



Monstername van bodem op landbouwpercelen

Studie uitgevoerd in opdracht van de Vlaamse Landmaatschappij
Referentie: 2023/REE/R/29
Juli 2023

Monstername van bodem op landbouwpercelen

VITO

Boeretang 200

2400 MOL

Belgium

BTW No: BE0244.195.916

vito@vito.be – www.vito.be

IBAN BE34 3751 1173 5490 BBRUBEBB

Siegfried Hofman

Siegfried.hofman@vito.be



Vision on technology
for a better world

vito.be

AUTEURS

Hofman Siegfried, VITO

SAMENVATTING

In dit onderzoek wordt een protocol opgesteld en uitgetest voor het bemonsteren van bodem op landbouwpercelen met het oog op analyse van stikstof, organische koolstof, fosfor en pH. Er worden enkele alternatieven op de huidige BAM-methode onderzocht. Hiermee wordt nagegaan welke en of er mogelijkheden er zijn om de resultaten te verbeteren zonder de inspanning gepaard aan de monstername essentieel te verhogen. Daarna wordt op basis van een geostatistische benadering en na uitvoeren van veldproeven een nieuw monstername protocol uitgewerkt waarbij de nadruk ligt op het bereiken van een aanvaardbare reproduceerbaarheid. Er worden veldtesten uitgevoerd om het nieuwe protocol te toetsen aan de voorspelde reproduceerbaarheid voor de bepaling van nitraatresidu.

De kwaliteit van de nieuwe methode wordt ook getest voor de bepaling van fosfor en organisch materiaal en er wordt nagegaan of er een bias-sprong te verwachten is wanneer voor het volledige areaal wordt overgegaan op de nieuwe methode.

DANKWOORD

“No man is an island” en zo is ook deze studie het resultaat van de inspanningen van een aantal individuen. Het is dan ook met een warm hart dat we iedereen willen bedanken die een essentiële rol, hoe klein dan ook, gespeeld heeft bij het tot stand komen van deze studie/ dit rapport.

De Vlaamse landmaatschappij voor het vertrouwen bij het toekennen van de opdracht en het geduld bij de uitvoering.

Leidinggevenden en medewerkers van Inagro, het Proefstation voor de Groententeelt, de Bodemkundige dienst van België, Eurofins Agro Testing, Agrolab Agrar & Umwelt en Miasma voor het uitvoeren van monsternames en van analyses.

Vito-collega's Kristof, Chris, Hilde, Dominique, Toon, Sabine, Johan, Rudy en Cindy voor het denkwerk.

En last but not least Pat Vanderscheuren voor het ter beschikking stellen van de ezels.

Siegfried Hofman

Zomer 2023

INHOUDSTAFEL

Auteurs	I
Samenvatting	II
Inhoudstafel	IV
Lijst van Figuren.....	VI
Lijst van tabellen	VIII
Lijst van afkortingen	IX
1 Inleiding	1
2 Monsternamen in Vlaanderen en elders	5
3 Statistiek.....	6
3.1 Meetonzekerheid, variantie en bias.....	6
3.2 Onzekerheid bij steekproeven.....	8
3.2.1 Veldvariabiliteit - Veldvariantie	8
3.2.2 Onzekerheid op een steekproefgemiddelde	8
3.2.3 Bias	8
4 Voorkennis en problematiek	10
4.1 Stand van zaken	10
4.1.1 Initiële onderzoeken naar de meetonzekerheid	10
4.1.2 Ringonderzoeken.....	12
5 Pistes met beperkte aanpassingen.....	15
5.1 Protocol met verdeling van steken over varianties	15
5.2 Bedrijfsgebonden aanpak	21
5.2.1 Proefschema en resultaten	21
5.2.2 Bespreking.....	26
5.2.3 Besluit.....	2
6 Probleemstelling: evaluatie van de BAM methode vis a vis veldvariabiliteit	3
6.1 Proefschema Olga: inschatting van de gemiddelde veldvariabiliteit	3
6.1.1 Proefschema.....	3
6.1.2 Resultaten	5
6.1.3 Data analyse.....	7
6.2 BAM: dissectie van de monsternamemethode	14
7 Ontwikkelen van een alternatieve methode: simple random sampling na stratificatie (SSRS).....	21
7.1 Inleiding en samenvatting	21
7.2 Publicatie	23

8	Veldproeven	33
8.1	Proefopzet en statistische benadering	33
8.1.1	Proefopzet en monsternamen	33
8.1.2	Berekening van de meetonzekerheid	39
8.1.3	Methode bias of bias veroorzaakt door de monsternamen	39
8.2	Resultaten en bespreking	41
8.2.1	Monsternamenmeetonzekerheid	41
8.2.2	Methode bias	49
9	Samenvatting en besluit	55
10	Opmerkingen mbt de impact en aanbevelingen voor het beleid	59

LIJST VAN FIGUREN

Figuur 1: verloop van het gemiddelde nitraatresidu gemeten tussen 2007 en 2021. De stippellijnen stellen de trend in de metingen voor respectievelijk voor en na invoeren van een compensatie voor de meetonzekerheid.....	3
Figuur 2: boxplot met de relatieve procentuele verschillen tussen twee monsternames voor de verschillende in het onderzoek d.d. 2010.	11
Figuur 3: resultaten van ringtesten met monstername sinds 2011. Van boven naar onder Nitraat-N, P-Al, OC en pH. De balken geven de gemiddelde waarde weer, de gebroken lijn de variatiecoëfficiënt (%) van de resultaten.	14
Figuur 4: definitie van een transect bij teelten in rijen.	16
Figuur 5: monstername op transecten. A) monstername met 12 boorsteken op twee transecten en B) monstername met 15 boorsteken op drie transecten.....	17
Figuur 6: verschillen tussen de twee metingen voor de drie monsternameprotocols	17
Figuur 7: bereik van het nitraatresidu in de percelen per teeltgroep en bedrijf.....	27
Figuur 8: variantie van het nitraatresidu per bedrijf en teelt in vergelijking met de verwachte variantie a.g.v de meetonzekerheid.....	29
Figuur 9: verdeling van de percelen binnen een bedrijf op basis van de drempelwaarden (tot GW1: groen, van GW1 tot GW2: oranje, groter dan GW2: rood).	31
Figuur 10: nitraatresidu in kg N/ha (bovenaan) en milieudruk in kg N voor de percelen van bedrijf B.....	32
Figuur 11: GPS track van monstername	5
Figuur 12: detailmonstername van ca 1 m ² op perceel 16	5
Figuur 13: nitraatresidu (kg NO ₃ -N/ha) over alle percelen (rood: aardappel, zwart: suikerbiet, geel: graan, donkergroen: gras, paars: groenten, lichtgroen: maïs).....	6
Figuur 14: gedetailleerde monstername op perceel 15.....	6
Figuur 15: concentratiebereik over de 30 boorsteken per perceel	7
Figuur 16: variatiecoëfficiënt (%) over de 30 steken genomen per perceel.....	9
Figuur 17: variatiecoëfficiënt (%) over de 30 steken per teeltgroep	9
Figuur 18: variantie over de 30 steken (CV%) i.f.v. het nitraatresidu	10
Figuur 19: variantie over de 30 steken (CV%) i.f.v. de oppervlakte van het perceel	10
Figuur 20: scheefheid van de populaties i.f.v de variatiecoëfficiënt	11
Figuur 21: histogrammen van de verdeling van nitraatconcentraties over de boorsteken per perceel. De blauwe lijn stelt de geschatte (normale) verdeling voor.	12
Figuur 22: histogram van de gedetailleerde monstername	13
Figuur 23: semivariogram voor de gedetailleerd bemonstering van een graanperceel	14
Figuur 24: heatmaps van de verdeling van restnitraat over drie percelen.....	17
Figuur 25: voorbeeld van een BAM-conforme monstername met een minimale afstand tot de perceelsgrens van 14 meter.....	19
Figuur 26: fractie van het totale oppervlak van een vierkant perceel dat bemonsterd wordt wanneer geen steken dichterbij dan tien meter van de perceelsgrens genomen worden.....	19
Figuur 27: gestratificeerd perceel met loting van twee maal veertig boorplaatsen (boven); GPS track van een dubbel monstername volgens het voorgestelde looppad respectievelijk voorgesteld in rood en blauw (onder)	36
Figuur 28: histogram (boven) en empirische cumulatieve distributiefunctie (onder) van de relatieve procentuele verschillen voor het nitraatresidu over alle percelen bij breedwerpig teelten.....	43

Figuur 29: histogram (boven) en empirische cumulatieve distributiefunctie (onder) van de relatieve procentuele verschillen voor het nitraatresidu over alle percelen bij teelten in rijen.	44
Figuur 30: relatieve verschillen tussen de twee monsternames in functie van het perceelsoppervlak bij breedwerpige teelten(boven) en teelten in rijen (onder)	45
Figuur 31: relatieve verschillen tussen de twee monsternames in functie van het gemiddelde nitraatresidu bij breedwerpige teelten(boven) en teelten in rijen (onder)	46
Figuur 32: histogram (boven) en empirische cumulatieve distributiefunctie (onder) van de relatieve procentuele verschillen voor P-AI	48
Figuur 33: relatieve verschillen tussen twee monsternames in functie van perceelsgrootte (boven) en P-AI-gehalte(onder)	49
Figuur 34: lineair model voor restnitraat na monstername met SRSS(x) versus BAM (y). Lineair model: blauwe lijn. De zwarte lijnen stellen het 95% betrouwbaarheidsinterval rond het lineair model voor. De rode lijn is de bissectrice waarvoor BAM=SSRS	50
Figuur 35: evaluatie van het lineair model voor restnitraat na monstername met SRSS(x) versus BAM (y)	51
Figuur 36: lineair model voor plantbeschikbaar fosfor na monstername met SRSS(x) versus BAM (y). Lineair model: blauwe lijn. De zwarte lijnen stellen het 95% betrouwbaarheidsinterval rond het lineair model voor. De rode lijn is de bissectrice waarvoor BAM=SSRS	52
Figuur 37: evaluatie van het lineair model voor plantbeschikbaar fosfor na monstername met SRSS(x) versus BAM (y)	52
Figuur 38: lineair model voor organisch koolstof na monstername met SRSS(x) versus BAM (y). Lineair model: blauwe lijn. De zwarte lijnen stellen het 95% betrouwbaarheidsinterval rond het lineair model voor. De rode lijn is de bissectrice waarvoor BAM=SSRS	53
Figuur 39: evaluatie van het lineair model voor organisch koolstof na monstername met SRSS(x) versus BAM (y)	54

LIJST VAN TABELLEN

Tabel 1: geschatte waarde voor de meetonzekerheid bij bepaling van nitraatresidu per teeltgroep volgend uit de initiële studie	11
Tabel 2: meetonzekerheden voor respectievelijk monsternamen en analyse ($U_{\%}^{MA}$) enerzijds en enkel analyse ($U_{\%}^A$) of monsternamen ($U_{\%}^M$) anderzijds afgeleid uit de langjarige gemiddelden in ringonderzoeken met monsternamen sinds 2011.....	12
Tabel 3: geschatte meetonzekerheid in percent van de meetwaarde voor de drie monsternamenprotocollen.....	18
Tabel 4: perceelsoppervlakte, status van het perceel en monsternamedatums voor het transect experiment.....	19
Tabel 5: resultaten van transect en BAM-monsternamen.....	20
Tabel 6: percelen en resultaten bedrijf A	22
Tabel 7: percelen en resultaten bedrijf B	22
Tabel 8: percelen en resultaten bedrijf C	23
Tabel 9: percelen en resultaten bedrijf D	24
Tabel 10: percelen en resultaten bedrijf E	25
Tabel 11: percelen en resultaten bedrijf F	26
Tabel 12: bereik van de gemeten N-residu's per bedrijf en teeltgroep	28
Tabel 13: variantie van het nitraatresidu per bedrijf en teelt in vergelijking met de verwachte variantie als gevolg van de meetonzekerheid	29
Tabel 14: percelen van bedrijf gerangschikt volgens N-residu (kg N/ha) van hoog naar laag in de linker kolom en volgens N-druk (kg N) van hoog naar laag in de rechter kolom. Kleurcodes volgens drempelwaarden: tot en met DW1 (groen), hoger dan DW1 tot DW2 (oranje) en groter dan DW2 (rood).....	1
Tabel 15: bemonsterde percelen proefopzet "Olga"	4
Tabel 16: statistische parameters over de 30 stalen genomen per perceel: gemiddelde (μ), minimale en maximale waarde, standaardafwijking (σ), variatiecoëfficiënt (CV%) en scheefheid.	8
Tabel 17: scheefheid (S), standaard onzekerheid op de scheefheid (SE_s) en z-score op verdelingen van nitraatconcentraties in de 30 stekken voor alle percelen.....	13
Tabel 18: eigenschappen van de bemonsterde percelen gebruikt voor berekening van de variogrammen.	21
Tabel 19: de P50 en P90 schattingen voor i) de meetonzekerheid bekomen met 15 boorstekken (links) en ii) aantal stekken nodig voor het bereiken van een meetonzekerheid van 50% (rechts).	22
Tabel 20: identificatie, teelt en oppervlak van de percelen bemonsterd voor nitraatresidu. Breedwerpig ingezaaide teelten.	37
Tabel 21: identificatie, teelt en oppervlak van de percelen bemonsterd voor nitraatresidu. Teelten in rijen.....	37
Tabel 22: percelen bemonsterd met SRSS en BAM voor de bepaling van P-AL en OC	38
Tabel 23: totale meetonzekerheid in functie van het aantal geanalyseerde porties.....	41
Tabel 24: variantie en meetonzekerheid voor respectievelijk monsternamen en analyse (op 1 analyseportie) bij de bepaling van P-AL.....	47
Tabel 25: lineair model voor restnitraat na monsternamen met SRSS(x) versus BAM (y).	50
Tabel 26: lineair model voor plantbeschikbaar fosfor na monsternamen met SRSS(x) versus BAM (y).	51
Tabel 27: lineair model voor organisch koolstof na monsternamen met SRSS(x) versus BAM (y).	53
Tabel 28: grootste verschillen tussen de BAM- en SSRS-methode	56

LIJST VAN AFKORTINGEN

VLM	Vlaamse Landmaatschappij
MAP	Mestactieplan
SRS	Simple Random Sampling
SSRS	Stratified Simple Random Sampling
BAM	Compendium voor bemonsterings- en analysemethodes voor mest, bodem en veevoeder

1 INLEIDING

De meest zichtbare monsternames van landbouwbodem zijn deze uitgevoerd in kader van de nitraatresiducampagne, een van de hulpmiddelen die door de Vlaamse overheid wordt gebruikt in het handhaven van de Nitraatrichtlijn¹. Hierbij wordt de rationale gevolgd dat wat niet aanwezig is in de bodem niet zal uitspoelen naar grond- en oppervlaktewater en dit relatief ongeacht de bemestingsgeschiedenis van het perceel. Deskundig bemesten, niet meer stikstof aanbieden dan kan worden opgenomen door de teelt, laat immers een meer productieve landbouw toe dan het eenzijdig beperken van bemesting.

Tussen 1 oktober en 15 november wordt hiervoor van duizenden percelen het nitraatresidu gemeten. Het resultaat van de campagne is groter dan enkel het handhaven van de vooropgestelde nitraatresidudrempelwaarden. Voor de overheid zijn de resultaten een instrument om het gevolgde beleid, of de mate waarin het gevolgd wordt, te evalueren. Voor de landbouwer is het een hulpmiddel om het effect van zijn of haar bemestingspraktijk op te volgen. De kwaliteit of zelfs het nut van de campagne en bij uitbreiding daarvan de gevolgde rationale is echter sterk afhankelijk van de betrouwbaarheid van de resultaten. Vanuit ecologisch standpunt is het verband tussen nitraat gemeten in de bodem en dit in het grond- en oppervlaktewater duidelijk. Hoe betrouwbaarder de metingen hoe sterker en met meer vertrouwen de meting van nitraatresidu kan ingezet worden als handhavingsmiddel.

Naast het nitraatresidu worden verder ook bodemonsters genomen om, onder andere, een verantwoord bemestingsplan te kunnen opstellen, de aanwezigheid van fosfor in de bodem op te volgen of in het kader van maatregelen om bodemerosie te voorkomen. Niet alleen is bodemanalyse niet meer weg te denken uit de hedendaagse landbouw, de nood aan betrouwbare monsternames en analyses zal in de toekomst alleen maar toenemen. De druk op de landbouwsector om de ecologische effecten van de bedrijvigheid meer en meer te beperken, zal in de toekomst immers alleen maar toenemen.

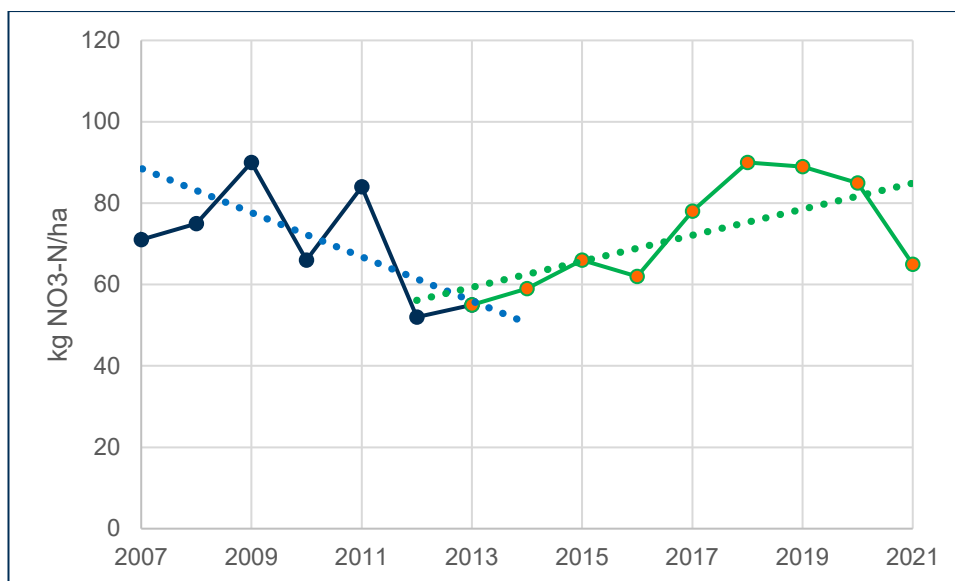
Ongeacht de reden van monstername of de parameters die in het monster bepaald worden, zijn deze echter maar zo waardevol als ze betrouwbaar zijn, wat betekent dat de bekomen waarden voldoende representatief moeten zijn voor wat in de bodem aanwezig is. Zo niet wordt het geloof in de, dikwijls als duur gepercipieerde, monsternames al snel ondergraven. Ervoor zorgen dat meetresultaten “voldoende representatief zijn” lijkt vanzelfsprekender dan het is. Aan iedere meting is immers een meetonzekerheid gekoppeld, een gemeten getal is nooit meer dan een voorstelling van een werkelijke waarde, een zo goed mogelijke schatting. Het gebruik of de waarde van een meting zal dan ook altijd bepaald worden door de relatieve onzekerheid op de meting. Het is met andere woorden belangrijk om de meetonzekerheid zo klein als mogelijk te houden of toch minstens zo klein dat haar invloed op het gebruik van de meetwaarden verwaarloosbaar is.

¹ [Richtlijn 91/676/EEG van de Raad van 12 december 1991 inzake de bescherming van water tegen verontreiniging door nitraten uit agrarische bronnen](#)

Het beperken van de meetonzekerheid kent echter ook zijn grenzen, hetzij door de stand van wetenschappelijke-technische mogelijkheden hetzij als gevolg van economische factoren. In de meeste gevallen verloopt de prijs van een meting exponentieel op in functie van de meetonzekerheid. Wanneer het verkleinen van de meetonzekerheid geen optie (meer) is, moet, voor zover als mogelijk, rekening gehouden worden met de meetonzekerheid bij interpretatie van de resultaten. In het begin van het vorige decennium werd door de landbouworganisaties opgemerkt dat, wanneer meerdere laboratoria werden gecontacteerd om het nitraatresidu te bepalen van een perceel, de resultaten sterk uit mekaar konden liggen. Naar aanleiding hiervan werd door VITO, in opdracht van VLM, een inschatting gemaakt van de meetonzekerheid op basis van een dataset van een vijfhonderd percelen die tijdens de nitraatresiducampagne van 2011 tweemaal bemonsterd werden². Uit deze studie volgde dat, in grote mate afhankelijk van de teelt, er rekening moet gehouden worden met onzekerheden die kunnen oplopen tot meer dan 60% van de meetwaarde. In 2013 werd deze oefening nog eens herhaald op 500 andere percelen met quasi identieke resultaten.

Dit werd voor het beleid (het gebruik van de resultaten) als “oneerlijk” gepercipieerd. Immers, wanneer een meetwaarde bijvoorbeeld 20 kg N/ha boven de normwaarde ligt maar deze maar met een zekerheid van vijftig percent gemeten kan worden is de kans dat de werkelijke waarde niet boven de drempelwaarde ligt niet onaanzienlijk. De manier waarop werd omgegaan met de meetwaarden werd dan ook (een aantal maal) aangepast door invoeren van meerdere of andere drempelwaarden en eerder sanctionerende maatregelen pas op te leggen bij meermaals overschrijden van de tweede (of derde of vierde) drempelwaarde. Het resultaat van deze aanpassingen op het gemiddelde nitraatresidu in de Vlaamse landbouwpercelen, wordt geïllustreerd in Figuur 1 waar het gemiddelde nitraatresidu gemeten op de controlepercelen tijdens de nitraatcampagnes wordt voorgesteld tussen 2007 en 2021. De stippellijnen in de figuur stellen de trend in de metingen voor respectievelijk voor en na het invoeren van een compensatie voor de meetonzekerheid onder de vorm van (een) verhoogde drempelwaarde(n).

² [Statistische evaluatie van de audit analyses uitgevoerd tijdens de nitraatresiducampagne 2011 – S.Hofman , Hilde Van den Broeck](#)



Figuur 1: verloop van het gemiddelde nitraatresidu gemeten tussen 2007 en 2021. De stippellijnen stellen de trend in de metingen voor respectievelijk voor en na invoeren van een compensatie voor de meetonzekerheid.

Het gemiddelde nitraatresidu over het volledige areaal wordt natuurlijk beïnvloed door tal van factoren zoals veranderingen aan het MAP³, de keuze van de percelen en het klimaat. Niettegenstaande deze invloeden is de aanwezigheid van een “knik” tussen de periodes voor en na toepassen van een compensatie voor de meetonzekerheid echter onweerlegbaar.

Die trend is echter een te verwachten gegeven wanneer we er van uit gaan dat de reactie van VLM, en dan ook van de landbouwers, afhankelijk is van het gemeten residu ten opzichte van de normwaarde (hier drempelwaarde). De aanpassing die beleidsmatig werd doorgevoerd als reactie op het bestaan van de meetonzekerheid, het verhogen van de tweede drempelwaarde, was immers mathematisch niet correct omdat er maar wordt ingegrepen aan een kant van de onzekerheid. Voor ieder geval waar, zoals in het voorbeeld hierboven, geen actie ondernomen wordt omdat de werkelijke waarde mogelijk onder de drempelwaarde ligt, zal er met statistische zekerheid ook een geval zijn waar net het omgekeerde geldt. Want bij een meetwaarde gelijk aan 80 is er immers een even grote kans dat de werkelijke waarde boven 100 ligt als er een kans is dat bij een meetwaarde van 120 de werkelijkheid kleiner dan 100 is. Door enkel aan één kant van het onzekerheidsinterval te ageren wordt de drempelwaarde eigenlijk effectief verhoogd. Gevolg is een stijging in de tijd van de gemeten nitraatresiduen omdat er in wezen aan een minder strenge drempelwaarde moet voldaan worden. Het is echter juridisch moeilijk om in de regelgeving het onzekerheidsbudget symmetrisch te implementeren. Iemand maatregelen opleggen terwijl de meetwaarde lager is dan de normwaarde is ongezien. De enige mogelijkheid die dan overblijft is het aanpassen van de metingen op een zodanige manier dat de er aan gekoppelde onzekerheid voldoende beperkt blijft om handhaving op basis van nitraatresidu toe te laten.

³ MAP: mestactieplan

Voor deze studie werd over verloop van een aantal jaren een reeks monsternamen experimenten uitgevoerd met als doel de oorzaken van de op heden vrij grote meetonzekerheid als gevolg van de monsternamen in kaart te brengen en voor zover als mogelijk te remediëren. Er wordt een alternatieve monsternamen methode voorgesteld en deze wordt op een groot aantal percelen getest als controle op de voorspelde meetonzekerheid. Alle monsternamen in kader van deze studie werden uitgevoerd in de periode van de nitraatresiducampagne om de veldvariabiliteit zoals ze bestaat in de herfst zo goed mogelijk te kunnen ondervangen.

2 MONSTERNAME IN VLAANDEREN EN ELDERS

Het nemen van monsters van/op landbouwbodem is, in vergelijking met de analysemethoden voor bodem, weinig of toch zeker minder gereguleerd en/of gestandaardiseerd. De methodes, al dan niet opgelegd door de overheid, zijn zelfs binnen Europa zeer wisselend. Hiervoor kunnen een aantal redenen aangehaald worden. Algemeen genomen werd monstername tot een paar jaar geleden erg stiefmoederlijk behandeld. In ISO 17025, de kwaliteitsnorm voor beproevingslaboratoria, wordt pas vanaf de huidige versie d.d. 2017 aandacht besteed aan monstername en de meetonzekerheid die er mee gepaard gaat. Dit terwijl deze norm al meer dan twintig jaar wereldwijd opgelegd wordt aan laboratoria. Onder meer als gevolg hiervan is de kwaliteit van de meerderheid van monstername protocollen, niet alleen voor bodem, onvoldoende wetenschappelijk onderbouwd. Veel monsternamemethodes zijn historisch gegroeid in plaats van het resultaat te zijn van wetenschappelijk onderzoek.

Specifiek voor bodem zien we dan nog internationale verschillen in monsternamemethode veroorzaakt door andere doelstellingen. Dit uit zich bijvoorbeeld in verschillen in de diepte tot waarop bemonsterd moet worden, het aantal steken per oppervlak, wie de monstername mag uitvoeren etc. Op grotere percelen bijvoorbeeld, we denken aan landen uit Noord of Zuid-Amerika, Rusland of Australië waar de gemiddelde perceelsgrootte makkelijk een decade groter zal zijn dan in sterk verkaveld Vlaanderen; zal de nadruk liggen op gemechaniseerde technieken om zo makkelijk mogelijk een groot oppervlak te kunnen bemonsteren. Dit zeker wanneer de monsternamediepte beperkt wordt tot ongeveer 30cm wat mechanische oplossingen lichter, goedkoper en sneller maakt.

Monstername tot op 90cm diep, specifiek om een inschatting van restnitraat na de oogst met risico op uitspoelen tijdens herfst en winter toe te laten, is sowieso zo goed als beperkt tot de lage landen die de luxe van een mestoverschot hebben. Meestal worden monsters genomen als basis voor een bemestingsplan, waarvoor monstername tot op 30cm diepte wel volstaat voor de meeste teelten.

De rode draad die door de verschillende monsternameprotocollen waar te nemen is, is de aanwezigheid van uitzonderingen die de monstername vergemakkelijken. Zo mag in Duitsland bijvoorbeeld de landbouwer zelf monsters nemen, sterker nog, de monstername mag enkel uitgevoerd worden door iemand die het perceel voldoende goed kent om een representatieve zone te kunnen aanduiden. Dit is vergelijkbaar met de methode gebruikt bezuiden de taalgrens waar ook (slechts) op een representatief deel van het perceel wordt bemonsterd. Uit wat volgt durven we besluiten dat in veel gevallen deze beperkingen ontstaan zijn in een poging om de reproduceerbaarheid van de methodes te verbeteren.

3 STATISTIEK

Dit rapport is niet en pretendeert ook niet om een statistisch manifest te zijn. De aanwezige statistische technieken werden enkel gebruikt als middel tot een doel: het ontwerpen van een monsternamemethode. Er werd dan ook voor gekozen om enkel die statistische principes die essentieel zijn voor het overbrengen van de boodschap hier beperkt te belichten zonder een grote bagage te veronderstellen bij de lezer. Die lezer zal het ons dan waarschijnlijk ook wel vergeven dat we dit probeerden te doen op een zo bevattelijke, soms ietwat vulgariserende manier.

3.1 Meetonzekerheid, variantie en bias

Volgens de GUM⁴ wordt de meetonzekerheid gedefinieerd als *“een enveloppe rond een meetwaarde (x-meting) waarbinnen de werkelijke waarde (x-werkelijk) met een bepaalde onzekerheid mag verondersteld worden te liggen”*. Statistisch kan deze dan, in afwezigheid van bias, beschreven worden als:

$$x_{\text{meting}} = X_{\text{werkelijk}} + \epsilon_{\text{monstername}} + \epsilon_{\text{analyse}}$$

Met ϵ de meetonzekerheid veroorzaakt door respectievelijk de monstername en de analyse. Wanneer de bijdragen van monstername en analyse als onafhankelijk mogen verondersteld worden, wat meestal het geval zal zijn, kan de variantie op de meting (σ^2_{meting}) berekend worden als de som van de varianties veroorzaakt door respectievelijk monstername ($\sigma^2_{\text{monstername}}$) en analyse ($\sigma^2_{\text{analyse}}$):

$$\sigma^2_{\text{meting}} = \sigma^2_{\text{monstername}} + \sigma^2_{\text{analyse}}$$

Wanneer de varianties worden geschat, bijvoorbeeld door uitvoeren van een reeks monsternames en analyses van dezelfde partij wordt dit:

$$s^2_{\text{meting}} = s^2_{\text{monstername}} + s^2_{\text{analyse}}$$

De standaard onzekerheid op de meting kan dan geschat worden als:

$$u_{\text{meting}} = s_{\text{meting}} = \sqrt{s^2_{\text{monstername}} + s^2_{\text{analyse}}}$$

Wanneer verondersteld mag worden dat de varianties op de meting normaal verdeeld zijn, kan de uitgebreide meetonzekerheid als het 95% betrouwbaarheidsinterval berekend worden als:

$$U_{\text{meting}} = 2u_{\text{meting}} = 2s_{\text{meting}}$$

⁴ Guide to the expression of uncertainty in measurement JCGM GUM-1:2021

De (uitgebreide) meetonzekerheid wordt meestal uitgedrukt als de relatieve meetonzekerheid uitgedrukt in percent van de meetwaarde (x), berekend als:

$$U' = 100 \frac{2s_{meting}}{x} \%$$

De (relatieve) meetonzekerheden veroorzaakt door respectievelijk monsternamen en analyse kunnen op identieke manier berekend worden. Het interval waarbinnen de werkelijke waarde X bij een meetwaarde x met 95% zekerheid gelegen is, wordt dan gegeven door:

$$[x - U_{meting}, x + U_{meting}]$$

De hierboven berekende meetonzekerheid gaat er van uit dat zowel de monsternamen- als de analysemethode vrij zijn van bias. Wanneer de bias (B) niet mag verondersteld worden gelijk te zijn aan nul wordt de uitgebreide meetonzekerheid door bijtellen van de absolute waarde van de (som van) van de bias(en) van monsternamen en analyse als:

$$U_{meting} = |B| + 2s_{meting}$$

De som van de meetonzekerheid veroorzaakt door monsternamen en analyse kan dus bepaald worden door schatten van de variantie na herhaaldelijke monsternamen van een of meerdere objecten. Opdelen ervan is mogelijk door apart schatten van de variantie uit analyse door herhaalde analyse van een enkel monster of uit andere bronnen zoals laboratorium validatiestudies en of ringonderzoeken. Het opdelen in de meetonzekerheid in zijn deelbijdragen is in deze studie echter van ondergeschikt belang. Het doel is immers het verlagen van de meetonzekerheid op de meting an-sich én de variantie op de analyse kan als een constante factor verondersteld worden. De bias op de analyse mag in deze gelijk aan nul verondersteld worden. De meeste analyses die uitgevoerd worden op bodem zijn methode gedefinieerde parameters waarop geen methode bias gedefinieerd kan worden. De individuele biases van de laboratoria die de metingen uitvoeren zijn klein ten opzichte van de totale meetonzekerheid.

Wat betreft de bijdrage van de monsternamen moet in deze benadering rekening gehouden worden met twee invloeden die (meestal) niet optreden bij het inschatten van een meetonzekerheid van een analyse.

Ten eerste kan de bias veroorzaakt door de monsternamen niet a priori gelijkgesteld worden aan nul. Afhankelijk van het gekozen protocol kan de monsternamen verantwoordelijk zijn voor een niet te onderschatten bijdrage aan de bias. Deze zal niet meteen tot uiting komen bij herhaaldelijke uitvoering van een monsternamen en analyse, bijvoorbeeld wanneer meerdere labo's een terrein bemonsteren, maar kan een belangrijke invloed hebben op de resultaten en dus ook op het gebruik van de resultaten.

Ten tweede wordt dikwijls vastgesteld dat de varianties die optreden bij monsternamen noch homogeen noch normaal verdeeld zijn. Dit kan een grote invloed hebben op het inschatten van de 95%-enveloppe via de berekende standaardafwijking en vragen om een meer

pragmatische benadering. Steunend op Chebyshev's ongelijkheid moeten we er in deze gevallen immers rekening mee houden dat tot een kwart van de datapunten buiten het 2s-interval kunnen liggen.

3.2 Onzekerheid bij steekproeven

3.2.1 Veldvariabiliteit - Veldvariantie

Met de termen veldvariantie of veldvariabiliteit wordt een maat aangegeven waarmee de variabiliteit van een parameter over de drie dimensies van een perceel wordt gekwantificeerd. De veldvariantie komt overeen met de variantie van de statistische populatie van alle mogelijke boorsten die mogelijks op een perceel genomen kunnen worden. De veldvariabiliteit is dan de variantiecoëfficiënt van die populatie aan boorsten.

3.2.2 Onzekerheid op een steekproefgemiddelde

De varianties of de verschillen tussen monsternamen en analyse van eenzelfde populatie, hier een perceel, die resulteren in de meetonzekerheid zijn in wezen steekproefvarianties. Wanneer een steekproef genomen wordt uit een populatie, hier vijftien boorsten uit alle mogelijke boorsten op een volledig perceel, is de resulterende meetwaarde een schatting van het ware gemiddelde en niet de werkelijke waarde. Wanneer we een normale verdeling de bemonsterde populatie P (hier het nitraatgehalte in alle mogelijke boorsten op het perceel) veronderstellen wordt de onzekerheid u op het resultaat van de steekproef μ (het monster) gegeven door:

$$u_{\mu,P,N,i} = Z_i \cdot \frac{\sigma_P}{\sqrt{N}}$$

Met μ de meetwaarde, N de steekproefgrootte, σ de standaardafwijking van de populatie hier de veldvariantie en Z_i de dekkingsfactor voor het gekozen betrouwbaarheidsinterval.

De onzekerheid op de gemeten waarde is dus afhankelijk van zowel de variantie van de populatie als van de grootte van de steekproef. Vertaald naar de monsternamen van bodem wil dit zeggen dat bij eenzelfde aantal boorsten de onzekerheid op de restnitraatbepaling groter zal zijn wanneer de verschillen in restnitraat in functie van de plaats waar gestoken werd groter worden. Belangrijk om te onthouden is dat, gezien de variatie van het nitraatgehalte over het perceel niet identiek is op alle percelen, ook de onzekerheid op de het nitraatgehalte telkens anders zal zijn. Een gerapporteerde meetonzekerheid is dus altijd een schatting van wat zich op een bepaald perceel zal afspelen.

3.2.3 Bias

Een steekproef is niet a priori vrij van bias, het al dan niet ontstaan van een bias is afhankelijk van de manier waarop de steekproef (hier het veldmonster) genomen wordt. Algemeen kunnen steekproefprotocollen ingedeeld worden in waarschijnlijkheidsbemonstering (probability sampling) en niet-waarschijnlijkheidsbemonstering (non probability sampling). Enkel protocollen met waarschijnlijkheidsbemonstering, deze waar iedere element van de

bemonsterde populatie een even grote kans heeft om in het monster terecht te komen, zijn per definitie bias vrij. De op waarschijnlijkheidsbemonstering gebaseerde protocollen worden algemeen aangeduid met de term *Standard Random Sampling* (SRS). Hierop bestaan een aantal varianten die toestaan om de steekproef kleiner (en dus goedkoper) te maken zoals SRS uitgevoerd op intervallen, strata of clusters. Dit verandert echter niets aan het feit dat al deze manieren van monsternamen per definitie vrij zijn van bias.

Specifiek voor bodem kan nog onderscheid gemaakt worden tussen design- en modelgebaseerde monsternamen concepten. Bij design gebaseerde monsternamen wordt een vorm van SRS uitgevoerd en volgen de inferenties onmiddellijk uit de eigenschappen (getallen) van de steekproef. Bij modelgebaseerde monsternamen worden gegevens uit de steekproef in een model gevoerd waarin op voorhand gekende eigenschappen van de populatie zijn opgenomen. De inferenties volgen dan uit het model. Bij modelgebaseerde technieken kan afgeweken worden van de eis op SRS op voorwaarde dat de randomisering aanwezig is in het model.

Monsternamenconcepten die niet SRS-gebaseerd (niet waarschijnlijkheidsbemonstering) worden “convenience sampling” genoemd wat vrij vertaald kan worden als “*handigheidsbemonstering*” of “*gemakshalve monsternamen*”. Deze technieken kunnen nooit verondersteld worden vrij van bias te zijn noch kan de bias die er door veroorzaakt wordt voorspeld worden. Deze methodes worden meestal gebruikt om een initieel idee van de te bemonsteren populatie te krijgen of wanneer er beslist wordt, dikwijls uit economische belangen, dat het risico op een bias in de resultaten verantwoord is.

4 VOORKENNIS EN PROBLEMATIEK

4.1 Stand van zaken

4.1.1 Initiële onderzoeken naar de meetonzekerheid

Vóór 2011 werd geen uitgebreide studie uitgevoerd naar de meetonzekerheid bij de meting van restnitraat als gevolg van de monsternamen. Enkel in de N-(ECO)² studie die voorafging aan het implementeren van (de meting van het) het nitraatresidu als beleidsinstrument werd een inschatting gemaakt van de te verwachten resultaten. Hierbij werd aangenomen dat bij een veldvariantiecoëfficiënt van 40% een meetonzekerheid bereikt zou worden van ongeveer 20% van de gemeten waarde wanneer bemonsterd wordt met 15 steken. De aanname was gebaseerd op gegevens uit literatuur en uit metingen uitgevoerd op enkele percelen. De voorspelling werd niet gecontroleerd met veldtesten.

De verwachte 20% onzekerheid werd nooit in vraag gesteld tot in 2009. Na een aantal klachten door landbouwers werd door de sector een vergelijkend onderzoek opgezet waarin percelen werden bemonsterd door verschillende erkende laboratoria. Hierbij werden veel grotere verschillen dan de tot dan toe aanvaardde 20% waargenomen.

