

Landelijke kaarten van de kans op overschrijding van kritieke zwaremetaalgehalten in de bodem van Nederland

D.J. Brus, J.J. de Gruijter, D.J. Walvoort, F. de Vries,
P.F.A.M. Römken en W. de Vries



Alterra-rapport 124, ISSN 1566-7197

Landelijke kaarten van de kans op overschrijding van kritieke zwaremetaalgehalten in de bodem van Nederland

Landelijke kaarten van de kans op overschrijding van kritieke zwaremetaalgehalten in de bodem van Nederland

D.J. Brus
J.J. de Gruijter
D.J. Walvoort
F. de Vries
P.F.A.M. Römken
W. de Vries

Alterra-rapport 124

Alterra, Research Instituut voor de Groene Ruimte, Wageningen, 2002

REFERAAT

Brus, D.J., J.J. de Gruijter, D.J. Walvoort, F. de Vries, P.F.A.M. Römken, W. de Vries, 2002. *Landelijke kaarten van de kans op overschrijding van kritieke zwaremetaalgehalten in de bodem van Nederland*. Wageningen, Alterra, Research Instituut voor de Groene Ruimte. Alterra-rapport 124. 68 blz; 25 fig.; 13 tab.; 33 ref.

De belangrijkste landelijke en provinciale bestanden met bodemkwaliteitsgegevens zijn gecombineerd met het Bodemkundig Informatie Systeem van Alterra om landelijke kaarten te maken van de kans dat de huidige zwaremetaalgehalten in de bodem landbouwkundige bodemnormen overschrijden. De bodemnormen zijn met regressiemodellen afgeleid van wettelijke normen voor gewassen of dierlijke organen. De bodemnormen zijn afhankelijk van het gewas, het organischestofgehalte, lutumgehalte en de pH van de bodem. Gegeven een gewas verschillen de bodemnormen dus van plek tot plek. De kans dat op een willekeurig punt de bodemnorm wordt overschreden is benaderd met Monte Carlo simulatie. De hiervoor benodigde kansverdelingen van het organischestofgehalte, lutumgehalte, pH en de vier zware metalen zijn geschat met *simple indicator kriging* met lokale *a priori* kansen. De overschrijdingskansen zijn over het algemeen verwaarloosbaar klein. Uitzonderingen zijn Pb en Cd in akkerbouwgebieden (referentiegewas tarwe).

Trefwoorden: Bodemkundig Informatiesysteem, bodemnormen, geostatistiek, gewasnormen, Latin Hypercube sampling, Monte Carlo simulatie, zware metalen

ISSN 1566-7197

Dit rapport kunt u bestellen door € 21 over te maken op banknummer 36 70 54 612 ten name van Alterra, Wageningen, onder vermelding van Alterra-rapport 124. Dit bedrag is inclusief BTW en verzendkosten.

© 2002 Alterra, Research Instituut voor de Groene Ruimte,
Postbus 47, NL-6700 AA Wageningen.
Tel.: (0317) 474700; fax: (0317) 419000; e-mail: postkamer@alterra.wag-ur.nl

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

Alterra aanvaardt geen aansprakelijkheid voor eventuele schade voortvloeiend uit het gebruik van de resultaten van dit onderzoek of de toepassing van de adviezen.

Inhoud

Woord vooraf	7
Samenvatting	9
1 Inleiding	13
1.1 Aanleiding tot het onderzoek	13
1.2 Literatuuroverzicht	13
1.3 Opbouw van het rapport	14
2 Gebruikte gegevens	15
2.1 Gegevens ten behoeve van regressieanalyse	15
2.2 Gegevens ten behoeve van ruimtelijke interpolatie	15
2.2.1 Basale bodemkenmerken	15
2.2.2 Zwaremetaalgehalten in de bodem	16
2.2.3 Landgebruik	19
3 Methode van onderzoek	21
3.1 Regressieanalyse	21
3.1.1 Model voor zwaremetaalgehalte in gewas	21
3.1.2 Model voor zwaremetaalgehalte in dierlijk orgaan	23
3.1.3 Berekening kritieke zwaremetaalgehalten in bodem	23
3.1.4 Extrapolatie met regressiemodellen	24
3.1.5 Berekening verscherpte bodemnorm	25
3.2 <i>Simple indicator kriging</i> met locale <i>a priori</i> kansen	27
3.2.1 Aanpak in grote lijnen	27
3.2.2 Kiezen drempelwaarden	28
3.2.3 Indicator codering van de metingen	29
3.2.4 Schatten van locale cumulatieve frequenties (<i>a priori</i> kansen)	29
3.2.4.1 Basale bodemkenmerken	29
3.2.4.2 Zware metalen	32
3.2.5 <i>Updaten</i> van <i>a priori</i> kansen	33
3.3 Monte Carlo simulatie	38
4 Resultaten	41
4.1 Zwaremetaalgehalten in de bodem	41
4.2 Kritieke zwaremetaalgehalten in de bodem	47
4.3 Overschrijdingskansen	49
4.4 Extrapolatie met regressiemodel	51
4.5 Verscherpte bodemnorm (5% bodemnorm) en LAC	52
5 Conclusies	59
Literatuur	61
Bijlagen	
1 Metainformatie over de zwaremetaalbestanden	65
2 Groepering van eenheden van Bodemkaart van Nederland 1 : 50 000 tot stationaire eenheden	67

Woord vooraf

De kwaliteit van de bodem is al geruime tijd een aandachtspunt van de overheid en onderzoekers. Plaatselijk is de kwaliteit van de bodem zo verslechterd dat bepaalde functies van de bodem in gevaar komen. Het gaat hier met name om locaties waarvan de bodem tengevolge van puntbronnen sterk verontreinigd zijn. Echter ook buiten deze locaties is de bodem vaak belast met verontreinigende stoffen, bijvoorbeeld door atmosfeerische depositie, het gebruik van kunstmest en organische mest, en het gebruik van bestrijdingsmiddelen. Het is de vraag welke gevolgen deze meer diffuse bodembelasting heeft voor de voedselproductie in het landelijke gebied, voor het bodemleven, en voor de kwaliteit van grond- en oppervlaktewater.

In dit onderzoek staan de risico's van bodemverontreiniging voor de veiligheid van voedsel voor mens of dier centraal. Voor een groot aantal stoffen zijn er wettelijke normen voor de maximaal toelaatbare concentratie in voedselproducten zoals gewassen of dierlijke producten (organen, vlees). In dit onderzoek zijn met regressiemodellen deze voedselnormen voor zware metalen herleidt tot bodemnormen, en is onderzocht hoe groot de kans is dat de huidige zwaremetaalgehalten in het difus belaste deel van Nederland deze bodemnormen overschrijden.

Behalve de als auteur van dit rapport vermelde personen hebben de volgende personen bijgedragen aan dit onderzoek. Hans Bronswijk van het RIVM heeft er voor gezorgd dat we gebruik konden maken van het Landelijk Meetnet Bodemkwaliteit. Verder willen we Herman Prins van hetzelfde instituut bedanken die een groot aantal data van verschillende herkomst al bijeen had gebracht in één bestand, waardoor we een vliegende start hadden. Verder willen we Jan Cees Voogd (Alterra) bedanken voor de dataverwerking m.b.v. Genstat en het maken van de grafieken. Tot slot willen we Rini Schuiling (Alterra) bedanken voor het maken van de kaarten met ARC-INFO. Tot slot willen we de volgende provinciale medewerkers bedanken voor het beschikbaar stellen van de gegevens van de provinciale bodemkwaliteitsmeetnetten en het toelichten van de bestanden: A. Huinder van Groningen, J. Hoitinga van Friesland, T. Harmelink van Drenthe, D. Bakker van Flevoland, S. Hoogveld van Gelderland, F. Otto van Utrecht, E. Khodabux van Noord-Holland, A. Vos van Zeeland, en G. Schermers van Noord-Brabant.

