

32/uu6(516.1) 2^e ex

**BIBLIOTHEEK
STARINGGEBOUW**

**Een nieuwe steekproefstrategie voor de inventarisatie van de
fosfaattoestand van percelen**

Voorspelling van nauwkeurigheid en kosten

D.J. Brus (SC-DLO)

L.E.E.M. Spätjens (Bedrijfslaboratorium voor Grond- en Gewasonderzoek)

Rapport 516.1

DLO-Staring Centrum, Wageningen, 1997

16 MEI 1997

LS n 935 913 x

REFERAAT

D.J. Brus en L.E.E.M. Spätjens, 1997. *Een nieuwe steekproefstrategie voor de inventarisatie van de fosfaattoestand van percelen; voorspelling van nauwkeurigheid en kosten*. Wageningen, DLO-Staring Centrum. Rapport 516.1. 50 blz.; 17 fig.; 6 tab.; 7 ref.

Om in aanmerking te komen voor reparatienormen moet het gemiddelde fosfaatgehalte van percelen geschat worden. De standaardafwijking van de steekproeffout is voorspeld met 'gewone' variogrammen en relatieve variogrammen. Het perceel wordt gestratificeerd in even grote en compacte deelgebieden. Er wordt 1 steek per stratum genomen; de steken worden vervolgens gemengd. Door de stratificatie wordt de nauwkeurigheid 1,5 tot 2,5 keer zo groot. Het aandeel van de laboratoriumfout in de totale fout is aanzienlijk: bij 40 steken en een enkelvoudige bepaling 50 tot 85% van de totale variantie, bij bepaling in duplo 30 tot 70%. Digitalisering en stratificatie kost 20 (1 ha) tot 100 gulden (10 ha), bemonstering en laboratoriumwerk 70 (1 ha, 5 steken) tot 130 gulden (10 ha, 50 steken).

Trefwoorden: bemesting, bodembemonstering, geostatistiek, landinventarisatie

ISSN 0927-4499

©1997 DLO-Staring Centrum, Instituut voor Onderzoek van het Landelijk Gebied (SC-DLO)
Postbus 125, 6700 AC Wageningen.
Tel.: (0317) 474200; fax: (0317) 424812; e-mail: postkamer@sc.dlo.nl

Niets uit deze uitgave mag worden verveelvoudigd en/of openbaar gemaakt door middel van druk, fotokopie, microfilm of op welke andere wijze ook zonder voorafgaande schriftelijke toestemming van DLO-Staring Centrum.

DLO-Staring Centrum aanvaardt geen aansprakelijkheid voor eventuele schade voortvloeiend uit het gebruik van de resultaten van dit onderzoek of de toepassing van de adviezen.

Project 87499

[Rap516-1.HM/03.97]

Inhoud

	blz.
Woord vooraf	7
Samenvatting	9
1 Inleiding	11
1.1 Doel, afbakening	11
1.2 Literatuurbeschouwing	11
1.3 Aanpak	12
1.4 Kennisbelang	12
1.5 Opbouw van het rapport	13
2 Materialen en methoden	15
2.1 De nieuwe steekproefstrategie	15
2.2 Stratificatie	16
2.3 Gegevens voor modelleren van ruimtelijke variantie	17
2.4 Voorspellen van nauwkeurigheid	19
2.4.1 Voorspelling van steekproefvariantie met 'gewone' variogrammen	20
2.4.2 Voorspelling van steekproefvariantie met relatieve variogrammen	26
2.4.3 Laboratoriumfout	28
2.5 Voorspelling van kosten	29
3 Resultaten	33
3.1 Voorspelde nauwkeurigheid	33
3.2 Voorspelde kosten	42
3.3 Effect van stratificatie op nauwkeurigheid	44
4 Discussie	45
4.1 Kritieke waarde	45
4.2 Gevolgen van aselechte bemonstering voor de praktijk	46
5 Conclusies	47
Literatuur	49

Woord vooraf

Dit onderzoek is verricht in het kader van de eventuele invoering van het mineralen-aangiftesysteem (MINAS). In dit systeem is de fosfaatgift aan een maximum gebonden. Bij de voorbereiding van de invoering is de vraag gesteld of voor percelen met een lage fosfaattoestand een uitzondering gemaakt moet en kan worden. Deze vraag werd voorgelegd aan de werkgroep 'Grondonderzoek lage fosfaattoestand'. Deze werkgroep concludeerde in haar rapport van 1994 'Mogelijkheden van grondonderzoek voor het onderscheiden van gronden met een lage fosfaattoestand' dat de bemonsteringsstrategie die gebruikt wordt voor bemestingsadviezen niet geschikt is als instrument voor regelgeving, omdat de nauwkeurigheid van deze strategie niet gekwantificeerd kan worden. Daarom werd aan SC-DLO gevraagd een nieuwe strategie te ontwikkelen, en de nauwkeurigheid en kosten van deze strategie te voorspellen. SC-DLO doet in het kader van het programma 'Patronen en variabiliteit van bodem en grondwater' onderzoek naar kwantitatieve (statistische) inventarisatiemethoden. Ook investeert SC-DLO in strategische-expertiseontwikkeling op het gebied van het ontwerpen van bodeminventarisatieplannen (bemonsteringsstrategieën). Dit verklaart waarom SC-DLO deze opdracht dankbaar heeft aanvaard. Het Bedrijfslaboratorium voor Grond- en Gewasonderzoek te Oosterbeek (BLGG) en AB-DLO te Haaren zijn gevraagd vanwege hun kennis van perceelsbemonstering in de praktijk en van bemestingsleer.

Onze dank gaat uit naar dr.ir. W. Chardon (AB-DLO) en ir. P.H. Hotsma (IKC-L) die, op basis van hun kennis van de relatie tussen bodem en bemesting, nuttige adviezen hebben gegeven over de onderzoeksopzet, en de concepttekst hebben becommentarieerd. Verder bedanken wij dr.ir. J.J. De Gruijter (SC-DLO), die ons met statistische adviezen heeft bijgestaan.

Samenvatting

De huidige steekproefstrategie om de fosfaattoestand van percelen te inventariseren is niet geschikt voor regelgeving t.a.v. bemesting. De steekproefpunten worden subjectief geselecteerd. Delen van het perceel worden buiten het steekproefkader gehouden waardoor de methode een min of meer vertekend beeld geeft van het gemiddelde fosfaatgehalte van een perceel. Tot slot kan de nauwkeurigheid van het resultaat niet gekwantificeerd worden. Doel van dit onderzoek is het ontwerpen van een objectieve steekproefstrategie voor de inventarisatie van de fosfaattoestand van percelen, waarvan de nauwkeurigheid voorspeld en gevalideerd kan worden, en waarvan de kosten in verhouding zijn met de eventuele financiële voordelen van reparatiebemesting. Het doel is ook de nauwkeurigheid van de nieuwe steekproefstrategie te voorspellen.

Gekozen is voor een gestratificeerde aselechte steekproefopzet. De strata worden gevormd door een aantal even grote, zo compact mogelijke deelgebieden. Deze stratificatie kan worden gerealiseerd door het perceel te discretiseren in een eindig aantal punten, en deze punten te clusteren met een niet-hiërarchische classificatietechniek. De x- en y-coördinaten van de punten worden als kenmerken gebruikt, en als testcriterium voor de optimalisatie worden de kwadraatsommen van de afwijkingen tot de groepsgemiddelden gebruikt.

In de nieuwe steekproefstrategie wordt in elk stratum enkelvoudig aselechte één punt geselecteerd. De steken worden samengevoegd tot een mengmonster. In het laboratorium wordt hieruit een submonster genomen van 2,5 gram (grasland) of 1,2 ml (bouwland) dat vervolgens volgens de P-Al (grasland) of Pw-methode (bouwland) wordt geanalyseerd.

De variantie van de totale fout kan opgesplitst worden in de variantie van de steekproeffout en de variantie van de laboratoriumfout. De steekproefvariantie bij bovengenoemd type steekproefopzet is voorspeld met 'gewone' en relatieve variogrammen. Deze variogrammen zijn geschat met de gegevens van 16 percelen met elk 52 steken die afzonderlijk zijn geanalyseerd. De percelen vormen acht combinaties van landgebruik en grondsoort. Van elke combinatie is een perceel met een hoge en met een lage fosfaattoestand bemonsterd. De experimentele variogrammen zijn gecorrigeerd voor de laboratoriumfout.

Bij de meeste percelen vertoont het fosfaatgehalte geen trend en bereikt de semivariantie (nagenoeg) zijn maximale waarde binnen een afstand van 75 m. De semivariantie is positief gecorreleerd met het gemiddelde fosfaatgehalte. De geschatte exponent van het gepoolde relatieve variogram is 0,830.

De voorspelde standaardafwijking van de steekproeffout bij 40 steken varieerde voor de zestien percelen van 0,8 tot 3,3. Deze voorspelde steekproeffout is kleiner dan de door het BLGG opgegeven laboratoriumfout bij een enkelvoudige bepaling, en

hier ongeveer aan gelijk bij een duplobepaling. De voorspelde standaardafwijking van de totale fout varieerde van 2,3 tot 5,4 bij een enkelvoudige bepaling, en van 1,7 tot 4,2 bij een duplobepaling.

De steekproeffout van een aantal percelen is ook voorspeld onder de aanname dat de strata vierkant zijn met een oppervlakte gelijk aan de perceelsoppervlakte gedeeld door het aantal steken. De fout die door deze aanname gemaakt wordt is zeer klein. Met andere woorden, de invloed van de vorm van het perceel op de voorspelde standaardafwijking van de steekproeffout is zeer klein. Hierdoor was het mogelijk om, gegeven het gepoolde relatieve variogram, de standaardafwijking van de steekproeffout te voorspellen voor een groot aantal niveaus van de oppervlakte, het aantal steken en het gemiddelde fosfaatgehalte. Deze resultaten zijn weergegeven in contourdiagrammen, voor elke instelling van het gemiddelde fosfaatgehalte één. De lijnen in deze contourdiagrammen zijn lijnen van gelijke voorspelde steekproeffout of totale fout uitgedrukt (fouten uitgedrukt in standaardafwijking). De voorspelde steekproeffout is met name bij percelen < 4 ha afhankelijk van de oppervlakte van het perceel.

De standaardafwijkingen van de steekproeffout voorspeld met het gepoolde relatieve variogram verschillen soms sterk van de standaardafwijkingen voorspeld met de relatieve variogrammen van landgebruik-grondsoort-combinaties. Nader onderzoek naar de kwaliteit van de voorspellingen met het gepoolde relatieve variogram is nodig.

De stratificatie heeft een gunstig effect op de nauwkeurigheid van het geschatte gemiddelde. Vergeleken met een enkelvoudig aselechte steekproefopzet is de nauwkeurigheid bij 40 steken 1,5 à 2,5 keer zo groot (steekproefvariantie is 1,5 à 2,5 zo klein), terwijl de kosten gelijk zijn.

De voorspelde éénmalige kosten van digitalisatie en stratificatie van een perceel lopen op van f 20 (1 ha) tot ruim f 100 (10 ha). De voorspelde terugkerende kosten van bemonstering en laboratoriumanalyse variëren van f 70 (1 ha en 5 steken) tot f 130 (10 ha en 50 steken).

1 Inleiding

1.1 Doel, afbakening

De overheid streeft er naar om de vermesting van bodem en grond- en oppervlaktewater door de landbouw sterk te reduceren. De overheid overweegt hiervoor de invoering van een verplichte mineralenboekhouding als regulerend instrument.

Percelen met een lage fosfaattoestand hebben voor een landbouwkundig optimale opbrengst meer fosfaat nodig dan de toegestane gift bij 'evenwichtsbemesting'. De overheid overweegt voor deze percelen een hogere aanvoer van fosfaat toe te staan dan het niveau van evenwichtsbemesting. Om verantwoord te kunnen beslissen of reparatiebemesting mag worden toegepast voor een bepaald perceel, moet de fosfaattoestand van dit perceel op objectieve wijze worden geschat. Ook moet rekening gehouden worden met de onzekerheid van de schatting. Hierdoor kan worden voorkomen dat herhaling van het grondonderzoek tot een andere beslissing leidt.

De huidige steekproefstrategie om de fosfaattoestand van percelen te inventariseren is niet geschikt voor regelgeving t.a.v. bemesting omdat i) de steekproefpunten niet objectief geselecteerd worden (de monsternemer kiest zelf een startpunt), ii) delen van het perceel buiten het steekproefkader gehouden worden (bijv. kopakkers) zodat de steekproefstrategie een min of meer vertekend beeld geeft van het gemiddelde fosfaatgehalte van het hele perceel, iii) de nauwkeurigheid van de steekproefstrategie niet gekwantificeerd kan worden (Hotsma en Berghs, 1994). Doel van dit onderzoek is het ontwerpen van een objectieve steekproefstrategie waarvan de nauwkeurigheid wel voorspeld en gevalideerd kan worden. Bovendien moeten de kosten van de nieuwe steekproefstrategie in verhouding zijn met de eventuele financiële voordelen van reparatiebemesting.

1.2 Literatuurbeschouwing

Ferrari en Vermeulen (1955) onderzochten de fout in de schattingen van de belangrijkste bodemvruchtbaarheidsparameters, waaronder P-citroen. Zij bemonsterden 1000 percelen in tweevoud. Op grasland werden 40 steken genomen, op bouwland 30 steken. Helaas wordt niet vermeld volgens welk type steekproefopzet de punten zijn geselecteerd. De nauwkeurigheid wordt niet alleen bepaald door het aantal steken en de heterogeniteit, zoals door Ferrari en Vermeulen wordt verondersteld (zie o.a. p. 270), maar ook door het type steekproefopzet. Ook wordt niet vermeld hoe de twee steekproeven ten opzichte van elkaar liggen. Dit is met name van belang voor percelen groter dan 2 ha. Bij zulke percelen wordt in de huidige door BLGG toegepaste steekproefstrategie eerst een deelgebied van 2 ha geselecteerd en vervolgens binnen dit deelgebied een cluster. Liggen de twee door Ferrari en Vermeulen geselecteerde clusters in hetzelfde deelgebied van 2 ha, of in verschillende deelgebieden?

Ferrari en Vermeulen vonden voor P-citroen voor grasland een standaardafwijking van 11% van het gemiddelde, voor bouwland van 10% van het gemiddelde. Dit is de standaardafwijking van de totale fout, inclusief laboratoriumfout. Het aandeel van de laboratoriumfout hierin is volgens Ferrari en Vermeulen gering. Opgemerkt moet worden dat de waarde (betekenis) van deze geschatte standaardafwijkingen beperkt is. Het is een maat voor de reproduceerbaarheid, en niet voor de nauwkeurigheid van de schatting. Het is dan ook niet mogelijk kansuitspraken te doen over het gemiddelde fosfaatgehalte, tenzij aangenomen wordt dat de steekproefstrategie zuiver is (wat hij niet is). Verder concluderen Ferrari en Vermeulen dat de grootte van het perceel niet van invloed is op de nauwkeurigheid. Ook concluderen ze dat de verschillen tussen de grondsoorten gering zijn.

1.3 Aanpak

De fout in de geschatte fosfaattoestand van een perceel kan worden opgesplitst in de steekproeffout en de laboratoriumfout. De laboratoriumfout is in dit onderzoek niet gekwantificeerd. Hiervoor is gebruik gemaakt van de waarden zoals opgegeven door het Bedrijfslaboratorium voor Grond- en Gewasonderzoek (BLGG) in Oosterbeek. De steekproeffout van de nieuwe steekproefstrategie is voorspeld volgens een methode beschreven door Domburg et al. (1994). Een belangrijk instrument in deze methode is het model van de ruimtelijke variatie (variogram). Zestien percelen die van elkaar verschillen in landgebruik, grondsoort en fosfaattoestand zijn intensief bemonsterd. De monsters van een perceel zijn niet gemengd maar afzonderlijk geanalyseerd, zodat met de analyseresultaten de variogrammen van deze percelen geschat konden worden. De steekproeffout zou ook geschat kunnen worden door de steekproef daadwerkelijk een aantal keren te herhalen. Een belangrijk voordeel van de door ons toegepaste methode is dat de fout van meerdere steekproefopzetten voorspeld kan worden, zonder extra bemonsteringsinspanning. Zo kan, gegeven een bepaald type steekproefopzet, de fout als functie van het aantal steekproefpunten bepaald worden.