Om hieraan te verhelpen werden een paar aanpassingen doorgevoerd aan zowel de monsternamen als de analyse.

- De analyse werd beperkt tot uitvoering op veldvochtige monsters om omzettingen tijdens het droogproces te verhinderen. Reden was dat het niet eenvoudig is om het drogen van de monsters uit te voeren zonder dat er omzetting van stikstofvormen kunnen plaatsvinden. Dit maakt de methode weinig robuust en is oorzaak van grote verschillen tussen de labo's.
- De monsternamen werden geoptimaliseerd door de verplichting in te voeren om het bovenste horizont, 0 tot 30cm onder het maaiveld, te bemonsteren met een bredere boor dan de lagere horizonten. Dit was ingegeven door de veronderstelling dat de veldvariantie meestal hoger is in de bovenste grondlagen en deze beter zou ondervangen worden door meer monster te nemen. Dit werd besloten na uitvoeren van een veldproef op een vijftal percelen maar de aangepaste methode werd niet proefondervindelijk bevestigd.

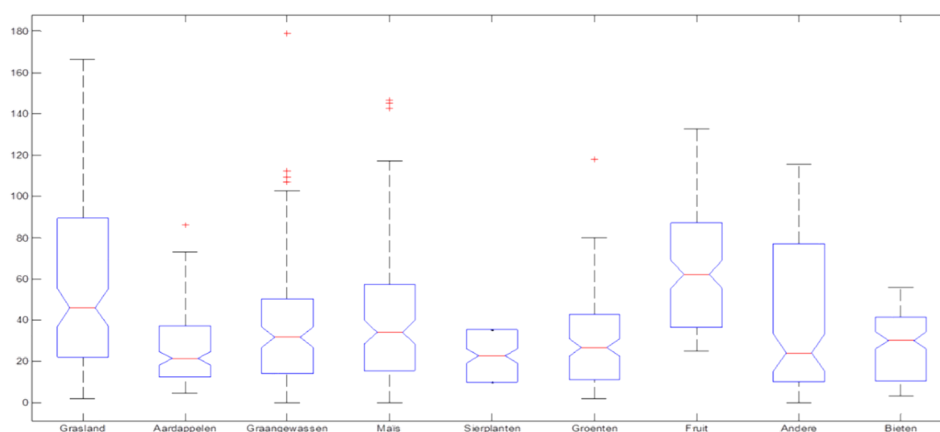
Omdat de klachten over grote verschillen echter ook na invoeren van deze aanpassingen bleven aanhouden en ook de VLM ook bij herbemonsteringen uitgevoerd in opdracht van de landbouwers regelmatig grote verschillen vaststelde werd in 2011 een eerste onderzoek naar deze verschillen opgestart⁵. Een vijfhonderdtal percelen werd tijdens de campagne in duplo bemonsterd. De herbemonstering en analyse gebeurde volledig onafhankelijk: de monsternamen werden uitgevoerd door andere monsternemers op een andere datum, m.a.w. niet samen met het eerste monster, en de analyse werd uitgevoerd door een ander labo. De gegevens uit dit onderzoek werden later nog aangevuld door met metingen uitgevoerd door

⁵ [Statistische evaluatie van de audit analyses uitgevoerd tijdens de nitraatresiducampagne 2011 – S. Hofman – VLM/VITO 2012](#)

CVBB⁶ en een tweede campagne met 500 percelen uitgevoerd door VITO in opdracht van VLM in 2013. De belangrijkste bevindingen uit dit onderzoek zijn dat:

- De verschillen bij herbemonstering groter zijn dan deze die voorspeld werden in de N-(ECO)²-studie. De gemeten verschillen liggen tussen 20% en 60% wat zou resulteren in een meetonzekerheid van ca 80% van de meetwaarde.
- De belangrijkste factor gecorreleerd met de verschillen is de teeltgroep.
- Andere relevante factoren die invloed hebben op de verschillen zijn het al dan niet aanwezig zijn van een vanggewas en de identiteit monsternemer.
- De grootte van het nitraatresidu noch de grootte van het perceel schijnen een significante invloed te hebben op de verschillen.

De resultaten worden grafisch voorgesteld in de boxplot in Figuur 1. De resulterende meetonzekerheden worden in Tabel 1 gegeven.



Figuur 2: boxplot met de relatieve procentuele verschillen tussen twee monsternames voor de verschillende teelten in het onderzoek d.d. 2011.

Hoofdteelt	Meetonzekerheid (%)
aardappelen	45
bieten	60
granen	55
grassen	65
groenten	55
maïs	50

Tabel 1: geschatte waarde voor de meetonzekerheid bij bepaling van nitraatresidu per teeltgroep volgend uit de initiële studie

⁶ Coördinatiecentrum Voorlichting en Begeleiding duurzame Bemesting

In 2013 werd nog een beperkte studie uitgevoerd met betrekking tot de monstername van (nog) beteelde maïspcelen⁷. Hieruit volgde een grote invloed van de variantie dwars op de teelttrijen op het eindresultaat en dus ook op de variantie bij meerdere monsternames.

4.1.2 Ringonderzoeken

Als gevolg van de problematiek rond de monstername is de VITO in 2011 begonnen met het incorporeren van monstername in het COALLA ringtestschema. Voor het mestdecreet onder VLAREL erkende laboratoria zijn verplicht hier aan deel te nemen. Ringonderzoeken zijn niet alleen een goede graadmeter voor de kwaliteit van de groep labo's verantwoordelijk voor deze metingen maar produceren ook interessante gegevens voor wat betreft de te verwachten kwaliteit van de verplichte monstername en analysemethoden⁸. Uit eerdere ringonderzoeken blijkt dat de laboratoria goed presteren wat betreft de analyse van bodemonsters op referentiematerialen. De waarde van klassieke ringonderzoeken waarbij referentiematerialen gebruikt worden, is echter beperkt in die zin dat noch de monstername noch de monstervoorbehandeling onderdeel zijn van de opdracht. Dit terwijl deze bij analyse van commerciële monsters dikwijls de oorzaak zijn van de grootste onnauwkeurigheden.

Bij ringonderzoeken mét monstername worden al de VLAREL erkende labo's uitgenodigd om op dezelfde dag een specifiek perceel te bemonsteren en de monsters te analyseren. Op die manier wordt niet enkel de analyse maar de opeenvolging van alle handelingen die leiden tot het analyseresultaat onderdeel van het ringonderzoek. Niet alleen geeft dit een betere indicatie in geval een labo ergens problemen zou hebben, de resultaten geven ook belangrijke informatie voor wat betreft de uitgebreide meetonzekerheid van de volledige bepaling.

De langjarige resultaten van deze ringonderzoeken worden grafisch voorgesteld voor nitraatstikstof, plantbeschikbaar fosfor, organisch koolstof en zuurtegraad in Figuur 3. Voor elk analyse worden de gemiddelde meetwaarde over de groep labo's en de variatiecoëfficiënt in percent van de gemiddelde meetwaarde getoond. Wanneer de resultaten voor de varianties in de groep van labo's gepoold worden over alle onderzoeken kan hieruit voor iedere parameter de relatieve uitgebreide meetonzekerheid geschat worden. Deze meetonzekerheden worden gegeven in Tabel 2.

parameter	$U_{\%}^{MA}$	$U_{\%}^M$	$U_{\%}^A$
Nitraat (NO ₃ -N)	50	46	20
Plantbeschikbaar fosfor (P-Al)	25	20	15
Organisch koolstof (OC)	20	12	16
Zuurtegraad (pH)	8	7	3

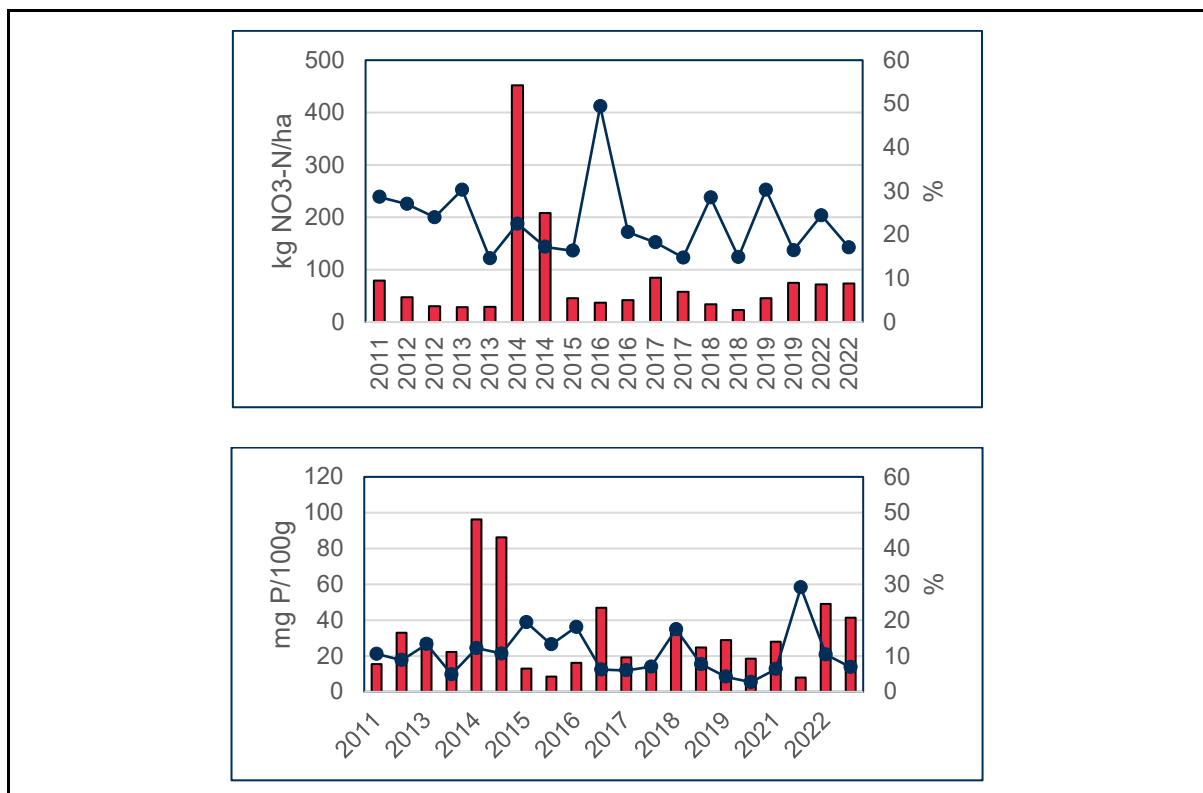
Tabel 2: meetonzekerheden voor respectievelijk monstername en analyse ($U_{\%}^{MA}$) enerzijds en enkel analyse ($U_{\%}^A$) of monstername ($U_{\%}^M$) anderzijds afgeleid uit de langjarige gemiddelden in ringonderzoeken met monstername sinds 2011.

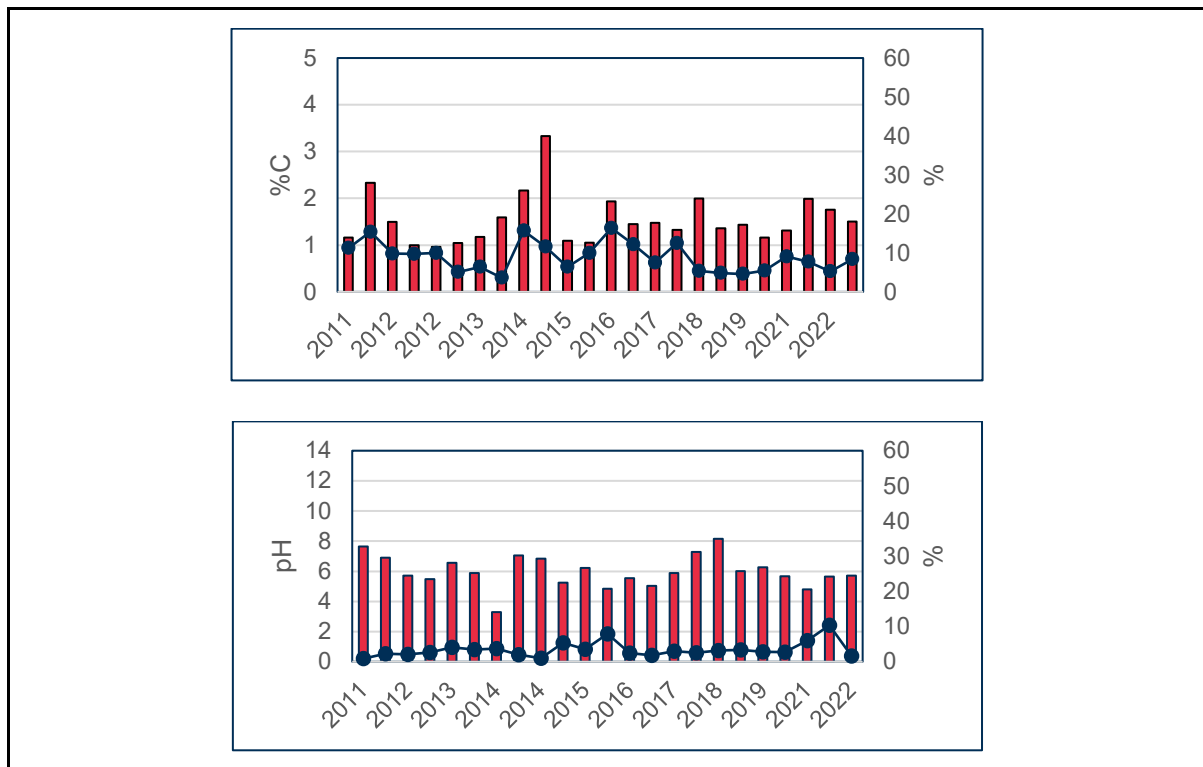
⁷ [Bemonstering van beteelde maïspcelen voor de bepaling van nitraatresidu. VITO - C. Vanhoof, A. Cluyts, J. De Wit, E. Poelmans, W. Wouters en K. Tirez](#)

⁸ Hier de [methodes opgenomen in BAM](#)

De schatting van de meetonzekerheid bij ringonderzoeken komt goed overeen met deze berekend uit het initiële proefschemas uitgevoerd in 2011 en 2013. Zeker wanneer we er rekening mee houden dat dit een gemiddelde is over alle teelten die bij ringonderzoeken aan bod kwamen. Een bijkomende interessante vaststelling is dat de meetonzekerheid blijkbaar niet beïnvloed wordt door het seizoen. De ringonderzoeken worden typisch in de lente georganiseerd in tegenstelling tot de nitraatcampagne die in de herfst plaatsvindt. Dit wil zeggen dat de meetonzekerheden die hier bepaald worden in kader van de nitraatresiducampagne ook van toepassing zullen zijn op bijvoorbeeld monsters die in de lente worden genomen in kader van een bemestingsadvies.

Bij ieder ringonderzoek wordt ieder labo ook gevraagd om, naast het bemonsteren van een of twee percelen, een referentiemonster te analyseren. Dit zijn monsters met gecontroleerde homogeniteit en stabiliteit die toelaten om enkel de prestaties van de analyse te testen. Het verschil tussen meetonzekerheden bepaald vanuit monstername respectievelijk analyse geeft dan ook een idee van de relatieve bijdragen van monstername en analyse. Het is hier duidelijk dat zeker voor nitraat het huidige monsternameprotocol niet in staat is om de veldvariabiliteit voldoende te ondervangen. Daar waar voor de andere parameters de bijdragen van monstername en analyse vrijwel gelijk zijn, wordt voor nitraat de totale meetonzekerheid bijna volledig door de monstername veroorzaakt.





Figuur 3: resultaten van ringtesten met monstername sinds 2011. Van boven naar onder Nitraat-N, P-Al, OC en pH. De balken geven de gemiddelde waarde weer, de gebroken lijn de variatiecoëfficiënt (%) van de resultaten.

5 PISTES MET BEPERKTE AANPASSINGEN

Als gevolg van het feit dat de veldvariantie, zeker voor nitraat, niet constant mag verondersteld worden in de tijd werden alle proefschema's zoveel als mogelijk uitgevoerd tussen begin oktober en eind november. Dit had als gevolg dat er veel tijd verliep tussen het verwerven van nieuwe inzichten en het uitvoeren van een daaropvolgend proefschema. Om toch (te proberen om) voorafgaand aan de eindconclusie van het onderzoek een mogelijke deel- of tijdelijke oplossing te kunnen aanbieden werden enkel zijpistes onderzocht. Dit met wisselend succes omdat ze niet altijd (konden) gebaseerd worden op voldoende achtergrondkennis. De gevolgde pistes, proefschema's en resultaten worden besproken in deze paragraaf.

Uit voorgaande blijkt dat de (beperkte) reproduceerbaarheid van het huidige monsternameprotocol een gevolg is van mogelijk een initiële onderschatting van de perceel gebonden variantie en de geografische verdeling van nitraat in de bodem. Aanpassen van het protocol op basis van deze gegevens is mogelijk, zie volgende paragrafen, maar zal sowieso een vrij belangrijke invloed hebben op de realiteit van de monsternames: een aangepast protocol zal uitgebreider zijn en dus meer tijd in beslag gaan nemen. Dit heeft niet alleen financiële gevolgen voor zowel de overheid als de landbouwers: als de inspanning om een monster te nemen stijgt, zal ook de prijs stijgen. Overschakeling naar een inspannender monsternameprotocol zal onrechtstreeks ook een invloed hebben op het aantal monsternames dat tussen 1 oktober en 15 november kan uitgevoerd worden. Het aantal actieve monsternemers moet immers navenant stijgen om eenzelfde aantal monsters te kunnen nemen. Dit is niet vanzelfsprekend.

Dit was dan ook de aanzet om met een beperkte proefopzet te onderzoeken of een voldoende optimalisatie kon bekomen worden zonder het protocol te verzwaren. Hier werden twee pistes onderzocht:

- Bij teelten in rijen, maïs is een van de belangrijkste teelten in het Vlaamse areaal, werd aangetoond dat de variantie op een lijn loodrecht op de teeltrijen in grootte minstens vergelijkbaar is met de variantie over het perceel. Een mogelijke opzet is dan ook om de 15 beschikbare steken te verdelen over de twee bronnen van variantie.
- Wanneer er wordt uitgegaan van de veronderstelling dat binnen een bedrijf identieke teelten identiek worden behandeld (bemest) en de randomstandigheden die de aanwezigheid van restnitraat veroorzaken quasi constant mogen verondersteld worden, dan kan de invloed van de meetonzekerheid voor een enkel perceel mogelijk gecompenseerd worden door meerdere percelen op een bedrijf samen te evalueren.

5.1 Protocol met verdeling van steken over varianties

Het idee is om de beschikbare steken, conform BAM zijn er dat 15, zo te verdelen dat de twee varianties die worden waargenomen, namelijk deze over het perceel en deze tussen de teeltrijen, zo goed als mogelijk afgedekt worden. BAM voorziet dit enkel door te stellen dat *“een evenredig aantal boringen uitgevoerd worden zowel tussen de planrijen als in de planrijen”*. Dit is echter niet voldoende om de variantie die bestaat tussen de rijen te

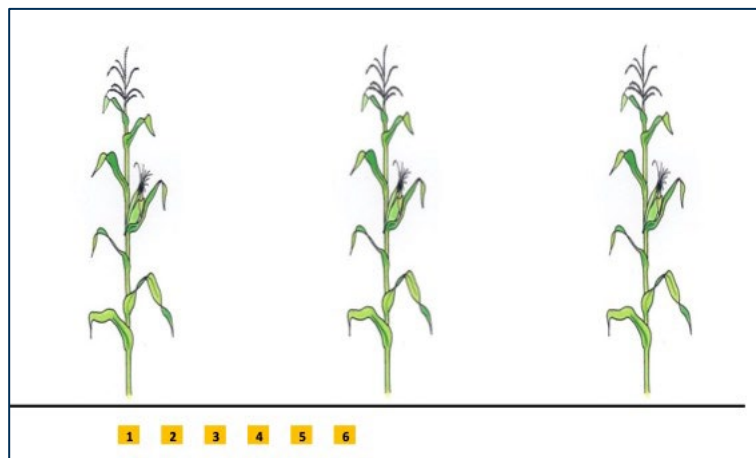
ondervangen, daarvoor is deze té groot. De concentraties over de loodrechte op de teeltrij kunnen in functie van de afstand tot de rij tot een factor drie groter of kleiner zijn.

Verder leert de ervaring bij controles op monsternames dat iedere monsternemer zowat zijn eigen houding aanneemt bij het boren en dan ook op specifieke plekken tussen de rijen prikt. Dit is in wezen niet verkeerd, de methode legt niet meer op dan dat er afwisselend ergens tussen de planten of tussen de rijen moet gestoken worden. Dit gedrag is wel de oorzaak van verschillen die ontstaan tussen de individuele monsternemers. Er ontstaat een persoonsgebonden bias. Het bestaan van een correlatie tussen gemeten verschillen en de individuele monsternemers werd reeds aangetoond in de proefschemata's van 2011/13.

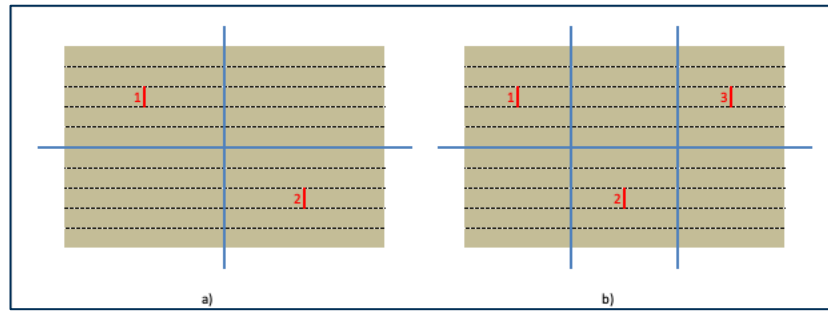
Tijdens de nitraatresiducampagne 2014 werden 50 percelen bemonsterd met drie verschillende protocollen:

- (1) Conform BAM
- (2) Monstername van twee transecten ieder met 6 boorsteken waarbij ieder transect gelegen was op een van de veld diagonalen, zie Figuur 5 a).
- (3) Monstername van drie transecten, ieder met 5 boorsteken, op drie plaatsen op het perceel in V-vorm, zie Figuur 5B).

Met een transect wordt hier een lijn loodrecht op de teeltrijen bedoeld, beginnend bij de ene plant en eindigend net voor de andere, zie Figuur 4. Naast de BAM-monstername (1) werden ook vijf (2) respectievelijk zes (3) steken genomen op regelmatige afstanden waarbij de eerste steek in de rij genomen werd en de laatste net voor de volgende rij. Wanneer het perceel reeds geoogst en bewerkt was werd een identieke afstand tussen de steken gebruikt. Gezien over een volledig transect bemonsterd werd, is er geen invloed van de ligging van het transect t.o.v. de niet meer zichtbare rij.



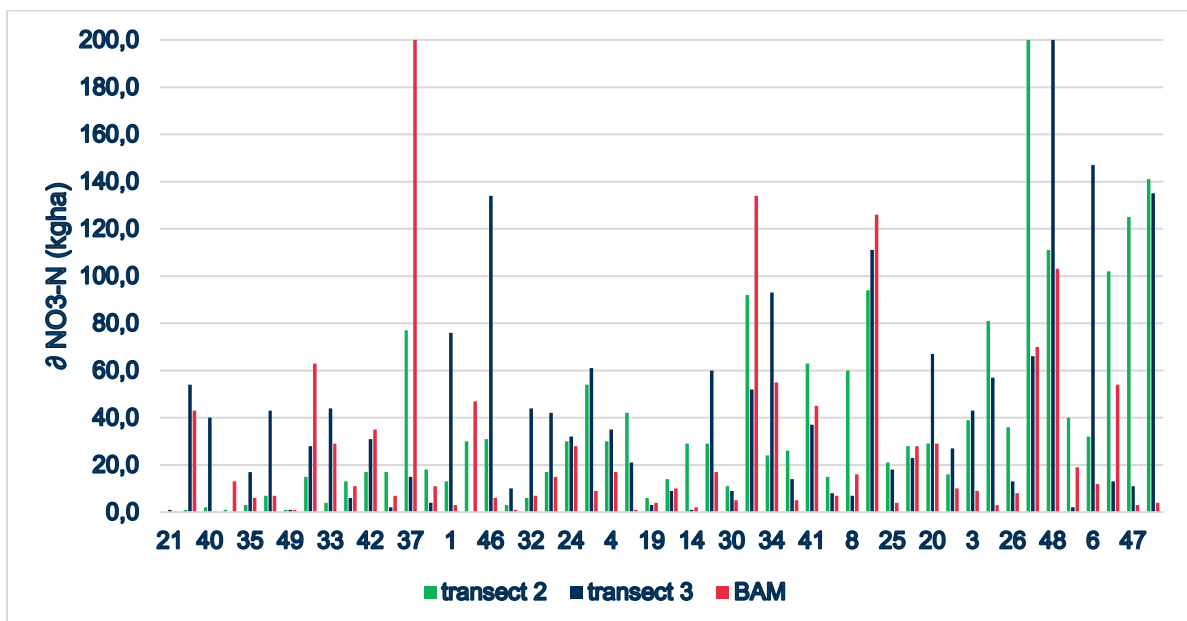
Figuur 4: definitie van een transect bij teelten in rijen.



Figuur 5: monstername op transecten. A) monstername met 12 boorsteeken op twee transecten en B) monstername met 15 boorsteeken op drie transecten

Organisatorisch werden de transect monsternames zoveel als mogelijk identiek met BAM uitgevoerd: de plaatsen waar bemonsterd moest worden werden niet op voorhand geloot of besproken met de monsternemers, enkel het patroon werd vastgelegd. De monsternames werden tweemaal onafhankelijk van mekaar uitgevoerd met een tussentijd van een dag tot drie weken. Voor de BAM monstername werd de meting uitgevoerd in kader van de nitraatresiducampagne toegevoegd aan de dataset. Alle monsternames en analyses werden door hetzelfde laboratorium uitgevoerd. In Tabel 4 wordt een overzicht gegeven van de bemonsterde percelen. De meetwaarden worden gegeven in Tabel 5.

In Figuur 6 wordt voor de drie monsternameprotocols per perceel het verschil gegeven tussen de twee metingen in kg N/ha.



Figuur 6: verschillen tussen de twee metingen voor de drie monsternameprotocols

De invloed van de drie protocols kan weergegeven worden door berekenen van de meetonzekerheid op basis van de geschatte gemiddelde reproduceerbaarheid (Bertil Magnusson, 2020) als:

$$U_{\%} = 2\sigma = 2 \cdot 100\% \cdot \frac{1}{n} \frac{1}{1,128} \sum_{i=1}^n \frac{\delta_i}{\mu_i}$$

Met $U_{\%}$ de meetonzekerheid, σ de reproduceerbaarheidsstandaardafwijking, δ het absolute verschil tussen twee metingen en μ het gemiddelde van de twee metingen uitgevoerd op eenzelfde perceel.

De resultaten worden voor de drie protocols weergegeven in Tabel 3. De berekening werd uitgevoerd voor de volledige dataset en voor een beperkte dataset waarin enkel die percelen werden weerhouden met een gemiddeld nitraatgehalte over alle metingen tussen 40 en 200 kg NO-N/ha. Dit om eventuele grotere veldvarianties bij zeer hoge nitraatgehaltenes of grotere variantie a.g.v het meten van kleine concentraties uit te sluiten.

	Transect 2	Transect 3	BAM
Volledige dataset	75	78	58
Beperkte dataset	78	81	59

Tabel 3: geschatte meetonzekerheid in percent van de meetwaarde voor de drie monsternameprotocols

Uit deze veldproef kan besloten worden dat monstername met 15 steken te beperkt is om een aanvaardbare variantie tussen meerdere monsternames op eenzelfde perceel te bekomen. Opdelen van het aantal beschikbare steken tussen korte en (midden)lange afstand veldvariantie kan hierin geen soelaas brengen: de korte afstand variantie per monsternamepunt wordt beter gecompenseerd maar dit gaat zo sterk ten koste van het ondervangen van de veldvariantie op grotere afstand dat het totale resultaat er niet beter op wordt.

Perceel	Oppervlak (ha)	status	Datum 1	Datum 2
1	1.32	maïs op het veld - niet bewerkt	13-okt.-14	28-okt.-14
2	1.27	maïs geoogst stoppelbewerking	07-okt.-14	29-okt.-14
3	1.03	maïs geoogst - niet bewerkt	08-okt.-14	29-okt.-14
4	1.475	stalmest ondergewerkt - gras ingezaaid	15-okt.-14	31-okt.-14
5	1.475	stalmest ondergewerkt - gras ingezaaid	15-okt.-14	31-okt.-14
6	1.42	maïs geoogst - niet bewerkt	17-okt.-14	03-nov.-14
7	1.42	maïs geoogst - niet bewerkt	17-okt.-14	03-nov.-14
8	1.26	geploegd en wintertarwe ingezaaid	13-okt.-14	28-okt.-14
9	1.48	maïs geoogst - stoppelbewerking	17-okt.-14	29-okt.-14
10	1.33	gras ingezaaid	16-okt.-14	30-okt.-14
11	1.29	maïs geoogst - niet bewerkt	10-okt.-14	05-nov.-14
12	1.52	maïs geoogst - niet bewerkt	14-okt.-14	29-okt.-14
13	1.26	maïs geoogst - niet bewerkt	03-nov.-14	07-nov.-14
14	1.69	gras ingezaaid	14-okt.-14	04-nov.-14
15	1.5	geploegd en gras ingezaaid	09-okt.-14	31-okt.-14
16	1.26	maïs geoogst - niet bewerkt	17-okt.-14	03-nov.-14
17	1.32	maïs geoogst - niet bewerkt	14-okt.-14	06-nov.-14
18	1.53	maïs geoogst - stoppelbewerking	14-okt.-14	04-nov.-14
19	1.28	maïs op het veld	14-okt.-14	28-okt.-14
20	1.56	geploegd en raaigras ingezaaid	10-okt.-14	29-okt.-14
21	0.83	maïs op het veld	03-nov.-14	10-nov.-14
22	1.15	helft ingezaaid met graan, helft niet bewerkt	03-nov.-14	04-nov.-14
23	0.96	maïs geoogst - niet bewerkt	17-okt.-14	03-nov.-14
24	1.05	maïs geoogst - niet bewerkt	13-okt.-14	03-nov.-14
25	1.25	maïs geoogst - niet bewerkt	20-okt.-14	28-okt.-14
26	1	bewerkt (niet geploegd) en gras ingezaaid	09-okt.-14	29-okt.-14
27	1.45	maïs geoogst - niet bewerkt	08-okt.-14	31-okt.-14
28	0.94	maïs geoogst - niet bewerkt	18-okt.-14	29-okt.-14
29	1	maïs op het veld	10-okt.-14	29-okt.-14
30	1.53	maïs op het veld	13-okt.-14	28-okt.-14
31	0.53	maïs geoogst - niet bewerkt	30-okt.-14	11-nov.-14
32	1.17	maïs op het veld	14-okt.-14	29-okt.-14
33	1	maïs geoogst - niet bewerkt	03-okt.-14	29-okt.-14
34	1.13	maïs geoogst - stoppelbewerking	14-okt.-14	29-okt.-14
35	1.28	maïs geoogst - niet bewerkt	13-okt.-14	04-nov.-14
36	1.035	1/2 maïs op het veld, 1/2 geoogst	31-okt.-14	03-nov.-14
37	1.035	1/2 maïs op het veld, 1/2 geoogst	31-okt.-14	03-nov.-14
38	1.57	maïs geoogst - niet bewerkt	18-okt.-14	29-okt.-14
39	1.54	maïs op het veld	31-okt.-14	03-nov.-14
40	1.04	wintertarwe ingezaaid	03-nov.-14	05-nov.-14
41	1.04	wintertarwe ingezaaid	03-nov.-14	05-nov.-14
42	1.475	wintertarwe ingezaaid	29-okt.-14	30-okt.-14
43	1.475	wintertarwe ingezaaid	29-okt.-14	30-okt.-14
44	1.38	geploegd en wintertarwe ingezaaid	17-okt.-14	03-nov.-14
45	1.07	maïs geoogst - niet bewerkt	15-okt.-14	30-okt.-14
46	1.5	maïs geoogst - niet bewerkt	07-okt.-14	29-okt.-14
47	0.91	gras ingezaaid	07-okt.-14	29-okt.-14
48	1.53	maïs op het veld	14-okt.-14	28-okt.-14
49	1.29	maïs geoogst - niet bewerkt	03-okt.-14	28-okt.-14
50	0.93	maïs geoogst - niet bewerkt	25-okt.-14	13-nov.-14

Tabel 4: perceelsoppervlakte, status van het perceel en monsternamedatum voor het transect experiment

Perceel	2 Transecten		3 Transecten		BAM	
	Meting 1 (kg N/ha)	Meting 2 (kg N/ha)	Meting 1 (kg N/ha)	Meting 2 (kg N/ha)	Meting 1 (kg N/ha)	Meting 2 (kg N/ha)
1	41	41	46	47	-	45
2	45	58	96	150	90	133
3	78	159	134	94	-	82
4	39	78	34	34	22	35
5	110	80	37	54	43	49
6	92	74	74	117	63	56
7	22	54	10	11	14	13
8	157	16	160	188	176	113
9	85	145	88	44	40	69
10	9	12	54	60	59	70
11	141	99	111	142	104	139
12	208	154	88	86	110	117
13	35	63	450	435	292	561
14	66	40	86	82	105	94
15	90	61	41	117	33	30
16	160	175	130	130	189	142
17	95	102	59	193	43	49
18	33	34	9	19	13	12
19	84	71	64	20	13	20
20	20	14	95	53	40	55
21	35	64	99	67	70	98
22	68	28	188	127	175	184
23	34	18	83	118	107	90
24	87	117	121	100	106	105
25	27	48	10	7	16	12
26	69	33	27	36	46	36
27	61	90	68	67	94	96
28	22	37	41	101	65	48
29	67	50	16	25	11	16
30	21	32	139	191	100	234
31	266	174	135	42	22	77
32	24	18	30	44	40	45
33	44	40	115	152	90	135
34	64	40	36	44	41	34
35	44	47	79	72	89	73
36	425	908	107	218	170	296
37	394	317	39	21	24	28
38	30	44	37	60	62	34
39	121	215	37	104	41	70
40	171	169	47	20	16	26
41	96	159	47	90	17	26
42	106	89	106	163	72	69
43	88	105	51	38	42	50
44	51	153	403	337	414	344
45	116	117	162	396	76	179
46	125	94	26	24	55	36
47	34	159	16	163	25	13
48	201	90	93	80	38	92
49	11	12	63	52	21	24
50	99	129	46	181	14	10

Tabel 5: resultaten van transect en BAM-monsternames

5.2 Bedrijfsgebonden aanpak

Een andere alternatieve benadering zou kunnen zijn om meerdere percelen bemonsterd binnen één bedrijf in groep te evalueren om zo een beter inzicht te krijgen op de manier waarop er wordt omgesprongen met de bemesting. Zonder wijzigingen aan het monsternameprotocol blijft de onzekerheid op een enkele meting weliswaar dezelfde maar de onzekerheid op de eindevaluatie van de resultaten daalt wanneer meer dan een perceel bemonsterd wordt. Of toch wanneer verondersteld mag worden dat eenzelfde teelt een vergelijkbare bemesting gekregen heeft en dus het bemestingsgedrag vrijwel identiek was. De verschillen tussen de percelen zijn dan toe te wijzen aan de variantie op de bepaling van het nitraatresidu en lokale verschillende omstandigheden maar gesommeerd worden die invloeden kleiner.

Op basis van de resultaten van meerdere percelen, eventueel verspreid over meerdere teelten, kan dan een evaluatie gemaakt worden van de omgang met bemesting op een bedrijf. Dit kan een meerwaarde betekenen voor het beleid zonder dat, door aanpassing van het monsternameprotocol, de inspanning nodig voor het bemonsteren en analyseren van een enkel perceel moet veranderd worden.