Samenvatting

Gebruikmakend van bestaande gegevens over het organischestofgehalte, het lutumgehalte, de pH, de zwaremetaalgehalten in de bodem en over het huidige landgebruik, zijn landelijke kaarten gemaakt van de kans op overschrijding van het kritieke gehalte voor de zware metalen cadmium, lood, koper en zink. Voor het organischestofgehalte, het lutumgehalte en de pH zijn de laboratoriumbepalingen gebruikt die zijn opgeslagen in het Bodemkundig Informatiesysteem van Alterra (van elk bodemkenmerk ruim 4000 bepalingen). Voor de zware metalen zijn een zeer groot aantal bestanden bijeengebracht van diverse eigenaren, o.a. het Landelijk Meetnet Bodemkwaliteit (RIVM), de Provinciale Meetnetten Bodemkwaliteit, diverse bestanden van DLO-instituten, en een bestand van het Bedrijfslaboratorium voor Grond en Gewasonderzoek. In totaal zijn er circa 4100 metingen van Cd en Pb gebruikt, en circa 3300 metingen van Cu en Zn. Behalve deze puntgegevens is gebruik gemaakt van bestaande kaarten, de Bodemkaart van Nederland schaal 1 : 50 000 en het landgebruiksbestand LGN3⁺.

De kritieke metaalgehalten in de bodem zijn berekend met regressiemodellen voor het metaalgehalte in een gewas dat op deze bodem wordt geteeld, of in een orgaan van vee dat op deze bodem graast. De verklarende variabelen in de regressiemodellen voor het metaalgehalte in een gewas zijn behalve het metaalgehalte in de bodem, het organischestofgehalte, het lutumgehalte en de pH. Deze basale bodemkenmerken beïnvloeden de oplosbaarheid van het metaal in de vaste fase van de bodem, en daarmee ook de metaalopname door het gewas. Het regressiemodel wordt invers gebruikt om, gegeven het organischestofgehalte, het lutumgehalte en de pH op een punt, het kritieke metaalgehalte voor het landgebruik op dat punt te berekenen. Uitgangspunt in deze berekening is een warenwetnorm voor het gehalte in een gewas of dierlijk orgaan, veevoedernorm of een fytotoxiciteitsnorm.

Wanneer de bodemnorm op deze wijze wordt berekend, dan zal in ongeveer 50% van de gevallen waarin het metaalgehalte in de bodem gelijk is aan de bodemnorm, de gewasnorm worden overschreden. Vanuit voedselveiligheid bezien is dit een erg hoog percentage. Wanneer we een lager risico nastreven zullen we de bodemnorm moeten verscherpen. De mate waarin de bodemnorm verlaagd moet worden hangt af van het maximaal toelaatbare risico op overschrijding van de gewasnorm (des te kleiner de kans, des te groter het verschil tussen de 50%-norm en de verscherpte norm), de restvariantie van het regressiemodel (des te groter de restvariantie, des te groter het verschil tussen de 50%-norm en de verscherpte norm) en de regressiecoëfficiënt van het gehalte in de bodem (des te kleiner deze coëfficiënt, des te groter het verschil tussen de 50%-norm en de verscherpte norm). De verscherpte norm is alleen berekend voor die gevallen waarin de bodemnorm is afgeleid van kritieke gehalten in het gewas, en niet voor de gevallen waarin deze is afgeleid van een warenwetnorm voor de nier omdat in het laatste geval niets bekend is van de ruis van het model voor de metaalgehalten in het orgaan.

Kaarten van de overschrijdingskans zijn gemaakt door op alle punten van een 500 m x 500 m grid een zeer groot aantal mogelijke metaalgehalten en kritieke metaalgehalten te simuleren, en deze paarsgewijs met elkaar te vergelijken. Dit simuleren gebeurt door het loten uit kansverdelingen. De hiervoor benodigde cumulatieve kansverdelingen van het organischestofgehalte, het lutumgehalte, de pH en van de vier zware metalen zijn geschat met *simple indicator kriging* met locale *a priori* kansen. In het kort komt deze methode er op neer dat eerst voor een aantal deelgebieden van Nederland cumulatieve frequenties worden geschat voor een reeks van drempelwaarden, d.w.z. oppervlaktefracties met gehalten kleiner of gelijk aan een reeks van drempelwaarden. Deze cumulatieve frequenties worden gebruikt als *a priori* schattingen van de cumulatieve kansen op alle gridpunten binnen het deelgebied waarop deze cumulatieve frequenties betrekking hebben. De *a priori* kansen worden vervolgens *geupdate* door voor alle punten met een meting van het bodemkenmerk (en met bekende coördinaten) de residuen van de indicatoren te berekenen en te interpoleren naar de gridpunten. Tot slot worden de geïnterpoleerde residuen opgeteld bij de *a priori* kansen.

In de Monte Carlo procedure is rekening gehouden met correlatie tussen het metaalgehalte en het kritieke metaalgehalte door metaalgehalten te trekken uit conditionele kansverdelingen, d.w.z. kansverdelingen geconditioneerd op grondsoort en landgebruik. Hierbij zijn vier grondsoorten onderscheiden gedefinieerd op basis van het organischestofgehalte en lutumgehalte. Voor het schatten van de conditionele cumulatieve frequenties moet de grondsoort (OS en lutumgehalte) en het landgebruik zoals bepaald op de locaties gebruikt worden, en niet de grondsoort en het landgebruik volgens de bodemkaart of LGN3⁺ omdat deze onzuiverheden bevatten. Merk op dat de BLGG data, waarvan de coördinaten ontbreken, ook gebruikt kunnen worden voor het schatten van deze conditionele cumulatieve frequenties, omdat de grondsoort en het landgebruik van deze locaties bekend zijn. Omdat het werkelijke organische stofgehalte en lutumgehalte op de gridpunten niet bekend is (alleen de kansverdelingen) is dus ook niet bekend welke reeks van conditionele *a priori* kansen voor het metaal van toepassing is. Om deze reden zijn alle mogelijke reeksen van conditionele *a priori* kansen op een gridpunt *geupdate*.

Voor de combinaties Cd-tarwe, Pb-tarwe zijn de geschatte overschrijdingskansen van de 50%-norm regelmatig groter dan 5%. In de Brabantse Kempen en Midden- en Zuid-Limburg zijn de geschatte overschrijdingskansen van Cd en Pb in tarwe zelfs vaak groter dan 50%. Voor de overige combinaties zijn de overschrijdingskansen van de 50%-norm vrijwel overal verwaarloosbaar klein. Alleen voor de combinatie Pb-tarwe is het regressiemodel geschikt om in het overgrote deel van het huidige akkerbouwareaal kritieke metaalgehalten in de bodem af te leiden uit een gewasnorm. Voor de overige combinaties moeten de modellen voor een flink deel van de gridpunten geëxtrapoleerd worden om een kritiek bodemgehalte te berekenen, en is dus voorzichtigheid geboden bij het trekken van conclusies uit de geschatte overschrijdingskansen.

Voor de combinaties Cd-grasland, Cd-maïs, Zn-maïs en Zn-suikerbiet zijn de kritieke metaalgehalten in de bodem duidelijk groter dan de LAC-signaalwaarde, voor Cd-

tarwe iets groter, en voor Pb-tarwe duidelijk kleiner. Verder is de spreiding van het kritieke metaalgehalte veel groter dan die van de LAC-signaalwaarde. Het kritieke gehalte in de bodem waarbij slechts in 5% van de gevallen de gewasnorm wordt overschreden (de 5%- bodemnorm) ligt aanzienlijk lager dan de 50%-bodemnorm. De 5%-bodemnorm is met uitzondering van de combinaties Zn-maïs en Zn-suikerbiet kleiner dan de LAC-signaalwaarde.