1.4 Kennisbelang

Het onderzoek is van direct belang voor de overheid en voor de agrarische sector. De overheid kan de resultaten gebruiken voor het vaststellen van een protocol voor grondonderzoek voor percelen met een lage fosfaattoestand. Het resultaat kan gebruikt worden voor het toetsen van hypothesen over het gemiddelde fosfaatgehalte van een perceel. Zo kunnen de resultaten gebruikt worden voor het kiezen van een realistische onbetrouwbaarheidsdrempel. Deze onbetrouwbaarheidsdrempel is de maximale kans dat ten onrechte een reparatienorm wordt toegekend. Het resultaat kan ook gebruikt worden voor de bepaling van de kritieke waarde. Is het **geschatte** gemiddelde kleiner dan deze kritieke waarde dan wordt de nulhypothese 'het **werkelijke** gemiddelde is groter dan een gekozen grenswaarde' verworpen. Het verschil tussen de grenswaarde en de kritieke waarde is als het ware een veiligheidsmarge die

gerelateerd is aan de onzekerheid over het perceelsgemiddelde. Gegeven een gekozen onbetrouwbaarheidsdrempel en grenswaarde, kan een kleinere veiligheidsmarge gehanteerd worden naarmate de onzekerheid kleiner is (nauwkeurigheid groter is). In dit onderzoek wordt deze nauwkeurigheid gemodelleerd en voorspeld voor een groot aantal percelen.

Het onderzoek is tevens van direct belang voor bedrijven die onder het MINAS (mineralen aangifte systeem) vallen omdat zij een instrument in handen krijgen om in aanmerking te komen voor reparatiebemesting.

De nieuwe steekproefstrategie kan ook toegepast worden voor de inventarisatie van de fosfaatverzadigingsgraad van percelen. Maar de in dit onderzoek voorspelde nauwkeurigheid mag niet toegepast worden op dergelijke inventarisaties.

1.5 Opbouw van het rapport

In hoofdstuk 2 wordt eerst de nieuwe, voorgestelde steekproefstrategie beschreven. Deze strategie wordt het perceel onderverdeeld in een aantal even grote, zo compacte mogelijke strata. Hoe deze stratificatie kan worden uitgevoerd wordt behandeld in een aparte paragraaf. Voor het voorspellen van de nauwkeurigheid van de nieuwe strategie is een model van de ruimtelijke variatie nodig. In paragraaf 2.3 wordt behandeld welke gegevens hiervoor verzameld zijn. In paragraaf 2.4 bespreken we het nauwkeurighedsmodel en hoe variantiecomponenten in dit model zijn geschat met het ruimtelijkevariatiemodel (variogram). Tot slot beschrijven we in dit hoofdstuk het kostenmodel. In hoofdstuk 3 beschrijven we de resultaten, d.w.z. de voorspelde standaardafwijking van de steekproeffout voor het gekozen type steekproefopzet en van de totale fout (steekproeffout plus laboratoriumfout), en de voorspelde kosten. In een aparte paragraaf gaan we in op de effecten van de stratificatie op de nauwkeurigheid. Na een discussie over hoe de resultaten gebruikt kunnen worden in de praktijk, en over de gevolgen van aselechte bemonstering voor de praktijk (hoofdstuk 4), volgen in hoofdstuk 5 de belangrijkste conclusies.

2 Materialen en methoden

2.1 De nieuwe steekproefstrategie

De in de Inleiding genoemde eisen van objectiviteit en kwantificeerbaarheid van nauwkeurigheid leiden tot een aselechte steekproef of, beter gezegd, tot een kanssteekproef. Kenmerken van een kanssteekproef zijn dat voor alle punten in het perceel de kansdichtheid dat dit punt bemonsterd wordt groter dan 0 is, en dat deze kansdichtheden bekend zijn. De kansdichtheden hoeven niet, zoals vaak gedacht wordt, voor alle punten gelijk te zijn.

De kansdichtheden worden bepaald door de steekproefopzet. De meest eenvoudige steekproefopzet is de enkelvoudig aselechte steekproefopzet. Hierin worden punten onafhankelijk van elkaar geselecteerd. Deze steekproefopzet is meestal niet erg efficiënt omdat de punten sterk geconcentreerd binnen een gedeelte van het perceel kunnen liggen. Wanneer dit gedeelte een sterk afwijkend fosfaatgehalte heeft, heeft dit een grote steekproeffout tot gevolg. Een goede spreiding van de punten over het perceel heeft over het algemeen een grotere nauwkeurigheid tot gevolg. Een dergelijke spreiding kan worden gerealiseerd door het perceel onder te verdelen in deelgebieden (strata) en uit elk deelgebied één of meer punten te selecteren.

In de voorgestelde steekproefstrategie worden de punten dan ook geselecteerd volgens een gestratificeerde aselechte steekproefopzet. De strata zijn deelgebieden van het perceel die eenzelfde oppervlakte hebben. De strata zijn even groot omdat de steken in hun geheel worden samengevoegd tot een monster dat vervolgens gemengd wordt (zie hierna). Als de strata even groot zijn vertegenwoordigen de steken a.h.w. een even groot deel van het perceel, en is het gemiddelde van dit mengmonster een zuivere¹ schatter van het perceelsgemiddelde. Dit betekent dat wanneer de steekproef een zeer groot aantal keren herhaald zou worden, het gemiddelde van de mengmonstersgemiddelden gelijk is aan het werkelijke perceelsgemiddelde.

Een perceel kan op vele manieren in n even grote deelgebieden onderverdeeld worden. Zo kan een langwerpig rechthoekig perceel in n stroken verdeeld worden met een breedte gelijk aan de breedte van het perceel gedeeld door n . Wanneer deze stroken als strata worden gebruikt, kan dit, evenals bij de enkelvoudige aselechte steekproefopzet, tot gevolg hebben dat de n punten sterk geclusterd zijn, met als mogelijk gevolg een grote steekproeffout. Om dit te voorkomen wordt aan de strata de eis gesteld dat ze zo compact mogelijk zijn, d.w.z. ze benaderen zoveel mogelijk een cirkel (zie par. 2.2). Deze stratificatie zorgt voor een goede spreiding van de punten over het perceel. Dit heeft tot gevolg dat, wanneer de steekproef herhaald zou worden, de verschillen tussen de gemiddelden van de mengmonsters klein zal zijn, m.a.w. de variantie van de steekproeffout zal klein zijn.

¹ De dimensie van een P-Al bepaling is mg P_2O_5 per 100 gram droge stof. Omdat volumemonsters genomen worden is voor P-Al de schatter alleen zuiver als de gemiddelde dichtheid van de strata gelijk is.

Een goede spreiding van de punten over het perceel zou ook bereikt kunnen worden met een systematische aselechte steekproefopzet. Hierin vormen de punten bijvoorbeeld een regelmatig grid, en wordt het startpunt en eventueel de richting geloot. Een nadeel van deze opzet is dat niet, voorafgaande aan de loting, kan worden gezegd hoeveel steekproefpunten in het perceel zullen vallen. Het aantal steken wordt bepaald door de coördinaten van het startpunt en de richting, die geloot worden.

In de voorgestelde steekproefstrategie wordt uit elk stratum enkelvoudig aselechte één steekproefpunt geselecteerd. We hebben de nauwkeurigheid en de kosten voorspeld voor een reeks van waarden voor de steekproefomvang (aantal punten of strata). Op de punten worden grondmonsters genomen met de door het BLGG gebruikte monsterboren. De bemonsteringsdiepte op grasland is 5 cm, op bouwland 25 cm. Er worden dus volumemonsters genomen. De grondmonsters van de steekproefpunten (steken) van een perceel worden samengevoegd tot één monster. Dit monster wordt vervolgens in het laboratorium behandeld volgens de methode van het BLGG voor routine-onderzoek. Dit betekent dat het monster wordt gemalen, gedroogd en gemengd. Vervolgens wordt uit het mengmonster één submonster genomen van 300 gram, en vervolgens wordt hieruit één submonster genomen van 1,2 ml (bouwland) of 2,5 gram (grasland). Het submonster wordt geanalyseerd, bouwlandmonsters volgens de Pw-methode, graslandmonsters volgens de P-Al-methode. In het geval van een duplobepaling wordt een tweede submonster van 1,2 ml of 2,5 gram geselecteerd en geanalyseerd. Als het verschil tussen de eerste en tweede bepaling groter is dan de in tabel 1 weergegeven verschillen, wordt een derde submonster genomen en geanalyseerd. Eventueel wordt een vierde submonster genomen en geanalyseerd. Tot slot worden uitschieters weggestreept.

Tabel 1 Maximaal toegestane verschillen tussen eerste en tweede bepaling van Pw en P-Al

Duplogemiddelde	Maximaal toegestaan verschil (%)
0-50	6
>50-80	8
>80	10

2.2 Stratificatie

De onderverdeling van een perceel in n even grote, zo compact mogelijke strata is gedaan door middel van niet-hiërarchische classificatie (Webster en Oliver, 1990) met een programma geschreven in Genstat (Genstat 5 Committee, 1993). Hiervoor zijn de GIS-bestanden van de percelen verrasterd met een rastercelgrootte van 2 m x 2 m. De x- en y-coördinaat van het middelpunt van een cel zijn de kenmerken waarmee de cellen worden geclassificeerd. Als testcriterium voor de optimalisatie van de classificatie gebruikten we de kwadraatsommen van de afwijkingen tot de groepsgemiddelden. In dit geval komt dit neer op de minimalisatie van de gekwadrateerde afstanden van de middelpunten van de rastercellen tot de zwaartepunten van de strata. Voor het berekenen van een initiële classificatie zijn de rastercellen van een perceel eerst in een willekeurige volgorde geplaatst, en

vervolgens onderverdeeld in n even grote groepen. Als er k cellen zijn worden de eerste k/n (afgerond op een heel getal) geclassificeerd als klasse 1, enz. De klassen (strata) zijn dus bij benadering even groot. Door bij het optimaliseren alleen *swops* toe te staan, d.w.z. wanneer een punt bijv. van klasse a naar b gaat, gaat er ook een punt van b naar a, blijven de klassen even groot. Het resultaat van de classificatie voor Wesepe en Oude Tonge is weergegeven in figuur 1.

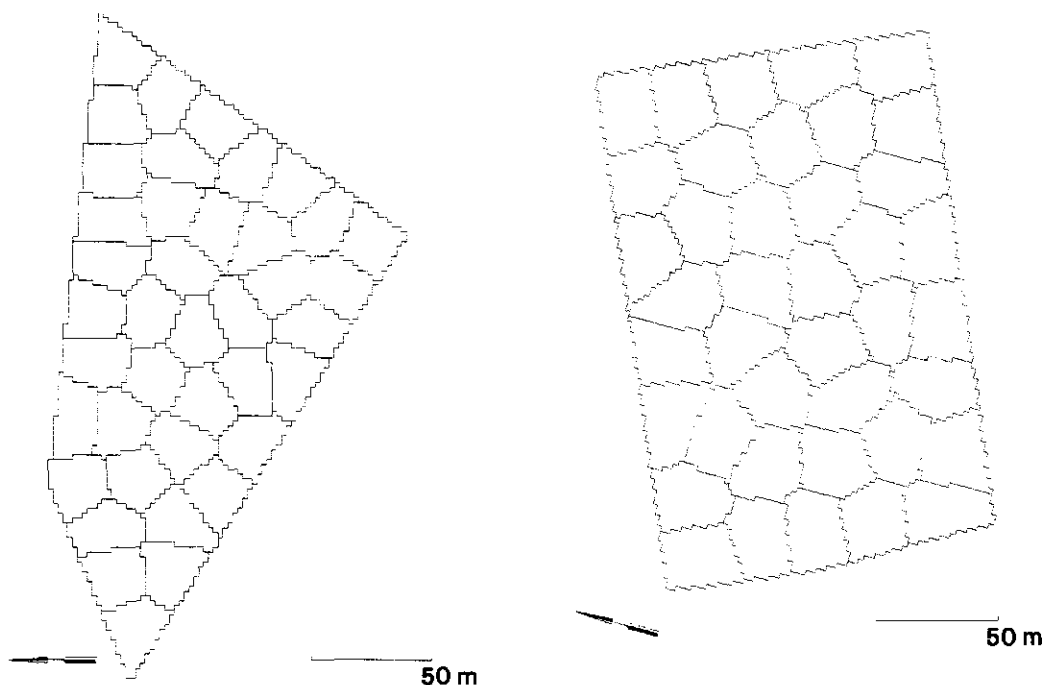


Fig. 1 Onderverdeling van Wesepe (links) en Oude Tonge (rechts) in 40 even grote, zo compact mogelijke deelgebieden (strata)

2.3 Gegevens voor modelleren van ruimtelijke variantie

Voor het modelleren van de ruimtelijke variantie zijn 16 percelen bemonsterd in de periode van november 1995 tot en met maart 1996. De percelen vormen acht combinaties van landgebruik en grondsoort (zie tabel 2). Van elke combinatie is een perceel met een relatief lage en een perceel met een relatief hoge fosfaattoestand bemonsterd. Het aantal steekproefpunten per perceel is 52. De punten vormen kruisvormige clusters (fig. 2). Den Bommel, Oude Tonge, Haaren Bremakker en Nuth zijn bemonsterd volgens een regelmatig grid met een afstand tussen de gridpunten van 25 m, aangevuld met punten op 2 m en 10 m afstand van een gridpunt. Op de punten zijn grondmonsters genomen met de door het BLGG gebruikte boren. De 52 steken van een perceel zijn niet gemengd, maar afzonderlijk subbemonsterd en in duplo geanalyseerd.