5.2.1 Proefschema en resultaten

Tijdens de nitraatresiducampagne van 2014 werden alle percelen van zes landbouwbedrijven bemonsterd in duplo (BAM-protocol). Details van de percelen en analyseresultaten worden voor alle bedrijven gegeven in Tabel 6 tot Tabel 11.

perceel ID	Oppervlak (ha)	Teelt	μ_{N-res} (kg N/ha)	Meting 1 (kg N/ha)	Meting 2 (kg N/ha)
1010	1.08	aardappelen	151.5	156	147
1011	2.39	aardappelen	114.5	114	115
38	2.40	aardappelen	125	120	130
39	2.88	aardappelen	97	92	102
40	1.49	aardappelen	138.5	132	145
11	1.44	bloemkool	205.5	202	209
29	1.99	bloemkool	162	178	146
30	1.64	bloemkool	161.5	174	149
33	2.08	bloemkool	246	242	250
6	1.04	courgette	196	158	234
18	1.51	prei	174.5	182	167
22	2.15	prei	173.5	173	174
32	2.08	prei	149	110	188
37	0.48	prei	184	196	172
2	2.75	spinazie	228	228	228
31	4.25	spinazie	93	101	85
4	1.25	spinazie	270	265	275
10	1.00	wortelen	165	166	164
3	2.93	wortelen	174.5	164	185

Tabel 6: percelen en resultaten bedrijf A

perceel ID	Oppervlak (ha)	Teelt	μ_{N-res} (kg N/ha)	Meting 1 (kg N/ha)	Meting 2 (kg N/ha)
10	1.25	wintertarwe	260.5	288	233
1002	1.93	blijvend gras	33.5	31	36
1003	2.82	wintergerst	47.5	40	55
1005	1.27	aardappelen	192	206	178
1006	2.92	aardappelen	115.5	114	117
1007	2.07	aardappelen	113.5	118	109
1008	3.65	aardappelen	175	155	195
1009	0.83	wintergerst	24	14	34
1010	0.79	wintergerst	153	127	179
11	2.57	aardappelen	152.5	197	108
12	8.25	wintertarwe	24	16	32
13	0.86	wintertarwe	17.5	16	19
14	1.98	erwten	118.5	90	147
15	3.23	wintertarwe	140.5	143	138
16	3.91	blijvend gras	76	72	80
17	0.32	blijvend gras	26	18	34
19	1.03	blijvend gras	55.5	61	50
20	2.48	wintertarwe	99.5	96	103
21	3.77	korrelmaïs	63	60	66
23	1.75	aardappelen	156	151	161
25	0.09	blijvend gras	138.5	154	123
26	5.17	blijvend gras	23.5	29	18
27	1.44	grasklaver	83	27	139
28	1.96	grasklaver	57	87	27
3	1.95	wintertarwe	133.5	136	131
4	3.22	wintertarwe	47.5	37	58
5	0.92	korrelmaïs	148.5	145	152
6	0.37	korrelmaïs	108.5	81	136
7	0.84	erwten	160	161	159
8	0.34	korrelmaïs	61.5	54	69
9	2.38	erwten	180	130	230
10	1.25	wintertarwe	260.5	288	233

Tabel 7: percelen en resultaten bedrijf B

perceel ID	Oppervlak (ha)	Teelt	μ_{N-res} (kg N/ha)	Meting 1 (kg N/ha)	Meting 2 (kg N/ha)
10	0.75	maïs	83	73	93
11	1.18	maïs	155.5	143	168
12	0.96	maïs	80	97	63
14	1.25	gras	19	20	18
15	2.42	maïs	149	164	134
18	0.94	gras	35.5	40	31
20	1.09	maïs	20	21	19
21	0.27	gras	44	38	50
22	0.47	gras	22.5	26	19
23	0.25	gras	110.5	105	116
24	0.48	gras	25.5	31	20
25	1.29	maïs	77.5	76	79
26	1.35	gras	21.5	29	14
27	0.38	gras	24	16	32
28	0.79	gras	30.5	35	26
29	2.58	gras	35	37	33
30	2.06	gras	21.5	21	22
3001	2.75	gras	86.5	124	49
3002	1.81	triticale	37.5	55	20
3003	2.12	gras	16	21	11
31	0.85	maïs	48.5	51	46
32	1.63	maïs	72	67	77
33	1.86	maïs	37	41	33
34	0.15	gras	39.5	30	49
35	0.41	gras	67.5	82	53
36	1.36	gras	41.5	39	44
37	0.39	gras	44	55	33
38	2.39	maïs	42	44	40
39	0.51	maïs	55	62	48
4	0.86	gras	22	27	17
40	0.51	bieten	124	128	120
41	1.29	maïs	137.5	135	140
42	2.94	gras	46.5	66	27
43	1.48	gras	48.5	52	45
5	1.03	gras	32.5	33	32
7	0.86	gras	22	16	28
9	0.68	gras	37.5	43	32

Tabel 8: percelen en resultaten bedrijf C

perceel ID	Oppervlak (ha)	Teelt	μ_{N-res} (kg N/ha)	Meting 1 (kg N/ha)	Meting 2 (kg N/ha)
15	0.31	koolrabi	106.5	102	111
16	6.24	wortelen	11.5	10	13
17	5.14	wortelen	62	69	55
18	3.34	koolrabi	174	171	177
20	3.15	aardappelen	77.5	72	83
21	1.1	aardappelen	47.5	46	49
22	0.03	gras	12	14	10
27	2.89	maïs	227.5	226	229
3	0.04	gras	47.5	56	39
30	0.03	gras	10.5	9	12
31	0.08	gras	9.5	10	9
32	0.44	gras	17.5	21	14
33	0.58	gras	9.5	10	9
34	4.17	wintergerst	115	126	104
39	19.31	aardappelen	97	96	98
4	0.96	gras	30	29	31
40	5.04	wintertarwe	15	19	11
41	0.35	wintertarwe	26.5	35	18
43	0.75	aardappelen	93.5	81	106
44	3.86	aardappelen	206	237	175
46	2.43	wintertarwe	13	14	12
47	1.05	wortelen	15	20	10
48	3.37	stamslaboon	105	118	92
49	6.13	erwten	106.5	111	102
5	0.25	rabarber	143	147	139
6	0.14	gras	9	12	6
7	2	stamslaboon	75	73	77
8	4.83	koolrabi	42.5	49	36

Tabel 9: percelen en resultaten bedrijf D

perceel ID	Oppervlak (ha)	Teelt	μ_{N-res} (kg N/ha)	Meting 1 (kg N/ha)	Meting 2 (kg N/ha)
10	3.01	grasklaver	73	49	97
11	1.54	maïs	66.5	76	57
12	1.17	wintertarwe	89.5	111	68
13	4.47	gras	217	227	207
14	1.39	gras	122	140	104
15	0.38	gras	62	66	58
16	3.17	gras	70	77	63
17	1.22	gras	81.5	98	65
18	0.54	gras	19.5	20	19
19	0.36	maïs	84.5	82	87
20	0.75	wintertarwe	45	49	41
2	3.63	gras	62.5	53	72
3	0.86	gras	44	46	42
4	0.36	grasklaver	128.5	207	50
5	1.24	grasklaver	35.5	36	35
6	1.2	maïs	149.5	151	148
7	2.06	wintertarwe	56	71	41
8	0.33	maïs	52	58	46
9	0.96	maïs	93	97	89

Tabel 10: percelen en resultaten bedrijf E

Perceel ID	Oppervlak (ha)	Teelt	μ_{N-res} (kg N/ha)	Meting 1 (kg N/ha)	Meting 2 (kg N/ha)
10	2	maïs	75.5	63	88
11	0.33	gras	32	38	26
12	2.93	gras	30	35	25
13	1.99	maïs	70	66	74
14	3.05	gras	32.5	32	33
15	2.05	gras	47	34	60
16	3.24	gras	26	26	26
17	5.26	maïs	46.5	48	45
18	0.52	maïs	102	102	102
19	1.44	maïs	79.5	83	76
2	3.95	gras	46.5	51	42
20	3.62	maïs	178.5	180	177
21	1.54	gras	45	33	57
22	0.66	maïs	183	182	184
26	0.68	gras	17	24	10
28	3.67	gras	38.5	47	30
29	2.63	gras	144.5	153	136
3	1.63	gras	66	51	81
30	4.02	maïs	85	101	69
31	0.83	gras	11	16	6
32	2.2	maïs	42.5	44	41
33	2.86	maïs	75.5	69	82
34	0.25	gras	27	37	17
35	0.17	gras	19	26	12
4	0.64	gras	51.5	42	61
5	3.09	gras	64	39	89
6	0.91	gras	24.5	31	18
7	1.48	maïs	58.5	62	55
8	0.4	maïs	64	72	56
9	1	maïs	97	101	93

Tabel 11: percelen en resultaten bedrijf F

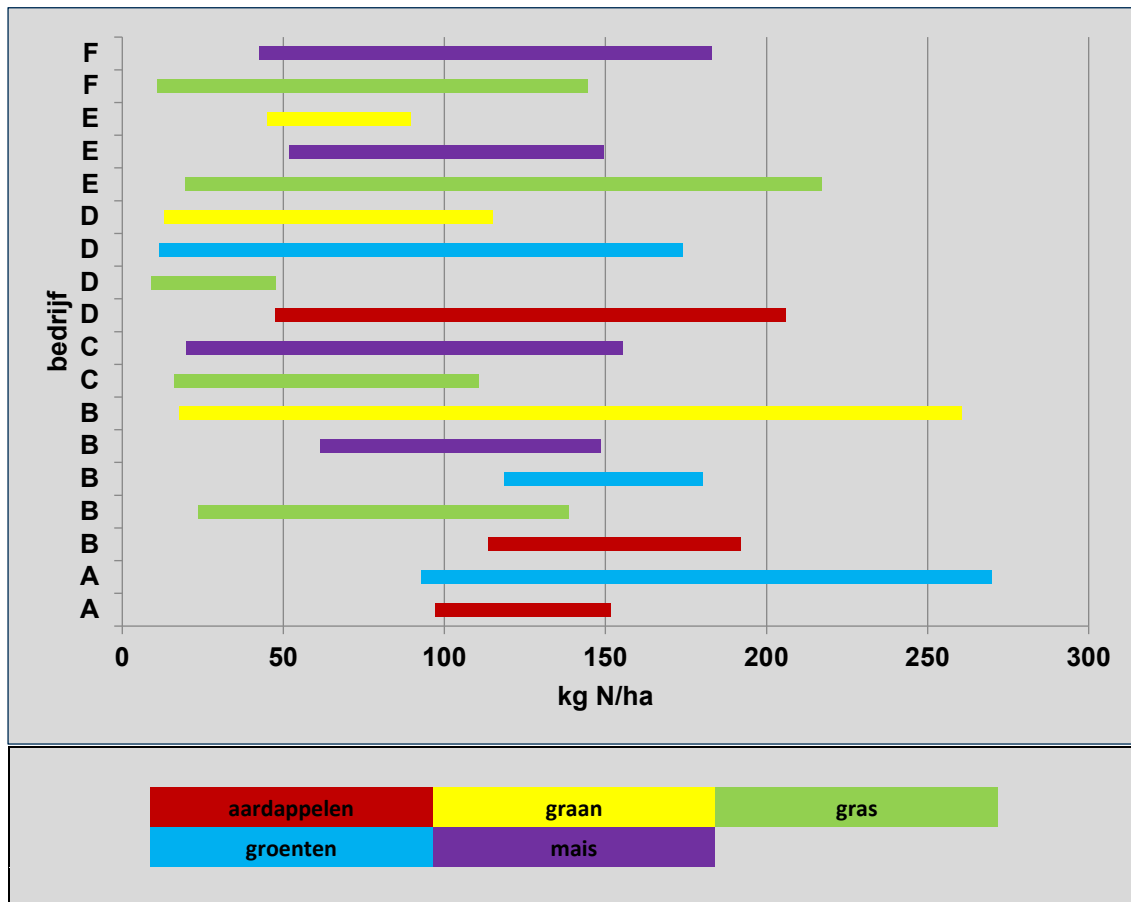
5.2.2 Bespreking

Om eventueel tot een systeem voor bedrijfsevaluatie te komen moet, vanuit deze dataset, eerst aangetoond worden dat:

- de bedrijfsvoering zich uit in voldoende verschillen in nitraatresidu op een groep van percelen en niet enkel op dit van een enkelvoudig perceel.
- Wanneer met resultaten van verschillende percelen gerekend wordt, b.v. door ze uit te middelen per teelt, moet er ook rekening gehouden kunnen worden met de verschillen die er zijn binnen eenzelfde teelt in een bedrijf. De variantie tussen en

binnen de teeltgroepen bepaalt immers hoeveel percelen bemonsterd moeten worden om een betrouwbaar inzicht te krijgen op bedrijfsniveau.

Wanneer hier niet aan voldaan kan worden, is er geen sprake van een bedrijfsgebonden gedrag en heeft een bedrijfsgebonden beoordeling geen zin. In Figuur 7 wordt het bereik van het nitraatresidu per bedrijf en per teeltgroep weergegeven, de gegevens staan in Tabel 12.



Figuur 7: bereik van het nitraatresidu in de percelen per teeltgroep en bedrijf.

Bedrijf	Teelt	# percelen	min	max
A	aardappelen	5	97	151.5
A	groenten	14	93	270
B	aardappelen	6	113.5	192
B	gras	8	23.5	138.5
B	groenten	3	118.5	180
B	mais	4	61.5	148.5
B	graan	10	17.5	260.5
C	gras	23	16	110.5
C	mais	1	20	155.5
D	aardappelen	5	47.5	206
D	gras	8	9	47.5
D	groenten	10	11.5	174
D	graan	4	13	115
E	gras	11	19.5	217
E	mais	5	52	149.5
E	graan	3	45	89.5
F	gras	17	11	144.5
F	mais	13	42.5	183

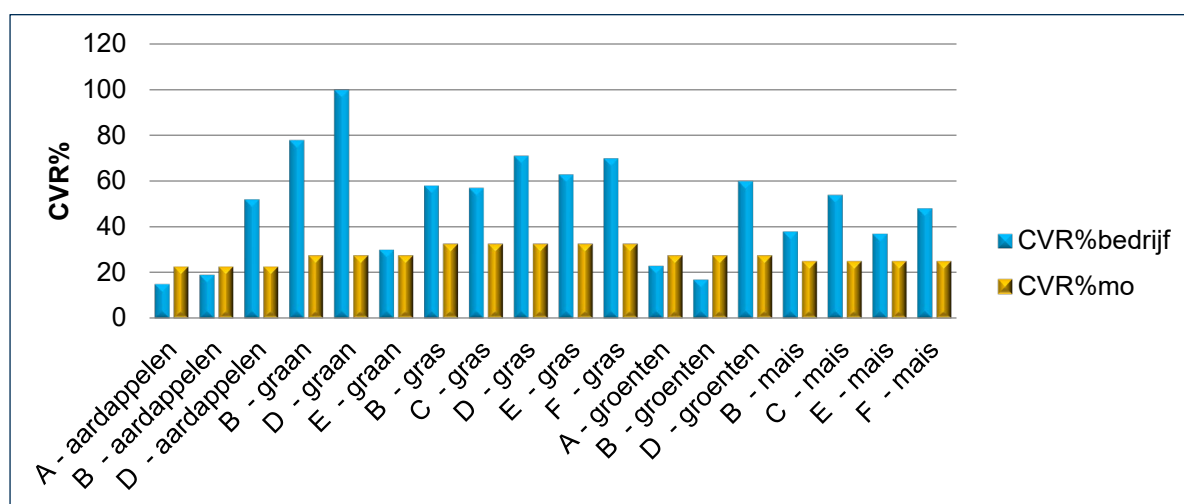
Tabel 12: bereik van de gemeten N-residu's per bedrijf en teeltgroep

Uit de meetwaarden volgt duidelijk dat er tussen de bedrijven onderling grote verschillen zijn in de nitraatresidu's voor eenzelfde teeltgroep maar ook dat de verschillen binnen een teeltgroep in één bedrijf minstens even groot zijn. Binnen een teeltgroep zoals groenten waarin sterk verschillende teelten aanwezig zijn, is dit niet verwonderlijk, maar het valt toch wel op dat ook voor granen, gras en maïs waarbij een sterk vergelijkbare bemesting binnen een bedrijf zou verwacht worden ook zeer grote verschillen worden waargenomen. Een deel van de vastgestelde variantie is natuurlijk gevolg van de vrij grote variantie gekoppeld aan de meting. Die laatste kan geschat worden vanuit de gemiddelde meetonzekerheden per teeltgroep geponeerd in Tabel 1. In Tabel 13 en Figuur 8 worden voor de verschillende bedrijven de geschatte varianties, als procentuele variantiecoëfficiënt, voorgesteld samen met deze tussen percelen met eenzelfde teelt op een bedrijf.

Bedrijf	Teeltgroep	CVR _% bedrijf	CVR _% mo
A	aardappelen	15	23
A	groenten	23	28
B	aardappelen	19	23
B	graan	78	28
B	gras	58	33
B	groenten	17	28
B	mais	38	25
C	gras	57	33
C	mais	54	25
D	aardappelen	52	23
D	graan	100	28
D	gras	71	33
D	groenten	60	28
E	graan	30	28
E	gras	63	33
E	mais	37	25
F	gras	70	33
F	mais	48	25

Tabel 13: variantie van het nitraatresidu per bedrijf en teelt in vergelijking met de verwachte variantie als gevolg van de meetonzekerheid

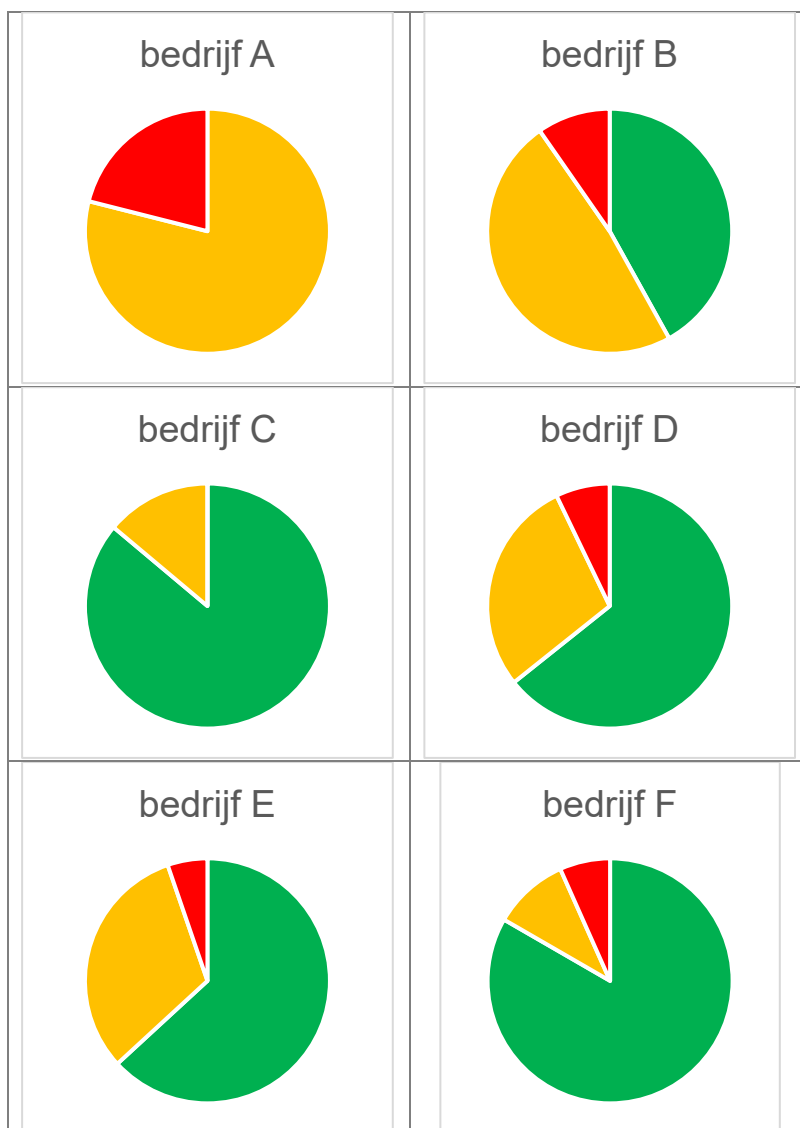
Opvallend hierbij is dat in ongeveer drie kwart van alle gevallen de totale variantie, dus deze gemeten over alle percelen van een zelfde teeltgroep binnen een bedrijf, significant groter is dan deze die verwacht wordt op basis van de meetonzekerheid gekoppeld aan een enkele meting. Specifiek voor gras is de bijdrage consistent ongeveer het dubbele.



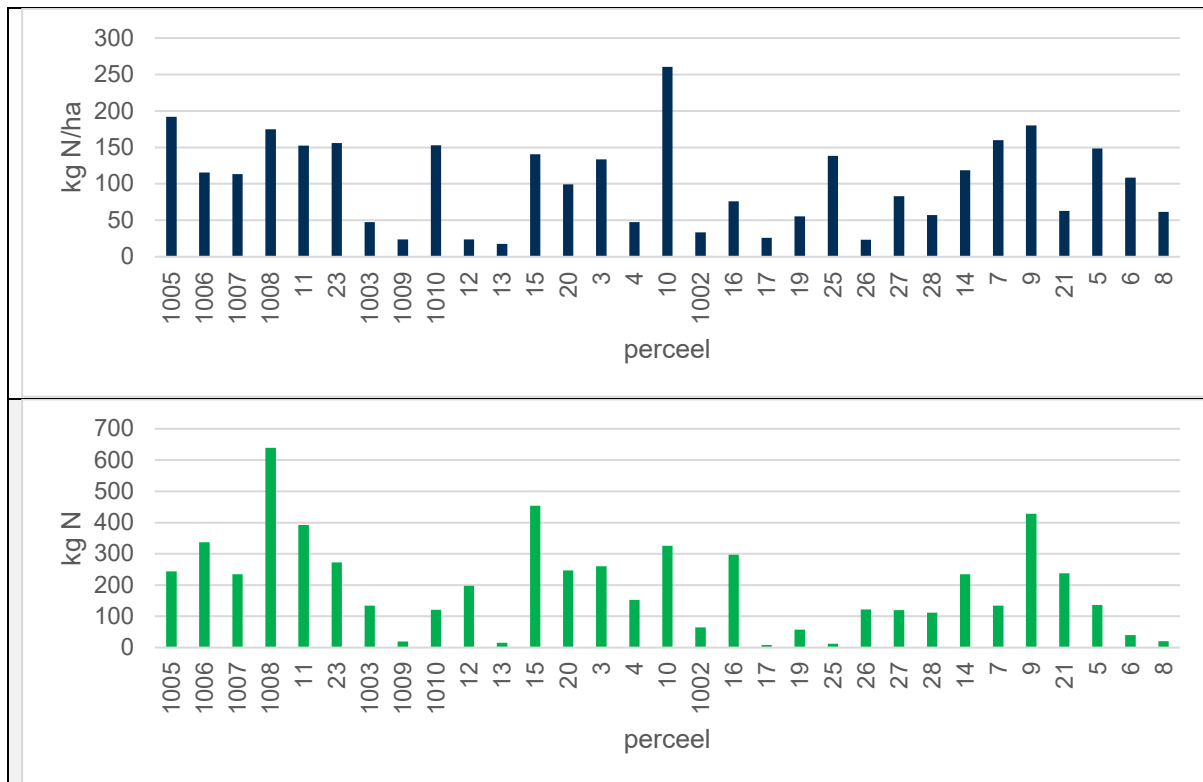
Figuur 8: variantie van het nitraatresidu per bedrijf en teelt in vergelijking met de verwachte variantie als gevolg van de meetonzekerheid

Wanneer ervoor wordt gekozen om de relatief grote onzekerheid op de bepaling van het nitraatresidu op een enkel perceel te compenseren door meerdere percelen te bemonsteren en er dus wordt gewerkt met een “bedrijfsresidu”, al dan niet per teeltgroep, moet er in ieder geval rekening gehouden worden met de variantie van de meetwaarde over vergelijkbare percelen binnen een bedrijf. Het aantal percelen dat bemonsterd moet worden om een vooraf gekozen onzekerheid op de gemiddelde waarde over de bemonsterde percelen te garanderen kan echter niet eenvoudig berekend worden. Daarvoor zijn de verschillen tussen varianties van een groep percelen binnen een bedrijf te groot. Zie b.v. de resultaten voor graspercelen in Figuur 7: op bedrijf D vallen alle residu's binnen een vork van 40kg N/ha terwijl op bedrijf E de verschillen oplopen tot een 200kg N/ha. Wanneer we rekening zouden houden met zulke grote verschillen en op basis daarvan het aantal percelen berekenen dat bemonsterd moet worden zou dit als snel betekenen dat alle percelen bemonsterd moeten worden wat zeker niet bedoeling kan zijn. De vraag blijft dan wel op welke manier en hoeveel percelen bemonsterd moeten worden om tot een voldoende correct en dus “eerlijk” gemiddeld stikstofresidu te komen. Hierbij zijn twee bijkomende aspecten belangrijk:

- De grootte van de verschillen voor vergelijkbare percelen binnen een bedrijf is groot wanneer uitgedrukt in kg N/ha maar dit effect kan afgevlakt worden door de percelen te evalueren ten opzichte van hun respectievelijke drempelwaarden. In Figuur 9 worden de percelen voor de zes bedrijven weergegeven op basis van de drempelwaarden: respectievelijk kleiner of gelijk aan DW1 (groen), groter dan DW1 tot gelijk aan DW2 (oranje) en groter dan DW2. Dit geeft meteen een totaal ander beeld in die zin dat hier duidelijk wordt dat de invloed van de keuze van een of meerdere percelen veel minder invloed blijkt te hebben op de uiteindelijke beoordeling t.o.v de drempelwaarden.
- Wanneer meer dan een perceel bemonsterd wordt moet, vooraleer het nitraatresidu te beoordelen vis a vis de drempelwaarden, rekening gehouden worden met de oppervlaktes van de bemonsterde percelen. De druk op het milieu wordt immers bepaald door de hoeveelheid nitraat die kan uitspoelen eerder dan door het gemiddeld nitraatgehalte van een perceel. Als voorbeeld wordt in Figuur 10 voor alle percelen van bedrijf B zowel het nitraatresidu (kg N/ha) voorgesteld als het uitspoelbaar nitraat (kg N) berekend door het nitraatresidu te vermenigvuldigen met het perceel oppervlak. Perceel 12 bijvoorbeeld heeft op twee percelen na het laagste nitraatresidu's van de groep maar ligt net midden in de groep wanneer deze gesorteerd worden op basis van milieudruk, dit als gevolg van een relatief groot oppervlak van 8,25 ha. Dit is net omgekeerd bij perceel 25 dat met een gemiddeld nitraatresidu van 138,5 kg N/ha boven DW1 ligt maar een zo goed als verwaarlooze milieudruk veroorzaakt door zijn beperkt oppervlak van 0,09 ha. In Tabel 14 werden de percelen gerangschikt op zowel nitraatresidu (linker kolom) als milieudruk (rechterkolom).



Figuur 9: verdeling van de percelen binnen een bedrijf op basis van de drempelwaarden (tot DW1: groen, van DW1 tot DW2: oranje, groter dan DW2: rood).



Figuur 10: nitraatresidu in kg N/ha (bovenaan) en milieudruk in kg N voor de percelen van bedrijf B

perceel ID N-residu		perceel ID N-druk
10		1008
1005		15
9		9
1008		11
7		1006
23		10
1010		16
11		23
5		3
15		20
25		1005
3		21
14		1007
1006		14
1007		12
6		4
20		5
27		7
16		1003
21		26
8		1010
28		27
19		28
1003		1002
4		19
1002		6
17		8
1009		1009
12		13
26		25
13		13

Tabel 14: percelen van bedrijf gerangschikt volgens N-residu (kg N/ha) van hoog naar laag in de linker kolom en volgens N-druk (kg N) van hoog naar laag in de rechter kolom. Kleurcodes volgens drempelwaarden: tot en met DW1 (groen), hoger dan DW1 tot DW2 (oranje) en groter dan DW2 (rood)

5.2.3 Besluit

Op basis van de resultaten bekomen uit monstername en analyse (in duplo) van alle percelen op zes landbouwbedrijven kan hier besloten worden dat het opstellen van een protocol voor de evaluatie van de nitraatsituatie op een bedrijf zeker een meerwaarde zou bieden in vergelijking met het evalueren van een enkel perceel. De onzekerheden als gevolg van i) de meetonzekerheid op een enkele bepaling en ii) het loten van één perceel worden hierdoor in ieder geval minstens voor een deel gereduceerd. Uit bovenstaande resultaten kan immers ook besloten worden dat de bedrijfsvoering een duidelijke invloed heeft op de set van alle percelen.

Hierbij dient rekening gehouden te worden met de respectievelijke fractie van de bemonsterde teeltsoort(en) over bedrijfsareaal én moet voor zover mogelijk een voldoende groot aantal percelen bemonsterd worden om de steekproef representatief te maken. In een poging om een praktisch uitvoerbaar systeem te hebben zonder te veel aan statistische relevantie te verliezen wordt voorgesteld om:

- Minstens één perceel te bemonsteren per teeltgroep.
- Minstens drie percelen te bemonsteren per bedrijf ongeacht het aantal percelen of oppervlak dat bewerkt wordt.
- Het aantal te bemonsteren percelen afhankelijk te maken van het volledige areaal van het bedrijf. Bijvoorbeeld door het aantal te bemonsteren percelen, ongeacht hun oppervlak, gelijk te stellen aan de vierkantswortel van het areaal uitgedrukt in ha.

Door meerde percelen en teelten te meten op een bedrijf verhoogt de correctheid van de (eind)beoordeling maar het is niet zo dat de grote onzekerheid als gevolg van de monstername hierdoor volledig gecompenseerd kan of zal worden. Integendeel, een echt goede evaluatie zal pas dan mogelijk zijn wanneer gebaseerd op een aantal metingen met aanvaardbare onzekerheid.

6 PROBLEEMSTELLING: EVALUATIE VAN DE BAM METHODE VIS A VIS VELDVARIABILITEIT

Uit voorgaande paragrafen blijkt of eerder bleek zonder twijfel dat de monsternamemethode opgenomen in BAM niet voldoet (voldeed) aan de verwachtingen en dat een quick-fix uitgesloten kon worden. De enige manier op het gebruik van restnitraat aanwezig na de oogst als voorspellende factor voor uitspoeling naar grond- en oppervlaktewater is dan ook om een in beginsel biasvrije monsternamemethode op te stellen met een voldoende reproduceerbaarheid om handhaving op te baseren.

De kunst van monstername is niet meer, maar zeker ook niet minder, dan het opheffen van de variantie die aanwezig is in de bemonsterde partij binnen de grenzen van vooraf opgestelde eisen. De eisen die gesteld worden aan het laboratoriummonster kunnen verschillend zijn afhankelijk van de te meten parameters en vooral van het gebruik van de resultaten. Voor wat betreft de nitraatresidumeting komt dit erop neer dat het monster een concentratie aan restnitraat moet bevatten in verhouding met de totale massa aan nitraat aanwezig in de bodemlaag tussen 0 en 90cm over het volledige perceel. De gemeten concentratie wordt immers (enkel en alleen) gebruikt als maatstaf voor mogelijke uitloging van nitraat naar grond- en oppervlaktewater. Verder wordt als eis gesteld dat de reproduceerbaarheid van de monstername voldoende moet zijn om handhaving toe te laten zonder teniet te doen aan het initieel doel (beperking van de nitraatuitspoeling).

Om deze eisen te kunnen inwilligen is het dan ook noodzakelijk om een beter inzicht te hebben in de variantie van de partijen, hier percelen, die bemonsterd moeten worden. Enkel dan kan een monsternamemethode, op welke basis die dan ook werd opgeteld, gewogen worden aan de noden en eisen voor analyses en gebruik van de resultaten.

6.1 Proefschema Olga: inschatting van de gemiddelde veldvariabiliteit

6.1.1 Proefschema

Om meer inzicht te krijgen in de variantie van nitraat in de bodem kort na de oogst, inclusief randfactoren die hierin een rol kunnen spelen, werden een aantal percelen met verschillende teelten in detail bemonsterd. In totaal werden 24 percelen bemonsterd, details van de geteelde gewassen en perceelsoppervlakten worden gegeven in Tabel 15.

Op ieder perceel werden 30 boorsteken genomen werden op een orthogonaal grid waarbij het grid zo werd gekozen dat steeds het volledige perceelsoppervlakte bemonsterd werd. De monstername werd uitgevoerd met een automatische guts met inwendige diameter van 2cm. Monsters werden voor iedere boorsteek apart gecollecteerd voor de 30, 60 en 90cm horizont. Een voorbeeld van de monstername wordt getoond in Figuur 11: GPS track van monstername.

Om meer zicht te krijgen op het gedrag van de variantie op korte afstand werd op perceel 16 een oppervlakte van ca. 1m³ bemonsterd volgens een orthogonaal grid met 154 boorsteken. De monsternamen werden mechanisch uitgevoerd om meer garantie te hebben op de reproduceerbaarheid van de insteekhoek. Er werd één steek genomen over de volledige diepte van 90cm. Zie Figuur 12 voor een grafische voorstelling.

Perceels ID	Teelt(en)	Oppervlakte (ha)
Perceel_01	graasweide	0,39
Perceel_02	mais	0,19
Perceel_03	aardappel	5,45
Perceel_04	bloemkool + grasklaver	8,09
Perceel_05	suikerbiet	0,95
Perceel_06	prei	0,45
Perceel_07	knolselder	0,39
Perceel_08	bloemkool +grasklaver	1,45
Perceel_09	2x bloemkool	0,45
Perceel_10	aardappel	5,97
Perceel_11	peterselie	1,83
Perceel_12	wintertarwe	0,43
Perceel_13	mais	2,42
Perceel_14	mais	2,23
Perceel_15	aardappel	4,35
Perceel_16	Wintertarwe + groenbedekker	5,95
Perceel_17	graasweide	2,14
Perceel_18	wintertarwe	0,53
Perceel_19	grasland (4j)	1,19
Perceel_20	mais	0,42
Perceel_21	prei + gras	0,88
Perceel_22	Spinazie + bonen + japanse haver	0,48
Perceel_23	bonen + gras	0,58
Perceel_24	graasweide	0,96

Tabel 15: bemonsterde percelen proefopzet "Olga"



Figuur 11: GPS track van monstername

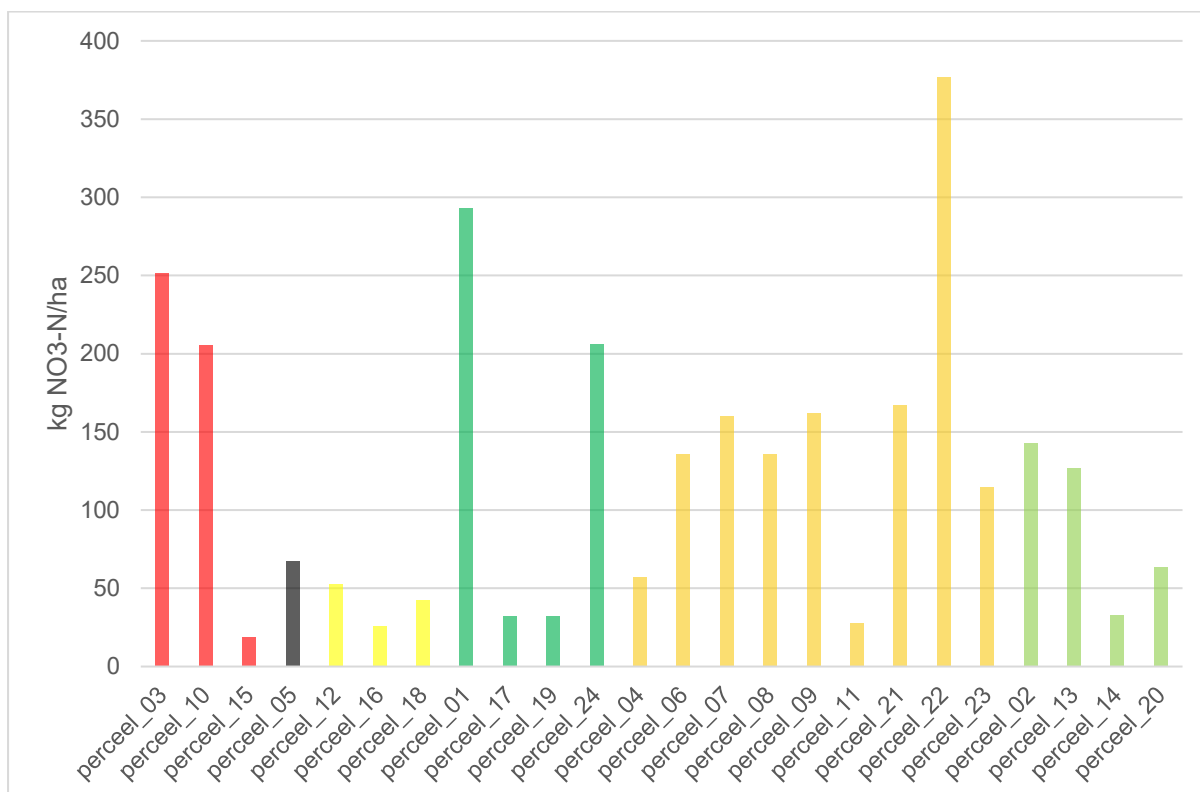


Figuur 12: detailmonstername van ca 1 m² op perceel 16

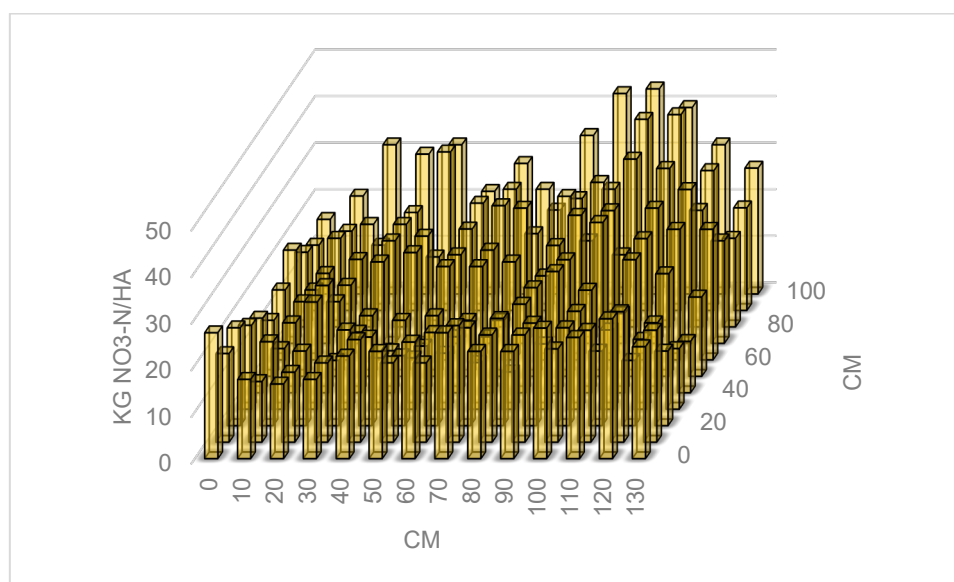
6.1.2 Resultaten

De gemiddelde analyseresultaten over alle boorsteken worden gegeven in Tabel 16 en grafisch voorgesteld per perceel en teeltgroep in Figuur 13. Het totaal nitraatresidu over het volledige perceel varieerde in deze dataset tussen 19 en 377 kg NO₃-N/ha. Hoewel beperkt laat deze steekproef toe om de perceelsgebonden variantie (veldvariantie) van het nitraatresidu in te schatten over het volledige areaal én kan het indicaties geven naar mogelijke beïnvloeding van de veldvariantie door de grootte van het nitraatresidu, de teelt(groep) en het perceelsoppervlakte.

De analyseresultaten voor de gedetailleerde monstername op perceel 16 worden voorgesteld in Figuur 14.



Figuur 13: nitraatresidu (kg NO₃-N/ha) over alle percelen (rood: aardappel, zwart: suikerbiet, geel: graan, donkergroen: gras, donkergroen: groenten, lichtgroen: maïs)



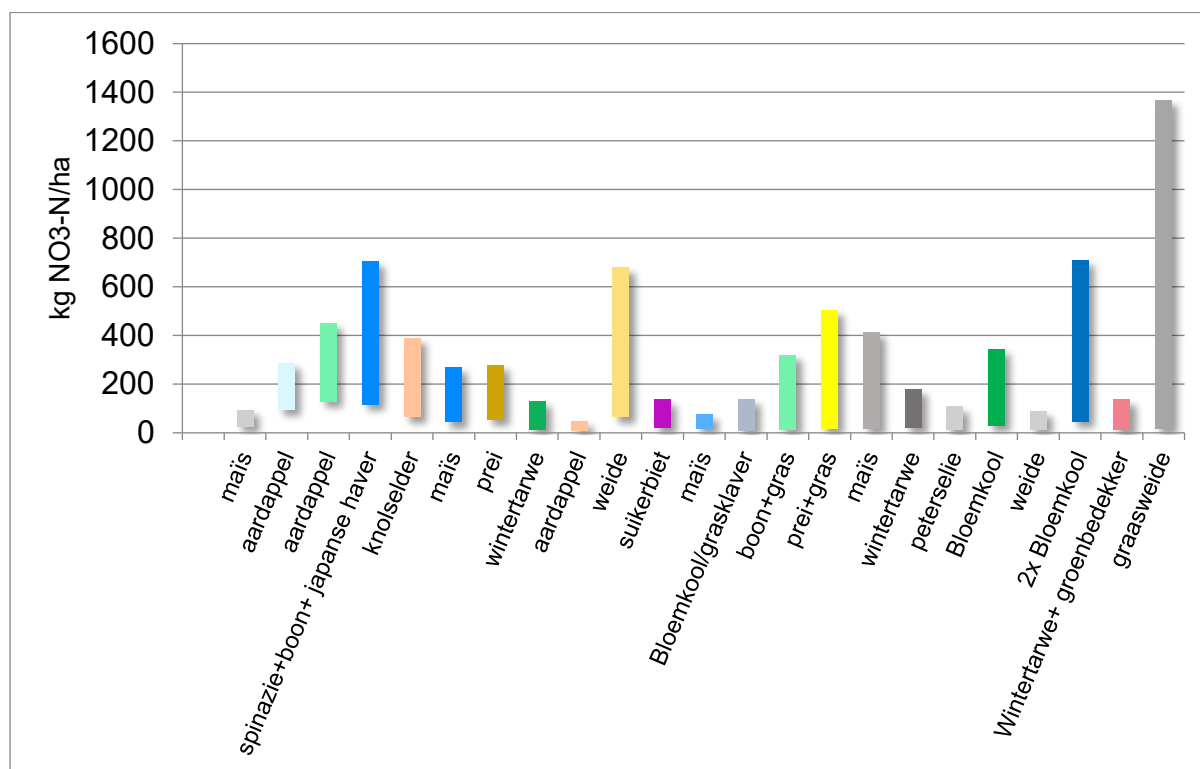
Figuur 14: gedetailleerde monstername op perceel 16

6.1.3 Data analyse

In Tabel 16 worden enkele eigenschappen van de dataset gegeven: gemiddelde, minimale en maximale concentratie in een boorstek, de standaardafwijking en variatiecoëfficiënt over de 30 steken en de scheefheid van de steekproefpopulatie. Het concentratiebereik over de boorsteeken wordt grafisch voorgesteld in Figuur 15, de variatiecoëfficiënt tussen de steken in respectievelijk Figuur 16 gesorteerd op grootte en in Figuur 17 gesorteerd op teeltgroep. De variatiecoëfficiënten over de dataset variëren tussen 23% en 183% met een mediane waarde van 54%. De mediaan komt overeen met de grootste variantie die verondersteld werd in de N-(eco)²-studie.