Om het metaalgehalte in het gewas te voorspellen bij de huidige metaalgehalten in de bodem hoeft het regressiemodel minder vaak geëxtrapoleerd te worden dan bij de kritieke metaalgehalten in de bodem. Gezien deze grotere toepasbaarheid van de regressiemodellen voor het voorspellen van zwaremetaalgehalten in het gewas bij de huidige metaalgehalten in de bodem, ligt het voor de hand rechtstreeks overschrijdingskansen van gewasnormen te voorspellen, in plaats van overschrijdingskansen van kritieke metaalgehalten in de bodem.

1 Inleiding

1.1 Aanleiding tot het onderzoek

Er zijn twee maatschappelijke ontwikkelingen die aanleiding hebben gegeven tot dit onderzoek. In de eerste plaats is dit het derde Nationaal Milieubeleidsplan (NMP3). In dit plan is o.a. als beleidsdoelstelling vastgelegd dat de omvang van de bodemverontreiniging voor 2005 landsdekkend in kaart moet zijn gebracht, bijvoorbeeld door middel van bodemkwaliteitskaarten. Het gaat hierbij niet alleen om de bodemkwaliteit in het stedelijk gebied, maar ook om die in het landelijk gebied dat o.a. ten gevolge van atmosferische depositie, bemesting en het gebruik van bestrijdingsmiddelen in meer of mindere mate diffuus verontreinigd is. Daar waar het landelijk gebied wordt gebruikt voor agrarische productie kunnen deze contaminanten een bedreiging vormen voor de voedselveiligheid. Ook kunnen de contaminanten een bedreiging vormen voor het ecosysteem zodat bijvoorbeeld natuurontwikkeling in het kader van de realisatie van de ecologische hoofdstructuur niet goed mogelijk is.

De tweede aanleiding is de invoering van functiegerichte normen voor bodemverontreiniging. Voor het nemen van beslissingen over saneringsnoodzaak en hergebruik van grond worden contaminantgehalten vergeleken met de interventiewaarde, de streefwaarde en de tussenwaarde. Deze normen zijn niet afhankelijk van het bodemgebruik. Om de verontreinigingsproblematiek in Nederland hanteerbaar te maken zijn voor het stedelijke gebied nieuwe normen afgeleid die wel gerelateerd zijn aan het bodemgebruik, de bodemgebruikswaarden (BGW's; Lijzen e.a., 1999). Er zijn vier bodemgebruiksvormen onderscheiden, drie voor het stedelijk gebied en één voor agrarisch gebied en natuur. Voor agrarisch gebied en natuur is door Lijzen e.a. (1999) geen BGW afgeleid. De BGW's dienen in het stedelijk gebied met name als terugsaneerwaarde bij bodemsaneringen. Voor het landelijk gebied zouden ze vooral gebruikt kunnen worden bij de inrichting van gebieden voor het nemen van planologische beslissingen over landgebruik. Dat is uiteraard alleen zinvol als het landgebruik in het landelijk gebied verder wordt onderverdeeld.

Voor het vaststellen van de BGW voor het landelijk gebied is het effect van contaminanten op de voedselveiligheid (humaan-toxicologische risico's) een belangrijk aspect. Voor het landelijk gebied is het dus belangrijk om over bodemnormen te beschikken die een goede indicatie geven van de kans dat gewasnormen die op deze bodem worden geteeld worden overschreden. Hiervoor zou gebruikt kunnen worden van de LAC-sigitaalwaarden (LAC, 1991). Inmiddels is de kennis over bodem-gewas relaties toegenomen en zijn meer data beschikbaar gekomen. Daarom zijn in dit onderzoek nieuwe kritieke metaalgehalten voor de bodem afgeleid uit de gewasnormen.

1.2 Literatuuroverzicht

Landelijke kaarten van zwaremetaalgehalten in de bodem van het landelijk gebied zijn eerder gemaakt door Van Drecht e.a. (1996), Tiktak e.a., (1998) en Reijnders e.a..

1999). Van Drecht e.a. (1996) en Reijnders e.a. (1999) berekenden percentielen van de frequentieverdelingen van zwaremetaalgehalten binnen klassen van grondsoort en landgebruik. Ook berekenden zij oppervlaktefracties boven de streefwaarde van de 119 landbouwgebieden volgens de CBS-indeling. Tiktak e.a. (1998) maakten landelijke kaarten van het gemiddelde actuele Cd-gehalte van cellen van 500 x 500 m² door middel van *Generalized Additive Modelling* (GAM) met als predictoren organischestofgehalte, lutumgehalte, pH, landgebruik en geografische coördinaten. Organischestofgehalte, lutumgehalte en pH zijn opgenomen als lineaire termen in het model. De relatie tussen het Cd-gehalte en de coördinaten is gemodelleerd met een lokaal gewogen gladde functie (*locally weighted smoother*). De waarde op een punt wordt voorspeld (geschat) met een deel van de totale dataset, waarbij punten dichtbij het voorspelpunt een groter gewicht krijgen dan punten veraf.

In de afgelopen jaren zijn een groot aantal publicaties verschenen over de mogelijkheden van geostatistische methoden (*kriging*) voor het karteren van bodemverontreiniging. In deze geostatistische methoden wordt gebruik gemaakt van een model van de ruimtelijke afhankelijkheid van de metingen. Goovaerts (1997) geeft een overzicht van de diverse varianten van *kriging*. Conventionele *kriging* methoden zijn gericht op het verkrijgen van optimale “puntschattingen” (puntschatting wordt hier gebruikt als het tegenovergestelde van een intervallschatting). Wanneer we de kans op overschrijding van een kritiek gehalte willen berekenen, is een puntschatting niet genoeg, maar hebben we de hele kansverdeling van het metaalgehalte nodig. We zouden kunnen veronderstellen dat het metaalgehalte normaal of lognormaal verdeeld is, maar een dergelijke aanname is in veel gevallen ongewenst. Andere oplossingen zijn *disjunctive kriging* (Von Steiger e.a., 1996), of indicator *kriging* (Goovaerts e.a., 1997). Wij hebben voor indicator *kriging* gekozen omdat in deze methode ook eenvoudig gebruikt gemaakt kan worden van metingen beneden de detectielimiet. Indicator *kriging* is een parameter vrije benadering, d.w.z. er wordt geen aanname gedaan over het type verdeling van de doelvariabele. In deze benadering wordt de doelvariabele getransformeerd naar een vector van indicatoren. Recent is deze methode toegepast om voor een gebied in de Belgische Kempen een kaart te maken van de kans dat locatiespecifieke kritieke Cd-gehalten in de bodem worden overschreden (Van Meirvenne en Goovaerts, 2001).

1.3 Opbouw van het rapport

In hoofdstuk 2 wordt eerst een overzicht gegeven van de door ons gebruikte gegevens. In hoofdstuk 3 worden de methodes beschreven waarmee de kritieke metaalgehalten in de bodem zijn berekend (par. 3.1), en waarmee kaarten zijn gemaakt van deze kritieke gehalten en van de kans dat het huidige metaalgehalte het kritieke metaalgehalte overschrijdt (par. 3.2 en 3.3). In hoofdstuk 4 worden de resultaten beschreven, en tot slot worden in hoofdstuk 5 de resultaten samengevat in enkele conclusies.