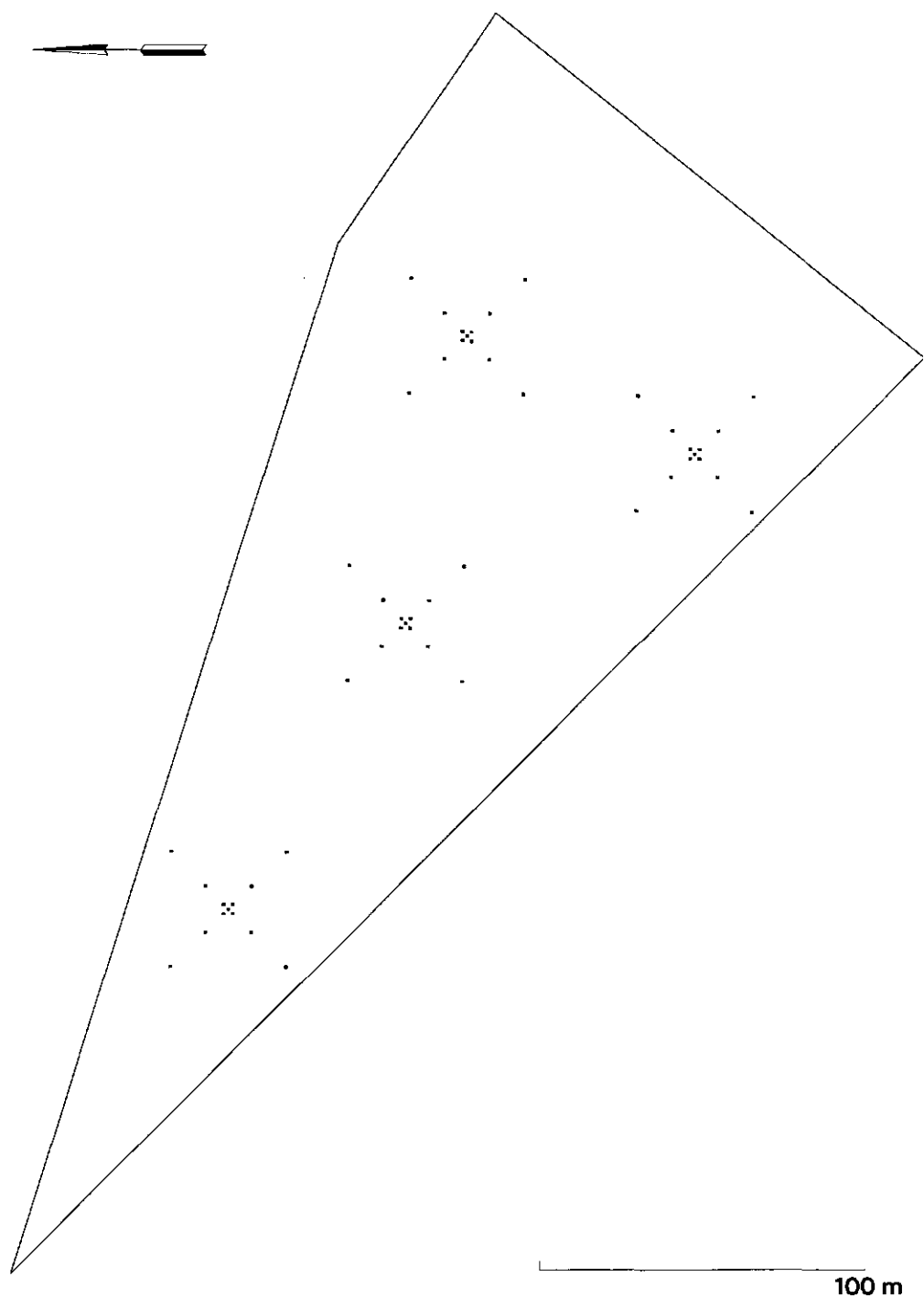


Fig. 2 Locatie van monsterpunten waarmee variogram is geschat voor Lemelerveld

Tabel 2 Kenmerken van de zestien percelen

Naam	Landgebruik	Grondsoort	Oppervlakte (ha)	Pw of P-Al
Wesepe	maïs	dekzand	2,1	23
Lemelerveld	maïs	dekzand	3,8	137
Oude Tonge	akkerbouw	zeeklei	2,9	16
Den Bommel	akkerbouw	zeeklei	4,4	38
Exloërmond 1	akkerbouw	dalgrond	2,0	90
Exloërmond 2	akkerbouw	dalgrond	2,0	38
Dreumel 12	grasland	rivierklei	2,4	40
Dreumel 13	grasland	rivierklei	1,3	44
Oldelamer 5	grasland	veen	3,2	22
Oldelamer 11	grasland	veen	2,8	55
Oostrum Rotteveel	grasland	zwarte zeeklei	1,8	18
Oostrum De 5	grasland	zwarte zeeklei	1,7	65
Haaren Achter Broek	grasland	dekzand	3,4	24
Haaren Bremakker	grasland	dekzand	1,0	64
Nuth	grasland	löss	0,9	15
Slenaken	grasland	löss	1,7	46

2.4 Voorspellen van nauwkeurigheid

De totale fout van het geschatte gemiddelde fosfaatgehalte van een perceel kan worden opgesplitst in de fout die in het veld gemaakt wordt (steekproeffout) en de laboratoriumfout. De variantie van de totale fout is:

$$V(e_{\text{tot}}) = V(e_{\text{veld}}) + V(e_{\text{lab}}) + 2C(e_{\text{veld}}, e_{\text{lab}}) \quad (1)$$

waarin

$V(e_{\text{veld}})$ = variantie van de steekproeffout (steekproefvariantie),

$V(e_{\text{lab}})$ = variantie van de laboratoriumfout;

$C(e_{\text{veld}}, e_{\text{lab}})$ = covariantie van beide fouten.

De fout die in het laboratorium gemaakt wordt is onafhankelijk van de steekproeffout. De covariantie in vergelijking (1) is dan ook gelijk aan 0.

De variantie van de steekproeffout is afhankelijk van de steekproefopzet. Voor de gestratificeerde enkelvoudige aselecte steekproefopzet met één punt per stratum en even grote strata kan de steekproefvariantie van het geschatte gemiddelde voorspeld worden met (Domburg et al., 1994):

$$\hat{V}(e_{\text{veld}}) = \sum_{l=1}^L w_l^2 \hat{V}_l(e_{\text{veld}}) = \sum_{l=1}^L w_l^2 \frac{\bar{\gamma}_l}{n_l} = \left(\frac{1}{L}\right)^2 \sum_{l=1}^L \bar{\gamma}_l \quad (2)$$

waarin

w_l^2 = gewicht van stratum l ;

$\hat{V}_l$ = voorspelde steekproefvariantie van stratum l ;

L = aantal strata;

$\bar{\gamma}_l$ = gemiddelde semivariantie van alle mogelijke puntenparen in stratum l ;

n_l = aantal steekproefpunten in stratum l .

De gemiddelde semivariantie van alle mogelijke puntenparen in een gebied is gelijk aan de voorspelde ruimtelijke variantie van de doelvariabele binnen het gebied. De gemiddelde semivariantie van een stratum is afhankelijk van het variogram, de oppervlakte en de vorm van het stratum. Gegeven een variogram, kan de gemiddelde semivariantie van een stratum worden benaderd door het stratum te discretiseren in een eindig aantal punten op een fijnmazig vierkantrooster.

2.4.1 Voorspelling van steekproefvariantie met ‘gewone’ variogrammen

Voor het voorspellen van de steekproefvariantie hebben we een model van de ruimtelijke variatie van de fosfaattoestand binnen percelen nodig. De laboratoriumanalyses van de zestien percelen (zie par. 2.3) zijn gebruikt om per perceel een experimenteel variogram te schatten. Wij veronderstelden dat de semivariantie in alle richtingen gelijk is (isotropie). De $(52 \times 51)/2$ puntenparen van een perceel zijn ingedeeld in een aantal klassen op basis van de afstand tussen de punten van een paar. De semivariantie voor een afstandsklasse is vervolgens geschat met:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{(i,j)|h_{ij}=h \pm \Delta h} (z_i - z_j)^2 \quad (3)$$

waarin

$\hat{\gamma}(h)$ = geschatte semivariantie voor afstand h ;

$n(h)$ = aantal puntenparen waarvan de afstand tussen de punten van een paar gelijk is aan $h \pm \Delta h$;

$(i,j)|h_{ij} = h \pm \Delta h$ = puntenparen waarvan de afstand tussen de punten van een paar gelijk is aan $h \pm \Delta h$;

z_i = fosfaatgehalte van punt i (duplogemiddelde).

De experimentele variogrammen zijn vervolgens gecorrigeerd voor de laboratoriumfout. Het verschil in fosfaatgehalte tussen twee punten wordt immers niet alleen veroorzaakt door ruimtelijke variatie, maar ook door fouten in de laboratoriumanalyse. Wanneer twee punten exact hetzelfde fosfaatgehalte hebben zal in veel gevallen het geanalyseerde gehalte toch verschillend zijn omdat de laboratoriumbepaling niet foutloos is. De variantie van de laboratoriumfout is geschat met de duplo's. Elke duplobepaling levert een schatting op van de variantie van een enkelvoudige bepaling. Deze variantie gedeeld door twee is een schatting van de

variantie van het duplogemiddelde. Deze geschatte varianties blijken positief gecorreleerd te zijn met het duplogemiddelde: naarmate het werkelijke gehalte in het submonster hoger is, is de laboratoriumfout groter. We hebben aangenomen dat deze samenhang rechtlijnig is. De parameters van deze rechte lijn zijn geschat met lineaire regressie. Bij lineaire regressie wordt verondersteld dat de residuen normaal verdeeld zijn. Echter, de geschatte varianties zijn sterk scheef verdeeld met uitschieters naar boven. Daarom zijn de geschatte varianties eerst gemiddeld. De gemiddeldes van de geschatte varianties van duplo's met een fosfaatgehalte tussen 0 en 10, 10 en 20 enz. zijn bij benadering wel normaal verdeeld. Het resultaat van deze lineaire regressie is weergegeven in figuur 3. De geschatte regressiecoëfficiënten staan in tabel 3.

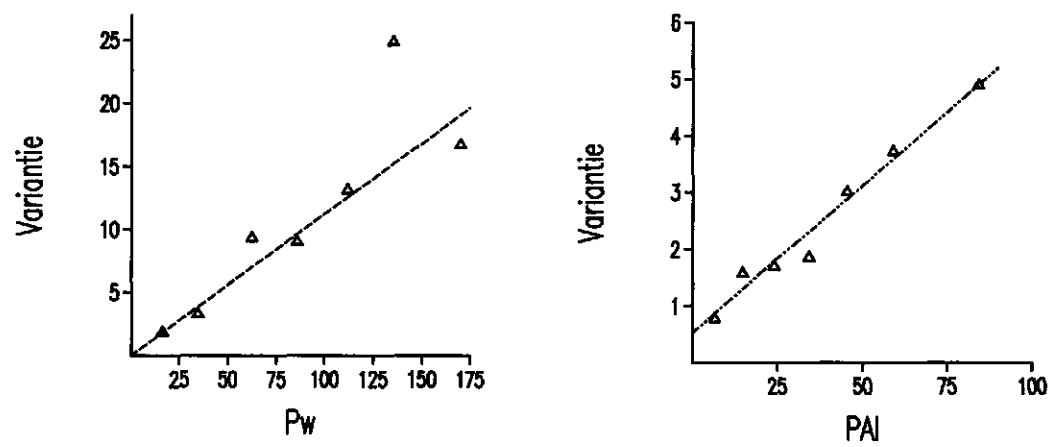


Fig. 3 Relatie tussen variantie van laboratoriumfout van duplogemiddelde en duplogemiddelde voor Pw (links) en P-Al (rechts) bij subbemonstering van individuele steken

Tabel 3 Geschatte coëfficiënten van lineair regressiemodel voor de variantie van de laboratoriumfout van het duplogemiddelde met als predictor het duplogemiddelde, voor Pw en P-Al

	Pw	P-Al
b_0	0	0,531
b_1	0,112	0,052

De aangepaste modellen zijn gebruikt om voor de zestien percelen de variantie van de laboratoriumfout te voorspellen, met als waarde voor de predictor het gemiddelde van de duplogemiddeldes. Deze voorspelde varianties van de laboratoriumfout zijn vervolgens afgetrokken van de experimentele variogrammen.

Vervolgens zijn door middel van regressie variogrammen aangepast aan de punten van de gecorrigeerde experimentele variogrammen. We hebben ons beperkt tot de volgende variogrammodellen:

(1) Sferisch met *nugget*:

$$\gamma(h) = c_0 + c \left\{ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right\} \quad (4)$$

waarin

c_0 = intercept met de Y-as (*nugget*);

c = asymptoot (*sill*);

a = afstand tot waartoe er ruimtelijke afhankelijkheid bestaat (*range*).

(2) Exponentieel met *nugget*:

$$\gamma(h) = c_0 + c \{1 - \exp(-h/r)\} \quad (5)$$

waarin

r = afstandsparameter die de schaal van de ruimtelijke afhankelijkheid beschrijft;

(3) lineair met *nugget*:

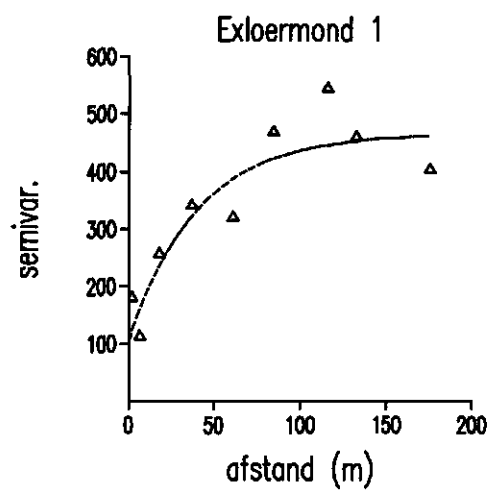
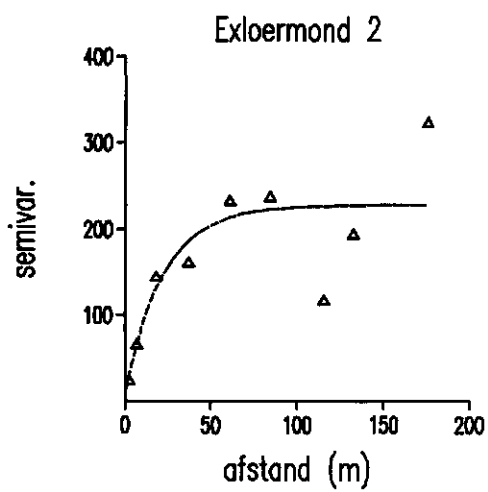
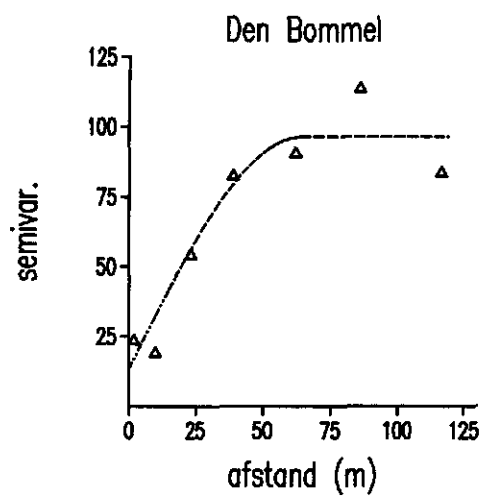
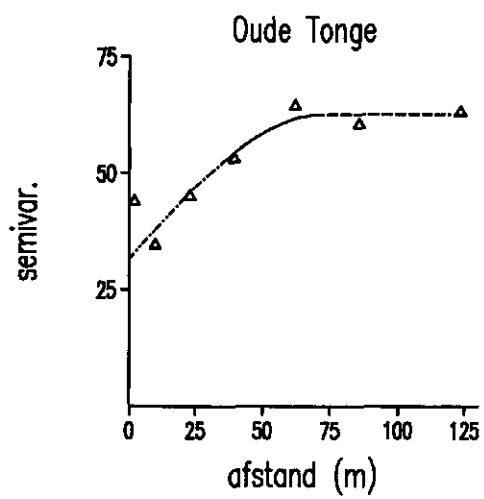
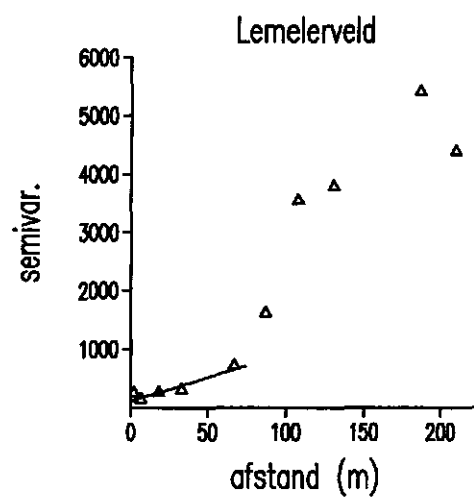
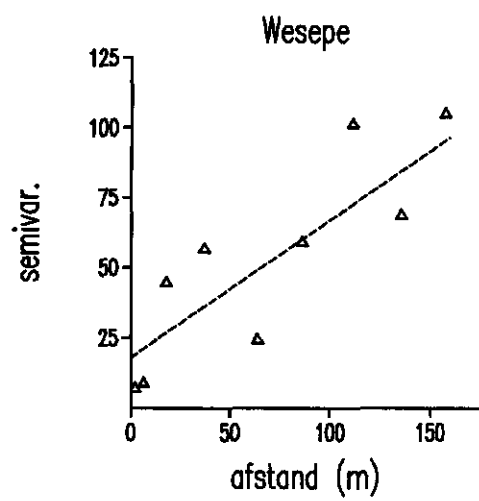
$$\gamma(h) = b_0 + b_1 h \quad (6)$$