Hoewel de dataset beperkt is op dit gebied worden de resultaten uit voorgaande studies bevestigd. De covariant die de grootste invloed heeft op de variantie binnen het aantal boorsteeken en dus ook de grootste variantie zal veroorzaken bij meervoudige monsternamen is de teeltgroep. De invloed is echter niet van die grootteorde dat de variantie geschat zou kunnen worden vanuit de teeltgroep, in iedere groep komen zowel grote als kleine varianties voor. Opvallend is bijvoorbeeld dat ook bij granen, zelfs na inzaaien van een vanggewas, varianties groter dan 50% kunnen optreden.

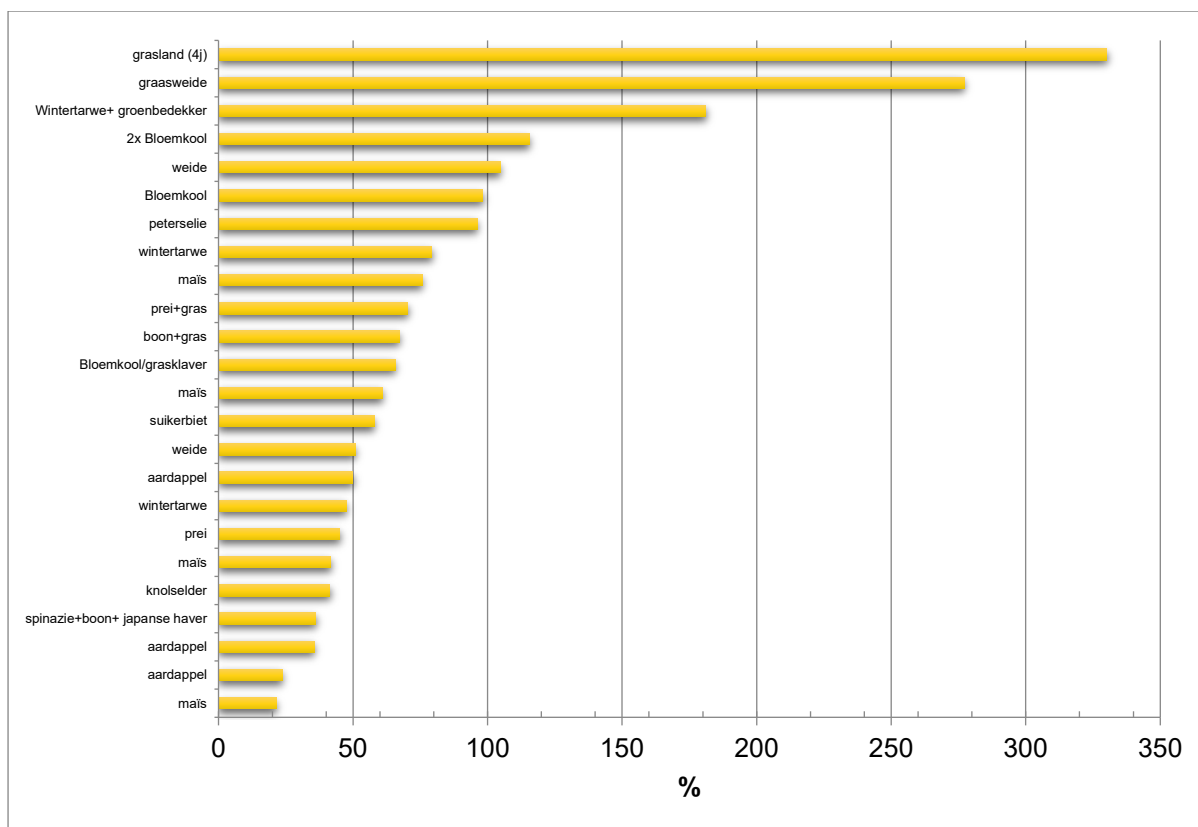
De varianties lijken niet beïnvloed te worden noch door de grootte van het nitraatresidu noch door de oppervlakte van het perceel, zie respectievelijk Figuur 18 en Figuur 19.



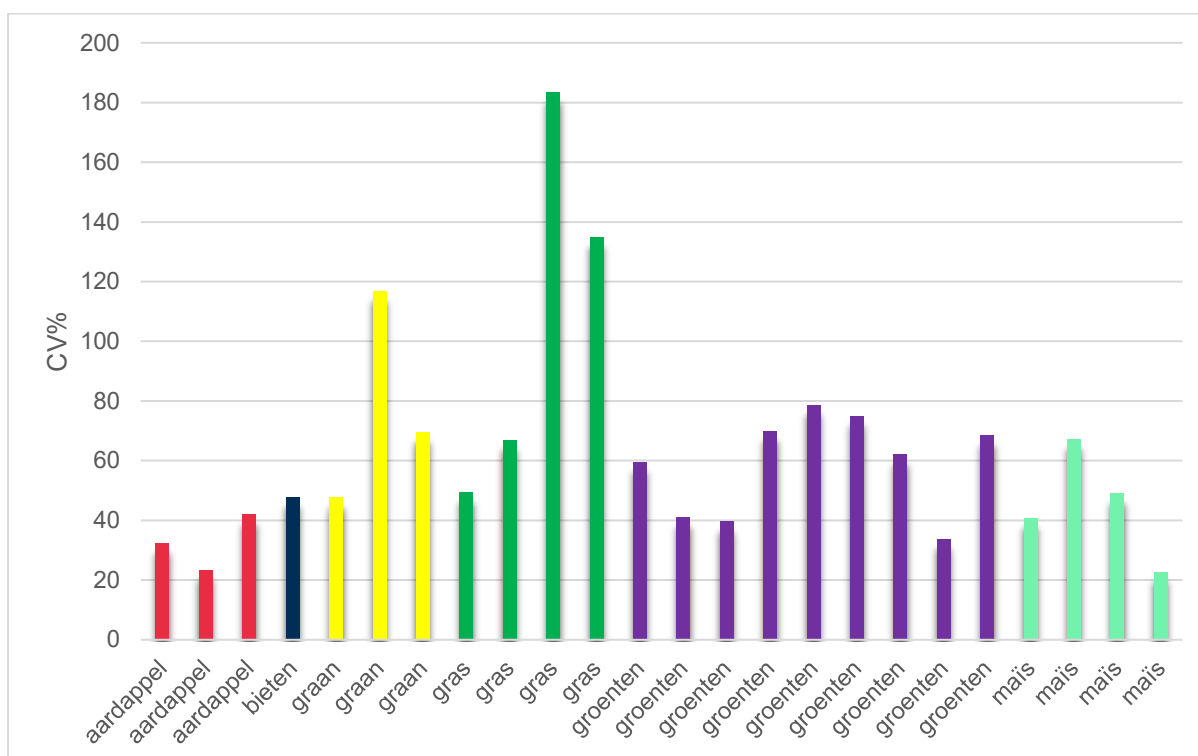
Figuur 15: concentratiebereik over de 30 boorsteeken per perceel

Perceel	μ (kg NO3-N/ha)	Min (kg NO3-N/ha)	Max (kg NO3-N/ha)	σ (kg NO3-N/ha)	CV%	scheefheid
1	293	65	678	144	49	0,81
2	143	44	270	58	41	0,25
3	252	130	451	81	32	0,95
4	57	9	139	34	60	0,59
5	68	19	137	32	48	0,48
6	136	53	279	56	41	0,56
7	160	65	388	63	40	1,38
8	136	31	345	95	70	0,96
9	162	46	709	128	79	2,55
10	206	93	285	48	23	-0,24
11	28	11	107	21	75	2,23
12	53	12	129	25	48	0,80
13	127	17	414	85	67	1,31
14	33	16	77	16	49	1,17
15	19	9	47	8	42	1,92
16	26	10	137	30	117	2,99
17	32	14	88	21	67	1,23
18	43	21	181	30	69	3,30
19	32	11	346	59	183	4,64
20	63	26	95	14	23	-0,36
21	167	18	506	104	62	1,24
22	377	115	705	127	34	0,42
23	115	14	320	79	68	0,66
24	207	18	1370	279	135	2,48

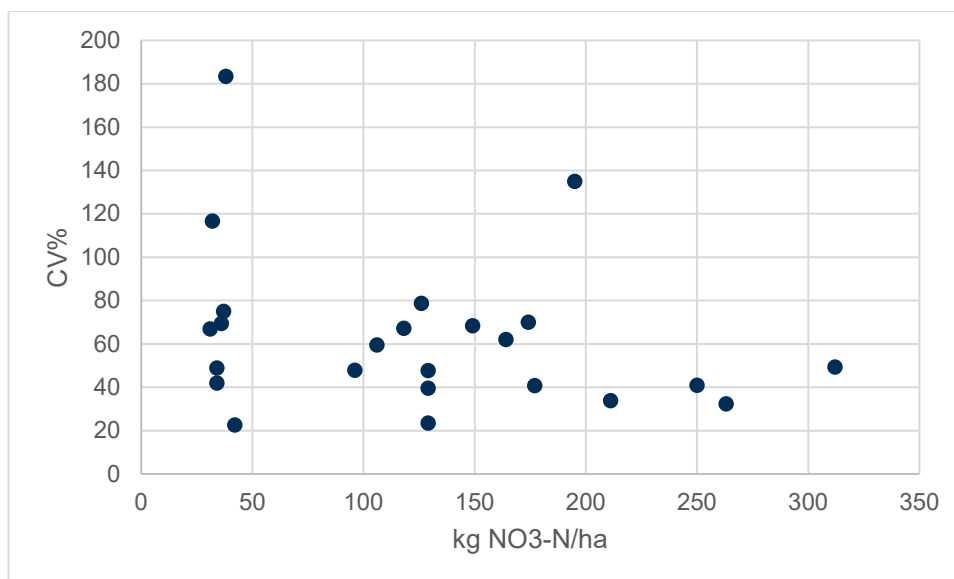
Tabel 16: statistische parameters over de 30 stalen genomen per perceel: gemiddelde (μ), minimale en maximale waarde, standaardafwijking (σ), variatiecoëfficiënt (CV%) en scheefheid.



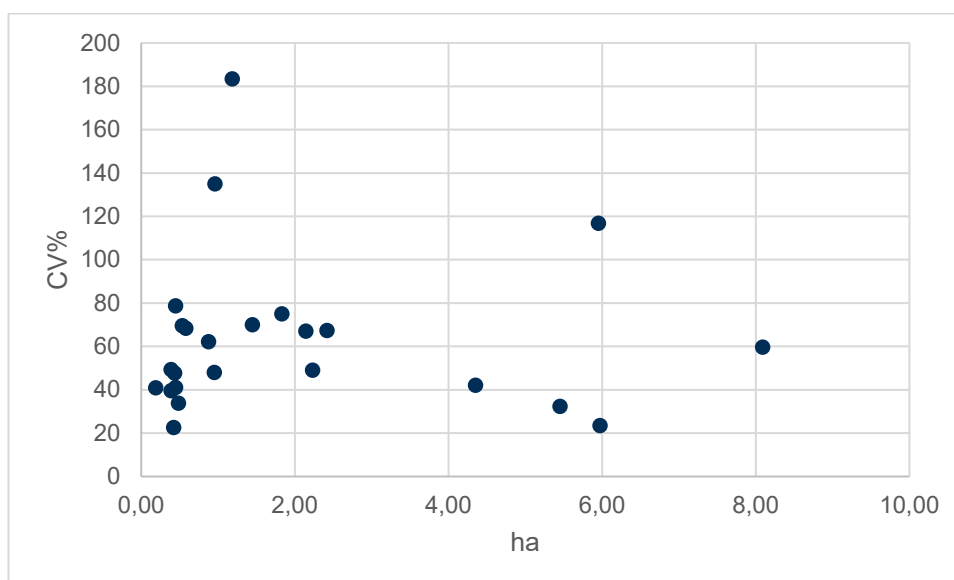
Figuur 16: variatiecoëfficiënt (%) over de 30 steken genomen per perceel



Figuur 17: variatiecoëfficiënt (%) over de 30 steken per teeltgroep



Figuur 18: variantie over de 30 steken (CV%) i.f.v. het nitraatresidu



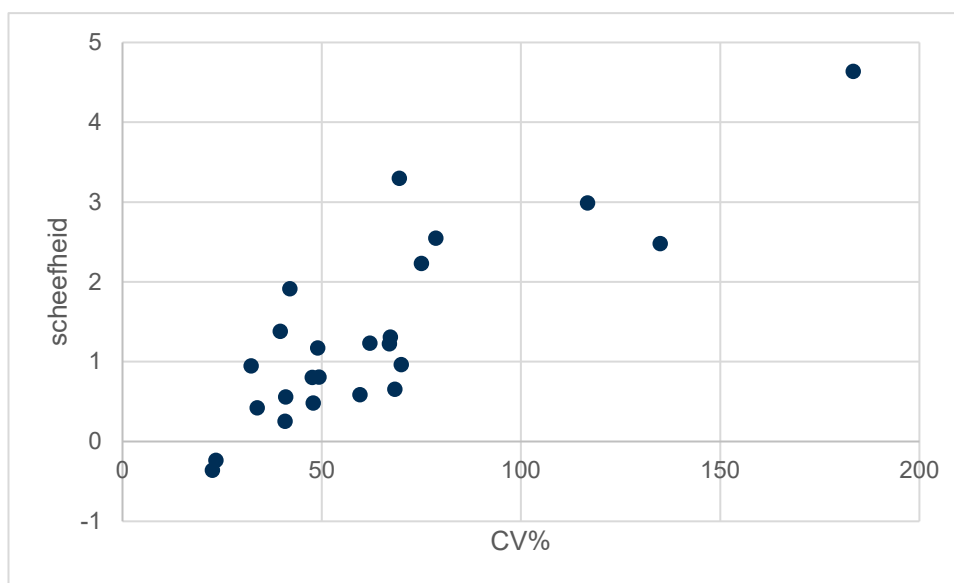
Figuur 19: variantie over de 30 steken (CV%) i.f.v. de oppervlakte van het perceel

Opvallend is de scheefheid van de populatie en dit over zowat alle percelen. Dit wordt voorgesteld door de histogrammen van de 30 concentraties per perceel in Figuur 21. De scheefheid, bij een normale verdeling gelijk aan nul, is positief voor alle percelen behalve voor percelen 10 en 20 die laag negatief zijn. De waardes variëren tussen ca. 0,5 en 5 met een mediane waarde van 1,2. Opvallend is dat de scheefheid steeds toeneemt met de variatiecoëfficiënt. Een grotere variatie tussen de concentraties wordt met andere woorden steeds veroorzaakt door een overmaat aan plaatsen op het terrein met een hoge nitraat concentratie en niet door een grotere spreiding rond de gemiddelde waarde. Hierbij moet dan ook de vraag gesteld worden of de verdeling van concentraties op een perceel nog als normaal verdeeld mag verondersteld worden. Testen op normaliteit op datasets kleiner dan 100 punten zijn echter precair op zijn best. Een beter alternatief is een eenvoudige visuele

beoordeling van de populatie in combinatie met de z-score van de berekende scheefheid⁹. De scheefheid van een normale verdeling is gelijk aan nul en dus kan aan het “overschot aan scheefheid” een z-score worden toegekend als:

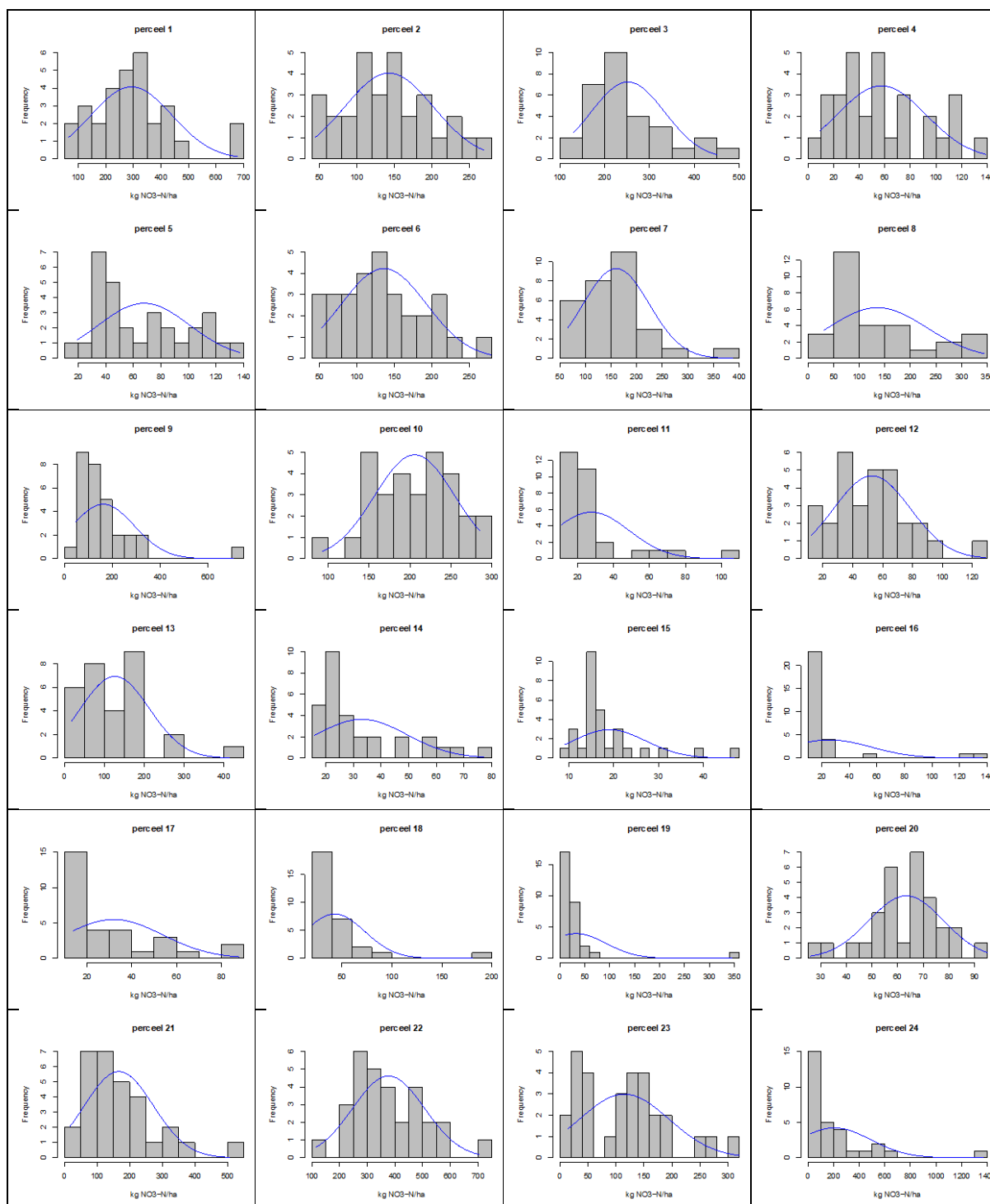
$$Z = \frac{S}{SE_S}$$

Met S de scheefheid en SE_S de standaardfout op de berekening van de scheefheid. Wanneer $Z > 1,96$ is de kans dat de berekende scheefheid louter toeval is kleiner dan 5% en mag besloten worden dat de verdeling niet normaal is. Scheefheid, standaard onzekerheid en z-scores worden weergegeven in Tabel 17. Zowel uit visuele interpretatie als uit de z-scores mag afgeleid worden dat de verdeling van het nitraatgehalte in de bodem niet normaal verdeeld is voor de grote meerderheid van de percelen. Dit heeft een niet te onderschatten gevolg voor het afleiden van het benodigde aantal boorsteken om een specifieke reproduceerbaarheid te bereiken. Er mag dan immers geen statistische benadering gebruikt worden die gebaseerd is op de standaardnormaalverdeling. Het aantal benodigde steken baseren op een normale verdeling resulteert dan in een zware onderschatting. Bij gebruik van de methode zullen dan ook veel grotere verschillen tussen monsternamen optreden dan verwacht uit de berekening.



Figuur 20: scheefheid van de populaties i.f.v de variatiecoëfficiënt

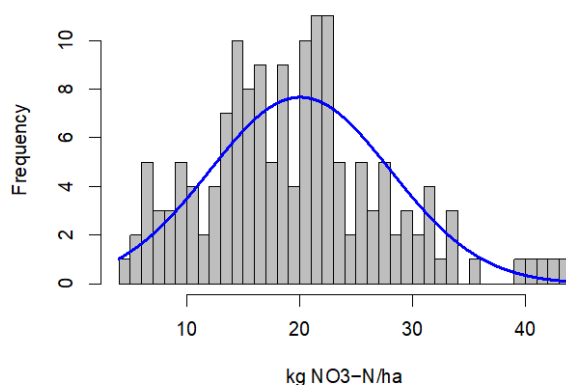
⁹ West SG, Finch JF, Curran PJ. Structural equation models with nonnormal variables: problems and remedies. In: Hoyle RH, editor. Structural equation modeling: Concepts, issues and applications. Newbery Park, CA: Sage; 1995. pp. 56–75.



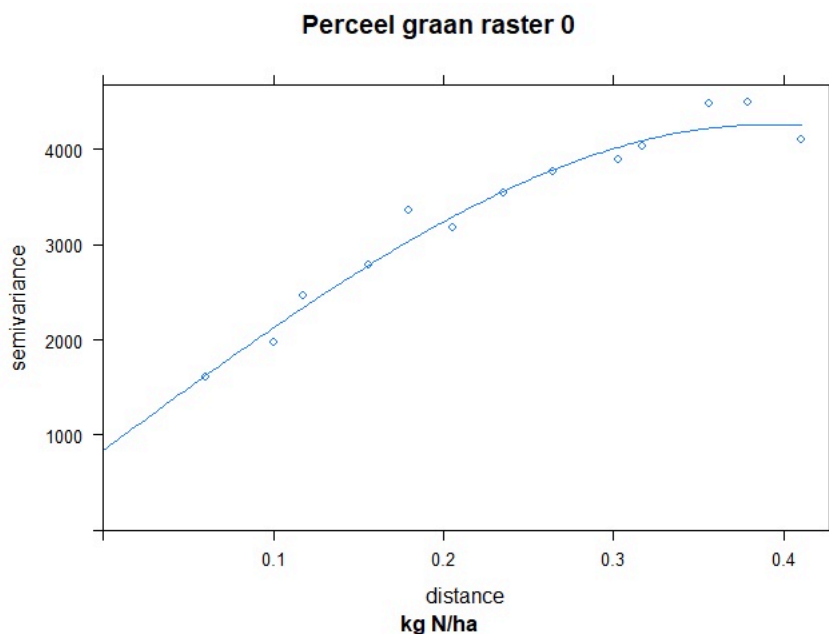
Figuur 21: histogrammen van de verdeling van nitraatconcentraties over de boorsteken per perceel. De blauwe lijn stelt de geschatte (normale) verdeling voor.

Perceel	S	SE _s	Z
1	0,81	0,26	3,12
2	0,25	0,23	1,09
3	0,95	0,26	3,66
4	0,59	0,25	2,40
5	0,48	0,25	1,95
6	0,56	0,23	2,44
7	1,38	0,41	3,35
8	0,96	0,32	3,06
9	2,55	0,11	22,96
10	-0,24	0,32	-0,73
11	2,23	0,36	6,22
12	0,80	0,33	2,47
13	1,31	0,30	4,41
14	1,17	0,31	3,82
15	1,92	0,31	6,24
16	2,99	0,78	3,86
17	1,23	0,32	3,89
18	3,30	0,11	31,43
19	4,64	0,07	66,29
20	-0,36	0,40	-0,90
21	1,24	0,28	4,38
22	0,42	0,34	1,24
23	0,66	0,23	2,81
24	2,48	0,24	10,18

Tabel 17: scheefheid (S), standaard onzekerheid op de scheefheid (SE_s) en z-score op verdelingen van nitraatconcentraties in de 30 steken voor alle percelen



Figuur 22: histogram van de gedetailleerde monstername



Figuur 23: semivariogram voor de gedetailleerde bemonstering van een graanperceel

6.2 BAM: dissectie van de monsternamemethode

De monstername zoals beschreven in het BAM¹⁰ voor wat betreft de monstername voor de bepaling van restnitraat tot op 90cm onder het maaiveld volgt volgens stramien:

- De monstername wordt beperkt tot een veldoppervlakte van 2 ha. Grotere percelen moeten opgedeeld worden in deelpercelen met een oppervlakte kleiner of gelijk aan 2ha en de monsters worden apart geanalyseerd.
- Iedere monstername bestaat uit 15 boorsteken die in kruisverband worden genomen. Uitzondering hierop zijn “smalle” percelen, gedefinieerd als percelen waarvan de verhouding lengte over breedte gelijk is of groter is dan drie, die in zigzag verband mogen bemonsterd worden.
- De plaatsen waar boorsteken genomen worden langs de diagonalen dienen evenredig verspreid te worden over de diagonalen maar worden ad hoc gekozen door de monsternemer.
- Er worden drie horizonten separaat bemonsterd: 0-30cm, 30-60cm en 60-90cm. De drie monsters worden in het labo apart geanalyseerd en de resultaten worden opgeteld om tot de totale massa aan restnitraat, uitgedrukt in kg NO₃-N/ha te komen.
- De eerste horizont, 0-30cm, wordt verplicht met een 2cm guts genomen. Voor de lagere horizonten mag een 13mm guts gebruikt worden.
- Er worden geen boorsteken genomen dichterbij dan vijf meter van de perceelsrand.
- Plekken die “afwijkend” worden verondersteld ten opzichte van het gemiddelde van het perceel mogen niet bemonsterd worden. Voorbeelden die hiervan worden gegeven

¹⁰ BAM/deel 1/01 “Bodem-bemonstering”, <https://reflabos.vito.be/2021/BAM-deel1-01.pdf>

zijn drink- of schaduwplaatsen op graasweiden, plaatsen waar een kopakkeropslag aanwezig is geweest, klei- of zandkoppen, ...

Dit is het type voorbeeld van het eerder vermelde “convenience sampling”: de methode is makkelijk uitvoerbaar en wordt al decennia, van voor het opstarten van de nitraatresiducampagnes, toegepast bij het nemen van bodemstalen. De methode werd dan ook zo goed als integraal overgenomen in de N-(eco)2¹¹ studie na een beperkt onderzoek op enkele percelen. Het gebruiksgemak van zulke methoden wordt echter (meestal) betaald met de aanwezigheid van een niet te onderschatten bias en dito reproduceerbaarheid. Convenience-methodes zijn immers nooit het gevolg van wetenschappelijk onderzoek en steunen niet op een gezonde statistische basis. Een onderzoek naar de mogelijke tekortkomingen van de methode op basis van de resultaten uit voorgaand proefschema (§6.1). dringt zich dan ook op.

In volgende paragrafen worden de specifieke eigenschappen van de huidige BAM-methode gewogen ten opzichte van de verworven kennis.

- De monstername wordt beperkt tot een veldoppervlakte van 2 ha.

Deze beperking werd ingebouwd vanuit het voorzichtigheidsprincipe veronderstellende dat bij oppervlakten groter dan 2 ha de kans op verschillen in bijvoorbeeld ondergrond, waterhuishouding en bemestingspraktijk te groot wordt om nog te mogen veronderstellen dat er een enkel representatief monster genomen kan worden. Dit principe werd niet in detail onderzocht maar we kunnen hier wel opmerken dat bij de evaluatie van de auditanalyses vermeld in § 4.1.1 geen verband werd genoteerd tussen de verschillen bij multiële monsternamen en het oppervlak van het perceel. Wel met die beperking dat daar geen percelen groter dan 2ha bemonsterd werden en dus enkel een invloed van het perceelsoppervlakte kan uitgesloten worden voor percelen kleiner dan 2ha.

Een mogelijke verklaring kan gevonden worden in de uitvoering van de monsternamen. Uit de GPS-tracks gecollecteerd bij ringonderzoeken georganiseerd met alle VLAREL-erkende labo's en uitgevoerd mét monsternamen blijkt dat elk van de vijftien boorsteken door alle monsternemers op een oppervlak van circa 15x15 meter genomen worden en dit vrijwel ongeacht de grootte van het perceel. Dit wil zeggen dat op ieder perceel quasi ongeacht de grootte ervan, een oppervlak van grosso modo 0,3 ha bemonsterd wordt. De verschillen worden dan ook eerder veroorzaakt door de variantie op het bemonsterde perceel dan door de grootte van het perceel.

Ook in de resultaten vermeld in §6.1 kon geen duidelijke invloed van het perceelsoppervlakte waargenomen terwijl hier percelen tot ca. 5 ha bemonsterd werden, zie Figuur 19. Bij aanpassen van de monsternamenmethode moet het aspect perceelsgrootte dan ook zeker in beschouwing worden genomen.

¹¹ [N-\(eco\)2 eindrapport – 2000 – Studie uitgevoerd in opdracht van de Vlaamse Landmaatschappij.](#)

- Iedere monsternamen bestaat uit 15 boorsteken die in kruisverband worden genomen. De 15 boorsteken werden in N-(eco)² bevestigd uit een beperkt proefschema, onder meer op basis van de formule van Cline:

$$n = \frac{(t_{\alpha} CV)^2}{E}$$

Met n het aantal boorsteken dat nodig is om op een perceel met veldvariantie CV een gemiddelde te bepalen waarop de onzekerheid met een significantie α niet groter is dan E . Op basis van literatuurstudie en onderzoek op drie percelen wordt in N-(eco)² vooropgesteld dat bij 15 steken een foutenmarge van 20% kon bereikt worden op akkers en maaibeides. Voor grasweides werd een verhoging naar 30 steken voorgesteld maar deze werd niet weerhouden bij de implementatie.

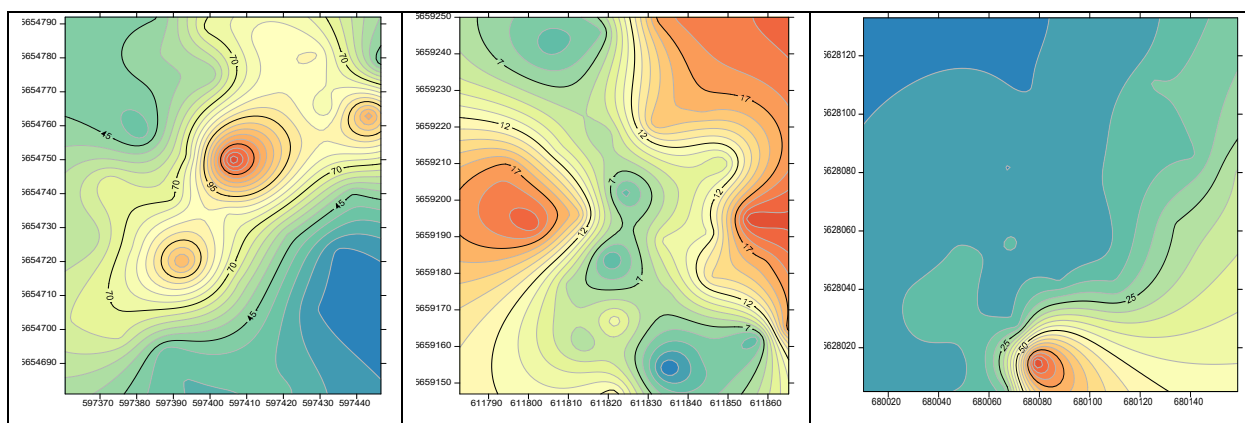
Uit de veldproeven uitgevoerd tijdens deze studie (zie vorige paragrafen) volgt echter dat de twee belangrijkste premissen die hier werden genomen niet op gaan. Primo werd uitgegaan van een veldvariantie van ca. 40% terwijl uit deze dataset blijkt dat de veldvariantie gemiddeld eerder rond 60% is. Op de helft van de percelen is ze m.a.w. nog hoger. Secundo, en mogelijk nog belangrijker, de parameter nitraat is niet normaal verdeeld. Bij gebruik van bovenstaande formule zal het benodigde aantal steken daardoor sterk onderschat worden.

- Er worden boorsteken genomen langs de diagonalen van het perceel.

Hier wordt stilzwijgend verondersteld dat het nitraatresidu aanwezig langs de diagonalen in alle gevallen representatief is voor het volledige perceel, punten niet gelegen op de diagonalen kunnen immers niet in het monster terechtkomen. Het spreekt voor zich dat dit niet altijd het geval zal zijn.

In Figuur 24 worden een paar heatmaps met de verdeling van restnitraat over een perceel voorgesteld. In de eerste figuur zal het restnitraat mogelijk overschat worden wanneer er meerdere boorsteken genomen worden in de zones met hoge concentraties langs de diagonaal van links onder naar rechts boven. In de twee andere gevallen wordt het gehalte mogelijk onderschat doordat er kernen met hoog nitraat gehalte aanwezig zijn die niet op de diagonalen liggen. De BAM-methode veroorzaakt hier een methode-bias: een verschil tussen de werkelijke waarde voor het restnitraat op het perceel en deze in het monster.

Deze bias is verschillend voor ieder perceel en wordt niet opgeheven door verhogen van het aantal steken dat over de diagonalen genomen wordt. De grootte ervan kan niet de facto ingeschat worden op perceelsniveau. Gezien de range van concentraties in de boorsteken echter, zie b.v. Figuur 15, mogen we er van uit gaan dat een aanwezige bias niet altijd onbeduidend zal zijn. Een groot verschil tussen de gemeten en de werkelijke nitraatconcentratie heeft als gevolg dat het verband met de uitspoeling naar grond- en oppervlaktewater scheef getrokken wordt.



Figuur 24: heatmaps van de verdeling van restnitraat over drie percelen

- Er worden drie horizonten separaat bemonsterd: 0-30cm, 30-60cm en 60-90cm. De resultaten van de drie monsters worden opgeteld.

Deze werkwijze is ingegeven door het feit dat, door het voorstellen van het nitraatresidu over de verschillende horizonten, er meer inzicht gegeven wordt in de oorsprong van een eventueel hoog residu. Deze informatie zou dan eventueel gebruikt kunnen worden bij het opstellen van een beter bemestingsplan. Noch de invloed, noch het nut van deze werkwijze is onderdeel van deze studie. Er moet echter wel op gewezen worden dat het opdelen van de laag 0-90cm in drie deelstalen een negatieve invloed heeft op de reproduceerbaarheid en dus ook op de meetonzekerheid van de bepaling.

Bij het sommeren van de drie lagen wordt immers verondersteld dat bij monsternamen de opdeling ideaal werd uitgevoerd, dat iedere deelsteek exact 30cm diep was. Enkel in dat geval mogen de drie resultaten worden opgeteld gebruikmakend van dezelfde gewichtsfactor (hier 1). De onzekerheid die hierdoor ingevoerd wordt kan eenvoudig ingeschat worden vanuit een typisch profiel voor het nitraatgehalte in functie van de diepte. Zo kan bijvoorbeeld berekend worden dat, voor een perceel met een gemiddeld residu van 90 kg NO₃-N/ha, een afwijking van 5 cm op de diepte van de boorsteken al aanleiding geeft tot een extra bijdrage aan de reproduceerbaarheid van 10kg NO₃-N/ha. Deze bijdrage is met andere woorden niet a priori te verwaarlozen en we moeten ons dan ook afvragen of de kennis van de verdeling van het nitraatresidu over het profiel dit al dan niet waard is.

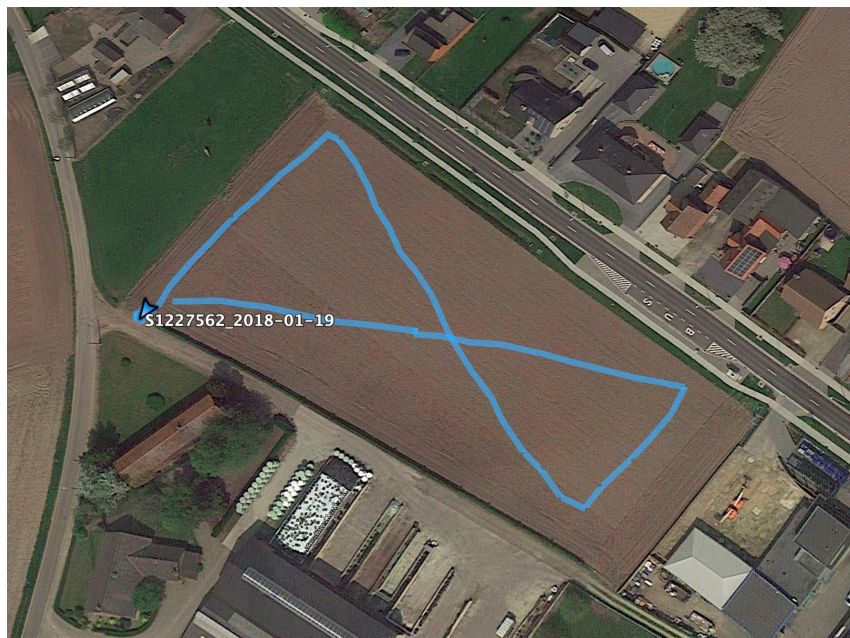
- De eerste horizont, 0-30cm, wordt verplicht met een 2cm guts genomen. Voor de lagere horizonten mag een 13mm guts gebruikt worden.