2 Gebruikte gegevens

De opname van zwaar metaal in de bodem door het gewas wordt niet alleen bepaald door het metaalgehalte in de bodem, maar ook door het lutumgehalte, het organischestofgehalte en de zuurgraad (pH-KCl). Het kritieke zwaremetaalgehalte in de bodem, d.w.z. het zwaremetaalgehalte in de bodem waarboven het kritieke gehalte in het gewas naar verwachting wordt overschreden, is hierdoor van plek van plek verschillend. Voor het berekenen van dit kritieke metaalgehalte in de bodem op een punt met bekende pH, organischestofgehalte en lutumgehalte hebben we dus een model nodig voor het zwaremetaalgehalte waarin de pH, het organischestofgehalte en het lutumgehalte zijn opgenomen als verklarende kenmerken. Dit model kan dan immers invers worden gebruikt om, uitgaande van het maximaal toegestane metaalgehalte in het gewas (gewasnorm), het kritieke gehalte in de bodem voor dit punt te berekenen. In par. 2.1. worden de gegevens beschreven waarmee deze modellen zijn aangepast. In par. 2.2 worden de gegevens beschreven waarmee landelijke kaarten zijn gemaakt van het kritieke metaalgehalte in de bodem, en van de kans dat het huidige gehalte dit kritieke metaalgehalte overschrijdt. In deze studie hebben we ons beperkt tot de zware metalen Cd, Pb, Cu en Zn. Voor deze metalen zijn relatief veel gegevens beschikbaar over de overdracht van het metaal in de bodem naar de plant.

2.1 Gegevens ten behoeve van regressieanalyse

Voor het aanpassen van regressiemodellen voor zwaremetaalgehalten in gewassen is gebruik gemaakt van het Maasoever bestand (Projectgroep zware metalen in oevergronden van Maas en zijrivieren, 1987) en het landelijke IB-bestand (Wiersma e.a., 1985). In beide bestanden is het totale zwaremetaalgehalte in het gewas bepaald, en tevens het totale zwaremetaalgehalte, de pH, het lutumgehalte en het organischestofgehalte in de bodem waarop het gewas is geteeld. In het eerste bestand zijn alle vier bovengenoemde zware metalen gemeten, in het IB-bestand alleen de metalen Cd en Pb.

2.2 Gegevens ten behoeve van ruimtelijke interpolatie

2.2.1 Basale bodemkenmerken

Voor het maken van kaarten van de kritieke metaalgehalten in de bodem zijn gegevens over basale bodemkenmerken ontleend aan het Bodemkundig Informatie Systeem (BIS) van Alterra. Uit deze database zijn de punten geselecteerd met een laboratoriumbepaling van het lutumgehalte, het organischestofgehalte of de zuurgraad van de bovengrond (meestal A-horizont). Punten met een veldschatting van het lutumgehalte en het organischestofgehalte zijn niet gebruikt in deze studie. Het totaal aantal punten is 4105, 4051 en 4187 voor respectievelijk het lutumgehalte, het organischestofgehalte en de zuurgraad. Uit figuur 1 blijkt dat de punten goed

gespreid zijn over heel Nederland. De metingen zijn gebruikt voor het schatten van de frequentieverdelingen van de basale bodemkenmerken binnen groepen van eenheden van de Bodemkaart van Nederland 1 : 50 000 (zie par. 3.2.4).



Figuur 1 Locaties met metingen van lutumgehalte, organischestofgehalte en pH van de bovengrond.

2.2.2 Zwaremetaalgehalten in de bodem

In tabel 1 zijn alle door ons gebruikte bestanden weergegeven met metingen van zware metalen. De eerste vijf bestanden zijn ook gebruikt door van Drecht e.a. (1996) en Tiktak e.a. (1998). Reijnders e.a. (1999) vulden deze vijf bestanden aan met het Landelijk Meetnet Bodemkwaliteit (bemonsteringsjaren 1993, 1994 en 1995), en gegevens die op provinciaal niveau zijn verzameld (voor het overgrote deel gegevens van provinciale

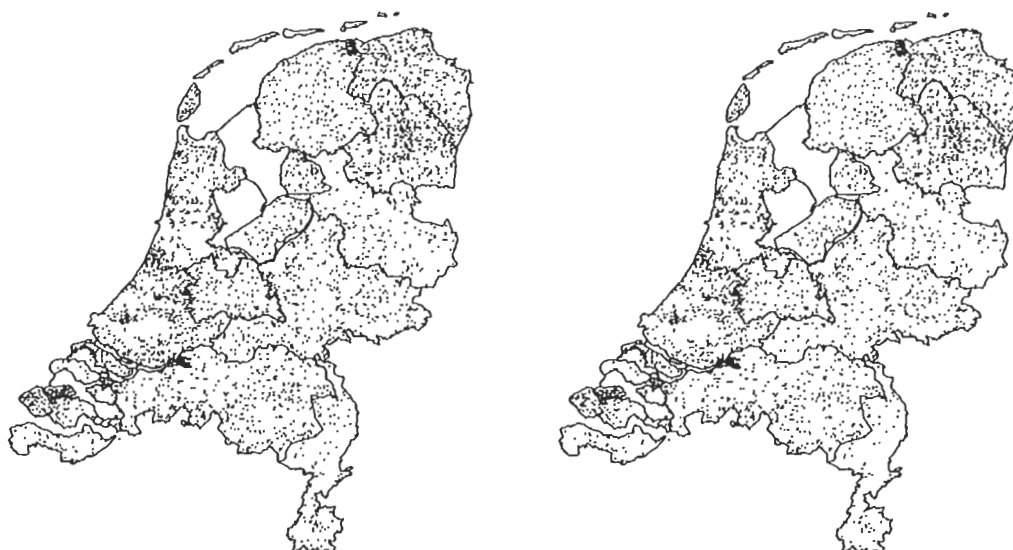
bodemkwaliteitsmeetnetten, PMB's). Het bestand dat in dit onderzoek is gebruikt verschilt met dat van Reijnders e.a. (1999) op de volgende punten:

- er is geen gebruik gemaakt van het onderzoek door de Grontmij in Zeeland (van Gaans e.a. 1995). De Cd-gehalten waren onverklaarbaar hoog. In plaats hiervan is gebruik gemaakt van de gegevens verzameld door de Rijksuniversiteit Utrecht (De Jong, 1997);
- er is ook gebruik gemaakt van de gegevens van het meetnet bodemkwaliteit van de provincie Gelderland (bemonsteringsjaar 1998, Japenga e.a. 2000).

Voor een beschrijving van de bestanden verwijzen we naar de in bijlage 1 genoemde literatuur. Verder is in bijlage 1 meta-informatie over de bestanden opgenomen. Hieruit blijkt dat nogal wat factoren die mogelijk van invloed zijn op de metaalgehalten in de bodem verschillen voor de bestanden. Zo zijn de gegevens in verschillende jaren verzameld, verschilt de dikte van de bemonsterde laag, varieert het oppervlak en de vorm (support) van de bemonsterde plekken, verschilt het aantal steken dat samengevoegd is tot een mengmonster, en verschilt de destructie- en analysemethode. Hierdoor kunnen vraagtekens geplaatst worden bij de vergelijkbaarheid van de gegevens.

Het effect van het bestand op de metaalgehalten is onderzocht met regressieanalyse. Er is een model aangepast voor de logaritme van het metaalgehalte met als predictoren $\log(\text{lutumgehalte})$, $\log(\text{organischestofgehalte})$, landgebruik (een kwalitatieve variabele met als mogelijk waarden landbouw en natuur) en het bestand, een kwalitatieve variabele met 14 mogelijke waarden. In eerste instantie is ook de pH als predictor meegenomen maar deze bleek niet significant te zijn en is daarom bij verdere analyses buiten beschouwing gelaten. Het Landelijk Meetnet Bodemkwaliteit (LMB) is als referentiebestand gebruikt. Het SC-DLO bestand kon niet meegenomen worden in deze analyse vanwege het ontbreken van lutumgehalten. Het Provinciale Meetnet Bodemkwaliteit van Gelderland (PMB_GLD) kon evenmin meegenomen worden door het ontbreken van organischestofgehalten. De bestanden PMB_GR en PMB_FR zijn voor deze regressieanalyse samengevoegd, evenals de bestanden PMB_DR en PMB_DRa. Metingen beneden de detectielimiet zijn vervangen door hun maximum likelihoodwaarde. Deze waarde is berekend door per bestand een lognormale verdeling aan te passen aan de metingen (zie hierna bij par. 3.2.2). De resultaten van de regressieanalyse zijn weergegeven in tabel 2. De gehalten in veel bestanden wijken significant af van die in het LMB (na correctie voor verschillen in OS, lutum en pH). De gevonden verschillen tussen de landelijke bestanden zijn niet eenvoudig te verklaren door verschillen in destructiemethode, analysemethode, jaar van bemonstering of anderszins. Om deze reden hebben we evenals Van Drecht e.a. (1996) en Tiktak e.a. (1998) aangenomen dat de verschillen in steekproefmethode, bemonsteringsmethode en bepalingmethode het landelijk beeld niet wezenlijk beïnvloeden. Ook bleek dat wanneer we een model aanpassen voor de niet log-getransformeerde metaalgehalten de verschillen over het algemeen niet significant te zijn.