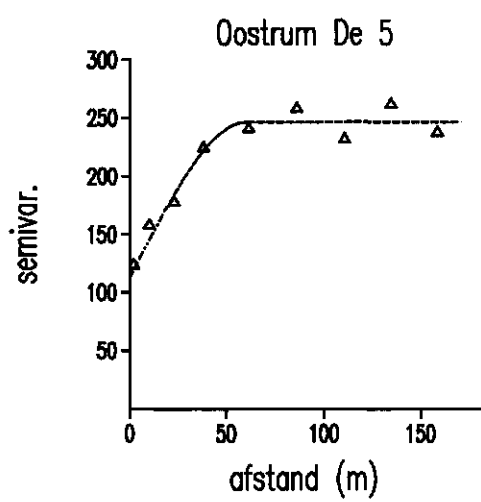
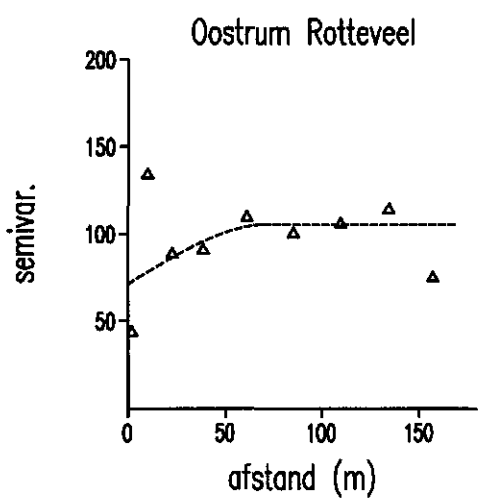
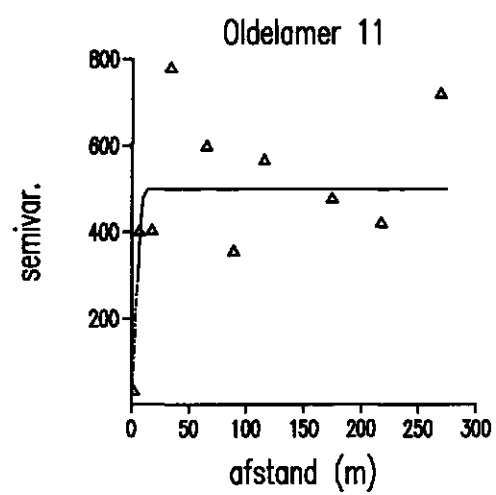
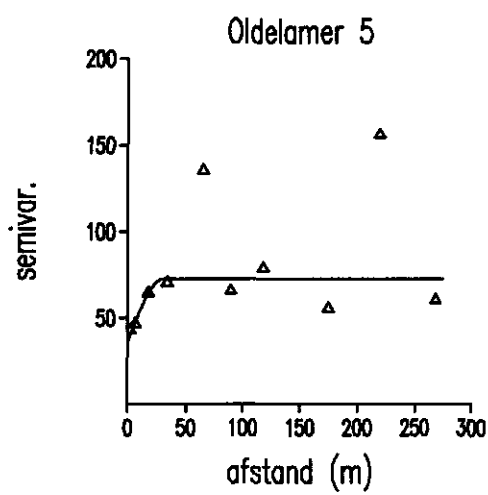
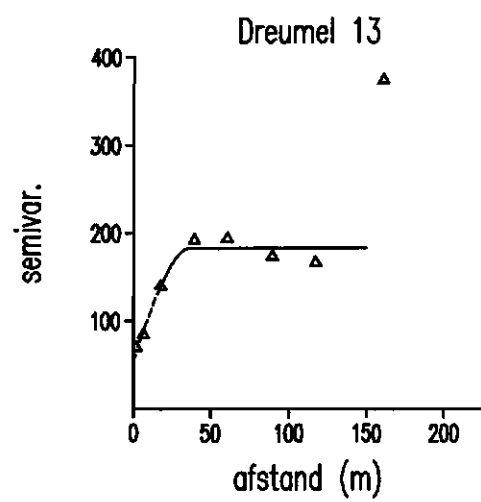
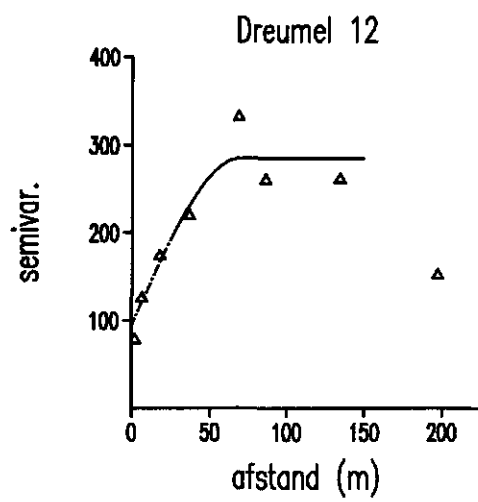
waarin

b_0 = *nugget*;

b_1 = hellingshoek van de aangepaste rechte lijn.

De parameters van deze modellen zijn geschat door iteratieve regressie, waarbij het aantal puntenparen gedeeld door de gefitte waarde in de vorige iteratie als gewicht is gebruikt (Cressie, 1995). Wanneer de geschatte waarde van de *nugget* kleiner dan 0 was, is het model aangepast zonder *nugget*. Gegeven een perceel, selecteerden we het model met de kleinste residuele kwadraatsom. Het lineaire model van Lemelerveld is aangepast aan de eerste vijf punten van het experimentele variogram. De overige punten zijn buiten beschouwing gelaten omdat anders voor de kleine afstanden de semivariantie sterk overschat zou worden. Het is met name voor deze afstanden belangrijk om de semivariantie goed te schatten, gezien de grootte van de strata. De aangepaste modellen zijn weergegeven in figuur 4. De geschatte waarden van de parameters staan in tabel 4.





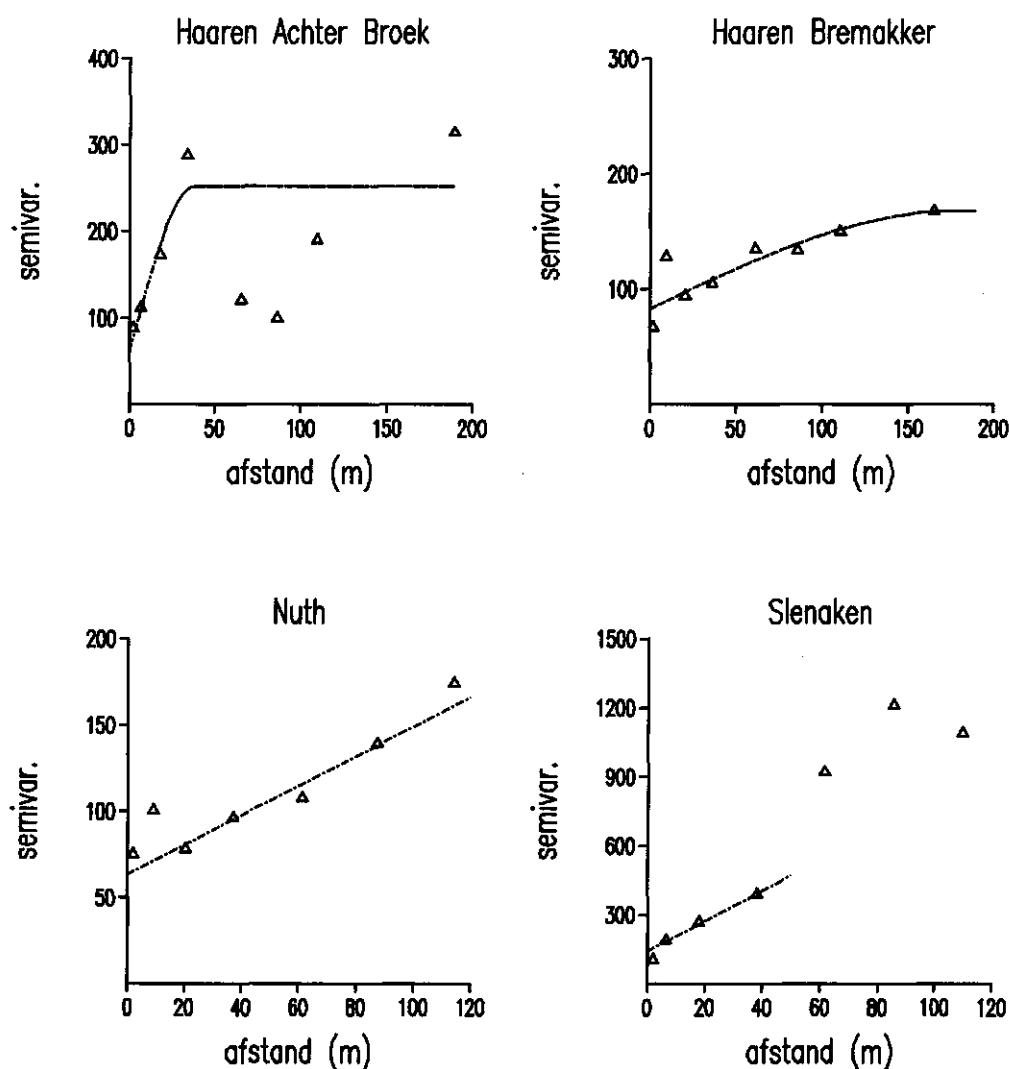


Fig. 4 Experimentele variogrammen en aangepaste modellen voor de zestien percelen

Voor de meeste percelen bereikt de semivariantie een maximale waarde binnen het perceel. Voor Wesepe, Lemelerveld, Nuth en Slenaken blijft de semivariantie stijgen, wat duidt op een trend in het fosfaatgehalte binnen het perceel. De *range* van de sferische variogrammen is met uitzondering van Haaren Bremakker < 75 m, en ook bij de exponentiele variogrammen van Exloërmond heeft de semivariantie bij deze afstand nagenoeg zijn maximale waarde bereikt. Met name de percelen van Oldelamer hebben een zeer korte range: vrijwel alle variatie komt hier voor binnen 10 m. Het perceel van Haaren Achter Broek vertoont een duidelijk *hole effect*, d.w.z. de semivariantie verloopt sinusoïde. De analyses komen niet van één perceel maar van drie kleine percelen, wat mogelijk een verklaring is voor dit grillige verloop. Het *hole effect* werd kleiner, maar verdween niet geheel, door een experimenteel semivariogram te schatten voor alle drie percelen, en deze vervolgens te middelen (punten worden dan niet meer gecombineerd met punten uit een ander perceel).

Tabel 4 Type en geschatte parameters van variogrammodellen voor de zestien percelen. n is het aantal punten van het experimentele variogram dat gebruikt is bij het aanpassen van het model

	Type	c_0	c	a	n
Oude Tonge	sferisch	31,6	31,0	72,7	7
Den Bommel	sferisch	13,3	83,0	64,6	7
Oldelamer 5	sferisch	36,4	36,2	30,7	10
Oldelamer 11	sferisch	-	499,7	12,2	10
Dreumel 12	sferisch	94,1	190,8	69,4	7
Dreumel 13	sferisch	53,0	130,3	35,8	7
Oostrum Rotteveel	sferisch	71,1	34,3	73,2	8
Oostrum De 5	sferisch	112,9	133,7	60,4	9
Haaren Achter Broek	sferisch	61,1	190,9	38,2	8
Haaren Bremakker	sferisch	82,6	84,6	176,7	8
	Type	c_0	c	r	n
Exloërmond 1	exponentieel	105,1	360,4	39,9	9
Exloërmond 2	exponentieel	10,7	217,4	22,5	9
	Type	b_0	b_1		n
Wesepe	lineair	17,7	0,49 2		9
Lemelerveld	lineair	118,1	7,98		5
Nuth	lineair	63,1	0,85 7		7
Slenaken	lineair	139,2	6,61		4

2.4.2 Voorspelling van steekproefvariantie met relatieve variogrammen

Vergelijken we het variogram van het perceel met een relatief hoge fosfaattoestand met dat van het perceel met een relatief lage fosfaattoestand van dezelfde landgebruik-grondsoort-combinatie, dan zien we dat de semivariantie, bij een gegeven afstand, vrijwel altijd groter is dan die voor het perceel met de relatief lage fosfaattoestand. De semivariantie hangt niet alleen af van de afstand tussen de punten, maar ook van het gemiddelde fosfaatgehalte. Voor alle combinaties is daarom aan de twee experimentele variogrammen het volgende model aangepast:

$$\gamma(h) = \gamma_R(h) m(h)^b \quad (7)$$

waarin

$\gamma_R(h)$ = relatieve variogram;

$m(h)$ = gemiddelde fosfaatgehalte van alle puntenparen met onderlinge afstand h ;

b = te schatten parameter.

Voor $\gamma_R(h)$ hebben we ons weer beperkt tot de drie hiervoor genoemde type modellen, sferisch, exponentieel en lineair, alle drie met of zonder *nugget*. Het resultaat is weergegeven in figuur 5 en tabel 5.

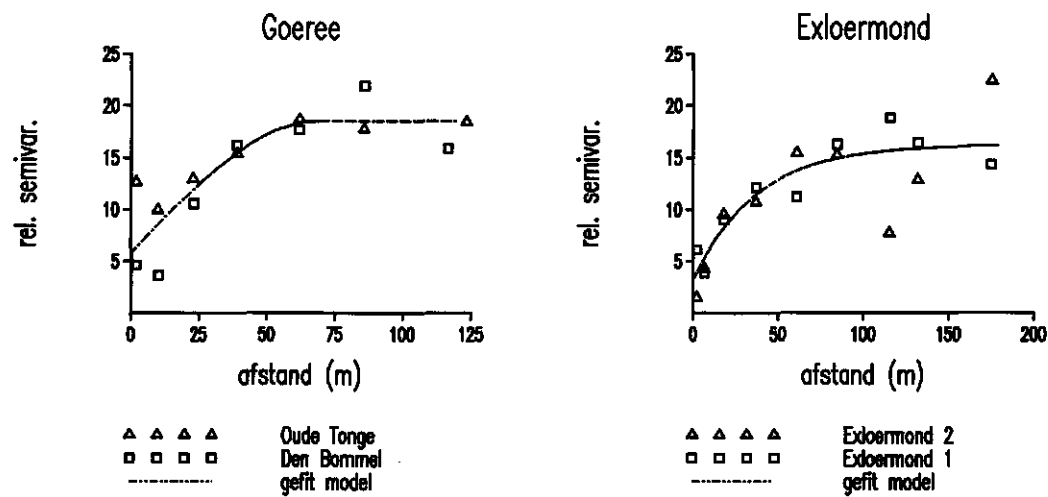


Fig. 5 Experimentele relatieve variogrammen en aangepaste modellen voor Goeree en Exloërmond

Tabel 5 Type en geschatte parameters van relatieve-variogrammodellen voor zes landgebruik-grondsoort-combinaties

	Type	c_0	c	a	b
Goeree	sferisch	5,79	12,77	69,0	0,449
Oldelamer	sferisch	-	0,073	11,95	2,205
		c_0	c	r	b
Exloërmond	exponentieel	3,25	12,98	37,2	0,744
Oostrum	exponentieel	7,82	8,81	26,1	0,652
		b_0	b_1		b
Twenthe	lineair	0,709	0,0394		1,061
Limburg	lineair	1,954	0,0322		1,237

Vaak wordt aangenomen dat de variatiecoëfficiënt constant is, wat impliceert dat verondersteld wordt dat de variantie gedeeld door het gemiddelde in het kwadraat constant is. Uit tabel 5 blijkt dat de geschatte waarde van parameter b , met uitzondering van Oldelamer, kleiner is dan 2, en in vier gevallen zelfs kleiner dan 1.