Deze aanpassing werd doorgevoerd na een beperkt onderzoek uitgevoerd door VITO na de eerste melding van (te) grote verschillen bij herbemonstering. Het gebruik van een dikkere boor voor de eerste laag is ingegeven vanuit de veronderstelling dat de veldvariantie hoger is in de eerste laag en dit verholpen zou kunnen worden door meer monster te nemen. Voor de diepere lagen, waarvoor een beperkte variantie werd verondersteld, zou dan de extra inspanning nodig bij gebruik van een bredere boor onvoldoende opbrengen. Deze redenering gaat enkel op in geval de bulk van de variantie zich zou afspelen binnen een afstand vergelijkbaar met de verschillen in boordiameter. Uit het semivariogram van de monsters genomen op korte afstand op perceel 16 volgt echter dat de variantie bij kleine afstand weliswaar niet verwaarloosbaar is maar zeker niet het leeuwenaandeel in de volledige variantie uitmaakt. Het verhogen van het monstervolume door gebruik te maken van een dikkere boor zal dan ook maar een beperkte verbetering van de reproduceerbaarheid van de monsternamen veroorzaken. Gebruik van verschillende boordiameters heeft wel nog een ander voordeel. Wanneer per diepere horizont een dunnere boor gebruikt wordt kan de boring nauwkeuriger, met minder invloed van bovenliggende grondlagen, worden uitgevoerd. De onderste lagen worden dan minder gecontamineerd door bodem die loskomt van de rand van het boorgat. Tegen het gebruik van een enkele boordiameter over het volledige profiel kunnen dus ook nog andere argumenten aangehaald worden.

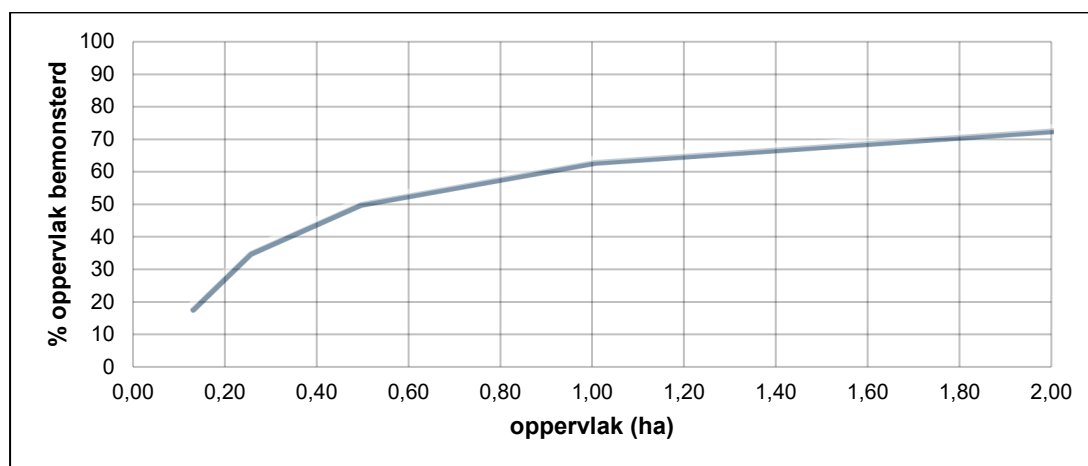
- Er worden geen boorsteken genomen dichterbij dan vijf meter van de perceelsrand. Plekken die “afwijkend” worden verondersteld ten opzichte van het gemiddelde van het perceel mogen niet bemonsterd worden.

Deze regel is historisch afkomstig van de praktijk zoals deze wordt uitgevoerd bij het bemonsteren in kader van het opstellen van bemestingsadvies en/of ingegeven vanuit de redenering dat er geen nitraat mag gemeten worden waarop de bedrijfsleider geen onmiddellijke invloed heeft. De zone van vijf meter langs de perceelsgrens komt overeen met deze waar mogelijk overlap van bemesting is door het draaimanoeuvre met de tractor, wat niet te verhinderen is. In BAM wordt deze beperking beschreven als: *“Om randeffecten te vermijden moeten de bodemonsters steeds op een afstand van minstens 5 meter van de perceelsranden genomen worden.”* GPS-gegevens van de monsternamen tonen aan dat met deze regel vrij ruim wordt omgesprongen, in de meerderheid van de monsternamen wordt geen monster genomen op minder dan 10m van de perceelsgrens en dit onafhankelijk van de grootte van het perceel. Zie Figuur 25 voor een quasi BAM-ideaal uitgevoerde monsternamen met uiterste boorsteken gelegen op ruim meer dan tien meter van de perceelsgrens. Dit heeft echter als gevolg dat een relatief belangrijk deel van het perceel niet bemonsterd wordt. In Figuur 26 wordt de fractie van de oppervlakte die bemonsterd wordt voor een vierkant perceel voorgesteld wanneer een randzone van tien meter in acht wordt genomen. Het resultaat van deze beperking is dat op kleine percelen met een oppervlak van ca. een 0,5 ha slechts de helft van het perceel bemonsterd wordt. Op een perceel met het

maximale oppervlak van 2 ha wordt hierdoor nog steeds ongeveer een kwart van het perceel niet bemonsterd. Gezien er van uit gegaan wordt dat het nitraatresidu in de randzone niet verwaarloosbaar anders is (mogelijk zelfs hoger) dan in het centrum zal deze regel dan ook tot een niet te verwaarloosbare onderschatting van het nitraatresidu aanleiding geven.



Figuur 25: voorbeeld van een BAM-conforme monstername met een minimale afstand tot de perceelsgrens van 14 meter.



Figuur 26: fractie van het totale oppervlak van een vierkant perceel dat bemonsterd wordt wanneer geen steken dichter dan tien meter van de perceelsgrens genomen worden.

Verzamelplekken van vee, kopakkeropslagen en dies meer zullen een mogelijk hoger nitraatresidu vertonen. In beide gevallen kan gesteld worden dat deze zones “niet representatief” zijn voor het perceel en/of de bedrijfsvoering. Dit is correct wanneer toegepast in kader van een bemestingsadvies omdat hier de aandacht moet gaan naar

die zones die zeker bemesting nodig hebben. De te bemonsteren zone is dan immers dat stuk van het perceel waarop bemesting noodzakelijk is en niet zozeer het volledige perceel.

De redenering gaat echter niet op wanneer er bemonsterd wordt in kader van de bepaling van het nitraatresidu. Hier is het de bedoeling om op een betrouwbare manier de massa aan uitspoelbaar nitraat in het volledige perceel te bepalen. Enkel zo kan een verband gelegd worden tussen de nitraathoeveelheid in bodem en het risico op uitspoeling naar respectievelijk grond- en oppervlaktewater. De te bemonsteren zone is dan ook het volledige perceel, ongeacht mogelijke verschillen in gebruik of behandeling er van.

Samengevat komt het er op neer dat de BAM-methode een aantal ernstige lacunes bevat wanneer de resultaten ervan gebruikt moeten worden om de uitspoeling van restnitraat te voorspellen. De methode is niet vrij van bias, de voorspelde reproduceerbaarheid wordt niet gehaald als gevolg van verkeerde aannames bij het afleiden ervan.

7 ONTWIKKELEN VAN EEN ALTERNATIEVE METHODE: SIMPLE RANDOM SAMPLING NA STRATIFICATIE (SSRS)

7.1 Inleiding en samenvatting

Rekening houdende met de geografische spreiding van nitraat op landbouwpercelen, werd een monsternamestrategie opgesteld op basis van een geostatistische model. De volledige werkwijze wordt beschreven in de publicatie die integraal werd opgenomen in § 7.2. Hieronder wordt een korte samenvatting gegeven van de werkwijze en resultaten.

Zestien akkers, zie details in Tabel 18, werden met 30 punten bemonsterd op een orthogonaal grid met afstanden tussen bemonsteringspunten van 15 à 20 meter. De monstername werd mechanisch uitgevoerd zodat er van 0 tot 90 cm met één steek kon bemonsterd worden. De monsters werden geanalyseerd voor nitraat conform BAM.

Voor ieder van de velden werden, op basis van de log getransformeerde nitraatgehaltes, 100 vectoren met mogelijke variogram parameters berekend met een Bayes algoritme. Met ieder van deze vectoren werden 100 velden gesimuleerd. Voor ieder van deze 100x100 velden werd de variantie op het geschatte gemiddelde van de nitraatconcentratie berekend na simple random sampling met voorafgaande stratificatie in 5, 10, ... 50 compacte geostrata. Uit ieder geostratum werd telkens 1 punt geloot. Dit resulteerde in een verdeling van mogelijke monsternamevarianties waaruit dan mediaan, gemiddelde en P90 bepaald werden als de monstergrootte nodig voor het bereiken van een uitgebreide meetonzekerheid gelijk aan 50%.

Table 1 Properties of the sixteen sampled fields.			
Field	Location	Soil texture	Crop
1	OLV Waver	Sand	Pasture
2	Leest	Sandy loam	Pasture
3	Putte	Sand	Pasture
4	Hingene	Sandy loam	Ryegrass
5	Leest	Sandy loam	Cereal
6	Oksdonk	Silt loam	Cereal
13	Hombeek	Silt loam	Pasture
14	Gontrode	Silt loam	Pasture
15	Melle	Sand	Pasture
16	Melle	Sand	Ryegrass
17	Melle	Sand	Ryegrass
18	Vilvoorde	Loam	Cereal
19	Millen	Loam	Cereal
20	Kampenhout	Silt loam	Cereal
30	Leest	Silt loam	Cereal
35	Retie	Sand	Ryegrass

Table 2 Average, coefficient of variation (CV) and skewness of sample data for the sixteen fields. Fields are sorted on the coefficient of variation.			
Field	Sample average	CV	Skewness
6	252	0.26	0.48
5	64.6	0.42	0.72
1	10.7	0.49	0.27
20	314	0.50	0.90
17	11.1	0.54	1.20
4	4.29	0.71	1.34
13	8.26	0.80	0.93
30	41.9	0.83	2.33
15	102	0.94	1.57
35	2.56	0.97	3.73
16	13.2	1.08	2.94
18	31.9	1.11	3.00
19	13.9	1.20	4.06
2	35.0	1.23	2.40
14	200	2.03	4.43
3	29.2	2.56	4.06

Tabel 18: eigenschappen van de bemonsterde percelen gebruikt voor berekening van de variogrammen.

In Tabel 19 wordt voor alle percelen de geschatte meetonzekerheid gegeven bij monstername met 15 boorsteken én het aantal boorsteken nodig om een meetonzekerheid van 50% te bekomen op het P90 niveau.

Table 4		
Expanded measurement uncertainty for stratified simple random sampling of 15 points (1 point per geostratum).		
Field	P50	P90
6	17.6	18.9
5	21.5	24.6
1	26.4	30.2
20	26.7	34.4
17	26.3	42.6
4	41.3	78.2
13	60.1	139
30	75.4	131
15	62.4	135
16	41.0	66.1
18	47.8	83.3
35	118	175
19	29.3	54.3
2	42.9	91.8
14	62.8	133
3	53.7	202

Table 5		
Sample sizes required for a maximum expanded measurement uncertainty of 50%, based on the P50 and P90 of the uncertainty distribution of U.		
Field	P50	P90
6	< 5	< 5
5	< 5	< 5
1	< 5	6
20	< 5	8
17	< 5	12
4	11	36
13	23	> 50
30	36	> 50
15	24	> 50
16	10	27
18	14	44
35	> 50	> 50
19	6	18
2	12	> 50
14	25	> 50
3	18	> 50

Tabel 19: de P50 en P90 schattingen voor i) de meetonzekerheid bekomen met 15 boorsteken (links) en ii) aantal steken nodig voor het bereiken van een meetonzekerheid van 50% (rechts).

De meetonzekerheid die berekend wordt met 15 boorsteken komt hier goed overeen met deze die wordt waargenomen met de huidige BAM-methode, zowel bij ringtesten als uit dit onderzoek. Op basis van de resultaten, Tabel 19 (rechts), werd besloten om verder te werken met 40 boorsteken. Dit is voldoende om op 9 van de 16 percelen een aanvaardbare meetonzekerheid te bereiken. Nog verder verhogen van het aantal boorsteken heeft weinig toegevoegde waarde, de winst die daardoor gemaakt wordt is klein. Voor de laatste pakweg tien percent van de percelen zijn trouwens een niet aanvaardbaar aantal steken nodig (> 50). We moeten er dus wel rekening mee houden dat er nog altijd een aantal percelen zullen blijven die met een slechte reproduceerbaarheid bemonsterd worden. Het aantal boorsteken verhogen tot op een niveau dat ook deze met de gewenste onzekerheid bemonsterd kunnen worden zou niet verantwoord zijn. In die gevallen kan enkel het meermaals bemonsteren en de resultaten uitmiddelen soelaas bieden. Spijtig genoeg zijn er geen covarianten aanwezig die zouden toelaten om dit soort percelen op voorhand te identificeren. Het probleem zal dan ook pragmatisch, op perceelsniveau, moeten worden aangepakt.

7.2 Publicatie

Geoderma 385 (2021) 114816



ELSEVIER

Contents lists available at [ScienceDirect](#)

Geoderma

journal homepage: www.elsevier.com/locate/geoderma





How many sampling points are needed to estimate the mean nitrate-N content of agricultural fields? A geostatistical simulation approach with uncertain variograms

Siegfried C.K. Hofman^a, D.J. Brus^{b,*}

^a VITO, Boeretang 20, 2400 Mol, Belgium
^b Biometris, Wageningen University and Research, PO Box 16, 6700 AA Wageningen, Netherlands

ARTICLE INFO

Handling Editor: Morgan Cristine L.S.

Keywords:
 Pedometrics
 Stratified random sampling
 Bayes theorem
 Markov chain Monte Carlo (MCMC)

ABSTRACT

Knowledge of how many sampling points are needed to estimate the mean content of soil nutrients in agricultural fields, given a precision requirement on the estimated mean, is limited. This paper describes a versatile geostatistical simulation approach for predicting the variance of the mean nitrate-N (NO₃-N) content within an agricultural field estimated by random sampling. In fall of 2016 sixteen agricultural fields were sampled on a square grid to model the spatial variation of NO₃-N. On twelve out of sixteen fields NO₃-N showed a lognormal distribution rather than a normal distribution. Variograms for (log-transformed) NO₃-N are estimated using a Bayesian approach, resulting in 100 vectors with possible variogram parameters per field, obtained by MCMC sampling from the posterior distribution. Each of these variograms is used to simulate 100 maps of NO₃-N, resulting in 100 × 100 maps of NO₃-N per field. Each map is used to compute the variance of the estimated mean with stratified simple random sampling of 5, 10, ..., 50 points, with one point per compact geographical stratum. For each sample size (number of sampling points) the mean, median and P90 of the uncertainty distribution are computed. Based on the medians, the sample size required for a maximum expanded measurement uncertainty of 50% varies from < 5 to > 50. This large variation in required sample size shows the large variation among the sixteen fields in variance of NO₃-N within a field.

1. Introduction

In a world where the demand for agricultural produce is predicted to increase with 50% by 2050 (United Nations, 2017), the need for substantial improvements in both crop production and sustainable use of agricultural resources is of utmost importance. Within any programme to develop site specific management in order to increase crop yield, basic knowledge of the fertility status on the field scale plays an important role. Although analytical procedures for the determination of common physical properties and chemical composition of agricultural soils have since long been optimized and even faster and cheaper techniques e.g. by use of NIRS-technology are up-and-coming (Nie et al., 2017), this is not always true for the preliminary sampling of the soil. Despite numerous studies that show the importance of sampling procedures inspired by the specific characteristics of the measurands, improved procedures tend to be neglected in favour of long-time practice or ease-of-use. This results in sub optimal laboratory samples and subsequent

analytical results (Starr et al., 1992; Clay et al., 1997; Hennart et al., 2004).

Knowledge of NO₃-N availability is paramount when designing any plan to fulfill the crops NO₃-N requirement. Alternatives to sampling and analysis such as the use of sensor networks for use in precision agriculture might prove their worth in future but are still far away from becoming daily practice and come with a hefty investment (Shaw et al., 2016). Therefore there is a need for sampling procedures that take into account the spatial variability of nutrients as to ensure that the collected sample is a good enough representation of the plot's fertility status. Not only would faulty or inaccurate assessment of the soils nitrogen level have a direct derogatory effect on the crops quality and/or quantity, it also tends to lead to overly use of fertiliser which then results in high post-harvest NO₃-N residues. NO₃-N then leaches into ground- and surface water causing eutrophication and poses a direct health risk in those areas where the population is dependent on natural water for use as drinking water, e.g. overly use of NO₃-N fertilisers has been proposed

* Corresponding author.
 E-mail address: dick.brus@wur.nl (D.J. Brus).

<https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2020.114816>

Received 10 July 2020; Received in revised form 15 October 2020; Accepted 18 October 2020

Available online 28 November 2020

0016-7061/© 2020 The Authors. Published by Elsevier B.V. This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

as one of the governing factors in the occurrence of infant methemoglobinemia (blue baby syndrome) (Kathik et al., 2011).

Sampling for NO₃-N determination poses to be more challenging when compared to other nutrients as a result of its transient nature in soil. Not only is NO₃-N highly mobile making its availability dependent on local weather conditions and irrigation, it is also both formed and removed by nitrification and denitrification. The speeds of these processes is governed by local factors such as water and the presence of organic material that promote bacterial growth (James et al., 1971). In addition, the amount of nitrogen extracted by the crop from the soil in a single growing season can be high: e.g. typical fertilisation advice for potatoes is in the order of 210 kg N/ha (UGent, 2000), but can, in extremis, reach up to 860 kg N/ha in banana plantations (Kathik et al., 2011), whereas an ecologically safe post-harvest soil NO₃-N residue varies somewhere between 20 and 50 kg N/ha (UGent, 2000). As a result of these fast temporal variations and the many processes by which it is formed and removed also the spatial variability of NO₃-N concentrations in soil is high in comparison with other nutrients since natural or man-made factors (e.g. tillage) that tend to homogenise have little effect on the short-lived NO₃-N.

Following the European Council Directive 91/676/EEC a.k.a. the EU Nitrates directive (EU, 1991), member states must, among others, identify and monitor NO₃-N concentrations in waters that are susceptible to NO₃-N pollution. Furthermore, an action programme to reduce water pollution by NO₃-N must be established, but member states are free when it comes to the design of such a programme. In Flanders one of the measures is the monitoring of residual NO₃-N of fields in the fall soon after the crop is harvested, following the rationale that the risk of NO₃-N leaching is independent of the amount of fertiliser as long as it is used by the crops before winter. This allows for more crop-friendly fertilisation practices while still preventing NO₃-N contamination. With this approach accurate monitoring of residual NO₃-N in the soil of the agricultural fields is a prerequisite.

Numerous studies have been performed on the variation of soil NO₃-N under specific soil conditions, crops or fertilisation techniques and its implications for sampling design (White et al., 1987; Starr et al., 1992; Franzen et al., 2011; Kathik et al., 2011; Parmodh et al., 2011). More detailed studies into the spatial variation of soil NO₃-N report both a low proportion of spatially structured variance with high variance at small distances, and high temporal instability (Bogaert et al., 2000; Stenger et al., 2002). Although these studies give important insights in the problems faced when sampling for NO₃-N, they seldom propose a workable sampling method for use on fields for which there is only limited or no prior knowledge on the amount and variability of available NO₃-N. Current sampling practices often use a workaround to compensate for the high spatial variability of NO₃-N in soil and the bad reproducibility in results it induces. Mostly these workarounds consist of limiting the sampling to part of the field instead of sampling the whole surface of the field under study. Examples are cross- or zigzag-shaped sampling patterns used in Flanders (VITO, 2010), sampling around a 30 m diameter circle on a homogeneous presumed part of the field in the Belgian Walloon region (ISSEP, 2014), or limiting the sampling to a “representative” 100 m by 100 m square on a 10 ha field in Germany (Sächsisches, 2012). The advantage and often the origins of these techniques lie in their simplicity, ease of use and general applicability on the field. The quality of the results from these procedures however are questionable: an unknown systematic error in the results can be there as only a part of the field is sampled, sampling locations are chosen subjectively and the variance of the random error in the results cannot be quantified.

Identifying sampling locations by their GPS-coordinates, as proposed hereafter, might seem to complicate the process of sampling both in the office and on the field significantly and result in a price increase. One must however bear in mind that contemporary techniques originate from the pre-GPS area. Nowadays the use of dedicated handheld GPS-devices to find specific (predefined) sampling locations is

commonplace and greatly simplifies the task.

We propose to sample the entire field by probability sampling, so that an unbiased estimate of the mean NO₃-N concentration of the field can be obtained (de Gruijter et al., 2006). Following Brus et al. (1999) we propose to sample fields by stratified simple random sampling, using compact geographical strata (geostrata) of equal area. From each geostratum one location is randomly selected, so that the number of geostrata equals the number of soil cores (sampling points). This sampling design is prescribed by the national government of the Netherlands in case a farmer wants to be set free from EU regulations on the application of phosphate on agricultural fields with low phosphate levels. The overall precision of a sampling method is increased by spreading sampling points as evenly over the field as possible. Preliminary splitting up the field in compact geostrata of equal area and randomly selecting one sampling point from these strata largely prevents the sampling locations from spatial clustering while at the same time ensuring that each possible sampling location has an equal probability of ending up in the bulked sample and thus guaranteeing a bias-free composite sample. To save laboratory analysis costs, in the proposed sampling scheme the soil cores collected at the sampling locations are bulked into one composite sample and subsampled for analysis in the lab after thorough homogenisation. Core diameter and sampling depth are kept identical to current schemes: the soil is sampled in 13 mm cores up to a depth of 90 cm.

The question then is how many sampling points do we need given some requirement on the accuracy of the estimated mean. In sampling literature the number of selected population units (in our case sampling points) is referred to as the sample size. In principle this question can be answered by selecting multiple random samples with a given type sampling design (for instance simple random sampling or stratified simple random sampling) and a range of sample sizes from a field, to plot the variance of the estimated mean against the sample size, and use this plot to derive the required sample size given a maximum variance. However, this would be too costly if we want to repeat this for a large number of sample sizes and fields. The alternative is to collect data from a field for modelling the spatial variation of NO₃-N in that field, and to predict the variance of the estimated mean from this model (Domburg et al., 1994). In practice we are always uncertain about the model of spatial variation. In this paper a method is worked out that accounts for uncertainty about the variogram to predict the variance of the estimated mean with stratified simple random sampling and a series of sample sizes. In this method a Bayesian approach is followed to assess the uncertainty about the variogram parameters.

The aim of this research was to collect data on the spatial variation of NO₃-N in agricultural fields, to use these data to build a model of the spatial variation for each field, and to use these models to predict the sampling variance of the estimated mean for the proposed random sampling design for a range of sample sizes.

2. Theory

2.1. Predicting the sampling variance from a variogram

The sampling variance of the estimated population mean with stratified simple random sampling is (de Gruijter et al., 2006)

$$V(\hat{z}) = \sum_{h=1}^L w_h^2 \frac{S_h^2}{n_h}, \quad (1)$$

with L the total number of strata, $\hat{z}$ the estimated population mean, w_h the weight of stratum h which is equal to the relative size of stratum h : $w_h = A_h/A$ (A_h is the area of stratum h , A is the area of the field), S_h^2 the variance of the variable of interest (NO₃-N) within stratum h , and n_h the number of sampling points in stratum h . With strata of equal size so that $w_h = 1/L$, and one point per stratum ($n_h = 1$), the sampling variance reduces to

$$V(\hat{z}) = \frac{1}{L^2} \sum_{h=1}^L S_h^2. \quad (2)$$

Note that with the proposed sampling design described in Section 1 the sampling variance cannot be estimated from the data, because the soil aliquots are bulked into a composite sample. The result is only one number, the measured NO₃-N content of the composite sample, used as an estimate of the mean of the field. Even when the soil aliquots would have been analyzed separately, an unbiased estimator of the sampling variance is not available, because we have one point per stratum only ($n_h = 1$) so that we do not have estimates of the stratum variances S_h^2 . However, the sampling variance of the estimated mean can still be predicted from a variogram, as explained hereafter.

Given a variogram, under the assumption of a constant mean within a stratum, the stratum variance can be predicted by the mean semivariance of all pairs of points within that stratum

$$E_\xi[S_h^2] = \bar{\gamma}_h, \quad (3)$$

with $E_\xi[\cdot]$ the model expectation, and $\bar{\gamma}_h$ the mean semivariance of stratum h . By plugging these model-based predictions of the stratum variances in Eq. 2, a model-based prediction of the sampling variance is obtained:

$$E_\xi[V(\hat{z})] = \frac{1}{L^2} \sum_{h=1}^L \bar{\gamma}_h. \quad (4)$$

In practice $\bar{\gamma}_h$ is approximated by discretizing a stratum by a fine square grid, computing a matrix with distances between all pairs of points that can be formed with these grid nodes, transforming this matrix into a semivariance matrix, and averaging.

An alternative approach is to simulate with the variogram a large number of maps with possible NO₃-N concentrations, followed by computing for each simulated map the variances of the simulated values within the strata (S_h^2 in Eq. 2), and computing the sampling variance of the estimated mean using Eq. 2. This results in as many sampling variances as we have simulated maps. In the case study hereafter we applied this alternative procedure so that we obtain information about the uncertainty of the sampling variance of the estimated mean, given a variogram used in geostatistical simulation.

2.2. Bayesian approach for estimating the variogram

It is evident that we do not have perfect knowledge of the variogram of a given sampled agricultural field. The uncertainty about the variogram parameters will propagate to our uncertainty about the sampling variance of the estimated mean. For that reason, we repeated the simulation procedure described above, for a large number of variograms estimated from the sample data. These variograms are obtained by a Bayesian approach, resulting in a large sample of variogram parameters, sampled from the posterior multivariate distribution of the variogram parameters, rather than in a single variogram. Bayes Rule can be applied to the problem at hand as (Gelman et al., 2013, p. 7):

$$f(\Theta|Z, M) = \frac{f(Z|\Theta, M)f(\Theta|M)}{f(Z)}, \quad (5)$$

with Θ the vector with variogram parameters, Z the available sample data for estimating the variogram, M the variogram model type (spherical, exponential et cetera), $f(\Theta|M)$ our prior belief in the parameters, given a variogram model type, specified by a probability density function, $f(Z|\Theta, M)$ the likelihood function, $f(Z) = \int_{\Theta} f(Z|\Theta, M)d\Theta$ the probability density of the data, and $f(\Theta|Z, M)$ the posterior distribution function, i.e. the multivariate probability density function of the variogram parameters given the sample data and the variogram model type.

We assumed (after a log-transform of the NO₃-N data of most fields,

see hereafter) a multivariate normal distribution for the data. For this distribution the likelihood function is (Gelman et al., 2013, p. 578)

$$f(Z|\Theta, M) = 2\pi^{-n/2} |C|^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}(Z-\mu)^T C^{-1}(Z-\mu)\right\}, \quad (6)$$

with n the number of sampling locations used for estimating the variogram, μ the vector with means, C the $n \times n$ matrix with variances and covariances of the data, which is a function of the semivariogram parameters Θ , and $|C|$ the determinant of the covariance matrix.

In the proposed sampling scheme the soil cores collected at the points of the stratified random sample are bulked into a composite sample. Not all soil cores are analyzed separately, only the single composite sample is analyzed. This implies that the contribution of the laboratory measurement error to the variance of the estimated mean is larger than when all soil aliquots would have been analyzed separately. To quantify the total variance of the mean estimated by the concentration of a composite sample, we need to quantify the contribution of the sampling error and the measurement error separately. To predict the variance of the sampling error we need to estimate the variogram parameters of errorless measurements of NO₃-N. The variance of the error due to analysis of the composite sample is then added to this pure sampling variance to obtain the total variance.

The variogram parameters of errorless measurements of NO₃-N are obtained by adding the measurement error variances to the diagonal of the variance-covariance matrix of errorless measurements:

$$C = C^* + E, \quad (7)$$

with C^* the variance-covariance matrix computed with the variogram of errorless data, and E a diagonal matrix with the measurement error variances on the diagonal.

2.3. Markov chain Monte Carlo (MCMC) sampling

The posterior distribution function $f(\Theta|Z, M)$ is only fully determined in closed-form for specific combinations of the prior probability density function $f(\Theta|M)$ and the likelihood function $f(Z|\Theta, M)$. For these combinations the posterior and prior distributions are of the same family: the two distributions are called conjugate distributions, and the prior is called a conjugate prior for the likelihood function.

For priors that are not conjugate with the likelihood, the posterior distribution function can be approximated up to proportionality by Markov chain Monte Carlo (MCMC) sampling from the posterior distribution. Various algorithms are available for this, that differ in the way a "walk" is generated through the multivariate space spanned by the variogram parameters. Starting from a randomly chosen vector with initial variogram parameter values, we jump to a new "location". The proposed vector with new variogram parameter values is accepted with a probability equal to:

$$Pr = \frac{f(Z|\Theta_1, M)f(\Theta_1|M)}{f(Z|\Theta_0, M)f(\Theta_0|M)}, \quad (8)$$

with Θ and Θ_0 the proposed and current vector with variogram parameters, respectively.

2.4. Decomposing the variance of the sampling variance

MCMC sampling from the posterior distribution of the variogram parameters results in a large number of vectors with possible variogram parameters. Each vector is used to simulate a large number of maps with possible NO₃-N values, see Section 3.3. So, there are two sources of randomness that cause variation in the sampling variance of the estimated mean:

- MCMC sampling from posterior distribution of variogram parameters
- Geostatistical simulation of maps with a given variogram

To get insight in the contribution of these two sources of randomness to our uncertainty about the sampling variance, the variance of the sampling variance can be decomposed as follows

$$V_{\text{total}}(V(\hat{z})) = V_{\text{MCMC}}[E_{\hat{z}}(V(\hat{z}))] + E_{\text{MCMC}}[V_{\hat{z}}(V(\hat{z}))]. \quad (9)$$

The first variance component is the contribution due to uncertainty about the variogram, the second variance component is the contribution due to uncertainty about the variances of z (NO3-N) within the geostrata given a variogram.

2.5. Expanded measurement uncertainty

The sampling variances of the estimated mean are calculated with a variogram for errorless measurements of NO3-N. The soil cores are bulked into a composite sample which is analyzed in a laboratory. The error variance in the measured NO3-N concentration of this composite sample is added to the sampling variance. We computed the expanded measurement uncertainty U defined as (ISO, 1995):

$$U = 100 \frac{2\sqrt{V_{\text{fld}} + V_{\text{lab}}}}{\bar{z}}. \quad (10)$$

with V_{fld} the sampling variance of the estimated mean for the proposed stratified random design, using errorless measurements of NO3-N, V_{lab} the variance of the laboratory measurement error, and $\bar{z}$ the mean of the field. In ISO Guide 98 (ISO, 1995) the expanded measurement uncertainty is defined as “a quantity defining an interval about the result of a measurement that may be expected to encompass a large fraction of the distribution of values that could reasonably be attributed to the measurand”. Used with the multiplier 2 (the coverage factor) the expanded measurement uncertainty encompasses approximately the 95% interval around the measured value in which the true values can be expected to lie.

3. Materials and methods

3.1. Data on spatial variation of NO3-N within a field

This study was limited to fields with crops not sown in rows such as grasses, or to those crops where the inter row distance is small such as with cereals. We expect that when crops are sown in rows and the inter row distance is large compared to the size of a single soil sample (here a 13 mm auger), there is an extra short-distance variance component as a result of both the fertiliser techniques and the extraction of NO3-N from the soil by the plants. This extra source of variance then should be accounted for in the sampling scheme, which will be object of further study.

Based on NO3-N residues after earlier crops and the use of fertiliser over the last year, we selected a set of fields that covers a large range of suspected NO3-N. In total sixteen fields were sampled post harvest in the fall of 2016 (Table 1). All fields were situated in Flanders in the region between the city of Ghent and the German border. A summary of some properties of the fields is given in Table 1. On each field a rectangular part with a surface of approximately one hectare was sampled using an approximately orthogonal grid consisting of 30 sampling points resulting in a distance of approximately 15 to 20 meter between adjacent points; For fields 30 and 35 the short-distance variance was assessed by sampling a subplot of 1 m² on a very fine grid, with cores spaced 10 cm apart, resulting in 100 points. Samples were collected with a hand auger up to a depth of 90 cm. GPS-coordinates were recorded for each sample location and each core was analysed separately.

Table 1
Properties of the sixteen sampled fields.

Field	Location	Soil texture	Crop
1	OLV Waver	Sand	Pasture
2	Leest	Sandy loam	Pasture
3	Putte	Sand	Pasture
4	Hingene	Sandy loam	Ryegrass
5	Leest	Sandy loam	Cereal
6	Oksdonk	Silt loam	Cereal
13	Hombeek	Silt loam	Pasture
14	Gontrode	Silt loam	Pasture
15	Melle	Sand	Pasture
16	Melle	Sand	Ryegrass
17	Melle	Sand	Ryegrass
18	Vilvoorde	Loam	Cereal
19	Millen	Loam	Cereal
20	Kampenhout	Silt loam	Cereal
30	Leest	Silt loam	Cereal
35	Retie	Sand	Ryegrass

3.2. Chemical analysis and analytical measurement error

Directly after sampling the samples were sealed in plastic bags to avoid overmuch contact with atmospheric oxygen and stored at 5 degrees Celsius pending analysis. NO3-N was determined in the field moist samples after manual subsampling and extraction with 1 M KCl following ISO 14256, the official method for the determination of NO3-N in Flanders. Results were calculated as kg NO3-N/ha using a standard soil density of 1500 kg/m³. In those few cases (five samples of field 35) where the NO3-N concentration was lower than the analytical level of quantification (LOQ) a higher bound approach was used, the concentrations were set equal to the LOQ of 0.5 kg N/ha.

Besides sampling variance we have variance due to laboratory measurement error. We used results from the laboratories quality control to estimate this variance component. Following the guidelines of ISO 17025 and the requirements for laboratories recognised by the Flemish government, laboratories have to analyse a reference sample with each run. By pooling the variances of in total 184 results for the same reference sample analysed by seven different labs we calculated the reproducibility standard deviation to be 6,4% of the measured value. Validation of the test by these labs show that this standard deviation is constant over the range of the reported results.

Since reference materials have controlled homogeneity, this variance component does not include a variance component induced by subsampling the bulked sample. However regular quality control performed by repeating the subsampling showed this variance to be negligible.

3.3. Methods

As a first step we checked the assumption that the data come from a normal distribution, or whether a lognormal distribution is more realistic. This is done by making Q-Q plots, and the Shapiro-Wilk test.

For the agricultural field with an assumed normal distribution of the NO3-N data (see Section 3.3.1) the following procedure is implemented:

1. discretize the field by a fine square grid of (about) 2000 nodes
2. stratify the field into $L = 5, 10, \dots, 50$ compact geostrata of equal size
3. sample 100 variograms from the multivariate posterior distribution of the variogram parameters by MCMC
4. simulate with the first sampled variogram 100 maps
5. compute for the first simulated map the variance within the five geostrata, and compute the sampling variance of the estimated mean (Eq. 2). Repeat this for $L = 10, \dots, 50$. This results in ten sampling variances (one per sample size)

6. repeat step 5 for the other 99 maps. After this step we have 100 sampling variances for sample size $n = 5$, 100 sampling variances for $n = 10$, et cetera
7. repeat steps 4–6 for the other sampled variograms. After this step we have 100×100 sampling variances for $n = 5$, 100 sampling variances for $n = 10$, et cetera
8. compute for each sample size the mean, P50 and P90 of the 100×100 sampling variances
9. compute the variance over the 100 sampled variograms of the average sampling variances (averaged over the 100 maps) for a given variogram. This is an estimate of the first variance component $V_{\text{MCMC}}[E_{\xi}(V(\hat{z}))]$ (Eq. 2).
10. compute the average over the 100 sampled variograms of the variance of the sampling variance for a given variogram. This is an estimate of the second variance component $E_{\text{MCMC}}[V_{\xi}(V(\hat{z}))]$ (Eq. 2).

For the fields with an assumed lognormal distribution, we need some extra steps. Before step 3 the natural logarithms of the NO3-N data are computed, so that the sampled variograms of step 3 are on the log scale, as well as the simulated maps of step 4. Before step 5 the estimated model mean (μ of Eq. 6, which is assumed constant throughout the field) is added to the simulated values. The sums are backtransformed to the original scale, before proceeding with the next steps.

We used R package *spcosa* (Walvoort et al., 2010) to compute the compact geostrata of equal size. Simulation of the maps with a given sampled variogram was done by Cholesky decomposition of the 2000×2000 matrix with variances and covariances computed with a given sampled variogram (Gelman et al., 2013, p. 582).

3.3.1. MCMC sampling of variogram parameters

Further, we assumed a constant mean, and an exponential variogram with nugget (Webster and Oliver, 2007), so that we have three variogram parameters: the nugget variance, the partial sill and the distance parameter. We used a bounded uniform prior for the inverse of the sill (nugget + partial sill), with a lower and upper bound of 10^{-6} and 1, respectively. A uniform prior for the inverse of the sill instead of for the sill itself is commonly used (Gelman et al., 2013, p. 52). For the nugget-to-sill ratio we used a bounded uniform prior with lower and upper bound of 0 and 1, respectively. Finally, for the distance parameter we used a bounded uniform prior with lower and upper bound of 10^{-6} and three times the maximum distance in the data set, respectively. We assumed that the variogram parameters are independent, so that the multivariate prior density can be computed as the product of the univariate prior densities.

The posterior distribution was sampled with a Differential-Evolution sampler (ter Braak and Vrugt, 2008). We used R package Bayesian Tools for this (Hartig, 2018).

4. Results

4.1. Analytical results

The overall analytical results for all fields are given in Table 2. The average NO3-N concentrations in the fields calculated as the arithmetic mean of all measurements on a field, varied between 2.56 kg N/ha, which is close to the reporting limit of the analytical method, and 314 kg N/ha. The latter value is about six times the amount that is considered ecologically safe vis à vis the danger of trespassing the maximum nitrate concentration limit of 50 mg NO3-N/l. To get an idea of the extent of the variability of NO3-N within a field, the variability was calculated as the coefficient of variation (CV) of all measurements made on a field. The standard deviation ranged between 26% and 256% of the sample averages. No significant correlation between the sample average and CV

Table 2

Average, coefficient of variation (CV) and skewness of sample data for the sixteen fields. Fields are sorted on the coefficient of variation.

Field	Sample average	CV	Skewness
6	252	0.26	0.48
5	64.6	0.42	0.72
1	10.7	0.49	0.27
20	314	0.50	0.90
17	11.1	0.54	1.20
4	4.29	0.71	1.34
13	8.26	0.80	0.93
30	41.9	0.83	2.33
15	102	0.94	1.57
35	2.56	0.97	3.73
16	13.2	1.08	2.94
18	31.9	1.11	3.00
19	13.9	1.20	4.06
2	35.0	1.23	2.40
14	200	2.03	4.43
3	29.2	2.56	4.06

was found with a Spearman's rank correlation test at the 5% significance level: a high average NO3-N concentration does not go hand in hand with a high CV.