Van het BLGG-bestand zijn geen geografische coördinaten bekend, en deze zijn dan ook niet in figuur 2 weergegeven.



Figuur 2 Locaties met metingen van Cd en Pb (linker figuur), en Cu en Zn (rechter figuur) in de bovengrond.

Hierna zal blijken dat de kansverdelingen van de zware metalen geschat zijn met een methode waarin toch van deze BLGG-gegevens gebruik kon worden gemaakt. Verder zijn om privacy redenen de coördinaten van de locaties van het LMB en van de provinciale bestanden afgerond op 1 km. De coördinaten van de locaties van de bestanden IB en IB/RIKILIT zijn achteraf met een kleinschalige kaart bepaald, waardoor ook deze coördinaten met een aanzienlijke fout behept zijn. Omdat de locatiefouten niet gerelateerd zijn aan de gehalten nemen wij aan dat deze fouten niet leiden tot een systematische fout in de geschatte kansverdelingen van de zware metalen.

Tabel 1 Aantallen metingen van zware metalen, uitgesplitst naar landbouw en natuur, per bestand. LMB: Landelijk Meetnet Bodemkwaliteit; PMB: Provinciaal Meetnet Bodemkwaliteit.

Bestand	Cd		Pb		Cu		Zn	
	landb.	natuur	landb.	natuur	landb.	natuur	landb.	natuur
IB	308	0	308	0	308	0	308	0
IB/RIKILT	694	0	694	0	0	0	0	0
BLGG	1086	0	1086	0	1086	0	1086	0
RIN	0	40	0	40	0	40	0	40
SC-DLO	0	192	0	192	0	192	0	192
CCRK	32	8	32	8	32	8	32	8
LMB	92	20	92	20	92	20	92	20
PMB_GR	116	36	116	36	116	36	116	36
PMB_FR	100	16	100	16	100	16	100	16
PMB_DR	93	0	93	0	93	0	93	0
PMB_DRa	46	21	46	21	46	21	46	21
PMB_FLV	38	14	38	14	38	14	38	14
PMB_GLD	113	26	113	26	113	26	113	26
PMB_U	55	15	55	15	55	15	55	15
PMB_NH	281	57	281	57	281	57	281	57
PMB_ZH	326	43	326	43	306	43	306	43
PMB_NBR	90	34	90	34	90	34	90	34
ZLD	121	1	121	1	109	1	109	1
Totaal	3571	523	3571	523	2865	523	2865	523

Tabel 2 Effect van bestand op het zwaremetaalgehalte. Het referentiebestand is het Landelijk Meetnet Bodemkwaliteit. In de tabel zijn de regressiecoëfficiënten weergegeven (in vet significante coëfficiënten). Een voorbeeld: het Cd-gehalte voor locaties met landbouw in het IB-bestand kan worden geschat met $\log(\text{Cd}) = -1.951 + 0.278 \cdot \log(\text{OS}) + 0.196 \cdot \log(\text{lutum}) - 0.201$, m.a.w. in dit bestand zijn de $\log(\text{Cd})$ -gehaltes 0.201 mg kg⁻¹ lager dan in het LMB (na correctie voor verschillen in OS en lutum).

Predictor	$\log(\text{Cd})$	$\log(\text{Pb})$	$\log(\text{Cu})$	$\log(\text{Zn})$
constant	-1.951	1.777	1.347	2.386
$\log(\text{OS})$	0.278	0.501	0.429	0.265
$\log(\text{lutum})$	0.196	0.198	0.221	0.354
natuur	-0.163	-0.014	-0.851	-0.440
IB	-0.201	0.233	0.072	0.396
IB/RIKILT	0.188	0.297	-	-
BLGG	0.011	0.224	0.268	0.509
RIN	-0.096	0.392	0.127	0.634
CCRX	-0.087	0.128	0.166	0.077
PMB_FR,GR	-0.793	-0.236	-0.320	-0.095
PMB_DR,DRa	0.295	-0.301	0.008	0.121
PMB_FLV	-0.297	0.062	-0.132	0.629
PMB_U	-0.014	0.489	0.584	0.625
PMB_NH	-0.034	0.124	-0.292	0.446
PMB_ZH	-0.233	0.144	0.022	0.518
PMB_NBR	-0.069	0.159	0.178	0.261
ZLD	-0.639	-0.381	-0.253	0.046

2.2.3 Landgebruik

Informatie over het landgebruik is nodig om twee redenen. Ten eerste is de opname van het zware metaal afhankelijk van het gewas. Dientengevolge verschilt, gegeven een bodem en zijn basale bodemkenmerken, het kritieke metaalgehalte in de bodem voor gewassen. Ten tweede heeft eerder onderzoek uitgewezen dat het huidige zwaremetaalgehalte in de bodem gerelateerd is aan het huidige landgebruik (Van Drecht e.a., 1996).

In dit onderzoek hebben we gebruik gemaakt van het landgebruiksbestand LGN3⁺ van Alterra (de Wit e.a., 2000). LGN3⁺ is een rasterbestand met een celgrootte van 25 m x 25 m. Deze cellen zijn geaggregeerd naar cellen van 500 m x 500 m waarbij de dominante landgebruiksklasse (landgebruiksklasse met grootste oppervlak) is toegekend aan het centrum van de 500 x 500 m cellen.

3 Methode van onderzoek

In par. 3.1 wordt de methode behandeld voor het berekenen van het kritieke bodemgehalte. In par. 3.2 wordt de methode behandeld waarmee de (conditionele) kansverdelingen van de pH, het organischestofgehalte, het lutumgehalte en de vier zware metalen op de punten van een 500 m x 500 m grid zijn geschat. Deze kansverdelingen zijn de belangrijkste invoer van de Monte Carlo simulatie procedure, beschreven in par. 3.3, waarmee de overschrijdingskansen op de gridpunten zijn berekend.

3.1 Regressieanalyse

Uitgangspunt voor het berekenen van de kritieke metaalgehalten in de bodem (bodemnormen) zijn wettelijke normen voor de metaalgehalten in een gewas of in een dierlijk orgaan. Wanneer we over een model beschikken dat een relatie legt tussen het metaalgehalte in het gewas (of in het dierlijk orgaan) en het metaalgehalte in de vaste fase van de bodem, dan kunnen we dit model invers gebruiken om, gegeven een maximaal toelaatbaar gehalte in het gewas (dierlijk orgaan) te berekenen welk gehalte in de bodem hiermee correspondeert. Zoals hierna zal blijken is het metaalgehalte in het gewas medeafhankelijk van de pH, het organischestofgehalte en het lutumgehalte. Dit betekent dat ook de bodemnormen afhankelijk zijn van deze bodemkenmerken.

