. Determinations were made of: yield as fresh weight (on all beets), yield of tops (all plants), dirt tare (sample 180 beets), sugar content (sample 15 beets), % dry matter in beets, leaves and top slices of the beets (sample 15 beets) and number of flower shoots (all the beets).

IV. Evaluation of the growth factors

1. *Chemical soil tests*

Determinations were made on pH (water), pH-KCl, contents of organic matter and lime, amount of exchangeable bases, texture (particles $< 16\ \mu$, 16-90 μ and $>$ 90 μ), content of phosphorus and potassium. The values of base saturation and content of $CaCO_3$ are combined in the value l.r.b. (logarithm relative base saturation) (Visser, 1942). In fall mineralisation of organic matter was determined on the plots without nitrogen, by Dr. D. A. van Schreeven of the Agricultural Section of the Zuiderzee Reclamation Authority.

---

1) Original data of the different experimental fields collected in appendices (see list on p. 4) are available on request at the Agricultural Experiment Station and Institute for Soil Research T.N.O., 3 van Hallstraat, Groningen.

2. *Determinations of soil structure*

a. Visual method. The following figures are given in the scale 1-10:

M: estimation of mean clod-diameter (3 = optimum)

B: estimation of binding forces in the soil (3 = optimum)

P: estimation of soil porosity (10 = optimum),

St: total impression of the soil structure.

The scale of the St-index appeared to be too wide in the lower region.

b. Aggregation. After crumbling the soil in the field, and air-drying, the fraction > 8 mm and the mean weight diameter d_0 obtained by dry-sieving are determined. After rewetting a sample is wet-sieved for 5 minutes giving d_5 as mean weight diameter.

c. Soil-water-air ratios are determined by taking 12 rings of 100 cm^3 from two layers of each experimental field.

d. Mechanical resistance. The difference in mechanical resistance between the layers 0-15 cm and 15-30 cm is determined by means of a penetrometer (fig. 9).

3. *Measurements of groundwater levels*

Groundwater levels were measured about every fortnight. The fluctuation is given by the r.g.f.-index (VISSER, 1950) which index is found as the tang of the inclination of the line relating the groundwater level in one tube to the determinations of the level in a standard tube (No. 25) at the same time. As picture 10 shows the index was rather uncertain in this case.

V. THE INFLUENCE OF THE AMOUNT OF NITROGEN GIVEN ON THE DIFFERENT EXPERIMENTAL FIELDS

For each experimental field a N-yield curve was found by numerically assisted grafical adjustment. On 15 experimental fields the optimum amount was low, on 14 somewhat higher both cases giving an almost horizontal line at the highest nitrogen amounts. There were 6 optimum curves and 8 curves still ascending at 200 kg N/ha. In the last case the yield at 200 kg N/ha was called max. yield. Table 1 and fig. 12 give the mean influences of the amount of nitrogen given on several yield data.

VI. POLYFACTOR-ANALYSIS OF THE YIELD DATA

This method is published by FERRARI (1952). The yield is successively grafically corrected for different growth factors in an iterative way. Special attention should be given to the correlations between the factors, shown in table 2 and fig. 24. In the latter it can be seen that there are 2 groups of growth factors. Only the group with soil structure shows an influence on crop yield: viz. St-index (fall), pH-KCl, sowing date and N-effect (difference between highest and lowest yield). Table 3 gives the lowering of the sum of squares of deviations and the variance by successive correction for the different growth factors. Two experimental fields were known to be in an exceptional state, a third one was suspicious. Table 4 shows the great influence of these three fields. They should not be taken into account. The first control was to cal-

culate whether drawing lines in the diagrams after corrections were made was statistically sound or not. It proved to be sound, but no differences could be shown between the curves of the yield without nitrogen and the max. yield. The second control was the same as applied by FERRARI (FERRARI 1952 pg. 107-109). The sum of corrections should equal the deviation from the mean for each experimental field: $c_{x1} + c_{x2} + c_{x3} \ldots\ldots = v$. c_{x1} is correction for x_1 a.s.o. and v is deviation of yield from the mean. By multiplying c_{x1} by a_1, c_{x2} by a_2 a.s.o. for each field a lineair equation can be built with as many unknown constants as there are growth factors concerned a_1, a_2 a.s.o. are solved according to the method of least squares. If a equals 1 the growth factor was as effectively chosen as possible; if it is O, there was no influence at all. The results are given in table 5. Soil structure proves to be overestimated. This is caused by neglecting the correlation between soil structure and nitrogen effect.