4.2. Checking assumption of normal distribution

Based on the Q-Q plots and the Shapiro-Wilk test we assumed a lognormal distribution for twelve out of the sixteen fields (Table 3). For these fields the natural logarithm of the NO3-N data was used to estimate the variogram on the log-scale. Only for fields 1, 5, 6 and 20 we did not have enough evidence against a normal distribution; for these fields we used the untransformed NO3-N data. Note that these four fields are the fields with the smallest CV (Table 2). Fig. 1 shows the Q-Q plots for field 17 and 6, which are used in this paper to illustrate the results for the fields with an assumed lognormal and normal distribution, respectively.

4.3. Geographical stratification

Fig. 3 shows the compact geographical stratification for field 17 for $L = 10$ and 25.

4.4. MCMC sample of variogram parameters

The first twenty variograms sampled by MCMC for fields 17 and 6 are shown in Fig. 2, 3. Table 3 shows the means and standard deviations of the sampled marginal posterior distributions of the variogram

Table 3

Means and, between brackets, standard deviations of MCMC samples of parameters of an exponential variogram of (natural logs of) soil NO3-N for the sixteen fields.

Field	Distribution	Relative nugget	Sill	Distance parameter
6	Normal	0.67 (0.26)	4371 (2263)	164 (151)
5	Normal	0.48 (0.27)	804 (358)	90 (89)
1	Normal	0.62 (0.30)	33.0 (16.3)	108 (98)
20	Normal	0.84 (0.15)	26378 (11869)	205 (121)
17	Lognormal	0.147 (0.147)	0.361 (0.215)	22.3 (17.3)
4	Lognormal	0.426 (0.254)	0.722 (0.505)	114 (110)
13	Lognormal	0.584 (0.227)	1.13 (0.738)	160 (124)
30	Lognormal	0.081 (0.072)	0.672 (0.182)	0.515 (0.480)
15	Lognormal	0.777 (0.0755)	1.07 (0.427)	147 (103)
35	Lognormal	0.245 (0.039)	1.04 (0.269)	4.81 (3.30)
16	Lognormal	0.520 (0.235)	0.974 (0.755)	91.0 (79.1)
18	Lognormal	0.810 (0.168)	0.819 (0.284)	157 (109)
19	Lognormal	0.366 (0.212)	0.631 (0.343)	162 (107)
2	Lognormal	0.700 (0.235)	0.938 (0.448)	162 (123)
14	Lognormal	0.584 (0.253)	1.58 (0.858)	160 (106)
3	Lognormal	0.497 (0.225)	2.24 (1.16)	100 (75.7)

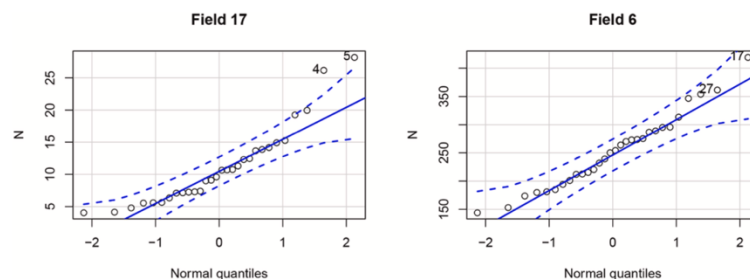


Fig. 1. Q-Q plot of NO₃-N in fields 17 and 6. The p-value of the Shapiro-Wilk test was 0.0028 for field 17 and 0.55 for field 6.

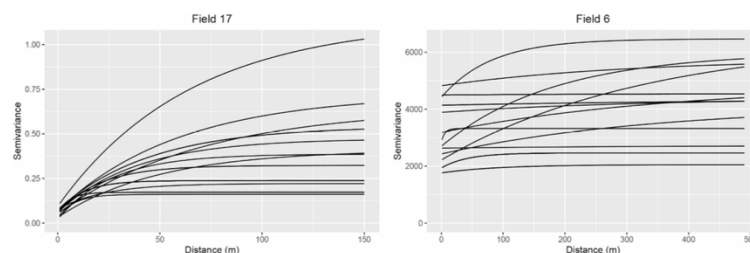


Fig. 2. The first twenty sampled variograms of fields 17 and 6.

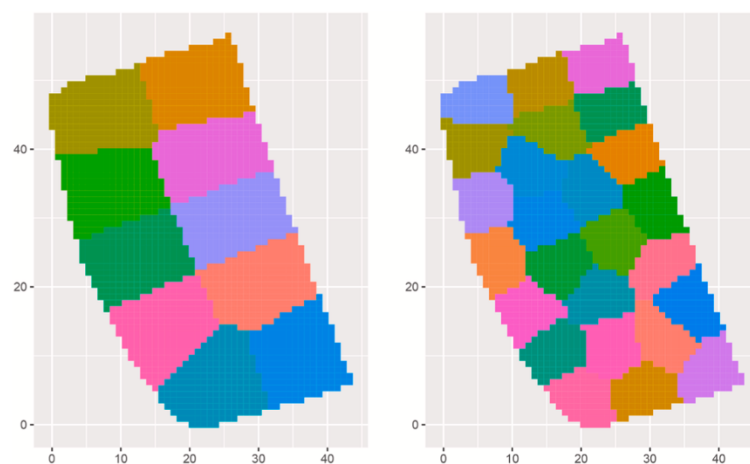


Fig. 3. Ten and twenty-five compact geographical strata for field 17. Sampling variances are predicted for stratified simple random sampling with one point per stratum.

parameters for all sixteen fields. The distance parameters of the variograms with the additional data collected in a subplot of 1 m² (fields 30 and 35) were considerably smaller than for the other fields. For all other fields the average distance parameter value ranged from 22 m (field 17) to 205 m (field 20). The relative nuggets of the variograms for field 30 were much smaller than of the other fields. For all other fields the mean values of the relative nugget were quite large, and ranged from 0.15 (field 17) to 0.84 (field 20). The mean values of the sill of the four variograms on the original scale ranged from 33 to 26,378, and of the

remaining variograms on the log-scale from 0.361 to 19.3. For all variogram parameters the standard deviations were large, showing that we are uncertain about all three variogram parameters for all fields, including fields 30 and 35 with the additional fine grid data.

4.5. Predicted sampling variance of estimated mean

Sampling variances are computed for stratified simple random sampling for sample sizes 5, 10, ..., 50, with one point per stratum.

As an illustration Fig. 4 shows twenty simulated maps of NO₃-N for field 17, simulated with the first four sampled variograms (rows 1 through 4), and using each variogram to simulate five maps (columns a through e). The variance of the simulated values within the $L = 5, 10, \dots, 50$ strata is computed, and these stratum variances are used to compute the ten sampling variances of the estimated mean for that simulated map. For each value of L , the rowwise averages of the sampling variances are computed (in the experiment not the average of five variances, but of 1000 variances), as well as the rowwise variances. The variance of the rowwise averages is an estimate of the first variance component of Eq. 9 quantifying the uncertainty in the sampling variance of the estimated mean due to uncertainty about the variogram parameters, and the average of the rowwise variances is an estimate of the second variance component, quantifying the uncertainty in the sampling variance of the estimated mean due to uncertainty in the within-stratum variances of NO₃-N values simulated with a given variogram.

Fig. 5 shows for fields 17 and 6 the mean, P50 and P90 of the uncertainty distribution of the sampling variance as a function of the sample size. As expected, the sampling variance decreases rapidly with the sample size. For the fields with an assumed lognormal distribution the mean was (much) larger than the median, showing the strong positive skew of the uncertainty distribution of the sampling variance. For five fields the mean was even larger than the P90 of the uncertainty distribution (fields 2, 3, 13, 14 and 15). For the four fields with an assumed normal distribution the mean and median were about equal. we

believe that with a strong positive skew of the uncertainty distribution the median sampling variance is a more sensible and practical prediction of the sampling variance of the estimated mean than the mean of this uncertainty distribution. Therefore, hereafter the median is used to derive the required sample size, as well as the P90 of the uncertainty distribution. Especially for the fields with an assumed lognormal distribution the P90 was substantially larger than the median.

4.6. Variance contributions

Fig. 6, shows for fields 17 and 6 the contribution of uncertainty about the variogram parameters and that of uncertainty about the variance of NO₃-N within strata given a variogram, to the total uncertainty about the sampling variance of the estimated mean. For field 6 with an assumed normal distribution the contribution of variogram parameter uncertainty dominates, whereas reversely for field 17 with an assumed lognormal distribution the contribution of the uncertainty about the stratum variances is dominant.

4.7. Expanded measurement uncertainty

Fig. 7 shows the P50 and P90 of the expanded measurement uncertainty U as a function of the sample size for fields 17 and 6. U decreases with the sample size. For a given sample size U largely differs among the fields. Table 4 shows U for a sample size of 15, which is the current

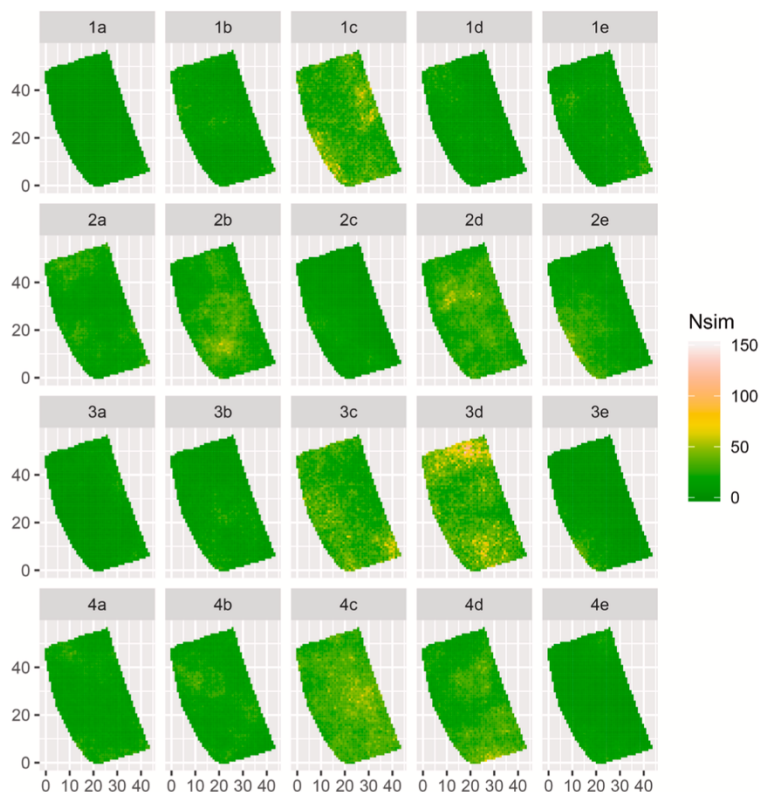


Fig. 4. Twenty simulated maps of NO₃-N values (Nsim) for agricultural field 17, using first four sampled variograms (rows 1 through 4). With each variogram five simulated maps are shown (columns a through e).

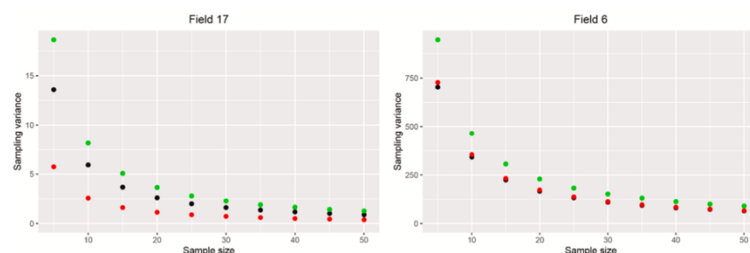


Fig. 5. Mean (black dots), P50 (red dots) and P90 (green dots) of the uncertainty distribution of the sampling variance of estimated mean for fields 17 and 6. (For interpretation of the references to colour in this figure legend, the reader is referred to the web version of this article.)

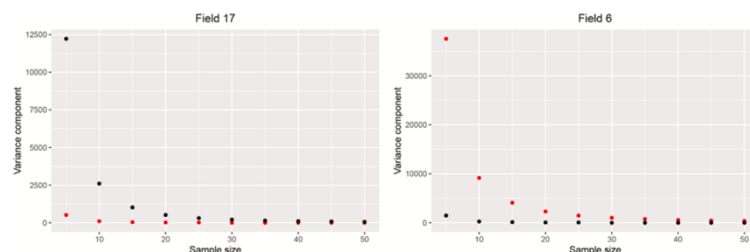


Fig. 6. Contribution of uncertainty about the variogram parameters (red dots) and of uncertainty about the variance of NO₃-N within strata given a variogram (black dots), to the total uncertainty about the sampling variance of the estimated mean, for fields 17 and 6. For field 17 a lognormal distribution is assumed, for field 6 a normal distribution is assumed. (For interpretation of the references to colour in this figure legend, the reader is referred to the web version of this article.)

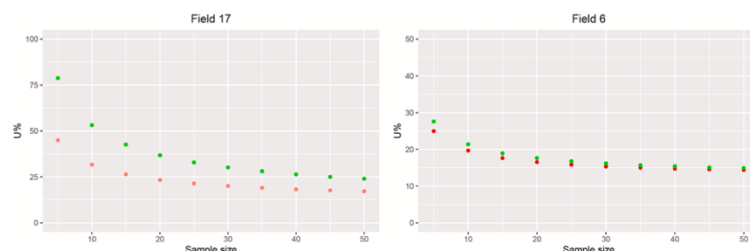


Fig. 7. P50 (red dots) and P90 (green dots) of expanded measurement uncertainty. (For interpretation of the references to colour in this figure legend, the reader is referred to the web version of this article.)

sample size in Flanders. With this sample size U is larger than 50% for six fields at P50 and for 11 fields at P90.

4.8. Required sample size

Table 5 shows the sample sizes based on the P50 and P90 of the uncertainty distribution of the sampling variance required for a maximum of the expanded measurement uncertainty of 50%. Based on the median (P50) of the empirical uncertainty distribution of U , for five agricultural fields less than five sampling points are needed to achieve an expanded measurement uncertainty of 50%, and for one field we need more than 50 points. If we use P90, somewhat larger sample sizes are required for a maximum U of 50%.

4.9. Stratification effect

We also computed the sampling variance of the estimated mean for

simple random sampling, i.e. no stratification. This is straightforward: in step 4 of the procedure described in Section 3.3 the variance of the simulated values within the entire field is computed, instead of the variances within the strata. Eq. 2 still can be used to compute the sampling variance, by setting L equal to 1. By comparing the sampling variance of the estimated means with stratified simple random sampling and simple random sampling at an equal number of sampling points we get insight in the stratification effect. For most fields the stratification effect, quantified by the ratio of the variance with simple random sampling to the variance with stratified simple random sampling at an equal sample size, was small but not irrelevant (Fig. 8). This was expected, given the limited spatial structure of NO₃-N (large relative nugget, small range) for most fields. It increases with the sample size. For fields 17, 19 and 4, the top three curves in Fig. 8, the stratification effect was considerable. For these fields the gain in precision increased to 1.79, 1.48 and 1.37, respectively. NO₃-N on these fields showed relatively strong spatial structure, a relatively small relative nugget in

Table 4

Expanded measurement uncertainty for stratified simple random sampling of 15 points (1 point per geostratum).

Field	P50	P90
6	17.6	18.9
5	21.5	24.6
1	26.4	30.2
20	26.7	34.4
17	26.3	42.6
4	41.3	78.2
13	60.1	139
30	75.4	131
15	62.4	135
16	41.0	66.1
18	47.8	83.3
35	118	175
19	29.3	54.3
2	42.9	91.8
14	62.8	133
3	53.7	202

Table 5

Sample sizes required for a maximum expanded measurement uncertainty of 50%, based on the P50 and P90 of the uncertainty distribution of U .

Field	P50	P90
6	< 5	< 5
5	< 5	< 5
1	< 5	6
20	< 5	8
17	< 5	12
4	11	36
13	23	> 50
30	36	> 50
15	24	> 50
16	10	27
18	14	44
35	> 50	> 50
19	6	18
2	12	> 50
14	25	> 50
3	18	> 50

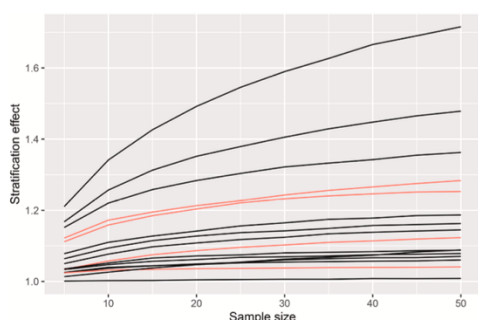


Fig. 8. Stratification effect. Red lines are for the fields with assumed normal distribution. (For interpretation of the references to colour in this figure legend, the reader is referred to the web version of this article.)

combination with a large effective range (Table 3). At a sample size of 25, for nine of the fields the stratification effect was 1.10 or larger, implying that at least 10% less samples are needed with stratified sampling to obtain the same precision as with simple random sampling.

5. Discussion

Both Fig. 2 and the standard deviations of the MCMC samples in Table 3 clearly show that we were quite uncertain about the variogram parameters. For the fields with a normal distribution, uncertainty about the variogram parameters contributed stronger to the total uncertainty about the variance of the estimated mean, than uncertainty about the spatial variance within strata given a variogram. So for these fields narrowing down our uncertainty about the variogram by collecting more data with a well-designed sample, would help to narrow down our uncertainty about the sampling variance of the estimated mean. For reliable estimation of the variogram using the method-of-moments 150–225 point observations are needed (Webster and Oliver, 1992); with maximum likelihood estimation of the variogram fewer observations are required (Lark, 2000). However, for the fields with a lognormal distribution the contribution of the uncertainty about the variance within strata given a variogram was much stronger. So even when we would have perfect knowledge of the variogram, for fields with a lognormal distribution considerable uncertainty remains about the sampling variance of the estimated mean.

Various modelling assumptions are made to compute the required sample sizes. We assumed a constant mean, μ in Eq. 6. In cases where NO₃-N shows a spatial trend or is related to a covariate of which a map is available, a model with a spatially varying mean can be more realistic. We expect that the predicted sampling variance using a non-stationary model will not differ much from the variance obtained with a model with a constant mean: the variance of the simulated NO₃-N values within the strata will not differ much.

Secondly, we either assumed a normal or a lognormal distribution for the data. For field 20 the Q-Q plot showed some deviation of the normal distribution, but the p-value of the Shapiro-Wilk test was only marginally smaller than 0.05, so we decided to assume a normal distribution for this field. We also computed the required sample size with a lognormal distribution. The required sample sizes were equal to those with the normal distribution. However, for other fields there were large differences in required sample sizes for the two distributions. For instance, for field 4 the required sample sizes computed with a normal distribution were 6 and 9 based on the P50 and P90 of the uncertainty distribution, respectively, which were both substantially smaller than with the lognormal distribution, being 11 and 36, respectively. This shows how important it is to check carefully the type of distribution.

The proposed simulation approach for predicting the variance of the estimated mean is versatile. It can also be used for other random sampling designs, such as systematic random sampling, cluster random sampling, two-stage random sampling et cetera. For stratified simple random sampling the sampling variance of the estimated mean for a given simulated map can be computed from the variances of the simulated values within the strata (Eq. 1). However, for some other sampling designs the sampling variance must be approximated by simulating a large number of samples with the sampling design under study, and using each sample to estimate the mean. The simulation approach is also versatile with respect to the distribution. Other transformations can be tried, for instance the square root transformation, or the normal score transform (Goovaerts, 1997).

To predict the sampling variance for the proposed sampling design prior knowledge of the stratum variances is required. As shown in this paper these stratum variances can be derived from an a priori variogram. In practice, we often do not have data from which we can estimate the variogram of the field under study. For the sixteen fields sampled in this study the variograms were largely different, so using an average variogram to predict the sampling variance of the estimated mean is not a

good option. For most fields, most MCMC variograms showed large relative nuggets and/or small ranges, indicating weak spatial structure. The gain in precision due to the stratification was for most fields rather small (Fig. 8). Therefore, to predict the variance for unsampled fields we propose to assume that the NO₃-N concentrations shows no spatial structure, i.e. to postulate a pure nugget variogram. We then require a prior estimate of the variance within the entire field (nugget variance) only. The sampling variance of the estimated mean can then be predicted by dividing this prior estimate of the within-field variance through the sample size. If a lognormal distribution is assumed, a prior estimate of the variance on the log scale as well as of the mean is required. The variance on the original scale can then be approximated by the variance on the log scale multiplied by the square of the mean. This results in a conservative (safe) estimate of the required sample size: if in reality there is spatial structure, the required sample size will be smaller.

The question is how to obtain this prior estimate of the within-field variance. In this study we found that the coefficient of variation largely differed among the sixteen fields (Table 2) so prior knowledge of the mean NO₃-N concentration of a field is of little use for guessing the standard deviation within that field. How to obtain an estimate of the standard deviation (variance) of NO₃-N within unsampled fields will be subject of further study. Even in case no usable correlation can be found between the standard deviation within a field and field properties such as cropping history, soil texture or fertilisation practice, knowledge of the variation among agricultural fields of the within-field standard deviation of NO₃-N in fall can be used to derive a worst-case sampling design.

6. Conclusions

The proposed methodology for predicting the sampling variance of the mean estimated by stratified simple random sample, using an estimated variogram is a versatile approach, and takes into account uncertainty about the variogram parameters, as well as uncertainty about the spatial variance of NO₃-N within strata for a given variogram. For most fields a lognormal distribution of NO₃-N was more realistic than a normal distribution. For the fields with an assumed lognormal distribution, the empirical uncertainty distribution of the sampling variance showed very strong positive skew. For these fields the median sampling variance is a more sensible and practical prediction of the sampling variance of the estimated mean than the mean of this uncertainty distribution.

Analytical results for the sixteen fields showed very large differences in the mean NO₃-N concentration, their within-field variance, and in the coefficient of variation. As a result there are large differences in the sample sizes needed to be assured of a maximum allowable expanded measurement uncertainty. If a 50% expanded measurement uncertainty is acceptable, based on the median of the uncertainty distribution, the required sample size varied from less than five to more than 50. For six fields using a sample size of fifteen borings per field, which is common practice in Flanders, results in an expanded measurement uncertainty of more than 50%.

The gain in precision due to the geographical stratification was rather limited for most fields due to the generally weak spatial structure.

Supplementary material

The R script and the data can be downloaded from https://github.com/DickBrus/GeodermaPaper2021_HofmanBrus.

Declaration of Competing Interest

The authors declare that they have no known competing financial interests or personal relationships that could have appeared to influence

the work reported in this paper.

Acknowledgements

This research programme was made possible through funding by the Vlaamse Landmaatschappij (VLM)

References

- Sächsische Landesanstalt für Landwirtschaft, 2012. Umsetzung der düngeverordnung - hinweise und richtwerte für die praxis, URL:<https://publikationen.sachsen.de/bdb/artikel/15242/documents/18421>.
- Bogaert, N., Salomez, J., Vermoesen, A., Hofman, G., Cleemput, O.V., Meirvenne, M.V., 2000. Within-field variability of mineral nitrogen in grassland. *Biol. Fertil. Soils* 32, 186–193.
- ter Braak, C.J., Vrugt, A.J., 2008. Differential evolution markov chain with snooker updater and fewer chains. *Stat. Comput.* 18, 435–446.
- Brus, D.J., Späthens, L.E., de Gruijter, J.J., 1999. A sampling scheme for estimating the mean extractable phosphorus concentration of fields for environmental regulation. *Geoderma* 89, 129–148.
- Clay, D., Carlson, C., Brix-Davis, K., Berg, B., J.O., 1997. Soil sampling strategies for estimating residual nitrogen. *J. Prod. Agric.* 10 no. 3, 446–452.
- Domburg, P., de Gruijter, J.J., Brus, D.J., 1994. A structured approach to designing soil survey schemes with prediction of sampling error from variograms. *Geoderma* 62, 151–164.
- EU, 1991. Council directive of 12 december 1991 concerning the protection of waters against pollution caused by nitrates from agricultural sources.
- Franzen, D., Long, D., Sims, A., Lamb, J., Casey, F., Staricka, J., Hofman, V., 2011. Evaluation of methods to determine residual soil nitrate zones across the northern great plains of the USA. *Precis. Agric.* 12, 594–606.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Dunson, D.B., Vehtari, A., Rubin, D.B., 2013. *Bayesian Data Analysis*, third ed. CRC Press.
- Goovaerts, P., 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press.
- de Gruijter, J.J., Brus, D.J., Bierkens, M.F.P., Knotters, M., 2006. *Sampling for Natural Resource Monitoring*. Springer.
- Hartig, F., 2018. *Bayesian Tools*. URL:<https://cran.r-project.org/web/packages/BayesianTools/vignettes/BayesianTools.html>.
- Hennart, S., Stilmant, D., Vandenberghe, C., 2004. Accuracy of the nitrate sampling scheme, proposed in wallon area, for grazed grasslands. *Proceedings of the 14th N Workshop*. Maastricht, the Netherlands, pp. 300–302.
- ISO/IEC, 1995. *ISO/IEC guide 98-1:2009 – uncertainty of measurement – part 1: Introduction to the expression of uncertainty in measurement*.
- ISEP, 2014. *Echantillonnage des sols agricoles*. URL:<https://www.issep.be/wp-content/uploads/11-P-11-Echantillonnage-sols-agricoles.pdf>.
- James, D., Richards, A.W., Weaver, W.H., Reeder, R.L., 1971. Residual soil nitrate measurement as a basis for managing nitrogen fertilizer practices for sugarbeets. *J. A.S.S.B.T.* 16 (4), 313–322.
- Kathik, V.A., Sarode, D.B., Jadhav, R.N., Ingle, S.T., Attarde, S.B., 2011. Assessment on residual soil nitrate of intensively fertilized banana farms of Jalgaon Region. *Malay. J. Soil Sci.* 15, 87–99.
- Lark, R., 2000. Estimating variograms of soil properties by the method-of-moments and maximum likelihood. *Eur. J. Soil Sci.* 51, 717–728.
- Nie, P., Tao, D., Yong, H., Fangfang, Q., 2017. Detection of soil nitrogen using near infrared sensors based on soil pretreatment and algorithms. *Sensors* 17 (1102). URL: <https://www.mdpi.com/1424-8220/17/5/1102>.
- Parmodh, S., Manoj, K.S., Mexal, J.G., 2011. Spatial variability of soil properties in agricultural fields of southern new Mexico. *Soil Sci.* 176 (2), 288–302.
- Shaw, R., Lark, R., Williams, A., Jones, D.L., D.C., 2016. Characterising the within-field scale spatial variation of nitrogen in a grassland soil to inform the efficient design of in-situ nitrogen sensor networks for precision agriculture. *Agric., Ecosyst. Environ.* 230, 294–306.
- Starr, J.L., Parkin, T.B., Meisinger, J.J., 1992. Sample size consideration in the determination of soil nitrate. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 56 (6), 1824–1830.
- Stenger, R., Priesack, E., Beese, F., 2002. Spatial variation of nitrate-nitrogen and related soil properties at the plot scale. *Geoderma* 105, 259–275.
- UGent, KUL, 2000. *N(eco)2: Bepaling van de hoeveelheid minerale stikstof in de bodem als beleidsinstrument*.
- United Nations, 2017. *The Future of Food and Agriculture – Trends and Challenges*. FAO, Rome.
- VITO, 2010. *Bam deel 1.01*. URL:<https://emis.vito.be/nl/erkende-laboratoria/mest-bodem-en-veevoeder-vlm/compendium-bam>.
- Walvoort, D.J.J., Brus, D.J., de Gruijter, J.J., 2010. An R package for spatial coverage sampling and random sampling from compact geographical strata by k-means. *Comput. Geosci.* 36, 1261–1267. <https://doi.org/10.1016/j.cageo.2010.04.005>.
- Webster, R., Oliver, M., 1992. Sample adequacy to estimate variograms of soil properties. *J. Soil Sci.* 43, 177–192.
- Webster, R., Oliver, M.A., 2007. *Geostatistics for Environmental Scientists*, second ed. Wiley, Chichester.
- White, R., Haigh, R.A., Macduff, J.H., 1987. Frequency distributions and spatially dependent variability of ammonium and nitrate concentrations in soil under grazed and ungrazed grassland. *Fertil. Res.* 11, 193–208.

8 VELDPROEVEN

“The proof of the pudding is in the eating” zoals het Angelsaksische spreekwoord zegt. Niettegenstaande de geldigheid van de gemaakte assumpties bij het uitwerken van de alternatieve methode vonden we het nodig om deze te testen met een aantal veldproeven. Niet enkel om de voorspelde reproduceerbaarheid af te wegen tegen een experimenteel bepaalde waarde maar ook om de praktische uitvoerbaarheid na te gaan en waar nodig bij te schaven. Hieronder worden de resultaten besproken van twee reeksen veldproeven uitgevoerd tussen 2018 en 2021, waarbij percelen met zowel breedwerpig ingezaaide teelten als teelten in rijen¹² bemonsterd werden. Analyses werden in meervoud uitgevoerd om een goed inzicht te krijgen in de verdeling van de meetonzekerheid tussen analyse en monsternamen. Bijkomend werden ook vergelijkbare monsternamen uitgevoerd voor de bepaling van plant beschikbaar fosfor (P-AI) en organisch koolstof (OC) zodat kon nagegaan worden welke invloed op deze parameters verwacht mag worden wanneer de monsternamenmethode zou worden aangepast. Het zou immers niet productief zijn om voor verschillende parameters verschillende monsternamenprotocollen te moeten gebruiken. In totaal werden voor dit deel van het onderzoek 124 percelen bemonsterd voor de bepaling van nitraatresidu en 60 percelen voor de bepaling van fosfor en koolstof wat een voldoende grote steekproef is voor zowel het schatten van de meetonzekerheden als het onderzoeken tussen de eigenschappen met de SSRS- en de BAM-methode.

8.1 Proefopzet en statistische benadering

8.1.1 Proefopzet en monsternamen

8.1.1.1 Monsternamenmethode

Op basis van de vaststellingen uit vorige paragrafen werd volgende methode toegepast bij de monsternamen:

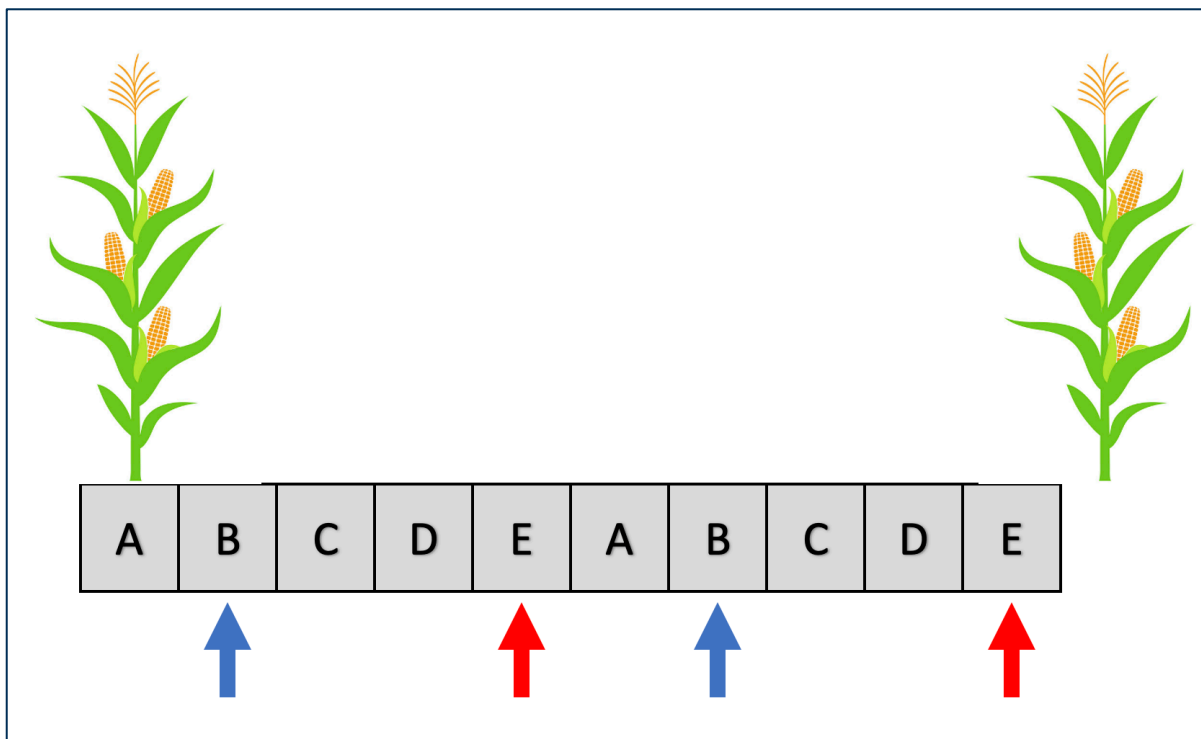
- De percelen worden gestratificeerd in 40 compacte strata, in ieder stratum wordt 1 monsternamenlocatie geloot.
- De monsters worden genomen met een 13mm guts waarbij één boorsteek wordt genomen van 0-90cm, de diepte kan evenwel worden aangepast aan de te meten parameter.
- Alle steken worden samengevoegd tot één veldmonster.

Voor de monsternamen van percelen met daarop teelten in rijen werd een aangepaste methode gebruikt, waarbij de boorsteken zo worden verdeeld dat ook de variantie langs het transect loodrecht op de teeltrijen wordt ondervangen:

- De percelen worden gestratificeerd in 20 strata, in ieder stratum wordt 1 monsternamenlocatie geloot.
- Op iedere locatie worden twee boorsteken genomen langs een transect loodrecht op de teeltrijen met start in de ene rij en einde net voor de volgende rij.

¹² Met “teelten in rijen” worden deze bedoeld waarbij de afstand tussen de teeltrijen groot is ten opzichte van de doormeter van het boorlichaam.

- Hiervoor wordt het transect opgedeeld in 10 (2 x 5) gelijke delen (zie Figuur 27). De plaats waar een monster gestoken wordt, wordt at random bepaald door loting waarbij de twee boorsteken altijd de halve lengte van het transect van elkaar verwijderd zijn.



Figuur 27: selectie van monsternamelocaties langs een transect loodrecht op de teeltrijen. Voorbeeld bij loten van respectievelijk locatie "B" (blauwe pijlen) dan wel "E" (rode pijlen)

8.1.1.2 Reproduceerbaarheid, meetonzekerheid

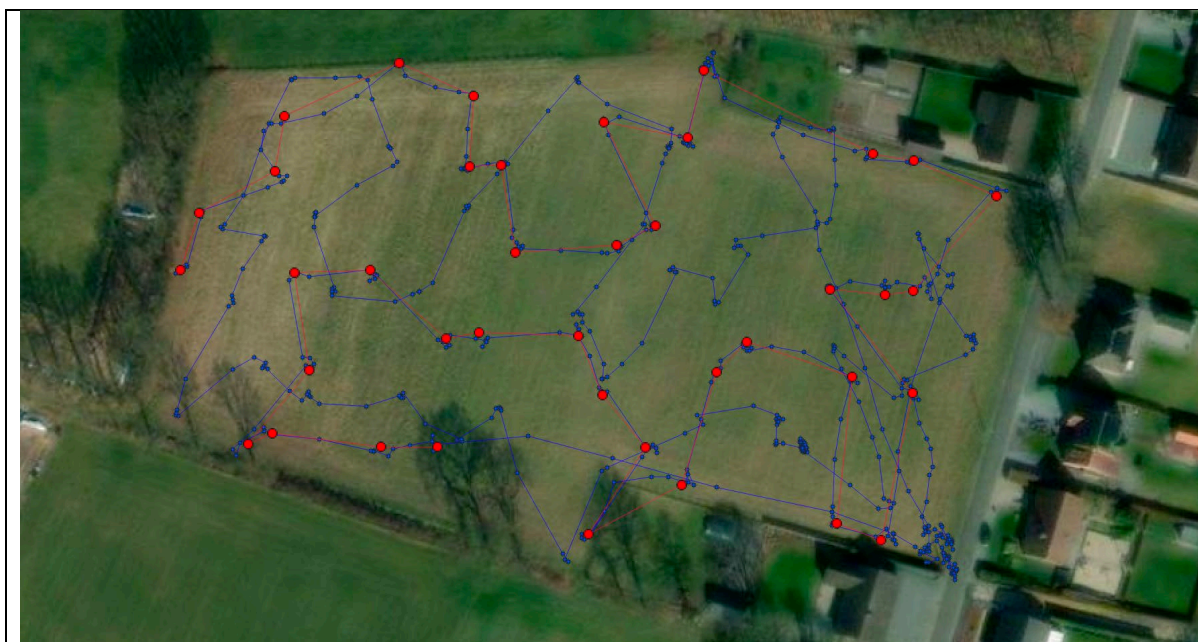
Voor de bepaling van het nitraatresidu werden in totaal 93 percelen met een breedwerpig ingezaaide teelt en 31 percelen met een teelt in rijen bemonsterd. De monstername werd steeds in duplo uitgevoerd op dezelfde dag. Iedere monstername werd uitgevoerd met 40 boorsteken na stratificatie: het perceel werd opgedeeld in 40 compacte strata en in ieder stratum werden twee punten at random geloot, een voor de eerste en een voor de tweede monstername. De gps-locaties van de boorsteken, samen met de kortste looplijn die de 40 punten verbond werd opgeladen in een kaart applicatie en zo ter beschikking gesteld aan de monsternemers. Om te navigeren op de percelen werden verschillende applicaties, zowel onder Android als onder iOS getest met goed resultaat. Zie Figuur 28 als voorbeeld van een kaartapplicatie. Details van de bemonsterde percelen worden gegeven in Tabel 20 en Tabel 21 voor nitraatresidu en in Tabel 22 voor P-AI en O.C.

Alle monsters werden genomen met een gutsboor met 13mm boorlichaam voorzien van een slagkop. De 40 boorsteken, tot 90cm voor nitraatresidu en tot 30cm voor fosfor en koolstof, werden gebult tot één monster dat in zijn geheel werd getransporteerd naar het laboratorium. De stalen werden vanaf het moment van staalname gekoeld bewaard, 's avonds ingevroren en na afloop van de monsternamecampagne met vriestransport overgebracht naar het labo.

Voorafgaand aan de analyse werden de monsters (overnacht) ontdooid bij 5°C en gehomogeniseerd door manueel omzetten waarna een analyseportie werd genomen. De analyse werd uitgevoerd conform BAM/deel 1/04 met een segmented flow analyser na extractie met KCl.

Het volume van het labomonster dat op deze manier gegenereerd wordt, is merkkelijk groter dan dit na monstername volgens BAM. Niet alleen worden er 40 in plaats van 15 boorsteken genomen, alle bodem genomen, b.v. tot op 90cm diepte voor nitraat, wordt gebulkt tot één monster. Bij een BAM monstername wordt typisch één monster met een volume van ca. 1600ml gecollecteerd voor de eerste bodemlaag genomen met een 2 cm guts en twee monsters met ieder een volume van ca. 600ml voor de diepere lagen. Ieder van die monsters wordt individueel gehomogeniseerd en geanalyseerd. Bij de methode met stratificatie (SSRS-methode) wordt één monster van ca. 4800ml gecollecteerd. Dit bemoeilijkt het homogeniseren van het labomonster voorafgaand aan het nemen van een analyseportie aanzienlijk. Om dit te ondervangen én om een voldoende inzicht te krijgen in de analytische moeilijkheden die hierdoor veroorzaakt worden, werd ieder monster in drievoud geanalyseerd.