3.1.1 Model voor zwaremetaalgehalte in gewas

Verondersteld is dat de relatie tussen het metaalgehalte in het gewas (Q_{gewas}) en in de bodem (Q_{bodem}) kan worden beschreven met:

$$Q_{\text{gewas}} = A Q_{\text{bodem}}^B \quad (1)$$

waarbij A en B te schatten modelparameters zijn. Verder is verondersteld dat de logaritme van de parameter A lineair afhankelijk is van de pH, de logaritme van het organischestofgehalte en de logaritme van het lutumgehalte:

$$\log(A) = A_0 + A_1 pH + A_2 \log(OS) + A_3 \log(lutum) \quad (2)$$

Verder is er rekening mee gehouden dat het effect van het metaalgehalte in de bodem op het metaalgehalte in het gewas toeneemt met het gehalte in de bodem doordat de beschikbaarheid van het metaal bij hogere gehalten groter is. Om deze reden is een continu *piecewise linear* model aangepast met een knik langs de as van $\log(Q_{\text{bodem}})$ (Montgomery en Peck, 1992):

$$\log(Q_{\text{gewas}}) = A_0 + A_1 pH + A_2 \log(OS) + A_3 \log(lutum) + B_1 \log(Q_{\text{bodem}}) + B_2 [I_{\text{knik}} \{\log(Q_{\text{bodem}}) - \log(Q_{\text{knik}})\}] \quad (3)$$

met $I_{\text{knik}} = 1$ als $Q_{\text{bodem}} > Q_{\text{knik}}$ en anders 0. Wanneer we dit model uitwerken levert dit de volgende vergelijkingen op voor de twee lijnstukken:

$$\begin{aligned} Q_{\text{bodem}} \leq Q_{\text{knik}} : \log(Q_{\text{gewas}}) &= A_0 + A_1 pH + A_2 \log(OS) + A_3 \log(lutum) + B_1 \log(Q_{\text{bodem}}) \\ Q_{\text{bodem}} > Q_{\text{knik}} : \log(Q_{\text{gewas}}) &= (A_0 - B_2 \log(Q_{\text{knik}})) + A_1 pH + A_2 \log(OS) + A_3 \log(lutum) + (B_1 + B_2) \log(Q_{\text{bodem}}) \end{aligned} \quad (4)$$

De plaats van de knik is iteratief bepaald. Het beste model is geselecteerd op basis van Mallows' C_p (Oude Voshaar, 1994), waarbij rekening is gehouden met de volgende randvoorwaarden:

- Q_{bodem} moet in het model voorkomen en de regressiecoëfficiënt voor deze predictor (B_1) moet positief zijn;
- B_2 moet ook positief zijn, d.w.z we hebben aangenomen dat bij bodemconcentraties groter dan de knik het effect van Q_{bodem} op Q_{gewas} groter is dan bij bodemconcentraties kleiner dan de knik;
- A_1 en A_3 moeten negatief zijn.

Er is geen eis gesteld aan A_2 , omdat in theorie deze regressiecoëfficiënt zowel een positief als negatief teken kan hebben. Een hoger organischstofgehalte kan enerzijds tot gevolg hebben dat het gehalte in het gewas lager is omdat het bindend vermogen van de bodem hierdoor groter is (A_2 negatief), anderzijds kan het ook hogere gehalten in het gewas tot gevolg hebben omdat een hoger organischstofgehalte vaak gepaard gaat met een lagere pH (A_2 positief). Wanneer een *piecewise linear* model niet significant beter is dan een eenvoudig lineair model zonder knik, blijkt dit vanzelf uit de modelselectie. Alleen voor de combinaties Cd-maïs en Cd-tarwe bleek een *piecewise linear* model significant beter te zijn dan een lineair model zonder knik. In tabel 3 zijn de geschatte coëfficiënten, het percentage verklaarde variantie en de restvariantie weergegeven voor een aantal metaal-gewas combinaties. Voor Cu is voor geen van de gewassen een goed passend model gevonden, evenmin voor Pb in gras, Pb in maïs, en Zn in gras. Voor het landgebruik akkerbouw is tussen haakjes het referentiegewas voor het betreffende metaal weergegeven.

Tabel 3 Geschatte coëfficiënten van regressiemodel voor zwaremetaalgehalte in gewas, evenals het aantal metingen (n), het percentage verklaarde variantie (R^2_{adj}) en de restvariantie (σ^2); -: niet opgenomen in model.

Me- taal	Landgebruik (gewas)	n	A_0	A_1	A_2	A_3	B (B_1)	B_2	Q_{knik}	R^2_{adj} (%)	σ^2
Cd	grasland	115	0.168	-0.125	-0.283	-	0.489	-	-	52.1	0.050
	maïs	83	-0.169	-0.059	-	-0.139	0.220	0.673	1.1	50.2	0.046
	akkerbouw (tarwe)	106	0.413	-0.174	-0.441	-	0.230	0.754	0.9	67.9	0.035
Pb	akkerbouw (tarwe)	38	-1.613	-	-0.368	-	0.848	-	-	48.6	0.117
Zn	maïs	39	1.371	-0.153	-	-0.235	0.702	-	-	65.3	0.017
	akkerbouw (suikerbiet)	64	2.688	-0.406	-0.706	-0.366	1.130	-	-	65.2	0.021

3.1.2 Model voor zwaremetaalgehalte in dierlijk orgaan

Voor Cd in beweide grasland is de bodemnorm niet afgeleid van een kritiek gehalte in gras maar van het kritieke gehalte in de nier van koeien (zie volgende paragraaf). Rekening houdend met directe inname van grond door vee (denk aan beweide grasland) kan het metaalgehalte in het orgaan beschreven worden met het model:

$$Q_{orgaan} = \frac{(Q_{gewas} M_{gewas} f_{pd} + Q_{bodem} M_{bodem} f_{bd})}{M_{gewas} + M_{bodem}} \quad (5)$$

waarin M_{gewas} en M_{bodem} de hoeveelheden gewas respectievelijk grond zijn die een koe per dag opneemt (kg dag^{-1}), en f_{pd} en f_{bd} de (dimensieloze) overdrachtsfactoren zijn van gewas naar dier respectievelijk van bodem naar dier. De metaalconcentratie in het gewas, Q_{gewas} , is op zijn beurt soms een functie van het gehalte in de bodem. Deze relatie kan worden beschreven met vergelijking (1). Invullen van vergelijking (1) in vergelijking (2) levert het volgende model op voor het gehalte in het orgaan:

$$Q_{orgaan} = \frac{(AQ_{bodem}^B) M_{gewas} f_{pd} + Q_{bodem} M_{bodem} f_{bd}}{M_{gewas} + M_{bodem}} \quad (6)$$

3.1.3 Berekening kritieke zwaremetaalgehalten in bodem

Voor het berekenen van het kritieke gehalte in de bodem kunnen de volgende normen als uitgangspunt worden gebruikt:

- warenwetnorm voor gehalte in gewas;
- warenwetnorm voor gehalte in dierlijk orgaan;
- veevoedernorm;
- fytotoxiciteitsnorm.

In tabel 4 is weergegeven welke norm is gebruikt als uitgangspunt voor het berekenen van het kritieke gehalte in de bodem. De gebruikte waarden voor de normen zijn tevens weergegeven in tabel 4. Wanneer uitgegaan wordt van een warenwetnorm voor het gehalte in een gewas of een fytotoxiciteitsnorm kan gebruik gemaakt worden van het model voor het gehalte in het gewas (vergelijkingen 1 t/m 4). Voor de combinaties Zn-maïs en Zn-suikerbiet kan, gegeven het kritieke gehalte in het gewas, het kritieke gehalte in de bodem berekend worden met:

$$Q_{bodem}^{krit} = \left(\frac{Q_{gewas}^{krit}}{A} \right)^{1/B} \quad (7)$$

De waarde van de parameter A kan berekend worden met vergelijking (2) en de geschatte regressiecoëfficiënten in tabel 3. De regressiecoëfficiënt B is ook weergegeven in tabel 3. Voor de combinaties Cd-maïs en Cd-tarwe hebben we een *piecewise linear* model gefit. In deze gevallen wordt eerst het gehalte in het gewas voorspeld bij een gehalte in de bodem gelijk aan de knik ($Q_{bodem} = Q_{knik}$). Vervolgens

wordt gekeken of de gewasnorm groter of kleiner is dan deze waarde. Is de gewasnorm kleiner dan deze waarde dan wordt de vergelijking van het eerste lijnstuk (eerste deel van vergelijking 4) gebruikt, is deze groter dan wordt de vergelijking van het tweede lijnstuk gebruikt.