Voor Haaren vertoont het perceel met de relatief lage fosfaattoestand (Achter Broek) evenveel variatie als het perceel met de relatief hoge fosfaattoestand. Voor Dreumel is het niet gelukt om een relatief variogrammodel aan te passen. De gemiddelden van de twee percelen verschillen nauwelijks (40 en 44, zie tabel 2).

Tot slot hebben we een relatief variogram aangepast aan de experimentele variogrammen van alle percelen. Het experimentele semivariogram van Lemelerveld is niet meegenomen, omdat de relatieve semivarianties voor dit perceel veel groter waren dan die van de overige percelen. Het model is aangepast aan de gemiddelde experimentele semivarianties voor 54 afstands-fosfaatgehalteklassen (9 afstandsklassen x 6 fosfaatgehalteklassen). Het resultaat is weergegeven in figuur 6. (N.B., de negen punten in deze grafiek zijn gemiddelden voor de zes fosfaatgehalteklassen.)

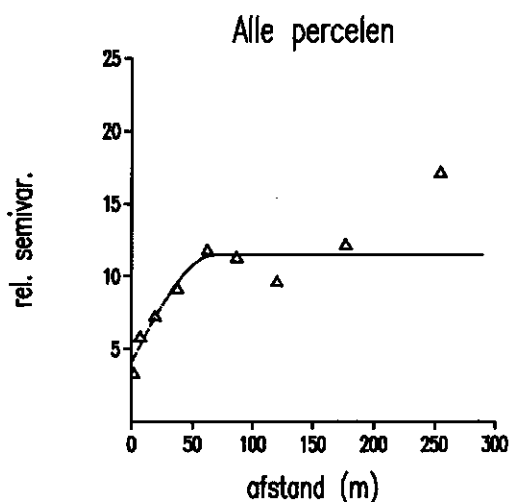


Fig. 6 Gepoold experimenteel relatief variogram en aangepast model

2.4.3 Laboratoriumfout

De fout in het laboratorium kan opgesplitst worden in een subbemonsteringsfout en een analysefout. Het monster van 1,2 ml of 2,5 gram dat uiteindelijk wordt geanalyseerd wordt in twee stappen uit het mengmonster geselecteerd. Eerst wordt uit het mengmonster een submonster van 300 gram genomen, en vervolgens wordt uit dit submonster 1,2 ml of 2,5 gram genomen. Deze laboratoriumfout is in dit onderzoek niet bepaald. We hebben de door het BLGG opgegeven standaardafwijkingen gehanteerd. De standaardafwijking kan uit tabel 1 afgeleid worden door het maximaal toegestane verschil te delen door $2\sqrt{2}$. Dit kan als volgt worden ingezien. Stel de variantie bij een enkelvoudige bepaling is gelijk aan s^2 . De variantie van het verschil van twee onafhankelijke bepalingen is dan $2s^2$. De standaardafwijking van het verschil is dus $\sqrt{2}s$. Aangenomen dat het verschil normaal is verdeeld, is de halve breedte van het 95% betrouwbaarheidsinterval $\pm$ gelijk aan $2\sqrt{2}s$. Dit wordt als maximaal toegestane verschil gehanteerd, d.w.z. wanneer het verschil tussen de twee bepalingen groter is dan $2\sqrt{2}s$, dan wordt een derde bepaling gedaan. Uit het bovenstaande blijkt dat aangenomen is dat voor Pw en P-Al de laboratoriumfouten gelijk zijn.

Uit gesprekken is gebleken dat de eerste subbemonsteringsfout niet is verdisconteerd in deze standaardafwijking. Volgens het BLGG is bij 40 steken de verhouding tussen de massa van het submonster en die van het monster zodanig dat de eerste subbemonsteringsfout naar verwachting relatief klein is. Hierna wordt de nauwkeurigheid ook voorspeld bij een kleiner aantal steken. In dat geval zal de eerste subbemonsteringsfout nog kleiner zijn, gegeven de mengmethode.

2.5 Voorspelling van kosten

De totale kosten kunnen worden opgesplitst in de veldwerkkosten (C_{veld}), de laboratoriumkosten (C_{lab}), en de kosten van de uitrusting (C_{uitr}):

$$C_{\text{tot}} = C_{\text{veld}} + C_{\text{lab}} + C_{\text{uitr}} \quad (8)$$

De veldwerkkosten kunnen worden berekend als het product van de veldwerkkosten per uur (c_{veld}) en de tijd nodig voor veldwerk (t):

$$C_{\text{veld}} = c_{\text{veld}} t \quad (9)$$

De veldwerkkosten per uur zijn f 90 excl. BTW.

Ook de uitrustingskosten zijn gerelateerd aan de veldwerktijd:

$$C_{\text{uitr}} = c_{\text{uitr}} t \quad (10)$$

waarin:

c_{uitr} = kosten per uur van de uitrusting.

De uitrustingskosten per uur worden voornamelijk bepaald door het gebruik van een *Global Positioning System* (zie par. 4.2) en een veldcomputer. Bij huur van deze apparatuur zijn de uitrustingskosten per uur f 42,50 excl. BTW.

De tijd nodig voor veldwerk kan opgesplitst worden in een aantal componenten:

$$t = t_{\text{reizen}} + t_{\text{admi}} + t_{\text{digi}} + t_{\text{reken}} + t_{\text{loten}} + t_{\text{lopen}} + t_{\text{steken}} \quad (11)$$

waarin:

t_{reizen} = tijd nodig voor reizen naar perceel en praatje met boer;

t_{admi} = tijd nodig voor invoeren van algemene gegevens;

t_{digi} = tijd nodig voor digitaliseren van perceel;

t_{reken} = rekentijd van computer nodig voor verrasteren van perceel en voor classificatie (stratificatie);

t_{loten} = tijd nodig voor loten van punten;

t_{lopen} = tijd nodig voor lopen naar gelote steekproefpunten;

t_{steken} = tijd nodig voor nemen van steken op gelote punten.

De eerste twee tijdcomponenten zijn onafhankelijk van het perceel en de steekproef. Op basis van ervaring van het BLGG wordt de som van deze twee tijdcomponenten geschat op 10 minuten.

De tijd nodig voor digitaliseren kan worden geschat met het quotiënt van de omtrek van het perceel in km's (L) en de loopsnelheid in km's per uur (v_{lopen}):

$$t_{\text{digi}} = \frac{L}{v_{\text{lopen}}} \quad (12)$$

De loopsnelheid schatten wij op 5 km per uur. Voor percelen waarvan alleen de oppervlakte bekend is, kan de omtrek geschat worden met het produkt van deze oppervlakte en een schatting van de verhouding tussen omtrek en oppervlakte. Voor de zestien percelen is deze verhouding gemiddeld 0,348 (minimum 0,237, maximum 0,625) waarbij de oppervlakte is uitgedrukt in ha en de omtrek in km's (fig. 7).

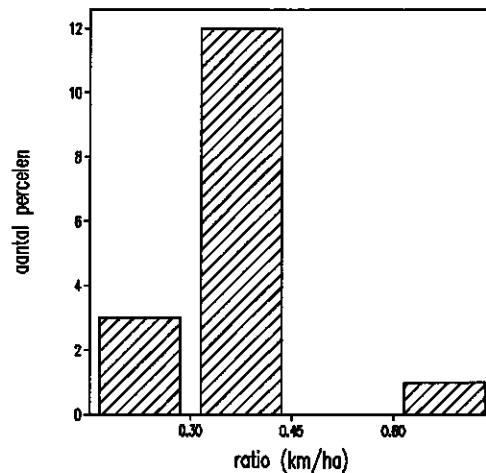


Fig. 7 Histogram van de verhouding van de omtrek in km's en de oppervlakte in ha van de zestien bemonsterde percelen

De rekentijd van de computer is afhankelijk van het aantal rastercellen. Veronderstel dat van een perceel met zijn optimale strata een GIS-bestand beschikbaar is in vector-formaat. De strata zijn exact even groot. Deze kaart wordt verrasterd waarbij het middelpunt van een cel bepaalt tot welk stratum de cel behoort. Door het verrasteren van dit vectorbestand wordt een fout gemaakt. Gedeeltes van een bepaald stratum worden toegekend aan een aangrenzend stratum, en omgekeerd. De fout wordt uitgedrukt als de totale oppervlakte van de foutief toegekende oppervlakte gedeeld door de totale oppervlakte. Door de verrastering zijn de strata niet meer exact even groot. Ankum et al. (1987) vonden een lineair verband tussen de verrasteringsfout en de grensindex. De grensindex is het aantal km's grenslijn gedeeld door de oppervlakte van het perceel in km^2 . Gegeven de vorm van een perceel met zijn optimale strata neemt de grensindex af met de oppervlakte. Hierdoor kunnen de rastercellen van een groot perceel groter zijn dan van een klein perceel om dezelfde fout te realiseren.

Verder is de rekentijd afhankelijk van de *hardware* (processor) en *software* (initiële classificatie, algoritme, stopcriterium, en programmeertaal). Wij hebben de rekentijd geschat op 3 minuten.

De tijd nodig voor het digitaliseren, en de rekentijd zijn éénmalig. Bij volgende bemonsteringen kan van hetzelfde GIS-bestand van het perceel (inclusief stratumaanduiding van de rastercellen) gebruik gemaakt worden.

De tijd nodig voor het loten van de punten is verwaarloosbaar klein.

De tijd nodig voor het lopen naar de gelote punten is afhankelijk van de af te leggen afstand. De gemiddelde afstand tussen twee **naburige** punten bij de voorgestelde steekproefopzet met één punt per stratum kan worden geschat met de wortel uit de oppervlakte van een stratum $\sqrt{O}$, die gelijk is aan de oppervlakte van het perceel gedeeld door het aantal gelote punten $\sqrt{(O/n)}$. Deze gemiddelde afstand moet nog vermenigvuldigd worden met het aantal punten om de totale afstand te krijgen: $n \sqrt{(O/n)} = \sqrt{(O n)}$. De tijd nodig voor het lopen naar de gelote punten kan dan geschat worden met:

$$t_{\text{lopen}} = \frac{\sqrt{O n}}{v_{\text{lopen}}} \quad (13)$$

De tijd nodig voor het nemen van de steken op de gelote punten kan geschat worden met het produkt van de tijd nodig per steek en het aantal steken. De tijd nodig per steek schatten we op 5 seconden.

De laboratoriumkosten kunnen worden opgesplitst in de basiskosten (kosten van monstervoorbereiding zoals administratie, drogen en mengen plus kosten van 1 analyse) en de kosten van extra analyses:

$$C_{\text{lab}} = C_{\text{basis}} + (r-1)c_{\text{anal}} \quad (14)$$

waarin:

C_{basis} = kosten van monstervoorbereiding en 1 analyse;

r = aantal analyses;

c_{anal} = kosten per extra analyse.

De kosten zijn f 37 excl. BTW, de kosten per extra analyse zijn f 10 excl. BTW. Bij de schatting van de voorbereidingskosten zijn we er van uitgegaan dat het laboratorium een groot aantal keren per jaar deze bepalingen verricht (routineonderzoek). Wanneer dit niet het geval is kunnen deze basiskosten hoger worden. Bij de bepaling van de kosten per extra analyse zijn er van uitgegaan dat dit niet routinematig wordt uitgevoerd. Wanneer dit wel routine wordt, kunnen deze extra kosten lager worden.

3 Resultaten

3.1 Voorspelde nauwkeurigheid

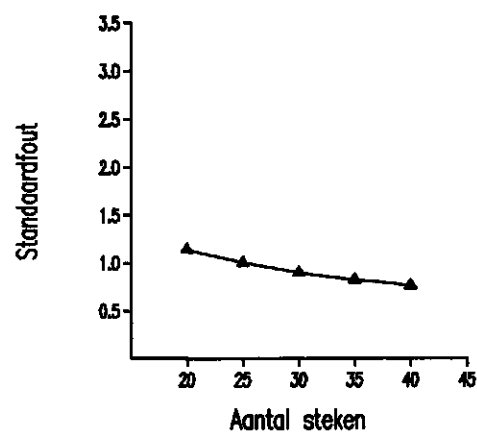
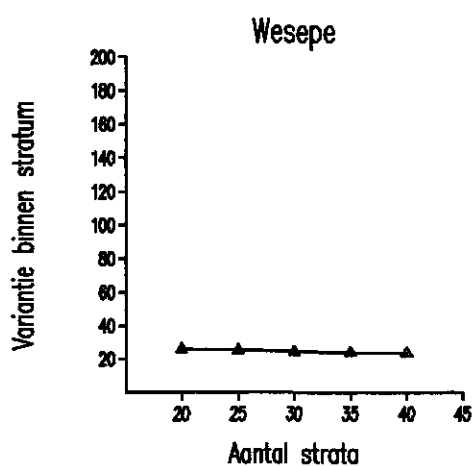
De standaardafwijking van de steekproeffout voor de 16 percelen is voorspeld met het perceelsspecifieke variogram, en met het generieke variogram, d.w.z. het gepoolde relatieve variogram. De resultaten zijn weergegeven in tabel 6. Voor een aantal percelen (Den Bommel, Oldelamer 11) verschillen de voorspelde standaardafwijkingen sterk. Het gemiddelde absolute verschil is 0,4.

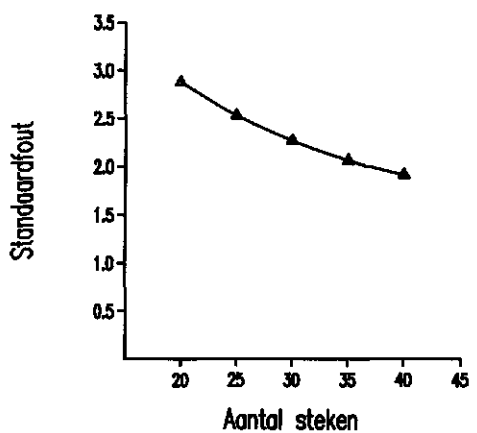
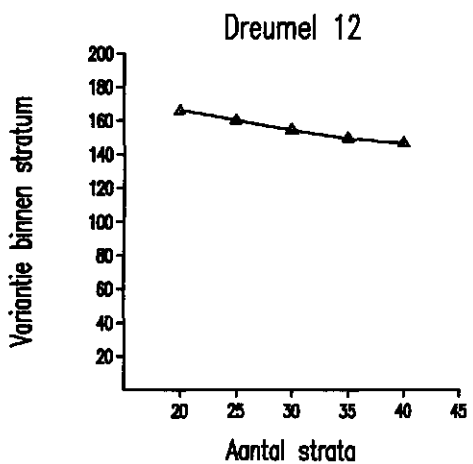
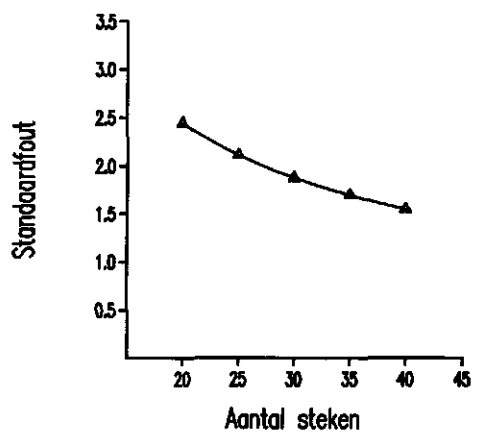
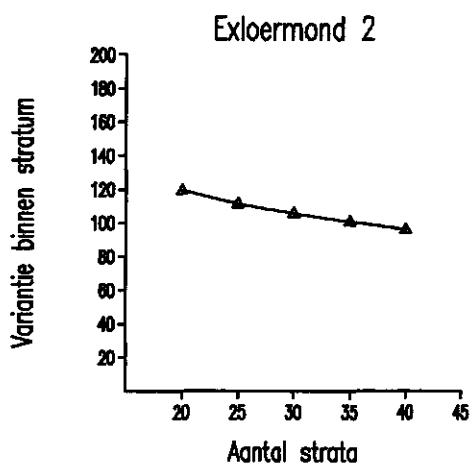
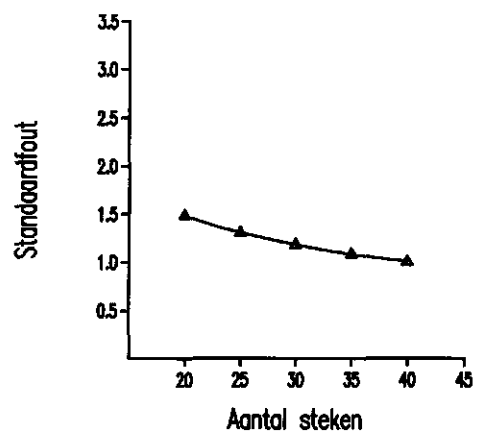
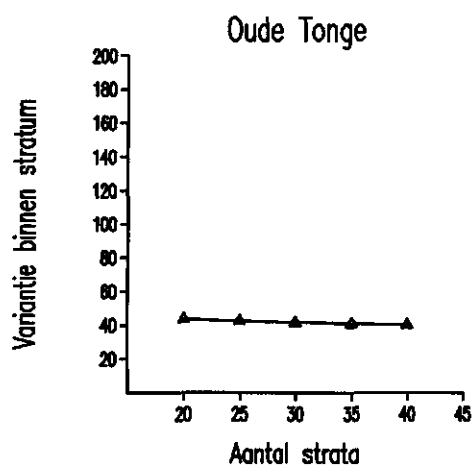
Uit tabel 6 blijkt dat de laboratoriumfout bij één bepaling voor alle percelen groter is dan de voorspelde steekproeffout (met uitzondering van de steekproeffout van Oldelamer 11 voorspeld met het perceelsspecifieke variogram). Bij een duplobepaling hebben de beide fouten eenzelfde orde van grootte. Dit is in tegenspraak met Ferrari en Vermeulen (1955) die concluderen dat, bij de door hen toegepaste steekproef- en bepalingsmethode, het aandeel van de laboratoriumfout in de totale fout klein is.