The analysis is started anew in another way.

VII. NUMERICAL-GRAFICAL METHOD

This method is published by FERRARI and SLUYSSMANS (1955). For each experimental field the equation $b_1x_1 + b_2x_2 + \ldots\ldots = y$, in which x_1, x_2 a.s.o. are growth factors, b_1, b_2 a.s.o. regression coëfficients and y the crop yield, can be constructed; x and y are expressed in such a way that Σ x and Σ y equals 0. After solving b_1, b_2 a.s.o. the difference of $b_1x_1 + b_2x_2$ a.s.o. and y is calculated as z_1; z_1 is plotted on the regression lines, and the straight lines are changed to curves if necessary. These curves give new z_2 -values, which are plotted on the curves found. In this way the correlation between the implicated factors is fully taken into account. The same control as the second one with the polyfactor-analysis is shown in table 6. When 46 experimental fields are taken into account as should be done, all the a-values differ significantly from 0 and not from 1.

Table 7 shows what part of the variance can be explained by the implicated factors with polyfactor and numerical-grafical method.

VIII. DISCUSSION OF THE RESULTS OF THE YIELD ANALYSIS

Figures 19 to 22 show the influence of the different growth factors according to the numerical-grafical method. The N-effect did not show a correlation with the max. yield. As the N-effect is the difference between max. yield and yield without nitrogen, the relation between N-effect and yield without nitrogen should be a straight line with an inclination of 45°. This is found indeed. By introducing N-effect the curves for yield without N and max. yield are expected to be parallel. This is found too. Moreover the curves for the yield without N and the max. yield were determined by two different persons. So the results are in good agreement with each other.

The correlation between the different factors proves to be very important. From fig. 24 it is seen that all the factors of the structure group are taken into account since l.r.b. gives the same information as pH, and St-index spring the same as St-index fall. A great advantage of the St-index is that it shows no correlation with clay-content, as most of the other measures of soil structure do. This should have complicated the analysis strongly.

The influence of soil structure can be calculated for the whole region by means of

the structure mapping of 1951. The average influence turns out to be 2,4% of the total crop yield with 120 kg N/ha, as is commonly given, if in the region only sugar beets were grown.

In fig. 20 the influence of pH-KCl is compared with the one found by CASTENMILLER (1952) on a lime status experimentalfield on a heavy clay soil in East Groningen. There is a good agreement.

In fig. 28 the results of the sowing date are compared with the influence found on the sowing-date experimental fields (see fig. 25-27). In the yield analysis the influence seems to be overestimated. This is possible, as only 3 experimental fields were sown on March 18 and the following on April 5 and only 1 sowing-date experimental field could be sown in March. So all the curves are weak at the early dates.

The nitrogen-effect clearly shows a negative correlation with the soil structure. Soil structure, however, only explains a small part of the differences in nitrogen-effect, which range from 4,2 to more than 23,5 tons/ha! Splitting up the experimental fields according to soil structure index smaller and greater than 5 gives figure 29. There is a difference in level caused by several factors and a difference in optimum N-dressing of 30-40 kg N/ha. As the N-effect is chiefly correlated to soil structure it is to be expected that this difference in optimum can by explained by a difference in soil structure. The relation between soil structure, nitrogen and yield may be summarized as follows: The influence of soil structure on the yields studied was the same for high and low N-dressings. With low N-dressings it becomes clear that bad structures go together with poverty in Nitrogen status, which can be put aside by N-dressings, although in this case probably more nitrogen is wanted to get the optimum yield than with good structures.

Fig. 30 gives the influence of each factor on the yield without nitrogen.

IX. DISCUSSION OF THE SOIL STRUCTURE MEASUREMENTS

1. *Visual structure-index*

In table 8 is shown that the St-index is most closely related to P, the porosity index. Air-dry moisture content of the soils is closely related to the clay content ($r = 0,86$). For the more than 1000 determinations of the structure-mapping correlations of M, B, P, and St with air-dry moisture content are calculated. The results are: M: + 0,65 B: + 0,72; P: — 0,48; St: — 0,31. It appears that St is even less related to clay content than P, so the specialist doing the visual determination seems to correct for clay content.

2. *Aggregate-analysis*

In table 10 is shown that about 70% of variance of the different quantities determined can be explained by clay content of the experimental fields. For the structure mapping 50% of the variance of d_5 can be explained by clay content.

The relation between the visual structure index and the aggregate analysis is shown in table 11 for the structure mapping and in table 12 for the non-calcareous loamy sands only. For the 83 determinations in spring 1952 the relation between St-index and aggregate-analysis is shown in the fig. 34-36 and in table 10.