Figuur 28: gestratificeerd perceel met loting van twee maal veertig boorplaatsen (boven); GPS track van een dubbel monstername volgens het voorgestelde looppad respectievelijk voorgesteld in rood en blauw (onder)

ID	teelt	oppervlak	ID	teelt	oppervlak	ID	teelt	oppervlak
18107	zomertarwe	0,89	248209	grasland	4,12	118954	Grasland	1,33
40218	wintertarwe	4,58	260064	grasland	2,20	119155	Grasland	1,35
40691	grasland	3,55	260491	wintertarwe	1,80	120419	Grasland	1,35
41143	grasland	0,90	267727	grasland	2,44	121422	Grasland	1,41
44745	wintertarwe	0,80	335537	grasland	4,65	119340	Grasland	1,50
45029	grasland	0,53	342207	grasland	2,20	120001	Wintergerst	1,56
45177	grasland	1,03	342636	grasklaver	0,68	119927	Grasluzerne	1,57
76890	wintertarwe	1,45	390442	grasklaver	2,71	121391	Grasklaver	1,79
88258	wintertarwe	4,26	390771	grasland	0,99	120033	Grasland	1,84
92424	grasklaver	1,57	427621	grasland	3,19	120461	Grasland	1,84
99338	wintertarwe	0,94	440764	fauna	0,56	119024	Grasland	1,86
99555	grasland	1,27	450463	wintertarwe	3,28	118866	Grasland	1,91
115671	grasland	0,81	486850	wintertarwe	2,32	120459	Grasland	2,24
237011	wintertarwe	1,21	514559	wintertarwe	0,78	120215	Grasland	2,26
243517	grasland	2,21	118906	Wintergerst	0,37	121063	Grasland	2,27
120334	Grasland	0,39	119058	Wintertarwe	0,89	119192	Natuurlijk	2,31
120635	Grasland	0,43	119373	Wintertarwe	0,93	120098	Grasland	2,38
120723	Grasland	0,43	119644	Grasland	0,99	120819	Wintertarwe	2,45
119000	Grasland	0,53	118979	Grasland	1,00	119066	Wintergerst	2,54
119698	Grasland	0,54	119156	Grasland	1,00	121494	Grasland	2,59
120781	Grasklaver	0,62	120831	Grasland	1,00	120047	Wintertarwe	2,68
120071	Triticale	0,63	119049	Grasland	1,01	121128	Grasland	2,81
120521	Grasland	0,66	120135	Grasland	1,04	119510	Grasland	2,88

120790	Grasland	0,67	120034	Winterrogge	1,05	120295	Wintergerst	2,92
120460	Wintertarwe	0,74	120633	Wintergerst	1,10	121164	Grasland	3,10
119898	Grasland	0,76	119456	Grasklaver	1,15	121333	Grasland	3,16
120560	Grasland	0,78	119096	Grasland	1,18	120821	Grasland	3,17
119925	Wintergerst	0,85	119244	Grasland	1,21	121608	Wintergerst	3,23
119369	Grasland	0,86	119422	Grasland	1,25	119773	Wintergerst	3,27
120540	Grasland	0,86	118899	Grasland	1,30	119417	Triticale	3,62
120172	Grasland	4,47	120596	Grasland	5,28	120657	Grasland	5,29

Tabel 20: identificatie, teelt en oppervlak van de percelen bemonsterd voor nitraatresidu. Breedwerpig ingezaaide teelten.

ID	teelt	oppervlak	ID	teelt	oppervlak	ID	teelt	oppervlak
118845	Silomaïs	0,29	120396	appel	1,21	121263	Korrelmaïs	2,79
119052	Silomaïs	0,34	119335	Silomaïs	1,33	118961	Aardappelen	3,12
119221	Silomaïs	0,36	121358	Korrelmaïs	1,44	119235	Silomaïs	3,35
119734	Blauwe bessen	0,56	121314	Silomaïs	1,79	119800	Silomaïs	3,60
118938	Korrelmaïs	0,65	119003	Korrelmaïs	1,83	119814	Silomaïs	3,84
120194	Korrelmaïs	0,65	120937	Silomaïs	2,15	118908	Silomaïs	4,20
120175	Silomaïs	0,76	121366	Korrelmaïs	2,19	119615	Korrelmaïs	4,40
121504	appel	0,83	121514	Korrelmaïs	2,29	121555	Silomaïs	5,41
119241	Silomaïs	0,91	120489	Korrelmaïs	2,33	106273	Silomaïs	6,16
119360	Korrelmaïs	1,06	120289	Silomaïs	2,73			
121221	Silomaïs	1,09	119262	Voederbieten	2,76			

Tabel 21: identificatie, teelt en oppervlak van de percelen bemonsterd voor nitraatresidu. Teelten in rijen.

8.1.1.3 Methode bias

Er werd zowel voor wat betreft het nitraatresidu als voor de parameters Plantbeschikbaar fosfor (P-AL) als voor organisch koolstof (OC) een testreeks gelopen om na te gaan of er mogelijk sprake is van een methode bias bij de BAM-methode. Voor wat betreft nitraatresidu werden de resultaten gebruikt van de monsters genomen in kader van bepaling van de meetonzekerheid, zie Tabel 20 en Tabel 21. Voor de parameters P-Al en OC werd een initiële test uitgevoerd op een deel van de monsters genomen voor nitraatresidu en later aangevuld met extra monsters (Tabel 22). Hiervoor werd op een aantal percelen een enkelvoudige monsternamen uitgevoerd met zowel de BAM- als de SSRS-methode. Om de analyse onzekerheid te beperken werden alle monsters in duplo geanalyseerd. Op percelen groter dan 2 ha werd voor de BAM-methode één monster per 2 ha genomen en geanalyseerd waarna de resultaten werden gecombineerd voor vergelijking met de SSRS-methode.

Polygoon	Hoofddeelt	Oppervlak (ha)	Polygoon	Hoofddeelt	Oppervlak (ha)
143837	Suikerbieten	1,02	191989	Korrelmaïs	1,00
143840	Silomaïs	1,42	191990	Korrelmaïs	2,05
188395	Grasland	1,54	191991	Grasland	0,60
188396	Grasland	2,32	191993	Spinazie	0,60
188398	Grasland	1,96	191994	Spinazie	2,52
188399	Grasland	1,79	191995	Suikerbieten	3,83
188400	Grasland	1,09	191998	Grasland	0,35
189846	Silomaïs	4,55	192002	Silomaïs	1,01
189847	Silomaïs	1,49	192003	Silomaïs	7,27
189848	Meerjarig fruit	3,89	192010	Grasland	0,58
189850	Meerjarig fruit	3,97	192011	Grasland	0,99
189854	Grasland	3,41	192013	Silomaïs	0,24
189855	Cichorei	5,16	192015	Graskruiden	1,22
189856	Suikerbieten	0,68	192017	Meerjarig fruit	2,92
189857	Suikerbieten	3,70	192028	Silomaïs	0,44
189858	Wintertarwe	4,69	192037	Silomaïs	3,55
189859	Wintertarwe	2,29	192043	Graskruiden mengsel	0,11
189860	Suikerbieten	3,41	192052	Suikerbieten	0,67
189861	Wintertarwe	1,28	192053	Wintertarwe	1,12
189862	Wintertarwe	0,65	192055	Grasland	2,35
189864	Wintertarwe	2,28	192056	Faunamengsel	0,69
189865	Wintertarwe	0,78	192057	Faunamengsel	0,50
191981	Voederbieten	1,49	192059	Graskruiden	0,29
191982	Wintergerst	0,43	192060	Silomaïs	2,11
191983	Korrelmaïs	0,63	192061	Silomaïs	0,91
191984	Korrelmaïs	6,72	192064	Silomaïs	3,51
191985	Korrelmaïs	2,31	192065	Faunamengsel	1,16
191986	Korrelmaïs	3,62	192067	Faunamengsel	0,54
191987	Korrelmaïs	6,11	192069	Faunamengsel	0,51
191988	Korrelmaïs	0,90	192070	Faunamengsel	0,80

Tabel 22: percelen bemonsterd met SRSS en BAM voor de bepaling van P-AL en OC

8.1.2 Berekening van de meetonzekerheid

Wanneer een aantal percelen meerdere malen bemonsterd worden waarna ieder monster meervoudig geanalyseerd wordt, kunnen de bijdragen aan de meetonzekerheden van monsternamen en analyse berekend worden als volgt.

De totale relatieve variantie, veroorzaakt door zowel monsternamen als analyse kan, onder de veronderstelling van constante variantie over het volledige meetbereik, berekend worden als de gepoolde variantie over alle percelen:

$$s_{\mu,MA}^2 = \frac{\sum_i (n_i - 1) s_{\mu p,i}^2}{\sum_i (n_i - 1)}$$

Met $s_{\mu,MA}^2$ de gepoolde relatieve variantie door monsternamen en analyse, i de percelen die bemonsterd werden en $s_{\mu p,i}^2$ de relatieve variantie van de gemiddelde meting voor ieder van de monsters. Waarbij de relatieve varianties berekend worden als het kwadraat van de variatiecoëfficiënt:

$$s_{\mu}^2 = \frac{s^2}{\mu^2}$$

Identiek kan de variantie veroorzaakt door enkel de analyse, s_A^2 , berekend worden uit de multiële meting op ieder van de monsters.

De variantie veroorzaakt door de monsternamen wordt dan gegeven door:

$$s_{\mu,M}^2 = s_{\mu,MA}^2 - \frac{s_{\mu,A}^2}{j}$$

Met j het aantal analyses per monster.

8.1.3 Methode bias of bias veroorzaakt door de monsternamen.

De bias veroorzaakt doordat bij de BAM-monsternamen enkel de diagonalen bemonsterd worden, dan nog met mogelijk uitsluiting van een aantal zones die als “niet representatief” worden beoordeeld door de monsternemer, kan niet berekend worden op basis van deze beperkte dataset. Hiervoor zou ieder op perceel een veelvoud van monsternamen moeten worden uitgevoerd voldoende om de variantie van de monsternamen te compenseren om de gemiddelden vrij van monsternamenvariantie (of zo goed als) te vergelijken.

Zowel de grootte als de richting van de door BAM veroorzaakte bias zal verschillend zijn voor ieder perceel omdat die afhangt van hoe (weinig) representatief het nitraatprofiel over de diagonalen is voor het gemiddelde over het volledige perceel. Het kan echter wel interessant zijn om een voorzichtige voorspelling te kunnen maken voor het gevolg van het aanpassen

van de methode voor het areaal Vlaanderen. Met andere woorden om te proberen antwoorden op de vraag of er een verschuiving naar boven dan wel naar onder van het gemeten gehalte (nitraat, fosfor,...) verwacht kan worden voor de groep van alle bemonsterde percelen.

Om dit in te schatten werd op een aantal percelen voor nitraat, P-Al en O.C., zowel een BAM- als een SSRS-monsternamen uitgevoerd. Een eventuele bias of trend tussen de twee monsternamen kan dan onderzocht worden op basis van een lineair model waarbij de BAM-resultaten gebruikt worden als schatter voor het SSRS-resultaat. Wanneer dit model een helling vertoont die statistisch significant verschillend is van helling 1 is er sprake van een methode bias. Er werd bij de verwerking van de resultaten geen onderscheid gemaakt tussen breedwerpig ingezaaide percelen of die met teelten in rijen.

Een eventuele bias kan berekend worden door het fitten van een lineair model waarbij de resultaten bekomen met de SSRS-methode (x_{SSRS}) gebruikt worden als predictor voor de BAM-waarden (Y_{BAM}):

$$y_{BAM} = a \cdot x_{SSRS}$$

De onzekerheidsenveloppe rond het model kan dan, in functie van de concentratie van de predictor, berekend worden als:

$$\hat{y}_h \pm t_{(1-\alpha/2, n-2)} \times \sqrt{MSE \times \left(\frac{1}{n} + \frac{(x_h - \bar{x})^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \right)}$$

$$MSE = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-2} = \frac{SSE}{n-2}$$

Met y de BAM-waarden en x de SSRS waarden, en de bias als de afwijking van de berekende helling a t.o.v. de bissectrice ($a=1$). Dit systeem heeft het voordeel dat de afwijking van de idealiteit grafisch kan geëvalueerd worden in functie van de concentratie. De onzekerheid op de bepaling van de bias kan berekend worden uit de onzekerheid op a vermenigvuldigd met de t-factor voor het 95% interval. Het interval waarin de bias mag verondersteld worden is dan:

$$[a - t_{0,95,n-2} u_a, a + t_{0,95,n-2} u_a]$$

En de totale bias B kan worden berekend als:

$$B = a - 1 + t_{0,95,n-2} u_a$$

Wanneer de afwijking tov $b=1$ niet significant is wordt de bias gelijkgesteld aan nul.

8.2 Resultaten en bespreking

8.2.1 Monsternamemeetonzekerheid

8.2.1.1 Nitraatresidu

Zoals beschreven in 3.1 is de totale meetonzekerheid samengesteld uit bijdragen aan de variantie van zowel monstername als analyse. Wanneer meer dan één analyse wordt uitgevoerd kan de totale meetonzekerheid U_{totaal} berekend worden als:

$$U_{\text{totaal},\%} = 100.2 \sqrt{s_{MA}^2} = 100.2 \sqrt{s_M^2 + \frac{s_A^2}{n}}$$

Met S_M^2 en S_A^2 de varianties veroorzaakt door respectievelijk monstername en analyse en n het aantal metingen dat wordt uitgevoerd op de het laboratoriummonster.

In Tabel 23 wordt de analytische meetonzekerheid gegeven wanneer respectievelijk een enkele, twee of drie analyseporties worden geanalyseerd. Hieruit kan besloten worden dat een analyse in tweevoud een niet te onderschatten verbetering van de meetonzekerheid met zich meebrengt maar het uitvoeren van een derde analyse nog slechts voor een beperkte daling van de analytische meetonzekerheid zorgt. Of er al dan niet een derde analyse wordt uitgevoerd, zal dan ook eerder beslist worden vanuit kwaliteitstechnisch oogpunt. De bewaartermijn van de monsters eindigt na het uitvoeren van de monstervoorbehandeling door het inbrengen van een overmaat aan zuurstof bij het omzetten van de monsters. Een hermeten van het monster wanneer de twee waarden sterk verschillen is dan niet meer mogelijk. Vanuit dit opzicht kan het beter zijn om meteen een derde analyse uit te voeren.

$U_{A,\%}$	$U_{tA,\%}$	$U_{A,\%}$
1 analyse	2 analyses	3 analyses
29	21	16

Tabel 23: totale meetonzekerheid in functie van het aantal geanalyseerde porties

Het berekenen van de gemiddelde meetonzekerheid inclusief de monstername is echter niet even eenvoudig. In Figuur 29 en Figuur 30 worden de histogrammen en empirische cumulatieve distributiefuncties gegeven voor de absolute waarden van de relatieve (%) verschillen tussen twee monsternames. Dit is een schatting van de totale meetonzekerheid (monstername én analyse) op perceelsniveau.

Voor teelten in rijen (Figuur 30) bedraagt de mediaan van de verschillen ca. 20% en zijn de verschillen normaal verdeeld. Hier kan een totale meetonzekerheid van 25% worden berekend.

Bij breedwerpig ingezaaide teelten (Figuur 29) tonen de resultaten een minder eenvoudige situatie. Niet alleen zijn de verschillen niet normaal verdeeld, de dataset toont duidelijk het bestaan van twee nodes. Bij de grootste node die negentig percent van de percelen bevat stellen we een mediaanverschil van ca. 20% vast wat sterk vergelijkbaar is met de situatie bij

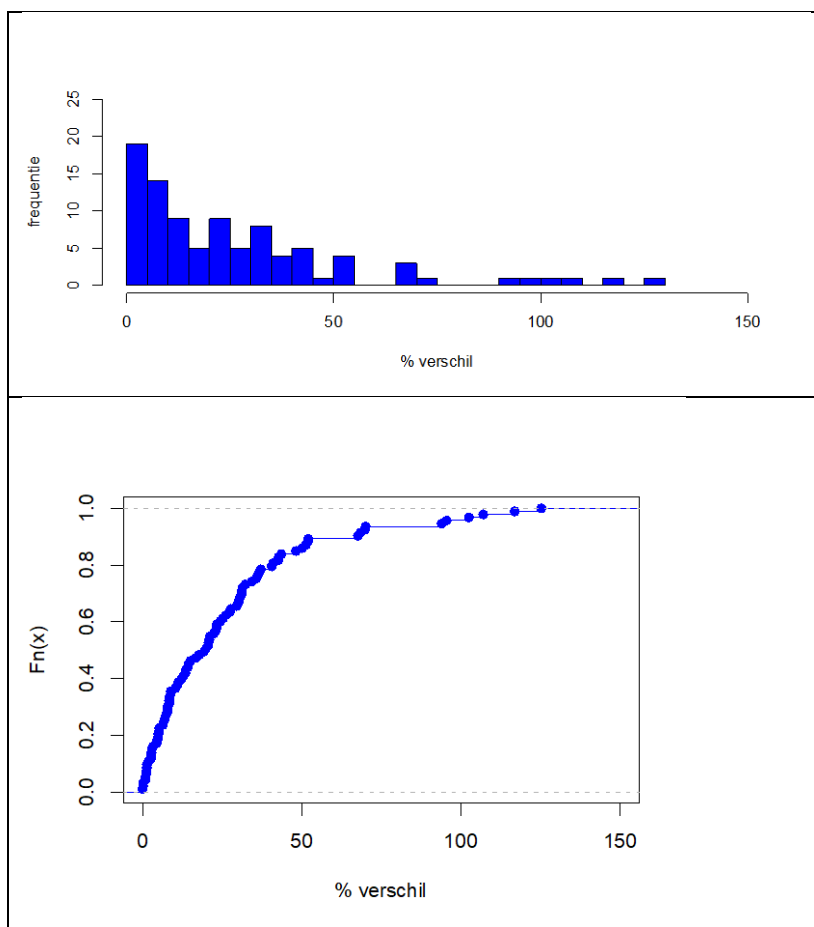
teelten in rijen. De verdeling is evenwel iets breder en duidt op een totale meetonzekerheid van 30%. Er is echter ook een tweede node aanwezig, met daarin ongeveer tien percent van de percelen, waarvoor de verschillen tussen de twee monsternames gemiddeld 100% bedragen. Het bestaan van een tweede node met merkbaar grotere onzekerheden is hier niet onverwacht. In §7.2 werd al vastgesteld dat voor een beperkt aantal percelen de monsternamevariantie hoog blijft, ongeacht het aantal genomen boorsteken. Het is dan ook eerder geruststellend dat de theoretische voorspelling ook op dit punt klopt.

Ongeacht het aantal boorsteken zullen er dan ook steeds percelen zijn waarop rekening gehouden moet worden met een hoge meetonzekerheid als gevolg van een onverwacht hoge veldvariabiliteit. Belangrijk hierbij is dat het niet correct is om de tweede node op te nemen in de berekening van de meetonzekerheid. Gezien het grote verschil tussen de onzekerheid bij de twee nodes (ca. 30% vs. ca. 100%) zou dit resulteren in een grove overschatting van de meetonzekerheid voor negen op de tien percelen. Zeker wanneer rekening moet gehouden worden met de meetonzekerheid bij het opstellen van de regelgeving zou dit de beoogde resultaten sterkt compromitteren.

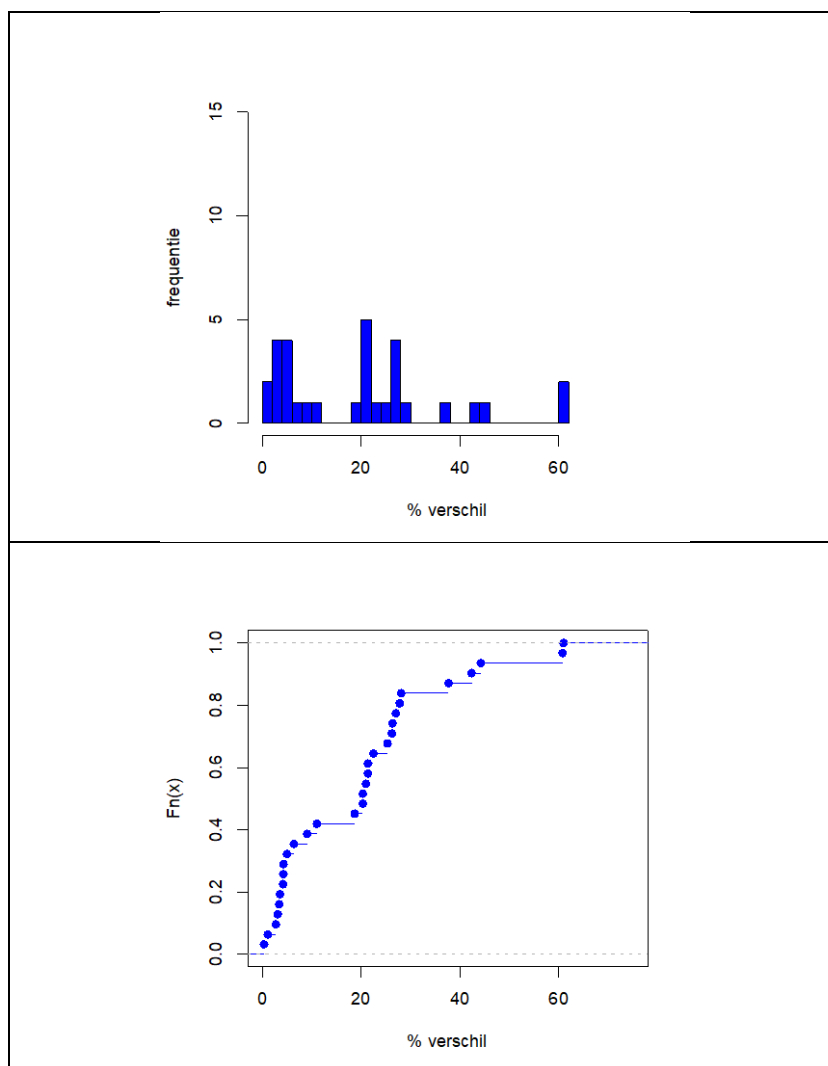
Deze dataset is te beperkt om er predictoren voor de tweede node uit te destilleren. Noch het nitraatresidu zelf noch teelt, oppervlakte of andere gekende eigenschappen van de betrokken percelen kunnen, voor zover we hier kunnen zien, dienen als een significant criterium om een abnormaal hoge veldvariabiliteit te veronderstellen.

Uit deze resultaten kan ook, zij het dan beperkt, de invloed van randvoorwaarden zoals de grootte van het nitraatresidu en de perceelsoppervlakte op de te verwachten verschillen tussen twee monsternames ingeschat worden. Noch van het nitraatresidu noch van de perceelsoppervlakte wordt een significante invloed verwacht (Pearson correlatie test op 95% significantie) en dit zowel bij breedwerpig ingezaaide teelten als bij teelten in rijen. Het is dus niet zo dat bij percelen met een hoog nitraatresidu grotere (relatieve) verschillen mogen verwacht worden tussen twee monsternames dan bij percelen met een laag nitraatresidu. Uitzondering hierop zijn percelen met een zeer laag residu, pakweg een tiende van de drempelwaarde, waar de meetonzekerheid hoger zal zijn door een hogere analysevariantie. Bij vergelijken met de drempelwaarden veroorzaakt dit echter geen probleem omdat de concentraties dan sowieso een factor tien lager zullen zijn dan de drempelwaarde.

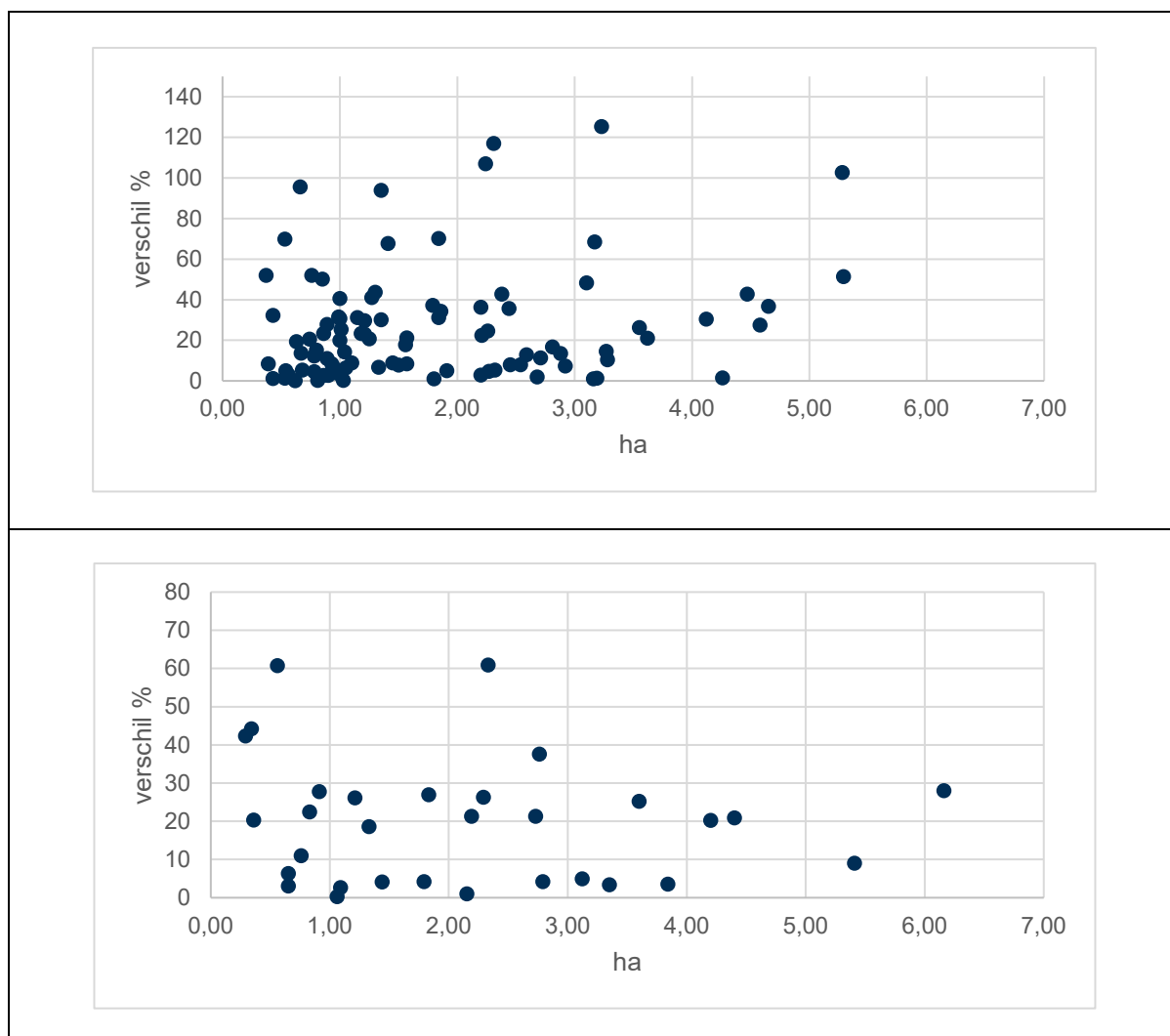
Het feit dat we geen invloed van de perceelsgrootte kunnen vaststellen op de relatieve verschillen heeft een of eerder twee belangrijke gevolgen voor de monsternameprocedure. De perceelsgrootte moet niet meer beperkt worden tot 2ha, zolang op een perceel eenzelfde teelt staat (stond) en dezelfde bemesting werd toegepast mag het perceel met één monster gemeten worden. Omgekeerd zien we aan de andere kant van het spectrum, bij zeer kleine percelen ook geen kleinere verschillen optreden. Het blijft dan ook noodzakelijk om ook hier met 40 boorsteken te bemonsteren. Dit was op theoretische basis te verwachten gezien de veldvariantie en niet de oppervlakte van het perceel de bepalende factor is voor het aantal nodige boorsteken maar wordt hier op een praktische manier gestaafd. Het was belangrijk om dit aan te tonen, voor een monsternemer lijkt het immers raar dat ook op percelen maar zo groot als de spreekwoordelijke zakdoek ook een groot aantal boorsteken nodig zijn.



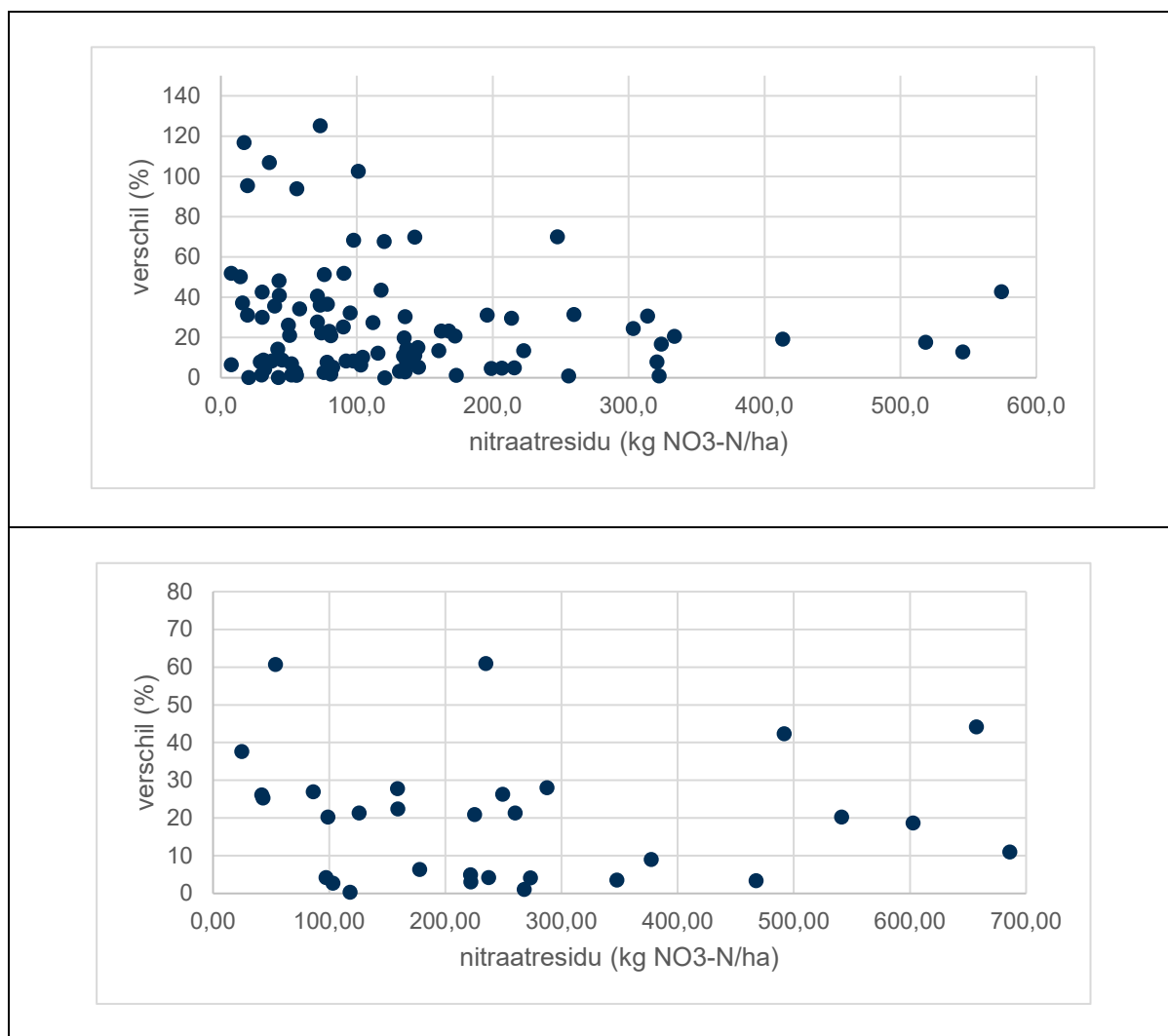
Figuur 29: histogram (boven) en empirische cumulatieve distributiefunctie (onder) van de relatieve procentuele verschillen voor het nitraatresidu over alle percelen bij breedwerpig ingezaaide teelten.



Figuur 30: histogram (boven) en empirische cumulatieve distributiefunctie (onder) van de relatieve procentuele verschillen voor het nitraatresidu over alle percelen bij teelten in rijen.



Figuur 31: relatieve verschillen tussen de twee monsternames in functie van het perceelsoppervlakte bij breedwerpig teelten (boven) en teelten in rijen (onder)



Figuur 32: relatieve verschillen tussen de twee monsternames in functie van het gemiddelde nitraatresidu bij breedwerpigteelten (boven) en teelten in rijen (onder)

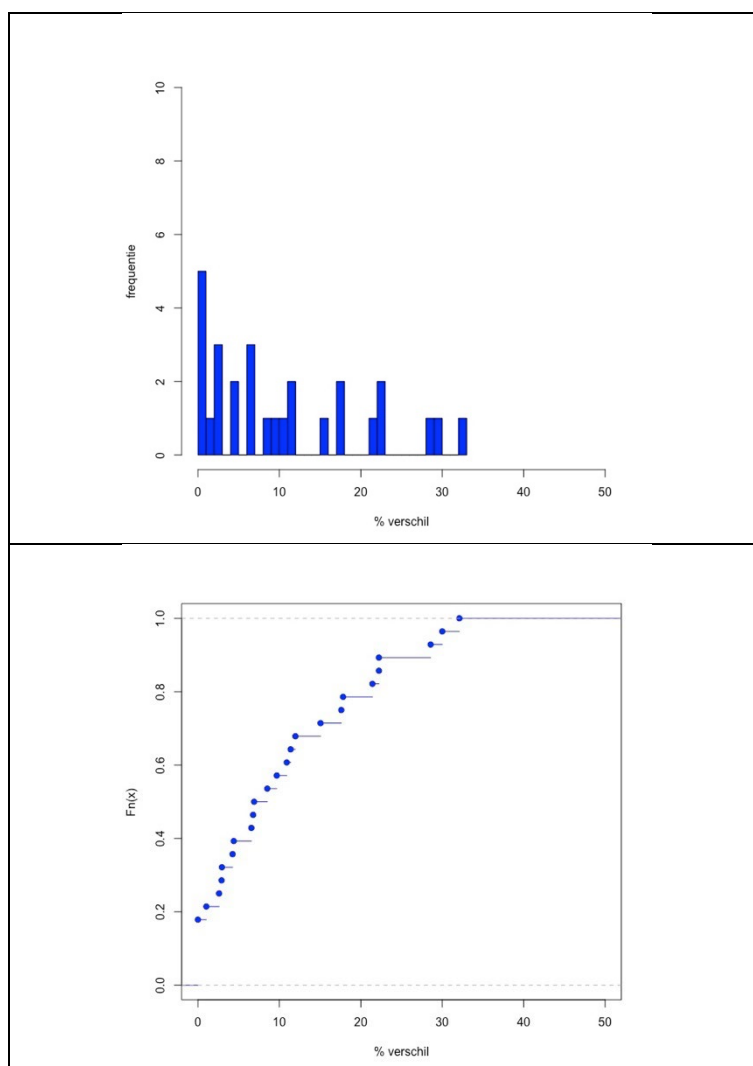
8.2.1.2 Plantbeschikbaar fosfor

Op de percelen, zie Tabel 20, die in duplo werden bemonsterd volgens de SSRS-methode werd naast nitraat ook plantbeschikbaar fosfaat bepaald. Een subset hieruit, enkel deze kleiner dan 2ha, werd bemonsterd volgens BAM voor bepaling van P-AL. De resultaten voor variantie en meetonzekerheid voor monsternamen en analyse worden gegeven in Tabel 24. We zien slechts een beperkte invloed van de monsternamen methode, waarschijnlijk als gevolg van een kleinere veldvariantie voor P-AL op de betrokken percelen. De resultaten zijn goed vergelijkbaar met een meetonzekerheid van ca. 25% uit ringtesten, daar iets groter omdat in ringtesten onderlinge verschillen tussen labo's deel uitmaken van de gemeten variantie. De invloed van percelen met erg grote verschillen tussen twee monsternamen zoals bij nitraat is hier veel minder aanwezig, zie ook Figuur 33 voor een histogram en de empirische cumulatieve distributiefunctie van de relatieve verschillen tussen de twee SSRS-monsters.

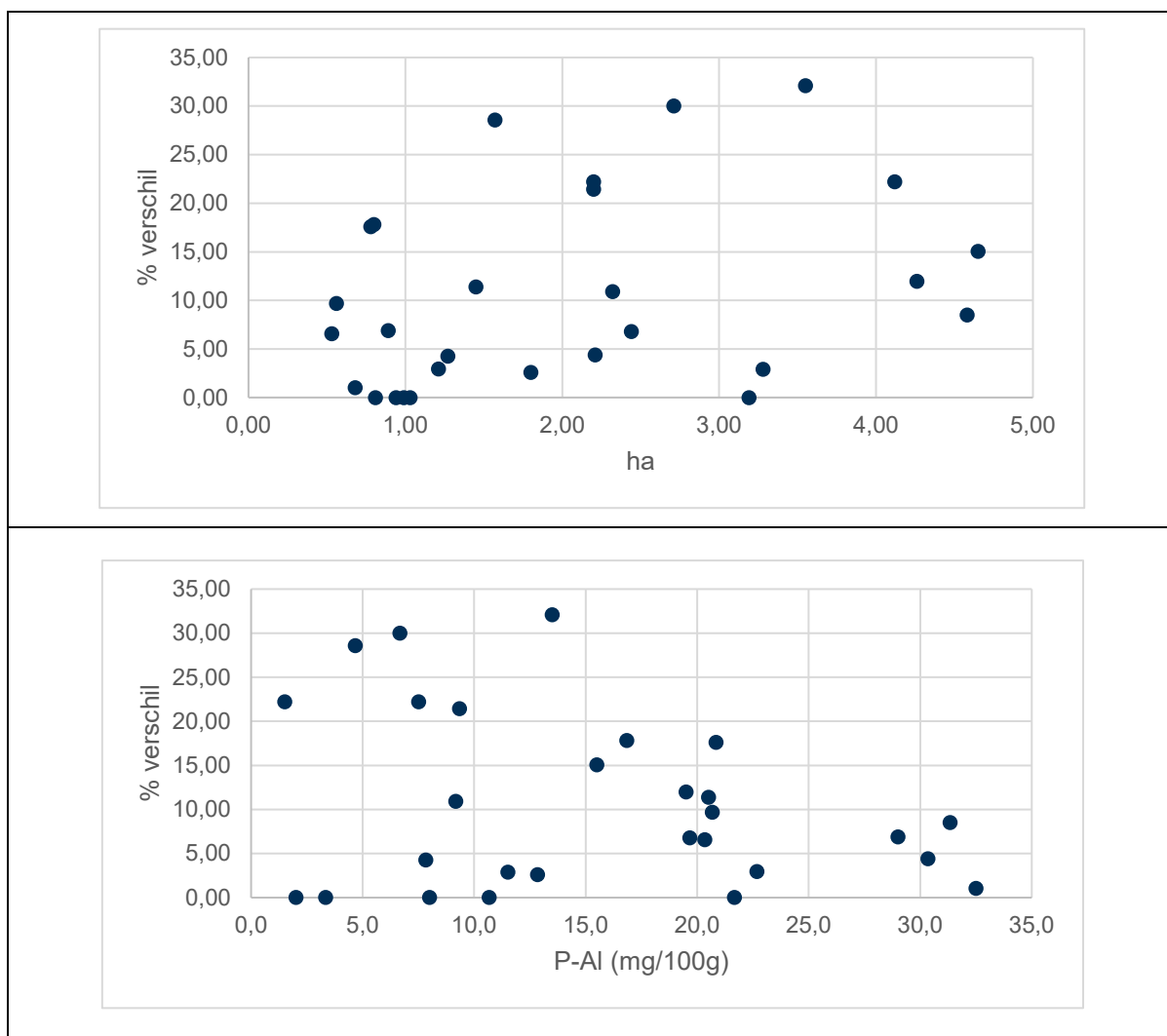
Ook hier werd onderzocht of er een eventuele invloed kan worden waargenomen van de perceelsgrootte of de P-AL concentratie, de resultaten worden voorgesteld in Figuur 34. De P-AL concentratie schijnt ook hier geen invloed te hebben op de reproduceerbaarheid. Voor de perceelsgrootte wordt een licht dalende trend waargenomen, de reproduceerbaarheid zou dan beter zijn voor grotere percelen. Dit moet wel met de nodige omzichtigheid geïnterpreteerd worden gezien het beperkt aantal datapunten. Belangrijk is wel dat er geen verhoging van de verschillen wordt vastgesteld voor percelen groter dan 2ha en de methode dus ook voor P-AL gebruikt kan worden op grotere percelen zonder noodzaak voor opdelen in deelpercelen kleiner dan 2ha.