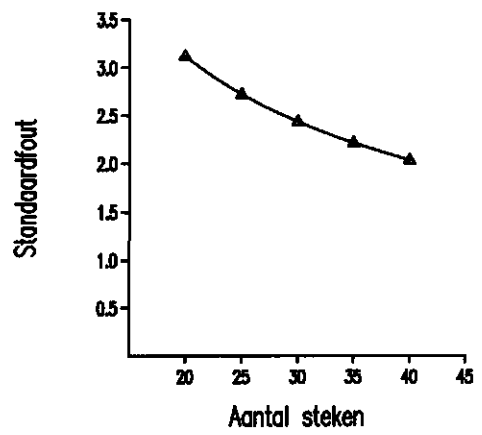
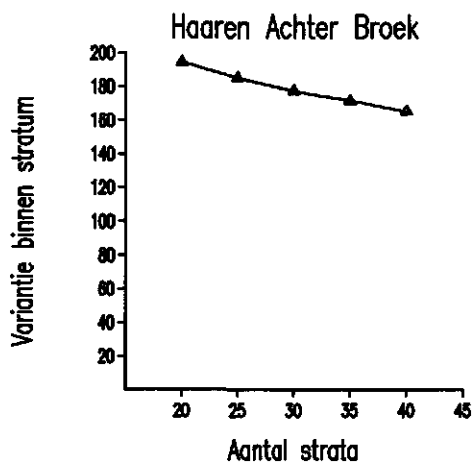
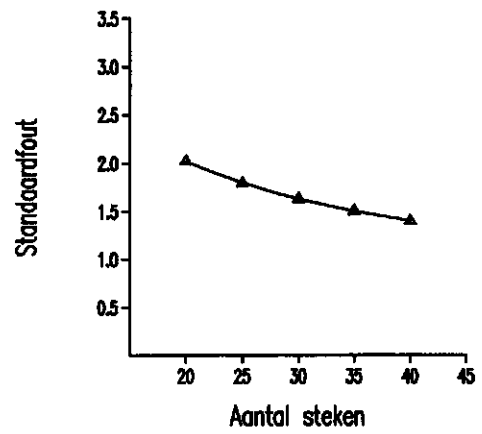
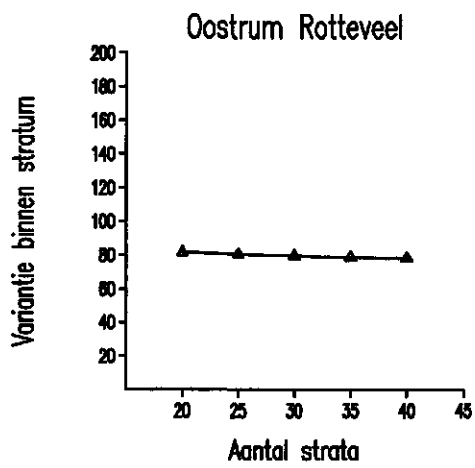
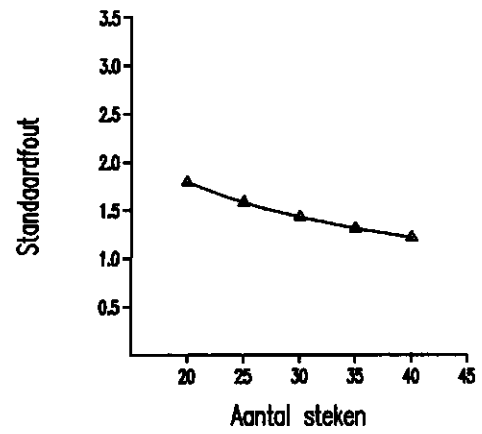
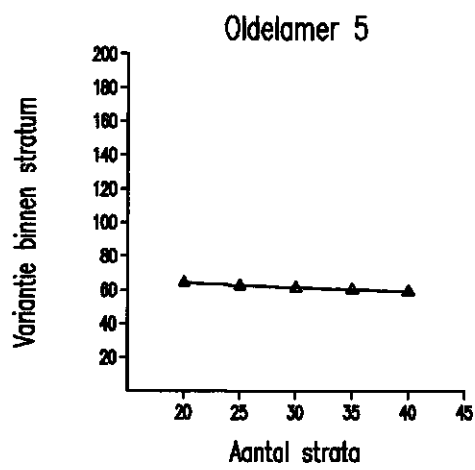
Voor acht percelen is de standaardafwijking van de steekproeffout ook voorspeld voor 20, 25, 30 en 35 steken (strata). Als het aantal strata afneemt, neemt de oppervlakte toe, en zal de gemiddelde semivariantie binnen de strata over het algemeen ook toenemen, waardoor de voorspelde standaardafwijking van de steekproeffout ook toeneemt. De mate waarin de gemiddelde semivariantie (voorspelde ruimtelijke variantie) toeneemt is afhankelijk van de vorm en grootte van het perceel, en van het variogram. Bij een puur *nugget* variogram (geen toename van semivariantie met afstand) blijft de gemiddelde semivariantie zelfs gelijk. Het resultaat is weergegeven in figuur 8.

Tabel 6 Standaardafwijking van steekproeffout bij 40 steken (voor type steekproefopzet: zie tekst) voorspeld met perceelsspecifieke variogram (specifiek) en met het gepoolde relatieve variogram (generiek), standaardafwijking van laboratoriumfout bij enkelvoudige (1) en duplobepaling (2) aan mengmonster (volgens opgave BLGG), en voorspelde standaardafwijking van totale fout, voor zestien percelen

Percelen	s_{veld}		s_{lab}		s_{tot}			
	specifiek	generiek	1	2	specifiek 1	generiek 1	specifiek 2	generiek 2
Wesepe	0,8	1,4	2,1	1,5	2,3	2,6	1,7	2,1
Lemelerveld	2,5	-	4,8	3,4	5,4	-	4,2	-
Oude Tonge	1,0	1,2	2,1	1,5	2,4	2,5	1,8	2,0
Den Bommel	1,1	1,9	2,1	1,5	2,4	2,8	1,8	2,4
Exloërmond 1	2,2	2,5	3,2	2,3	3,9	4,0	3,1	3,4
Exloërmond 2	1,5	1,8	2,1	1,5	2,6	2,8	2,2	2,3
Dreumel 12	1,9	1,8	2,1	1,5	2,9	2,8	2,4	2,4
Dreumel 13	1,6	1,8	2,1	1,5	2,7	2,8	2,2	2,3
Oldelamer 5	1,2	1,4	2,1	1,5	2,4	2,6	1,9	2,1
Oldelamer 11	3,3	2,1	2,8	2,0	4,4	3,5	3,9	2,9
Oostrum Rotteveel	1,4	1,3	2,1	1,5	2,5	2,5	2,1	2,0
Oostrum De 5	1,9	2,1	2,8	2,0	3,4	3,5	2,8	2,9
Haaren Achter Broek	2,0	1,5	2,1	1,5	2,9	2,6	2,5	2,1
Haaren Bremakker	1,5	2,1	2,8	2,0	3,2	3,5	2,5	2,9
Nuth	1,3	1,1	2,1	1,5	2,5	2,4	2,0	1,9
Slenaken	2,3	1,9	2,1	1,5	3,1	2,8	2,7	2,4







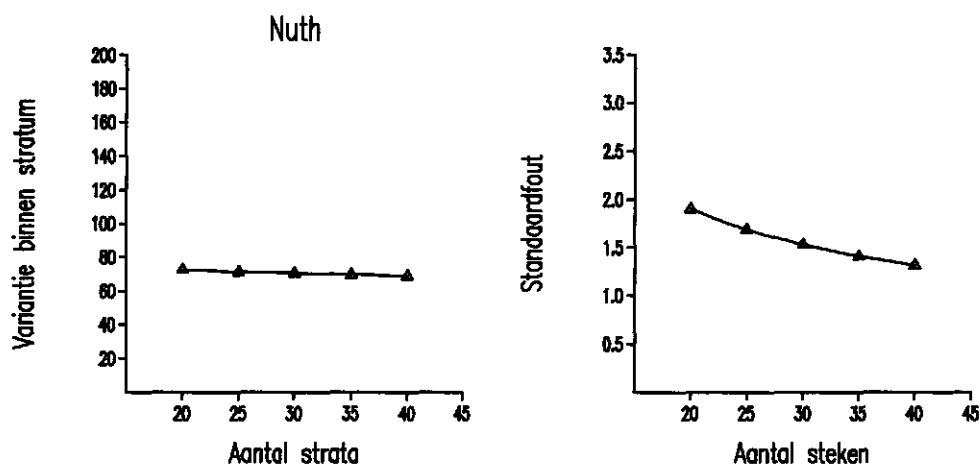


Fig. 8 Voorspelde variantie binnen strata, en voorspelde standaardafwijking van steekproeffout (standaardfout, als functie van aantal strata (steken))

De afname van de gemiddelde semivariantie binnen de strata bij een toenemend aantal strata is afhankelijk van de afgeleide van het variogram. Bij lineaire variogrammen met een kleine hellingshoek zal deze afname kleiner zijn dan bij lineaire variogrammen met een grote hellingshoek. De afgeleide van sferische variogrammen bij afstanden kleiner dan de *range* kan ruw geschat worden met het quotiënt van de parameters c en a . Dit quotiënt is klein voor Oude Tonge (0,426) en Oostrum Rotteveel (0,469). Dit verklaart dat de gemiddelde semivariantie nauwelijks afneemt met het aantal strata. Voor Oldelamer 5 is dit quotiënt weliswaar groter (1,179), maar de *range* van het variogram is zeer klein (30,7 m), waardoor een afname van de oppervlakte van de strata nauwelijks van invloed is op de gemiddelde semivariantie binnen de strata. De sterkste afname zien we bij Dreumel 12, Haaren Achter Broek en Exloërmond 2.

Ondanks dat de gemiddelde semivariantie binnen de strata niet afneemt met het aantal strata, neemt de voorspelde standaardafwijking van de steekproeffout wel af, omdat het aantal punten toeneemt (zie vergelijking 2). Voor percelen waar de gemiddelde semivariantie wel afneemt, is deze afname van de voorspelde standaardfout sterker. Voor Exloërmond 2 leidt een verdubbeling van het aantal steken (van 20 tot 40) tot een reductie van de standaardafwijking van 37%.

Voor een aantal percelen is de steekproefvariantie voorspeld waarbij aangenomen is dat de strata vierkant zijn. In werkelijkheid zijn de strata niet vierkant. Ze vormen Thiessen-polygonen. De gemiddelde semivariantie binnen deze polygonen kan zowel groter als kleiner zijn als die van een vierkant met dezelfde oppervlakte. De verschillen tussen de voorspelde standaardafwijking van de steekproeffout bij vierkante strata en die bij Thiessen-polygonen is weergegeven in figuur 9. De verschillen zijn erg klein. De gemiddelde fout is -0,0034, d.w.z. de standaardafwijking voorspeld met de vierkanten is gemiddeld iets te laag. Dit betekent dat de invloed van de vorm van het perceel op de voorspelde nauwkeurigheid erg klein is. Dit biedt ons de mogelijkheid om de steekproefvariantie voor een perceel te voorspellen zonder het perceel daadwerkelijk eerst te stratificeren door middel van niet-hierarchische classificatie.

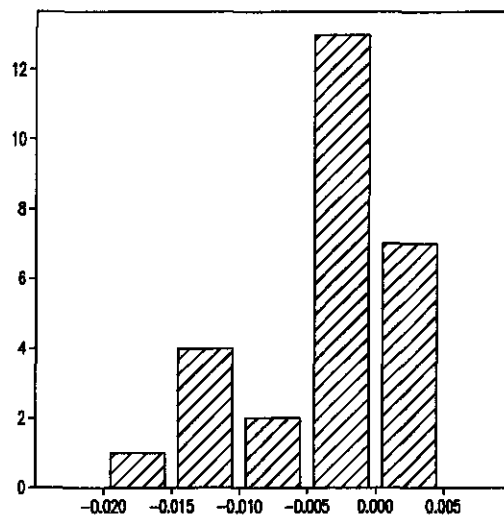


Fig. 9 Fout in voorspelde standaardafwijking van de steekproeffout tengevolge van de aanname dat de strata vierkant zijn

Hiervan hebben we gebruik gemaakt om met het gepoolde relatieve-variogrammodel de standaardafwijking van de steekproeffout te voorspellen voor een perceelsoppervlakte van 1 ha tot 10 ha en een steekproefomvang van 5 tot 50 steken. Het resultaat is weergegeven in de vorm van contourdiagrammen. Omdat de steekproefvariantie afhangt van het gemiddelde fosfaatgehalte van het perceel zijn de contourdiagrammen alleen geldig voor een bepaald gemiddelde. Figuren 10 en 11 zijn de contourdiagrammen voor een gemiddeld fosfaatgehalte van respectievelijk 30 en 60. De lijnen zijn lijnen van gelijke nauwkeurigheid, uitgedrukt in de standaardafwijking van de steekproeffout. Gegeven de oppervlakte van een perceel en de gewenste nauwkeurigheid, kan uit de diagrammen afgelezen worden hoeveel steken (strata) nodig zijn om deze nauwkeurigheid te realiseren. Figuren 12 en 13 geven weer de standaardafwijking van de totale fout bij respectievelijk één en twee laboratoriumbepalingen, voor een gemiddeld fosfaatgehalte van 30.