The conclusion is drawn that aggregate analysis for the soils investigated does not

seem to be a promising method. Best results are obtained when special attention was payed to the coarsest fraction.

3. *Porosity-investigations*

Fig. 37 gives the variation in pore- and air-space in spring and fall. Air-space shows a significant relation to St-index. Fig 38 gives the graph for air-space and St-index in spring. So again best results are obtained with the coarsest parts investigated of the soil.

4. *Mechanical resistance*

The difference in mechanical resistance between the layers 0-15 and 15-30 cm decreases with increasing clay-content. The same holds for the resistance itself in the layer 0-20 cm.

X. Inquiry about the supply with organic matter

Data were collected about rotation and organic matter supply. On 45 of the 53 fields in 1951 a grain crop was grown and on 26 of the 45 fields in 1950 a commercial crop (mostly colza). So it was impossible to find a relation with rotation.

Only data about the number of years ago that a clover crop was grown seem to give some relation with N-effect (42 data; t of regression coëfficient = 3,22). The data are plotted in fig. 39 for N-effect in the field and in fig. 40 for N-mineralisation (about 40 data, t of regression coëfficient = 3,66). For white clover the first 3 years give low N-effects in the crop and somewhat higher N-mineralisation.

In table 14 the results of regression analysis are shown for N-mineralisation and N-effect, for all soils together and after splitting them up into two rather homogeneous groups: noncalcareous loamy sand soils, and Zuurdijksoils (non-calcareous sticky clay soil) and a heterogeneous group of Polder soils (calcareous but widely diverging in clay content). For the homogeneous groups the relation between N-effect and N-mineralisation is better than for the whole group, for the Polder-soils it is worse. The conclusion is drawn that the bad results obtained with the N-mineralisation figures are due to the fact that the soils of the district investigated form too heterogeneous a group.

LITERATUUR

BAVEL, C. H. M. VAN	1949	Mean weight-diameter of soil aggregates as a statistical index of aggregation. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.* **14**. blz. 20—23.
CASTENMILLER, IR G. M.	1952	De bekalkingsproefvelden Pr 79 en 582. Verslag Proefboerderij Nw.-Beerta 1946—1950, blz. 55.
FERRARI, IR TH. J.	1949	Stikstofbemesting en bodemfactoren. *Landbouwk. Tijdschrift* **61**. blz. 111—120.
FERRARI, DR TH. J.	1952	Een onderzoek over de stroomruggronden van de Bommelerwaard met als proefgewas de aardappel. *Versl. Landbouwk. Onderz.* **58**. 1.
FERRARI, TH. J. en SLUYSSMANS, C. M. J.	1955	Mottling and magnesium deficiency in oats and their dependance on various factors. *Plant and Soil* 6, blz. 262—299.
FERWERDA, J. D.	1951	Over de werking van stalmest op bouwland II. *Versl. Landbouwk. Onderz.* **57**. 16.
FRANKENA, H. J.	1932	Een statistisch onderzoek naar de invloed van het weer op de opbrengst en het gehalte van suikerbieten in Nederland. Diss. Wageningen 1932.
HAMMING, DR IR G.	1952	De wiskundige achtergrond van variansanalyse, correlatierekening en polyfactoranalyse, blz. 83 en 84. Cursus gegeven o.a. aan L.P.S. en B.I. T.N.O. te Groningen 1950—1952.
PEERLKAMP, DR P. K.	1947	Het onderzoek van de bodemstructuur *T.N.O. Nieuws* **2**, blz. 56—60.
PEERLKAMP, DR P.K.	1948	Het meten van de bodemstructuur. *Landbouwk. Tijdschrift* **60**, blz. 321—338.
SHAW, B. T., H. R. HAISE and R. B. FARNSWORTH	1942	Four years experience with a soil penetrometer. *Soil Sci Soc. Amer. Proc.* 7, 48—55.
UVEN, PROF. DR M.J. VAN.	1935	Mathematical treatment of the results of agricultural and other experiments, blz. 86. P. Noordhoff N.V. 1935. Groningen-Batavia.
VISSER, IR W. C.	1942	De kenschetsing van den kalktoestand door een combinatiecijfer: de lrb-waarde. *Versl. Landbouwk. Onderz.* **48**. 1A, blz. 1—29.
VISSER, IR W. C.	1950	Agrohydrologische studies betreffende geestgrond. *Versl. Landbouwk. Onderz.* **56**.9 blz. 52—54.