	$s^2_{\mu MA}$	$U_{MA, \%}$
SSRS	0,0056	15
BAM	0,0077	18

Tabel 24: variantie en meetonzekerheid voor respectievelijk monsternamen en analyse (op 1 analyseportie) bij de bepaling van P-AL.



Figuur 33: histogram (boven) en empirische cumulatieve distributiefunctie (onder) van de relatieve procentuele verschillen voor P-AI.



Figuur 34: relatieve verschillen tussen twee monsternames in functie van perceelsgrootte (boven) en P-Al-gehalte(onder)

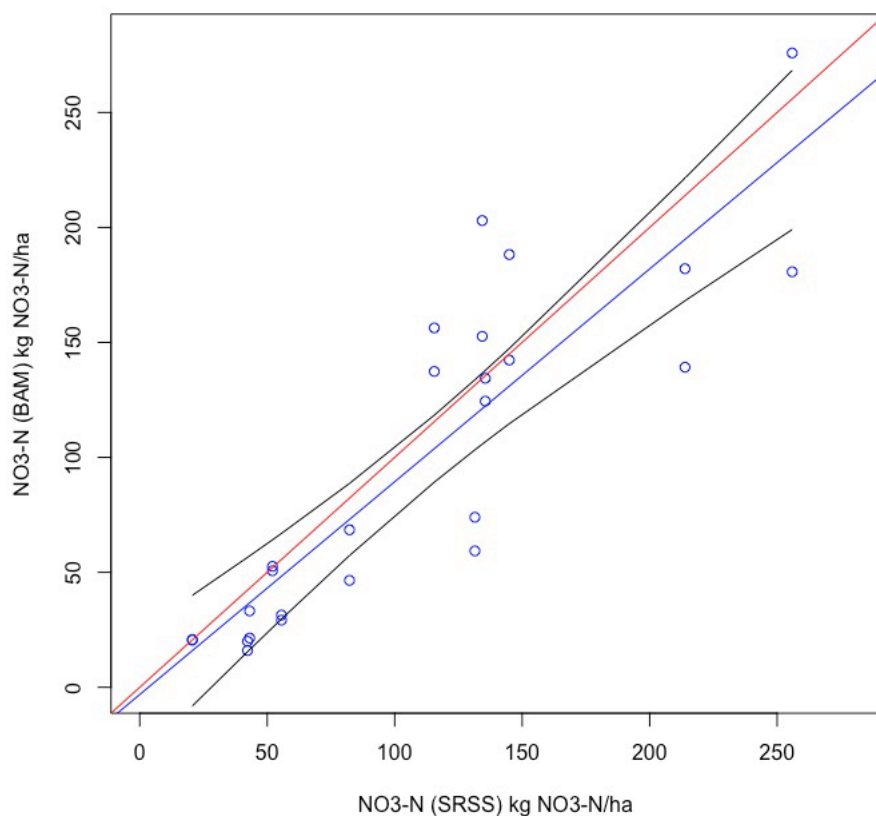
8.2.2 Methode bias

8.2.2.1 Nitraatresidu

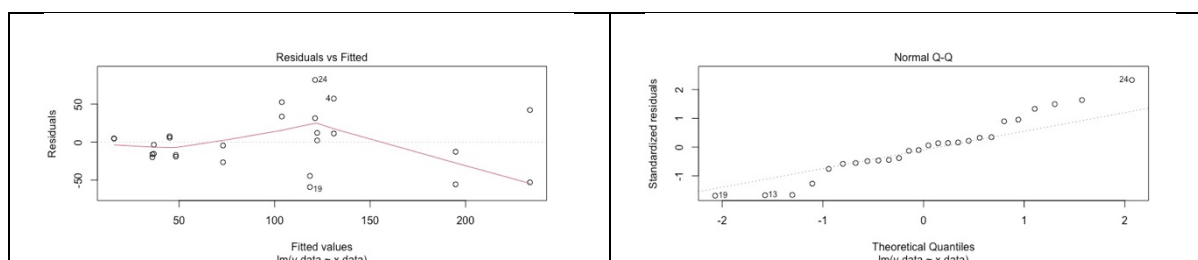
De eventuele invloed van het aanpassen van de monsternamemethodiek op de grootte van het gemeten nitraatresidu over het volledige areaal of over een beperkter aantal percelen zoals in het geval van een bedrijfsevaluatie werd nagegaan door een lineair model te berekenen tussen respectievelijk de BAM- en SSRS-waarden. Details van het model worden gegeven in Tabel 25 en grafisch voorgesteld in Figuur 35. Een evaluatie van het model wordt gegeven in Figuur 36, de modelafwijking is acceptabel en er zaten geen uitbijters met belangrijke invloed op de resultaten in de dataset. De richtingscoëfficiënt van het lineair model vertoont geen significant verschil op het 95%-niveau met richtingscoëfficiënt = 1. Dit wil dus zeggen dat er geen verhoging of verlaging moet verwacht worden voor een verzameling van percelen wanneer wordt overgeschakeld van BAM-monstername naar SSRS-monstername.

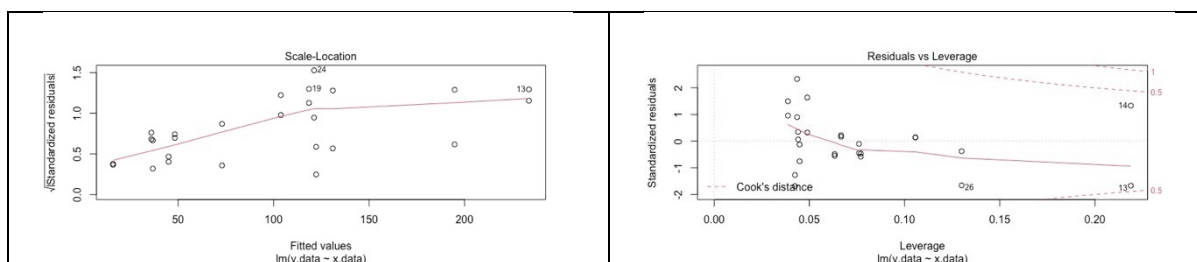
	value	standard error
Intercept	-3,1	13,4
Helling	0,926	0,104

Tabel 25: lineair model voor restnitraat na monstername met SRSS(x) versus BAM (y).



Figuur 35: lineair model voor restnitraat na monstername met SRSS(x) versus BAM (y). Lineair model: blauwe lijn. De zwarte lijnen stellen het 95% betrouwbaarheidsinterval rond het lineair model voor. De rode lijn is de bissectrice waarvoor BAM=SRSS





Figuur 36: evaluatie van het lineair model voor restnitraat na monstername met SRSS(x) versus BAM (y).

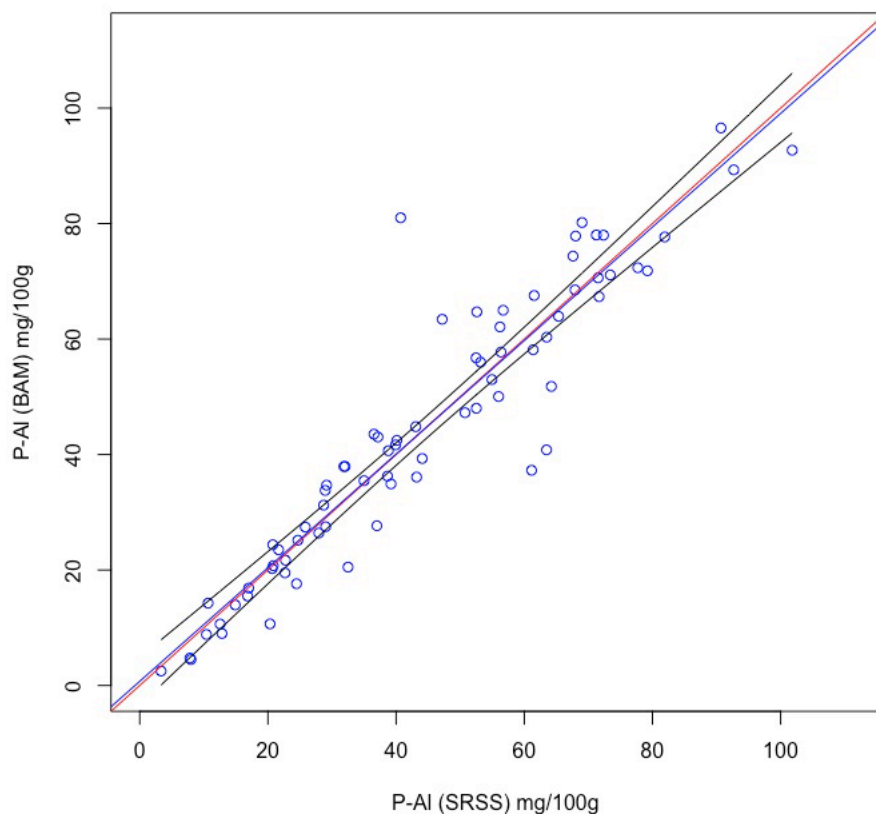
8.2.2.2 Plantbeschikbaar fosfor (P-AI) en Organisch koolstof (OC)

In Tabel 26 en Tabel 27 worden de details van het lineair model gefit op de resultaten voor plantbeschikbaar fosfor en organisch koolstof na monstername volgens de SRSS methode respectievelijk de BAM-methode gegeven. De modellen worden grafisch voorgesteld in Figuur 37 voor P-AI en Figuur 39 voor OC, een evaluatie van de modellen wordt gegeven in Figuur 38 voor P-AI en Figuur 40 voor OC. Voor beide datasets zijn de model afwijkingen acceptabel en er zijn geen uitbijters aanwezig in de dataset.

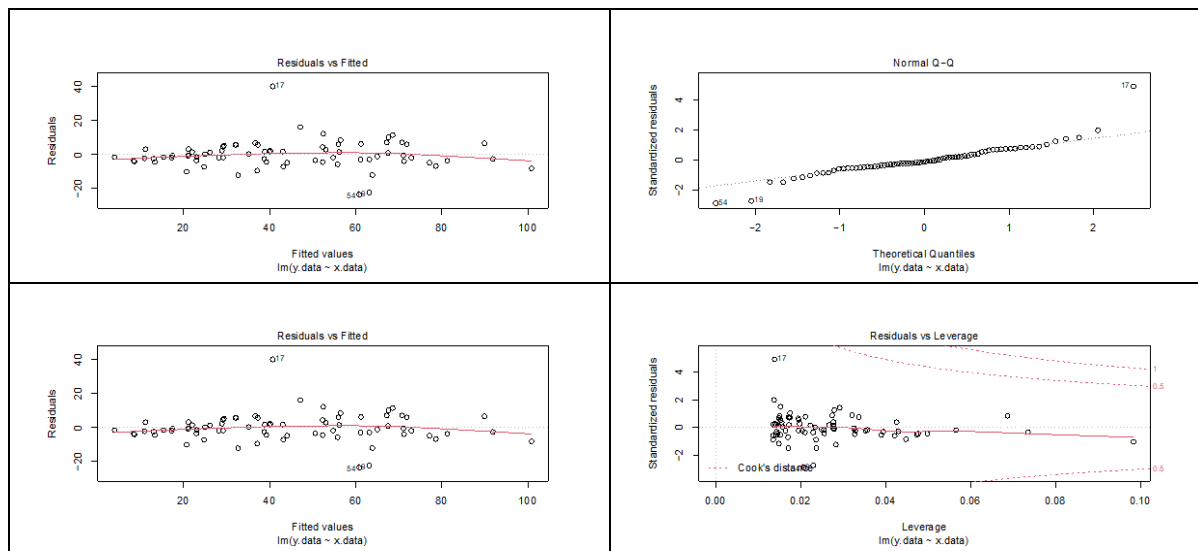
De resultaten voor zowel P-AI als OC wijzen op het ontbreken van een methode bias. In beide modellen is de helling van het model niet significant (95%) verschillend van helling = 1.

	value	standard error
Intercept	0,724	2,089
Helling	0,983	0,042

Tabel 26: lineair model voor plantbeschikbaar fosfor na monstername met SRSS(x) versus BAM (y).



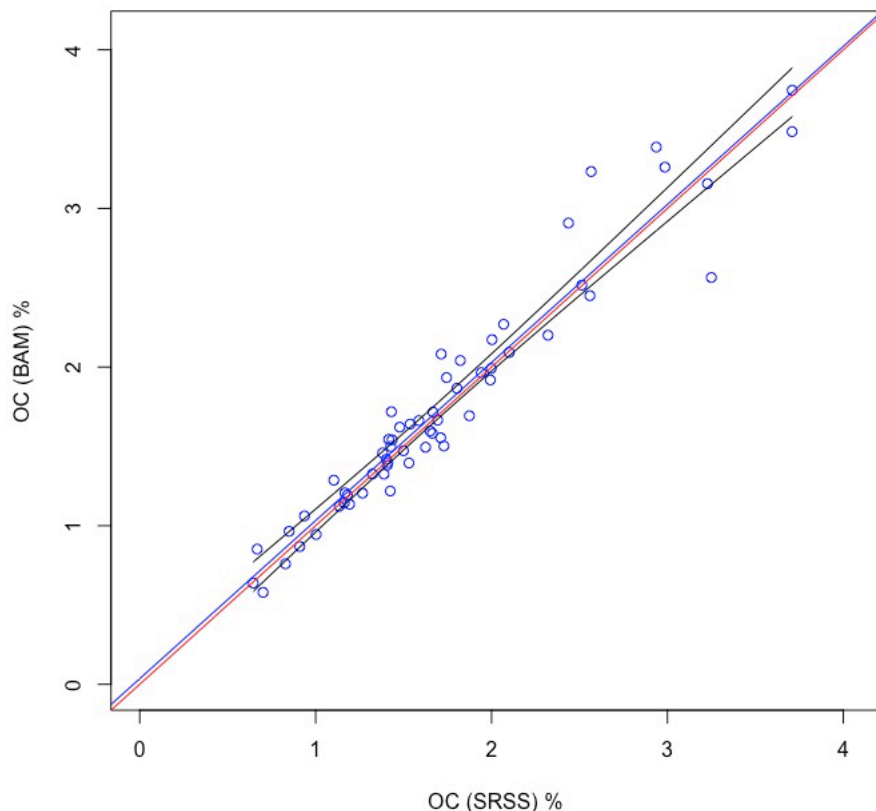
Figuur 37: lineair model voor plantbeschikbaar fosfor na monsternamen met SRSS(x) versus BAM (y). Lineair model: blauwe lijn. De zwarte lijnen stellen het 95% betrouwbaarheidsinterval rond het lineair model voor. De rode lijn is de bissectrice waarvoor BAM=SRSS



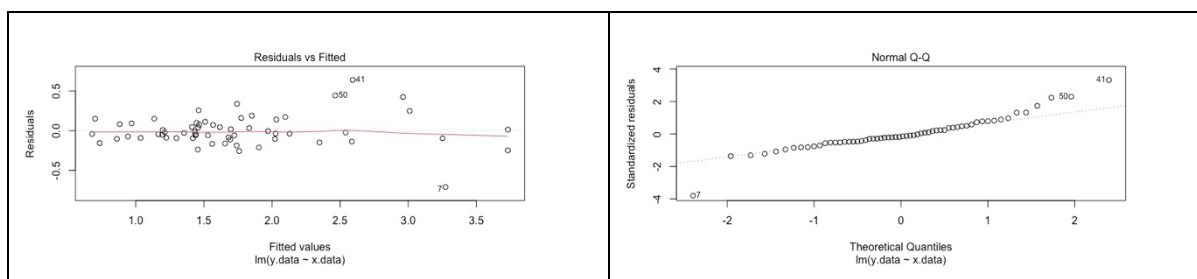
Figuur 38: evaluatie van het lineair model voor plantbeschikbaar fosfor na monsternamen met SRSS(x) versus BAM (y).

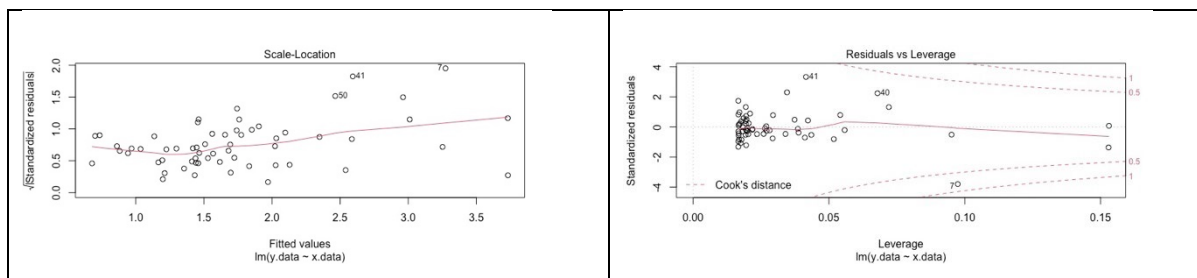
	value	standard error
Intercept	0,036	0,067
Helling	0,996	0,036

Tabel 27: lineair model voor organisch koolstof na monstername met SRSS(x) versus BAM (y).



Figuur 39: lineair model voor organisch koolstof na monstername met SRSS(x) versus BAM (y). Lineair model: blauwe lijn. De zwarte lijnen stellen het 95% betrouwbaarheidsinterval rond het lineair model voor. De rode lijn is de bissectrice waarvoor BAM=SSRS





Figuur 40: evaluatie van het lineair model voor organisch koolstof na monstername met SRSS(x) versus BAM(y).

9 SAMENVATTING EN BESLUIT

ONDERZOEKSMETHODIEK

In dit onderzoek werd een monsternamemethode voor monsternamen van bodem op landbouwpercelen ontwikkeld. De methode moet toelaten om, vooral voor de parameter nitraat, te meten zonder bias en met aanvaardbare reproduceerbaarheid. Zonder bias om toe te laten het risico van uitspoeling naar grond- en oppervlaktewater correct te beoordelen, met aanvaardbare reproduceerbaarheid om het gebruik van het nitraatresidu als beleidsinstrument toe te laten.

In eerste instantie werd een beperkt proefschema uitgevoerd om na te gaan of het mogelijk was om met een identieke inspanning als bij de huidige methode betere resultaten te verkrijgen. Hiervoor werden twee mogelijke pistes bewandeld. Eerst werd met veldproeven nagegaan of met een andere spreiding van de boorsteken over het perceel een verbetering van de reproduceerbaarheid kon bekomen worden. Ook werd, door op een aantal bedrijven alle percelen te bemonsteren, uitgetest of het bemonsteren van meerdere percelen op eenzelfde bedrijf zonder aanpassen van de methode een invloed had of kon hebben op de interpretatie van de resultaten.

Het aanpassen van de manier waarop de huidige vijftien boorsteken genomen worden, geeft geen aanleiding tot een betere reproduceerbaarheid. Monsternamen en analyse van meer dan één perceel per bedrijf en teeltsoort vangt tot op zekere hoogte de onzekerheid rond de meetwaarden op maar onvoldoende om de slechte reproduceerbaarheid van de huidige methode te compenseren. Gezien echter de verschillen gemeten tussen percelen met eenzelfde teelt op een enkel bedrijf zou dit wel een meerwaarde kunnen hebben bij gebruik van een betere monsternamemethode.

Gezien er geen oplossing gevonden werd om met een identieke inspanning een betere monsternamen uit te voeren werd een volledig nieuw protocol ontwikkeld. Hiervoor werd eerst op basis van een groot aantal metingen de geostatistische verdeling van restnitraat in de bodem in kaart gebracht. Met de resultaten uit deze experimenten kon dan een theoretisch model opgesteld worden waarmee het mogelijk was om een inschatting te maken van het aantal boorsteken nodig voor de gewenste reproduceerbaarheid. Tegelijkertijd werd er overgeschakeld naar een statistisch verantwoorde manier van monsternamen om een bias in de resultaten van een enkel perceel te vermijden.

Dit resulteerde in een nieuwe monsternamen methode van het type “Stratified Simple Random Sampling” of SSRS waarbij 40 boorsteken genomen worden op vooraf gelote plekken. Er wordt afgezien van de noodzaak van een 2cm diameter boor voor de eerste bodemlaag en het collecteren van drie aparte monsters per 30cm diepte. De extra inspanning nodig om met een bredere boor te werken draagt onvoldoende bij aan het verbeteren van de methode. Het collecteren van drie monsters op verschillende dieptes veroorzaakt een essentiële verhoging van de variantie als gevolg van de onzekerheid op de effectieve diepte van de boorsteek. Verder wordt er slechts één enkel veldmonster overgebracht naar het labo waar de analyse in twee- of drievoud wordt uitgevoerd waarmee de variantie veroorzaakt door deelstaalnamen en analyse beperkt wordt. Een opsomming met de grootste verschillen tussen de BAM- en SSRS-methode wordt gegeven in Tabel 28.

BAM	SSRS
• 15 Boorsteken langs de perceelsdiagonaal. • De randzone wordt niet bemonsterd, de monsternemer mag specifieke zones uitsluiten. • Meting in 3 horizonten (30, 60, 90cm). • Drie analyses in enkelvoud voor ieder van de horizonten, de resultaten worden gesommeerd. • De laag 0-30cm wordt bemonsterd met een 2cm guts, voor de andere lagen mag een smallere guts gebuikt worden. • Beperkt tot percelen kleiner dan of gelijk aan 2ha.	• 40 Boorsteken op vooraf gelootte locaties over het volledige perceel. • Er worden geen zones uitgesloten. • Meting in één horizont 0-90cm • Analyse in tweevoud van het veldmonster 0-90cm. Eis voor het maximaal toegelaten verschil tussen de twee metingen • Guts met boordiameter van 13mm voor de volledige diepte • Beperkt tot percelen kleiner dan of gelijk aan 5ha

Tabel 28: grootste verschillen tussen de BAM- en SSRS-methode

RESULTATEN

Het resultaat of beter de kwaliteit bekomen met de SSRS methode werd bepaald door verspreid over meerdere jaren een paar tientallen percelen in veelvoud te bemonsteren, al dan niet in vergelijking met de BAM methode. Hieruit blijkt dat voor de bepaling van nitraatresidu een operationele meetonzekerheid van 30% kan gehanteerd worden.

Nitraat is niet de enige parameter die conform de regelgeving moet gemeten worden en al zeker niet de enige die van interesse is voor de landbouwer. Om de investering in een monstername zoveel als mogelijk te laten opbrengen is het dan ook belangrijk dat ook andere parameters met goed resultaat gemeten kunnen worden op de monsters. Gezien zijn temporeel transiënt gedrag in de bodem is de variantie van nitraat een stuk groter dan die van andere parameters. Een methode die goede resultaten geeft voor nitraat zal mutatis mutandis dan ook meer dan waarschijnlijk voldoen voor bijvoorbeeld fosfor, koolstof, metalen, ... Bij een aantal veldproeven werden de monsters daarom niet enkel voor nitraat maar ook voor plantbeschikbaar fosfor en organisch koolstof geanalyseerd. Voor plantbeschikbaar fosfor wordt een meetonzekerheid van ca. 20% verwacht.

Ongeacht het feit dat we er op zuiver theoretische basis mogen van uit gaan dat de bemonsteringsdichtheid wanneer voldoende voor de bepaling van restnitraat ook voldoende zal zijn voor andere parameters stelt zich nog een probleem met de BAM-monsternamemethode dat nooit eerder belicht werd. De BAM-methode, die ingedeeld moet worden bij de “gerieflijkheids” monstername methodes is per definitie niet vrij van bias. Op ieder perceel zal er een verschil zijn tussen de werkelijke samenstelling van de bodem over het volledige perceel en het resultaat van de BAM-methode. Dit verschil wordt veroorzaakt door het nemen van alle monsters op de perceelsdiagonalen. Een monster genomen op de diagonalen zal enkel een correct resultaat opleveren in het geval dat de samenstelling langs de diagonalen identiek is aan deze op de rest van het perceel. Dit ongeacht hoeveel

boorsteken genomen worden of hoe dikwijls de monstername herhaald wordt. In het specifieke geval van de BAM-methodiek wordt dit nog verder in de hand gewerkt door de monsternemer toe te laten bepaalde zones van het perceel niet te bemonsteren wanneer ze geacht worden “niet representatief” te zijn. De bias die hierdoor veroorzaakt wordt is verschillend voor ieder perceel maar een behoudsgezinde schatting leert dat deze in bepaalde gevallen kan oplopen tot 50% van de meetwaarde. Zeker wanneer de resultaten gebruikt worden om het uitlooggedrag van een perceel te evalueren kan dit ernstige gevolgen hebben. Wanneer overgeschakeld wordt op SSRS-monstername, die per definitie biasloos is, kan dit voor gevolg hebben dat er verschillen optreden tussen beide resultaten, niet enkel op het resultaat van een enkel perceel maar ook op een verzameling van percelen. BAM neemt bijvoorbeeld geen monsters dicht bij de perceelsgrens omdat die zone niet representatief zou zijn. Wanneer dit waar is, en deze zone in alle gevallen een duidelijk afwijkend gehalte aan nitraat zou bevatten, dan zou bij overschakelen een verschil worden waargenomen op alle percelen. Met andere woorden zou er in zulks geval een duidelijke knik in langjarige resultaten zichtbaar zijn. Het gemiddelde nitraatresidu of fosforgehalte over Vlaanderen zou hierdoor virtueel stijgen of dalen. Om dit te ondervangen werden een aantal vergelijkende monsternames uitgevoerd voor bepaling van zowel restnitraat als plantbeschikbaar fosfor en organisch koolstof. In geen van de gevallen wordt een trend waargenomen die zou betekenen dat er een verschillen zullen optreden voor groepen van percelen. Opgelet, dit is enkel zo voor een groep percelen die groot genoeg is zodat de inherente bias van de BAM-methode wordt uitgemiddeld, op enkelvoudige percelen zal er altijd een bias-verschil optreden tussen BAM en SSRS. Noch de grootte noch de richting ervan ligt eenduidig vast en is perceelsgebonden.

Toepassen van de SSR-monsternamemethode heeft als gevolg dat i) de reproduceerbaarheid van de monstername een stuk beter wordt en ii) er garantie is voor een bias-vrije meting van de parameters waarvoor de monstername wordt uitgevoerd. De operationele meetonzekerheid van de methode voor bepaling van het nitraatresidu daalt tot ca 30%. Op een beperkt aantal percelen zal een grotere meetonzekerheid gelden maar er werd aangetoond dat deze niet (nooit) beter bemonsterd kunnen worden. Gezien er geen invloed is van het nitraatgehalte op de meetonzekerheid is de invloed hiervan beperkt, bij percelen met een laag nitraatgehalte is de reproduceerbaarheid van de methode immers minder belangrijk.

GEbruik VAN DE MEETONZEKERHEID EN OPMERKINGEN BIJ GEbruik VAN DE METHODE

Algemeen kunnen we stellen dat, wanneer overgeschakeld zou worden op de SSRS-methode, de interpretatie van de resultaten met inachtnaam van de meetonzekerheid aangepast kan worden aan een operationele meetonzekerheid van 30% voor nitraatresidu. De veiligheidsmarge die nu gebruikt wordt tussen de eerste en tweede drempelwaarde ter compensatie van de meetonzekerheid kan dus verlaagd worden a rato van de verlaging van deze onzekerheid. Hierbij moeten wel een paar opmerkingen gemaakt worden.

Rekening houden met de meetonzekerheid bij het opstellen van drempelwaarden zal, ongeacht de grootte ervan, steeds resulteren in een de facto verhoging van de normwaarden. Dit enkel en alleen omdat het onzekerheidsbudget slecht aan één kant gecompenseerd wordt. Voor iedere meting die de normwaarde *onterecht* overschrijdt is er immers eentje die *even*

onterecht lager dan de normwaarde gemeten wordt. Dit moet dan ook met de nodige omzichtigheid gebeuren.

Het probleem van de percelen waarvoor nog een hogere meetonzekerheid verwacht wordt blijft bestaan ook bij gebruiken van het aangepast protocol, ongeacht het feit dat het aantal percelen klein zal zijn. Dit zal echter sterk gecompenseerd worden wanneer met een of andere vorm van bedrijfsevaluatie (zie §5.2) gewerkt wordt én door de mogelijkheid tot een tweede monsternamen open te houden in die gevallen waar het gemeten resultaat onverwacht is. Beiden zijn dan ook zeker aan te bevelen. Ook is een hogere onzekerheid enkel problematisch voor die percelen waar een net te hoog resultaat gemeten wordt t.o.v. de drempelwaarde. Uit resultaten van vorige nitraatresiducampagnes volgt dat dit slechts in ca. 2% van de percelen het geval is. De invloed hiervan zal nog verkleinen wanneer wordt overgegaan op een tweede monsternamen én er rekening wordt gehouden met de resultaten van andere percelen op hetzelfde bedrijf.

Hierbij willen we ook nog vermelden dat bij gebruik van de SRSS het probleem van de perceelsbias wegvalt. De dataset is te klein om hier gedetailleerde uitspraken over te doen maar laat wel een voorzichtige schatting toe. Op basis van de percelen die binnen deze studie zowel volgens BAM als met SRSS bemonsterd werden, kan worden ingeschat dat door het gebrek aan representativiteit langs de diagonalen de werkelijke waarde tot ca. 50% over- of onderschat kan worden. Dit aspect zal ontegensprekelijk ook voor een groot deel verantwoordelijk zijn voor *onverwachte* resultaten in de afgelopen nitraatresiducampagnes.

10 OPMERKINGEN MBT DE IMPACT EN AANBEVELINGEN VOOR HET BELEID

Deze studie, het ontwikkelen van een monsternamemethodiek met een zo beperkt mogelijke meetonzekerheid, is in wezen een zuiver wetenschappelijk gebeuren. Het zou echter niet correct zijn om hierbij blind te blijven voor de mogelijke gevolgen veroorzaakt door het implementeren van deze methode bij de labo's, uitvoerders van monsternamen en analyse, enerzijds en de overheid en landbouwsector als gebruikers van de resultaten anderzijds. Onderstaande bemerkingen zijn dan ook in tegenstelling met de zuiver wetenschappelijke basis van de voorgaande paragrafen, eerder gebaseerd op kennis van of ervaring met de manier waarop monsternamen en analyse worden georganiseerd.

Het nut van een bedrijfsgebonden aanpak is mogelijk niet te onderschatten. In dit onderzoek blijkt dat er soms grote verschillen kunnen optreden tussen wat identieke percelen verondersteld worden: dezelfde teelt op hetzelfde bedrijf. Dit ongeacht wat de oorzaak van deze verschillen zijn (bodemgesteldheid, waterhuishouding, bemesting...) is dit een belangrijke bron van variantie naast diegene die hier bestudeerd werd. Het bemonsteren van meerdere percelen op eenzelfde bedrijf geeft dan ook een neutraler beeld op (de resultaten van) het bemestingsbeleid doordat een aantal covarianten minstens gedeeltelijk worden uitgeschakeld.

Hier wordt vooral aandacht gegeven aan de voordelen van een lagere meetonzekerheid bij de bepaling van nitraatresidu. Zoals werd aangetoond komt de methode echter ook ten goede aan de bepaling van andere analyten in het monster. Dit heeft als gevolg dat bijvoorbeeld ook de inspanningen die momenteel door zowel VLM als de erkende labo's gedaan worden om tot betere bemestingsadviezen te komen gebaat zijn bij overschakelen naar de nieuwe methode. Een bemestingsadvies kan immers maar zo goed zijn als de bodemanalyse waar het van vertrekt.

De toekomst is moeilijk te voorspellen maar ook financieel zal de markt zich hoogstwaarschijnlijk (moeten) aanpassen. Voor wat betreft de analyse zal dit eerder beperkt blijven. De invloed op de analyse-inspanning is klein, we gaan hoogstens van drie naar twee analyses op een perceel kleiner dan 2 ha en dit wordt waarschijnlijk gecompenseerd door de grotere inspanning voor het homogeniseren en verwijderen van een groter volume monster. Dit is niet het geval voor wat betreft de monsternamen. Wanneer de dagprijs voor een monsternemer identiek blijft zal de prijs per perceel grofweg verdubbelen. Een deel wordt gecompenseerd doordat de percelen niet meer opgedeeld moeten worden in stukken kleiner dan 2 ha maar, gezien de gemiddelde grootte van een Vlaams perceel, zal die invloed eerder beperkt zijn.

Naast de financiële gevolgen zullen er ook gevolgen zijn voor de totale capaciteit die beschikbaar is voor de nitraatresiducampagne of beter het aantal percelen dat kan bemonsterd worden binnen de termijn van de campagne.

Bodemmonsters nemen tot op een diepte van 90cm en dan al zeker in een droog najaar is fysiek zwaar belastend. Systemen om de monsternamen machinaal uit te voeren bestaan en

worden toegelaten maar blijken maar beperkt toepasbaar. De (on)bereikbaarheid van veel percelen met zware apparatuur en de tijd nodig om die apparatuur in gebruik te stellen maakt dat een manuele monstername meestal sneller én goedkoper is. Als gevolg wordt de monsternamecapaciteit, het aantal monsters dat op één dag genomen kan worden door één monsternemer, bepaald door het aantal boorsteken dat op een dag mogelijk is, eventueel rekening houdend met de nodige verplaatsingen tussen percelen. De SSRS-methode neemt 40 steken, tweeëneenhalf keer meer dan de 15 van de BAM-methode. Met wat extra ruimte omdat minder percelen minder verplaatsing inhoudt zal dit resulteren in een halvering van de capaciteit per monsternemer. Het voordeel dat percelen groter dan 2ha niet meer opgesplitst moeten worden zal maar beperkt soelaas bieden, het aandeel van percelen groter dan 2ha is klein in het Vlaams areaal.

Het dalen van de capaciteit per monsternemer met een factor twee zal hoogstwaarschijnlijk niet gecompenseerd kunnen worden door het inschakelen van meer monsternemers. Uit gesprekken met de laboratoria blijkt immers dat de meesten nu al problemen hebben om voldoende monsternemers te rekruteren.

Ook de IT-component van de monstername zal drastisch veranderen. Voor ieder te bemonsteren perceel zal voorafgaand aan de monstername de stratificatie en het loten van de monsternamepunten moeten worden uitgevoerd. Dit wil zeggen dat de percelen correct moeten ingetekend zijn en de monsternemer moet beschikken over een applicatie die toelaat om te navigeren over het perceel. Hiervoor zullen de nodige inspanningen geleverd moeten worden. Dit overlaten aan de uitvoerders, de labo's, is niet aanbevolen. Dit zou immers betekenen dat de procedure moet beschreven worden in BAM én het algoritme bij verlenen en controleren van erkenningen geaudit moet worden. Dit is niet opportuun, de experts zowel bij VITO als bvb bij BELAC, RvA,... kunnen niet verondersteld worden hiervoor de nodige bagage te bezitten.

Naast de invloed die de overschakeling naar de SRSS-monstername zal hebben op de (organisatie van) de monstername zal ook in de laboratoria rekening gehouden moeten worden met een aantal aanpassingen. Het aantal uitgevoerde analyses zal mogelijk ietwat dalen afhankelijk of er twee dan wel drie analyses per monster geëist worden. De grootste aanpassing echter wordt gevraagd bij het voorbehandelen van het monster. De monsterhoeveelheid die in behandeling moet worden genomen is immers een stuk groter. Labo's die het homogeniseren machinaal uitvoeren zullen hun installatie moeten aanpassen aan de grotere monsterhoeveelheid. Voor de labo's die de monsters manueel omzetten, tot op vandaag de grote meerderheid, verandert er weinig. De handelingen worden iets arbeidsintensiever maar, gezien er nu slechts één monster per perceel behandeld moet worden, zal dit qua capaciteit zo goed als geen invloed hebben. Zowel voor monstervoorbehandeling als analyse en rapportage zullen de nodige aanpassingen moet worden doorgevoerd zowel in de desbetreffende BAM methodes als in de rapportagetools van VLM. Ook zullen er beslissingen moeten genomen worden m.b.t. het gelijkschakelen van de monstername voor de verschillende parameters in de erkenningen, zowel in het VLM-pakket als in het pakket met betrekking tot bestrijding van bodemerosie bij het departement Omgeving.

De menselijke soort heeft een ingebakken argwaan of zelfs aversie voor verandering, volgens onderzoekers veroorzaakt door een aantal psychologische, sociologische en zelfs neurologische processen. De vrij essentiële veranderingen die een gevolg zouden zijn van het overschakelen op de hier voorgestelde methode zullen hierop zeer zeker geen uitzondering zijn, daarvoor zijn de nodige aanpassingen te ingrijpend. Hierbij is het belangrijk om het uiteindelijke doel voor ogen te houden: het toelaten van een beleid gebaseerd op de meting van restnitraat. Dat de verdeling van nitraat in de bodem geen makkelijke noch eenvoudige bemonstering toelaat is een, weliswaar spijtig, gegeven waar we niet omheen kunnen. We zijn er echter zeker van dat met de hier voorgestelde methode de kwaliteit van de metingen voldoende zal stijgen om zulks een beleid toe te laten.

**vision on technology
for a better world**