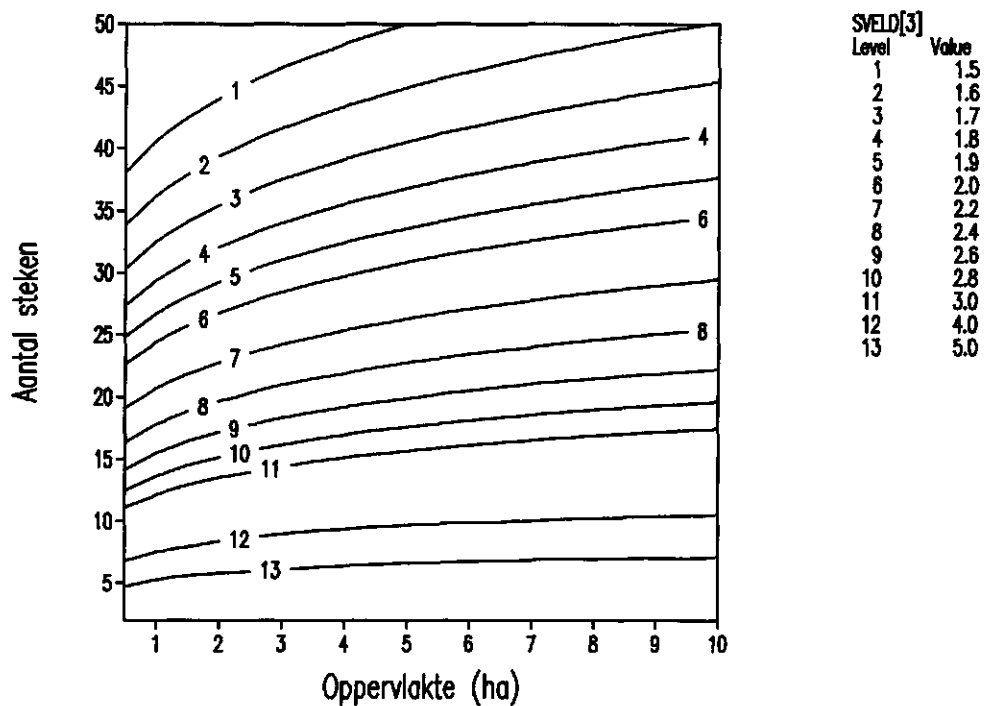


Fig. 10 Voorspelde standaardafwijking van steekproeffout als functie van perceelsoppervlakte en aantal steken, voor percelen met een gemiddelde fosfaatgehalte van 30

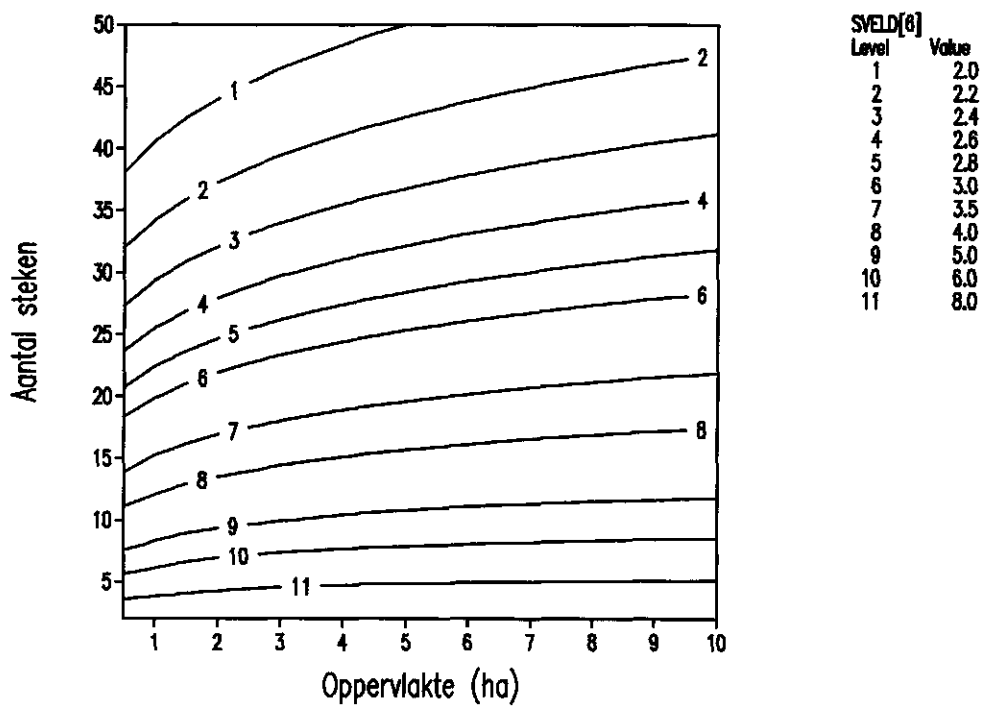


Fig. 11 Voorspelde standaardafwijking van steekproeffout als functie van perceelsoppervlakte en aantal steken, voor percelen met een gemiddelde fosfaatgehalte van 60

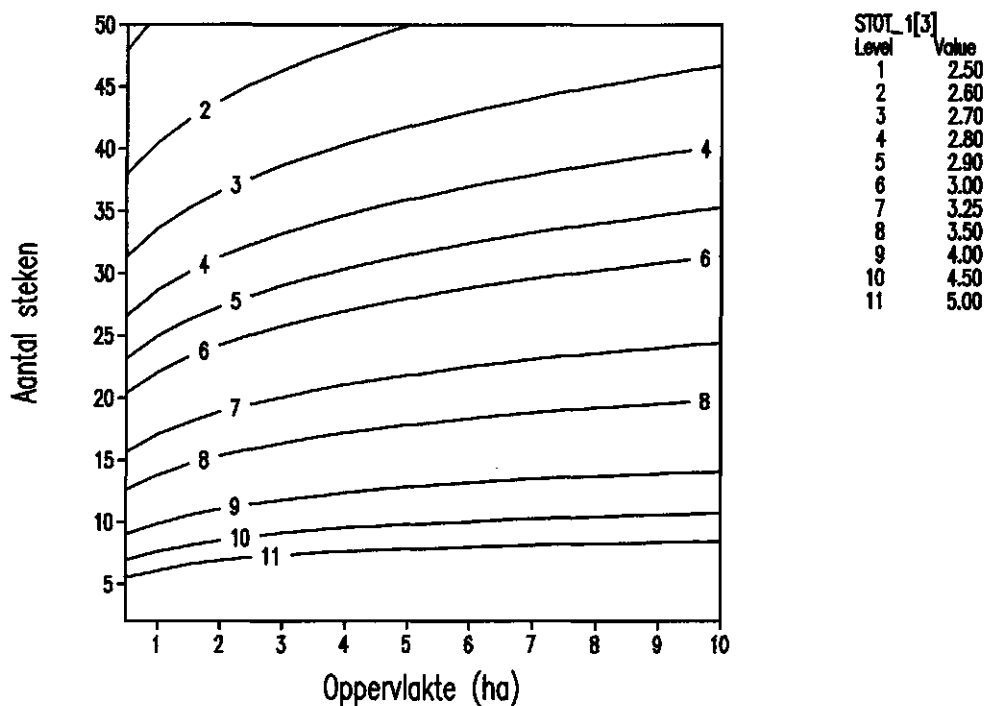


Fig. 12 Voorspelde standaardafwijking van totale fout als functie van perceelsoppervlakte en aantal steken, bij enkelvoudige laboratoriumbepaling, voor percelen met een gemiddeld fosfaatgehalte van 30

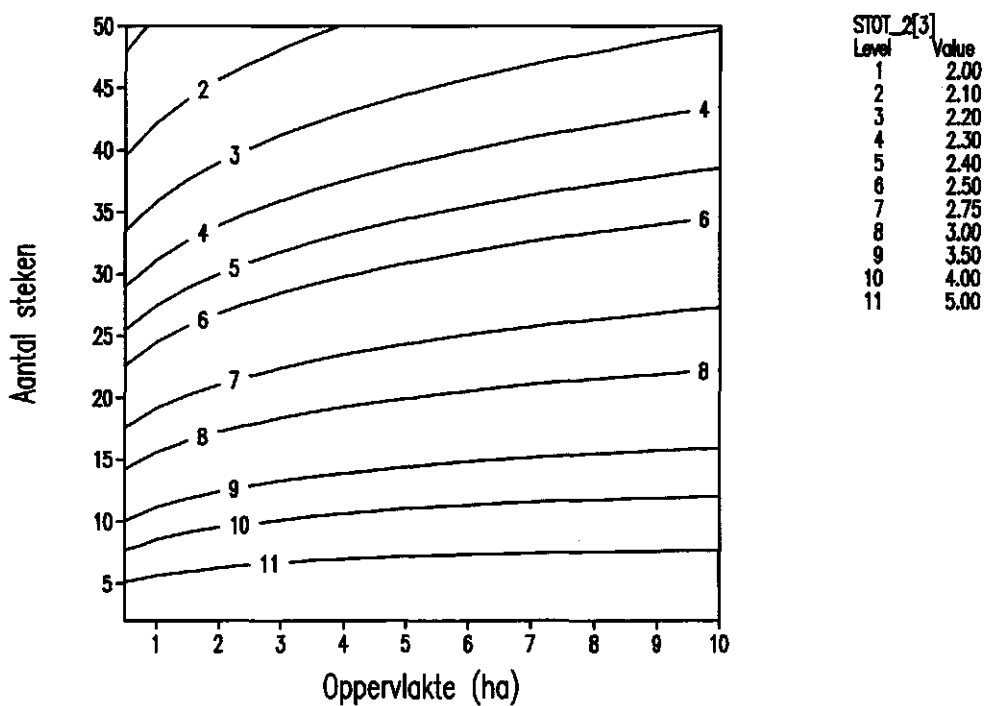


Fig. 13 Voorspelde standaardafwijking van totale fout als functie van perceelsoppervlakte en aantal steken, bij duplobepaling, voor percelen met een gemiddeld fosfaatgehalte van 30

In tegenstelling tot Ferrari en Vermeulen (1955) concluderen wij dat de standaardafwijking van de steekproeffout wel afhankelijk is van de oppervlakte, met name bij percelen tot 4 ha.

Tot slot hebben we de standaardafwijkingen die zijn voorspeld met het gepoolde relatieve variogram vergeleken met de standaardafwijkingen voorspeld met de relatieve variogrammen van de landgebruik-grondsoort-combinaties (tabel 5). Figuur 14 laat het verschil in voorspelde standaardafwijking zien voor Oostrum. Een positief verschil betekent dat, gegeven het aantal punten en de oppervlakte, met het gepoolde relatieve variogram grotere standaardafwijkingen voorspeld zijn dan met het relatieve variogram van een landgebruik-grondsoort-combinatie. De verschillen zijn vrij klein, met name bij meer dan 20 steken. Voor Exloërmond en Oldelamer zijn de verschillen nog kleiner, daarentegen zijn ze voor Goeree groter (fig. 15). De verschillen nemen over het algemeen af met het aantal punten (gegeven de oppervlakte), en met de oppervlakte (gegeven het aantal steken). Voor Limburg en Dreumel zijn de verschillen negatief: het gepoolde relatieve variogram levert 'te lage' voorspellingen op. Wanneer we aannemen dat het variogram van een landgebruik-grondsoort-combinatie overeenkomt met het werkelijke variogram, dan kunnen deze verschillen geïnterpreteerd worden als fouten in de voorspelde standaardafwijkingen tengevolge van het gebruik van een gepoold variogram

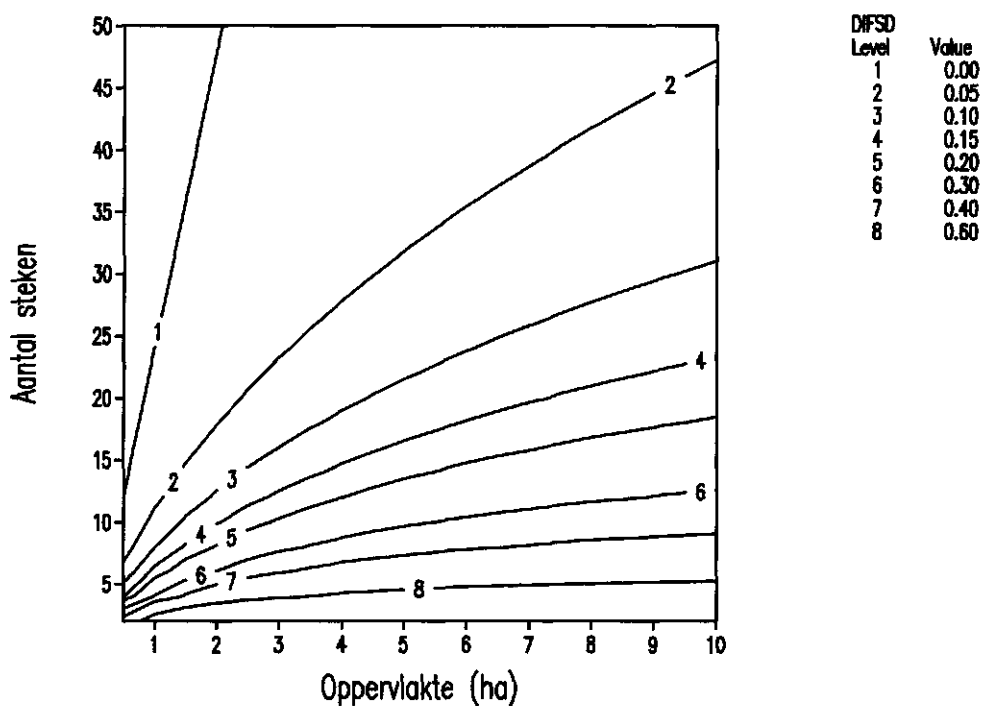


Fig. 14 Verschil in standaardafwijking van totale fout voorspeld met het gepoolde relatieve variogram en voorspeld met het relatieve variogram van Oostrum, voor percelen met een gemiddeld fosfaatgehalte van 30

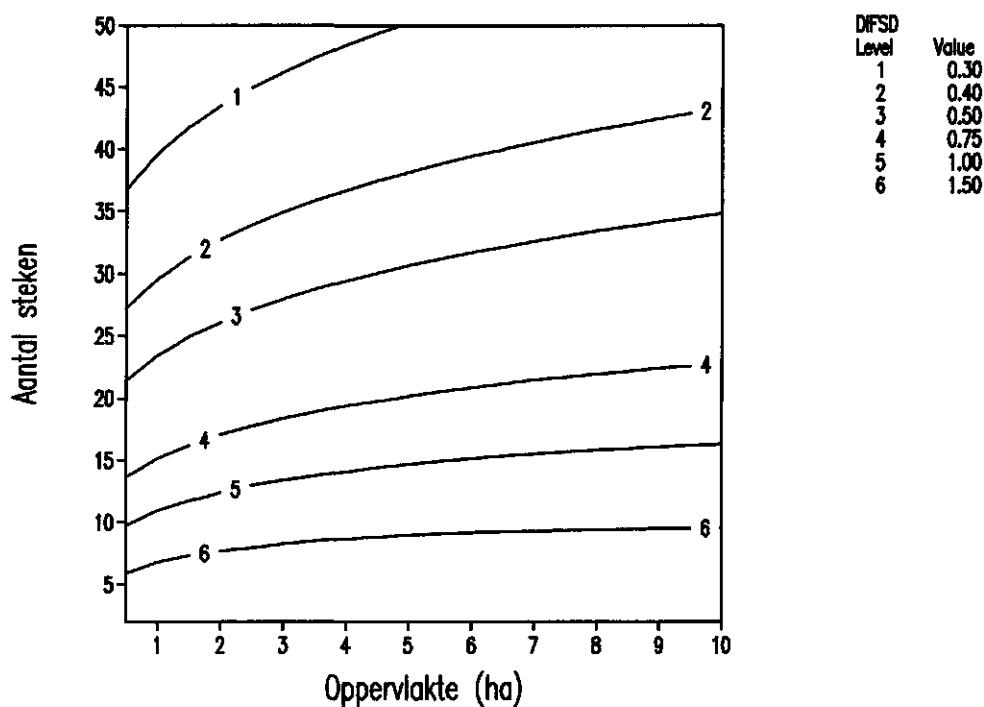


Fig. 15 Verschil in standaardafwijking van totale fout voorspeld met het gepoolde relatieve variogram en voorspeld met het relatieve variogram van Goeree, voor percelen met een gemiddeld fosfaatgehalte van 30

3.2 Voorspelde kosten

De kosten zijn opgesplitst in éénmalige kosten en terugkerende kosten. Figuur 16 toont de éénmalige kosten, d.w.z. de kosten van digitaliseren en stratificeren van een perceel, als functie van de oppervlakte. Figuur 17 laat de terugkerende kosten zien, als functie van de perceelsoppervlakte en het aantal steken, voor het geval waarin slechts één keer het mengmenstor wordt geanalyseerd. Wanneer een duplobepaling wordt gedaan moet hier f 8 bij opgeteld worden.

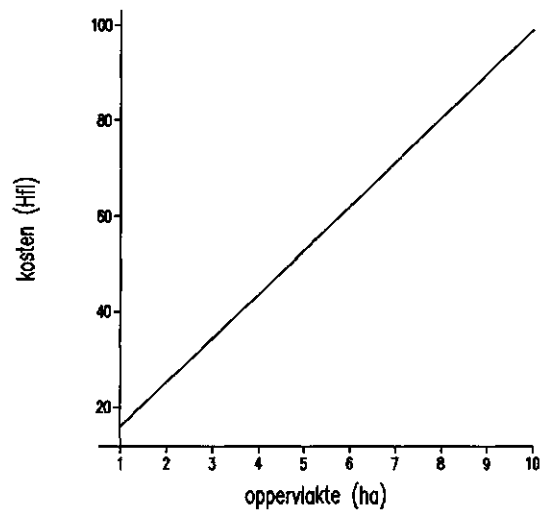


Fig. 16 Voorspelde éénmalige totale kosten als functie van perceelsoppervlakte

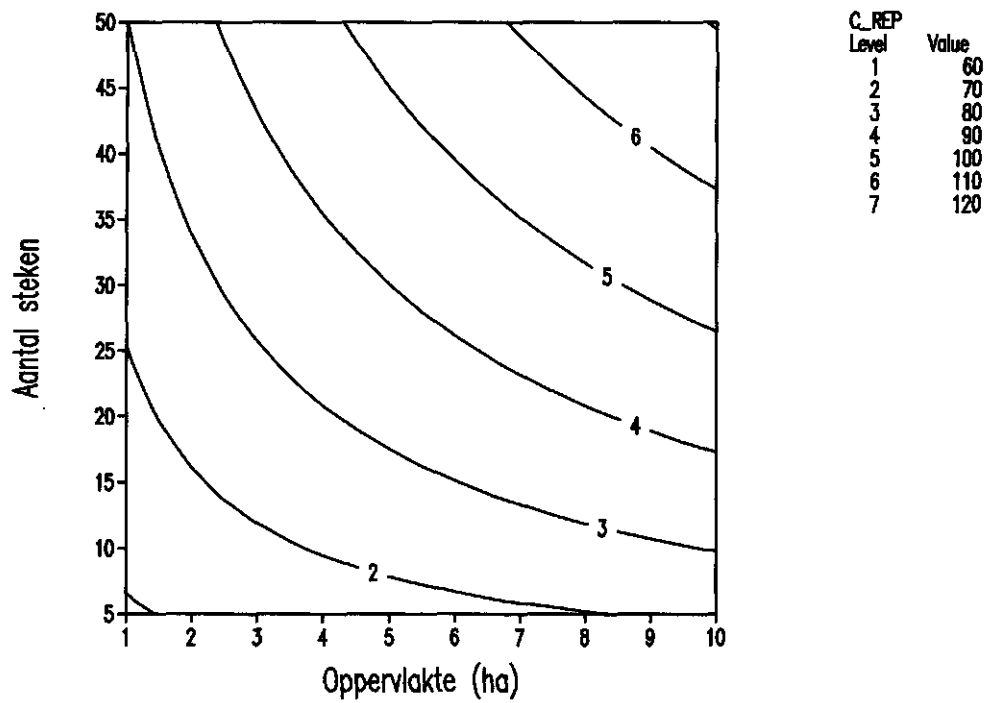


Fig. 17 Voorspelde terugkerende totale kosten als functie van perceelsoppervlakte en aantal steken, bij één laboratoriumbepaling

3.3 Effect van stratificatie op nauwkeurigheid

Door de stratificatie worden de steekproefpunten goed verdeeld over het perceel. Dit heeft, verwachten we, een gunstig effect op de nauwkeurigheid. Voor een aantal percelen hebben we dit effect gekwantificeerd door ook voor een enkelvoudig aselechte steekproefopzet de variantie van de steekproeffout te voorspellen. Deze voorspelde variantie is gedeeld door de voorspelde variantie van een gestratificeerde enkelvoudig aselechte steekproefopzet bij gelijk aantal steken. Deze verhouding is een maat voor de efficiëntie omdat, gegeven het aantal steken, de kosten voor beide steekproeven ongeveer gelijk zijn. Het resultaat is weergegeven in figuur 18.

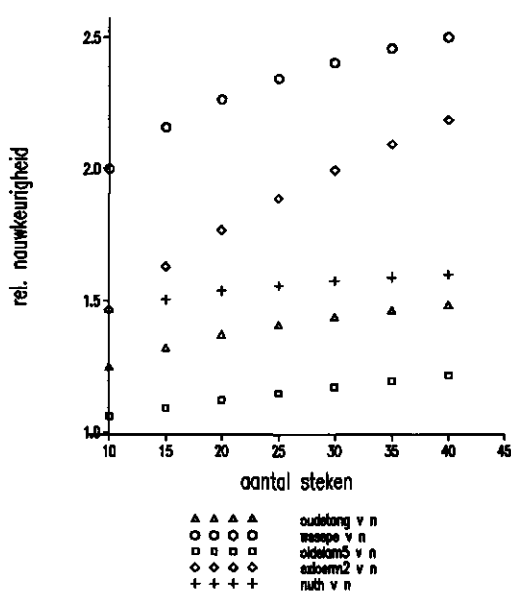


Fig. 18 Relatieve nauwkeurigheid van de gestratificeerde aselechte steekproefopzet bij 10 tot 40 steken voor 5 percelen

Uit figuur 18 blijkt dat de gestratificeerde steekproefopzet iets tot veel efficiënter is dan de enkelvoudig aselechte steekproefopzet. Voor Wesepe is het gemiddelde geschat met een gestratificeerde aselechte steekproefopzet 2 tot 2,5 keer zo nauwkeurig dan bij een enkelvoudig aselechte steekproefopzet. Voor Oldelamer 5 is de winst van stratificatie beperkt. Dit kan verklaard worden door het variogram dat een zeer kleine range heeft (30,7 m, tabel 4), en een hoge *nugget-sill*-verhouding (0,50). Dit betekent dat de P-waarden weinig ruimtelijke structuur (autocorrelatie) vertonen. In dat geval heeft clustervorming, die bij de enkelvoudig aselechte steekproefopzet kan optreden, weinig invloed op de nauwkeurigheid omdat de variatie binnen een cluster nauwelijks kleiner is dan die binnen een set punten die over het perceel verdeeld is. De relatieve nauwkeurigheid neemt toe met het aantal steken. Dit kan verklaard worden doordat wanneer het aantal punten toeneemt de autocorrelatie tussen de punten ook groter wordt, waardoor clustervorming een groter nadelig effect heeft op de nauwkeurigheid.

4 Discussie

4.1 Kritieke waarde

Met de voorspelde standaardafwijking van de totale fout kan een kritieke waarde berekend worden. Is het **geschatte** fosfaatgemiddelde van een perceel kleiner dan deze kritieke waarde, dan wordt de nulhypothese verworpen die luidt: het **werkelijke** gemiddelde fosfaatgehalte van het perceel is groter dan $\bar{z}_{rep}$. $\bar{z}_{rep}$ is de grenswaarde waarboven geen reparatienorm meer wordt toegekend wanneer het gemiddelde fosfaatgehalte van het perceel exact bekend zou zijn. Eerst moet een onbetrouwbaarheidsdrempel α gekozen worden. Dit is de maximale kans dat de nulhypothese ten onrechte wordt verworpen, d.w.z. het werkelijke gemiddelde is groter dan $\bar{z}_{rep}$, terwijl aangenomen wordt dat het gemiddelde kleiner is dan $\bar{z}_{rep}$. In dit geval wordt dus ten onrechte de reparatienorm toegekend. Gebruikelijke waarden voor α zijn 5% en 10%. Voor deze α 's kan de kritieke waarde berekend worden met:

$$\begin{aligned} z_{0,05} &= \bar{z}_{rep} - 1,645 s_{tot} \\ z_{0,10} &= \bar{z}_{rep} - 1,282 s_{tot} \end{aligned} \quad (15)$$

waarin:

s_{tot} = de standaardafwijking van de totale fout van het geschatte gemiddelde fosfaatgehalte van het perceel.

Wanneer de standaardafwijking van de totale fout wordt afgelezen uit figuur 12 en 13, dan wordt voor percelen met een grotere ruimtelijke variatie dan gemiddeld de standaardafwijking onderschat, zodat de onbetrouwbaarheid **groter** is dan de gekozen onbetrouwbaarheidsdrempel. Vice versa, voor percelen met een kleinere ruimtelijke variatie is de onbetrouwbaarheid kleiner. Verder onderzoek is gewenst naar de kwaliteit van de voorspelde standaardafwijkingen van de steekproeffout die is voorspeld met het gepoolde relatieve variogram

Gekozen kan worden voor een constante of een perceelsafhankelijke kritieke waarde. Bij een constante kritieke waarde kunnen de contourdiagrammen worden gebruikt om, gegeven een onbetrouwbaarheidsdrempel α , af te lezen hoeveel steken nodig zijn om de bij deze kritieke waarde horende standaardafwijking te realiseren. Dit aantal hangt af van de perceelsoppervlakte en het geschatte gemiddelde fosfaatgehalte. Het gemiddelde fosfaatgehalte is echter nog niet geschat, de inventarisatie moet immers nog plaatsvinden. Eventueel zou het geschatte fosfaatgehalte van de vorige bemonstering gebruikt kunnen worden. Een alternatief is om het contourdiagram bij een gemiddelde van 30 te gebruiken. Wanneer het werkelijke fosfaatgehalte lager is, dan wordt een te grote standaardafwijking gebruikt bij de toetsing, waardoor de onbetrouwbaarheid kleiner is dan de gekozen α .

Bij een perceelsafhankelijke kritieke waarde wordt het aantal steken niet vastgelegd in het protocol. Het enige wat wordt voorgeschreven is de manier waarop de punten geselecteerd moeten worden, het type steekproefopzet. De boer is vrij om veel of weinig steken te nemen, en om een enkelvoudige of duplobepaling te doen. Hierdoor heeft hij zelf het risico op het onterecht niet toekennen van de reparatienorm in de

hand. Wanneer hij verwacht dat het gemiddelde fosfaatgehalte veel kleiner is dan $\bar{z}_{rep}$, dan kan hij volstaan met weinig steken en een eenvoudige bepaling. Dit heeft een grote standaardafwijking tot gevolg. Maar wanneer het geschatte gemiddelde inderdaad veel kleiner is dan $\bar{z}_{rep}$, dan is, ondanks deze grote standaardafwijking, de kans dat de nulhypothese tenonrechte wordt aangehouden (en de reparatienorm dus tenonrechte niet wordt toegekend) erg klein. Een bijkomend voordeel is dat de boer op deze manier de kosten kan afstemmen op het perceel.

4.2 Gevolgen van aselechte bemonstering voor de praktijk

Voor aselechte bemonstering is een digitaal bestand met de perceelsgrenzen nodig. Dit bestand wordt gebruikt als steekproefkader. Digitalisatie op kantoor met behulp van bestaande kaarten is zeer waarschijnlijk te onnauwkeurig. Bovendien staan niet alle perceelsgrenzen op de kaarten, en zijn de kaarten vaak verouderd. Digitalisatie van de perceelsgrenzen in het veld met behulp van *GPS* (Global Positioning System) is ons inziens noodzakelijk. Een proef door SC-DLO met een Pro-XL-ontvanger van het merk Trimble is succesvol verlopen.

GPS is ook onmisbaar voor het opzoeken van de gelote punten. Zonder *GPS* kost dit erg veel tijd en is de plaatsbepaling erg onnauwkeurig. Met *GPS* kunnen de punten naar verwachting op loopsnelheid worden opgezocht.

5 Conclusies

- 1 Door punten te selecteren volgens een gestratificeerde enkelvoudige aselechte steekproefopzet met één punt per stratum, waarbij de strata een gelijke oppervlakte hebben en zo compact mogelijk zijn, worden de punten goed gespreid over het perceel. Door de stratificatie neemt de nauwkeurigheid aanzienlijk toe. Vergeleken met een enkelvoudig aselechte steekproefopzet is de nauwkeurigheid bij 40 steken 1,5 à 2,5 keer zo groot, terwijl de kosten hetzelfde zijn.
- 2 Bij 12 van de 16 percelen bereikt de semivariantie (nagenoeg) zijn maximale waarde binnen een afstand van 75 m. De semivariantie is positief gecorreleerd met het gemiddelde fosfaatgehalte.
- 3 Voor percelen met een gemiddeld fosfaatgehalte van 30 varieert de voorspelde standaardafwijking van de totale fout bij een enkelvoudige bepaling en 40 steken van 2,6 (oppervlakte 1 ha) tot 2,8 (oppervlakte 10 ha). Bij 20 steken varieert deze fout van 3,1 tot 3,5. Bij een duplobepaling variëren deze bij 40 steken van 2,1 tot 2,4, en bij 20 steken van 2,7 tot 3,1.
- 4 De steekproeffout neemt toe met de oppervlakte van het perceel, met name tot 4 ha.
- 5 Het aandeel van de laboratoriumfout in de totale fout is aanzienlijk. Bij 40 steken (strata) en één bepaling is de variantie van de laboratoriumfout 85 à 50% van de variantie van de totale fout. Bij 40 steken en een duplobepaling is daalt dit percentage naar 70 à 30%.
- 6 De standaardafwijkingen van de steekproeffout voorspeld met het gepoolde relatieve variogram verschillen soms sterk van de standaardafwijkingen voorspeld met de relatieve variogrammen van landgebruik-grondsoort-combinaties. Nader onderzoek naar de kwaliteit van de voorspellingen met het gepoolde relatieve variogram is nodig.
- 7 De voorspelde éénmalige kosten van digitalisatie en stratificatie van een perceel lopen op van f 20 (1 ha) tot ruim f 100 (10 ha). De voorspelde terugkerende kosten van bemonstering en laboratoriumanalyse variëren van f 70 (1 ha en 5 steken) tot f 130 (10 ha en 50 steken).

Literatuur

Ankum, L.A., A.K. Bregt, J. Denneboom en Y. van Randen, 1987. 'Bodemkaart van Nederland in rastervorm: fout bij verrasteren.' *Kartografisch Tijdschrift* XIII.2

Cressie, N., 1995. 'Fitting variogram models by least squares.' *Mathematical Geology* 17, 563-586.

Domburg, P., J.J. De Gruijter en D.J. Brus, 1994. 'A structured approach to designing soil survey schemes with prediction of sampling error from variograms.' *Geoderma* 62, 151-164.

Ferrari, Th.J. en F.H.B. Vermeulen, 1955. 'Soil heterogeneity and soil testing.' *Netherlands Journal of agricultural Science* 3: 265-275.

Genstat 5 Committee of the Statistics Department, Rothamsted Experimental Station, 1933. *Genstat 5 Release 3 Reference Manual*. Clarendon Press, Oxford.

Hotsma, P.H. en ME.G. Berghs, 1994. *Mogelijkheden van grondonderzoek voor het onderscheiden van gronden met een lage fosfaattoestand*. Rapportage van de werkgroep grondonderzoek lage fosfaattoestand. Project Verliesnormen, Deelrapport 2.

Webster, R. en MA. Oliver, 1990. *Statistical methods in soil and land resource survey*. Oxford University Press.