Wanneer uitgegaan wordt van een warenwetnorm voor een dierlijk orgaan zoals voor de combinatie Cd-grasland, kan gebruik gemaakt worden van het model voor het gehalte in het dierlijk orgaan als functie van het gehalte in het gewas en in de bodem. Herschrijving van vergelijking (6) levert de volgende vergelijking op voor het berekenen van het kritieke gehalte in de bodem:

$$Q_{bodem}^{krit} = \frac{Q_{orgaan}^{krit} (M_{gewas} + M_{bodem}) - \left(A Q_{bodem}^{krit} B \right) M_{gewas} f_{pd}}{M_{bodem} f_{bd}} \quad (8)$$

Merk op dat het kritieke gehalte in de bodem zowel links als rechts van het = teken staat zodat dit kritieke gehalte iteratief moet worden bepaald. Voor beweide grasland zijn de volgende waarden voor de parameters gebruikt: M_{gras} : 15 kg dag⁻¹, M_{bodem} : 0.5 kg dag⁻¹ (Huinink, 2000). Verder is aangenomen dat de twee overdrachtsfactoren aan elkaar gelijk zijn: $f_{pd} = f_{bd}$. Voor Cd in gras naar nier is hiervoor de waarde 2.99 gebruikt (Huinink, 2000). De waarde van parameter A kan berekend worden met vergelijking (2) en de in tabel 3 weergegeven regressiecoëfficiënten. Parameter B is ook weergegeven in tabel 3.

Tabel 4 Normen in mg kg⁻¹ gebruikt als uitgangspunt voor het berekenen van kritieke gehalten in de bodem.

		Cd	Pb	Zn
Beweide grasland	gras	warenwetnorm nier (2.5)	-	-
Maïs	maïs	veevoedernorm (0.5)	-	fytotoxiciteit (460)
Akkerbouw	tarwe	warenwetnorm (0.15)	warenwetnorm (0.50)	-
	suikerbiet	-	-	fytotoxiciteit (670)

3.1.4 Extrapolatie met regressiemodellen

De kritieke gehalten in de bodem zijn bepaald met regressiemodellen die een relatie leggen tussen het metaalgehalte in het gewas (responsvariabele) en o.a. het metaalgehalte in de bodem (verklarende variabele of predictor). We moeten ons er rekenschap van geven dat het bereik van de predictoren in het bestand gebruikt bij het aanpassen van de regressiemodellen kleiner kan zijn dan het bereik in heel Nederland. In dit geval zal het model geëxtrapoleerd moeten worden om het metaalgehalte in een gewas te voorspellen. Om voor een gridpunt te bepalen of het model geëxtrapoleerd moet worden, is het niet voldoende de waarde van de predictoren op het gridpunt één voor één te vergelijken met die in het bestand gebruikt voor het aanpassen van het model. Beter is het om de volgende grootte te berekenen (Montgomery en Peck, 1992):

$$h_0 = \mathbf{x}_0' (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}_0, \quad (9)$$

waarin $\mathbf{x}_0$ de p -vector met waarden van de predictoren op het gridpunt is (p is het aantal regressiecoëfficiënten), en $\mathbf{X}$ de $(n \times p)$ -matrix met waarden van de predictoren op de n punten waarmee het regressiemodel is aangepast. Op gridpunten waarvoor h_0 groter is dan $2p/n$ liggen de waarden van de predictoren zover buiten het experimenteergebied dat het niet goed mogelijk is het gehalte in het gewas te voorspellen (Oude Voshaar, 1994).

Zoals hierboven al vermeld wordt het regressiemodel invers gebruikt om, uitgaande van een gewasnorm, een bodemnorm te bepalen. Om in dit geval de mate van extrapolatie te berekenen, is het berekende kritieke gehalte als waarde voor de predictor Q_{bodem} in de $\mathbf{x}_0$ -vector ingevoerd. Met andere woorden, er is bepaald of het regressiemodel geëxtrapoleerd moet worden om het gehalte in het gewas te voorspellen wanneer het gehalte in de bodem gelijk is aan het kritieke gehalte. Wanneer het model geëxtrapoleerd moet worden is het voorspelde metaalgehalte in het gewas onbetrouwbaar (onbetrouwbaarder dan uit geschatte voorspelfout blijkt). In dit geval is geconcludeerd dat het uit de gewasnorm afgeleide kritieke metaalgehalte in de bodem ook onbetrouwbaar is, en dus ook de overschrijdingskans van dit kritieke gehalte. Dit betekent overigens niet dat op deze punten ook niets gezegd zou kunnen worden over de overschrijdingskans van het kritieke metaalgehalte *in het gewas*. Om dit laatste te beoordelen moet het geschatte actuele metaalgehalte in de bodem in de $\mathbf{x}_0$ -vector worden ingevoerd in plaats van het kritieke metaalgehalte in de bodem. Wanneer dit voorspelde metaalgehalte wel in het experimenteergebied ligt (evenals de overige predictoren) kan het gehalte in het gewas wel met het regressiemodel voorspeld worden en kan dus ook de overschrijdingskans van de gewasnorm voorspeld worden.

3.1.5 Berekening verscherpte bodemnorm

Wanneer de bodemnorm wordt berekend zoals beschreven in par. 3.1.1, dan zal in ongeveer 50% van de gevallen waarin het metaalgehalte in de bodem gelijk is aan de bodemnorm het kritieke gehalte in het gewas worden overschreden. Figuur 3 illustreert dit voor Zn in suikerbiet. Het Zn-gehalte in suikerbiet kan voorspeld worden met:

$$\log(Zn_{suikerbiet}) = 2.688 - 0.406 pH - 0.706 \log(OS) - 0.366 \log(lutum) + 1.130 \log(Zn_{bodem}) \quad (10)$$

Op de x-as is de logaritme van het Zn-gehalte in de bodem weergegeven, en op de y-as de logaritme van het Zn-gehalte in suikerbiet verminderd met de som van de eerste vier termen rechts van het = teken. De helling van de aangepaste lijn is gelijk aan de regressiecoëfficiënt voor $\log(Zn_{bodem})$, 1.130 (tabel 3). Het kritieke Zn-gehalte (gewasnorm) voor suikerbiet is 640 mg kg⁻¹, op log-schaal 2.8. Om voor een bodem met 5% organische stof, 2% klei en een pH van 6 het kritieke gehalte in de bodem te berekenen, moet hiervan de som van de eerste vier termen rechts van het = teken afgetrokken worden. Dit levert de waarde 3.07 op. Gaan we vanuit dit punt op de y-

as naar rechts totdat we de regressielijn bereiken en van daaruit naar beneden dan vinden we een kritiek Zn-gehalte in de bodem van 2.72, wat op de oorspronkelijke schaal overeenkomt met 517 mg kg⁻¹. Echter, voor alle bodems met 5% organische stof, 2% klei en een pH van 6 en een Zn-gehalte van 517 mg kg⁻¹, zal het kritieke gehalte in suikerbiet in ongeveer 50% van de gevallen worden overschreden. Vanuit voedselveiligheid bezien is dit een erg hoog percentage. Wanneer we een lager risico willen lopen dat bij bodemgehalten gelijk aan de bodemnorm het kritieke gehalte in de plant wordt overschreden zullen we de bodemnorm moeten verscherpen. De mate waarin de bodemnorm dan verlaagd moet worden hangt af van het maximaal toelaatbare risico op overschrijding van de gewasnorm (des te kleiner de kans, des te groter het verschil tussen de 50%-norm en de verscherpte norm), de restvariantie van het regressiemodel (des te groter de restvariantie, des te groter het verschil tussen de 50%-norm en de verscherpte norm) en de regressiecoëfficiënt van het gehalte in de bodem (des te kleiner deze coëfficiënt, des te groter het verschil tussen de 50%-norm en de verscherpte norm). Voor een maximaal toelaatbaar risico van 5% kan de verscherpte norm berekend worden met:

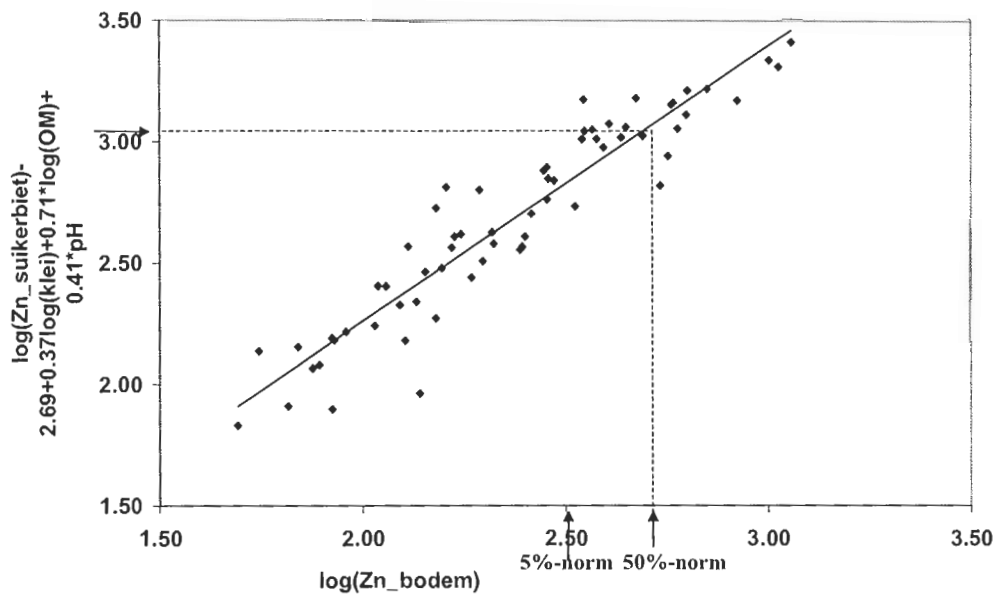
$$\log(Q_{bodem}^{krit,5\%}) = \log(Q_{bodem}^{krit}) - \frac{1.65 \cdot \sigma}{B} \quad (11)$$

waarin σ de residuele standaardafwijking (vierkantswortel uit restvariantie) is. Voor de *piecewise linear* modellen moeten de volgende drie stappen worden doorlopen om de verscherpte bodemnorm te berekenen:

1. als de 50%-norm kleiner is dan de knik, bereken dan de 5%-norm met vergelijking (11) waarbij voor B de waarde van B_1 wordt gebruikt;
2. als de 50%-norm groter is dan de knik, bereken dan de 5%-norm met vergelijking (11) waarbij voor B de waarde van $B_1 + B_2$ wordt gebruikt;
3. als de in stap 2 berekende 5%-norm kleiner is dan de knik, bereken dan de 5%-norm met:

$$\log(Q_{bodem}^{krit,5\%}) = \log(Q_{bodem}^{knik}) - \frac{1.65 \cdot \sigma - B_2 \{ \log(Q_{bodem}^{krit}) - \log(Q_{bodem}^{knik}) \}}{B_1} \quad (12)$$

De verscherpte norm is alleen berekend voor die gevallen waarin de bodemnorm is afgeleid van kritieke gehalten in het gewas, en niet voor de gevallen waarin deze is afgeleid van een warenwetnorm voor de nier (dus niet voor Cd in beweide grasland). In dit geval is de berekening een stuk ingewikkelder, omdat we niet met een eenvoudig lineair model te maken hebben. Bovendien is ons niets bekend over de ruis van het model voor het metaalgehalte in de nier.



Figuur 3 Berekening van 5%-bodemnorm voor Zn in suikerbiet.

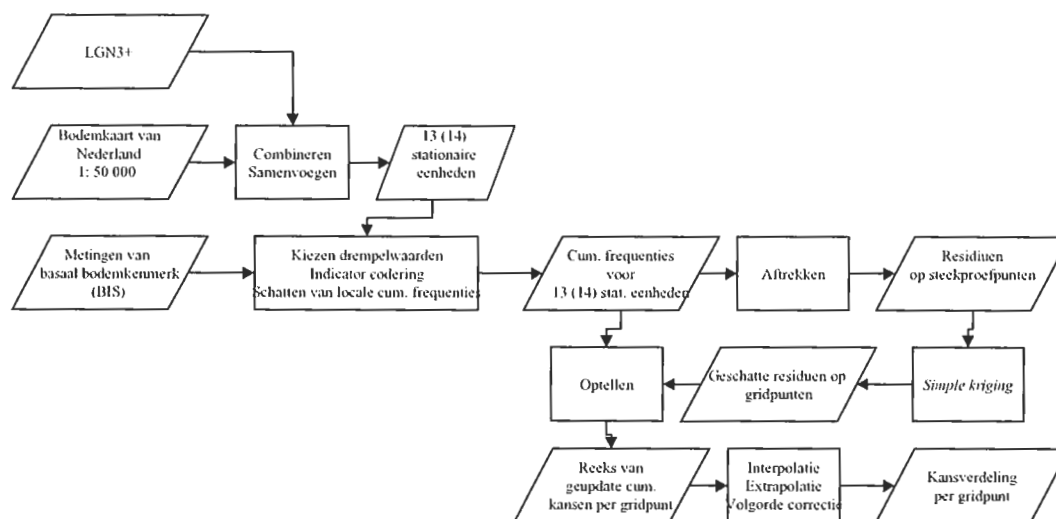
3.2 Simple indicator kriging met locale *a priori* kansen

3.2.1 Aanpak in grote lijnen

De overschrijdingskans van het kritieke bodemgehalte is geschat voor alle punten van een 500 m x 500 m grid. Hiervoor moeten eerst de kansverdelingsfuncties van het lutumgehalte, het organischestofgehalte, de pH en de zwaremetaalgehalten op de gridpunten geschat worden. Deze kansverdelingsfuncties zijn geschat door middel van *simple indicator kriging* met locale *a priori* kansen. Voor een uitvoerige beschrijving van deze methode verwijzen we naar Goovaerts, 1997 (p. 284-331). In deze methode kunnen de volgende stappen onderscheiden worden:

- kiezen van drempelwaarden;
- indicator codering van de metingen;
- schatten van locale cumulatieve frequenties (*a priori* kansen);
- *updaten* van *a priori* kansen.

In figuur 4 is voor de basale bodemkenmerken de procedure voor het schatten van de cumulatieve kansverdelingen op de gridpunten schematisch weergegeven. Voor de zware metalen wijkt deze procedure enigszins af (zie par. 3.2.4).



Figuur 4 Schematische weergave van de procedure voor het schatten van de cumulatieve kansverdelingen op gridpunten voor de drie basale bodemkenmerken.

3.2.2 Kiezen drempelwaarden

Allereerst moeten een aantal drempelwaarden gekozen worden. Deze waarden moeten een redelijke discretisatie van de frequentieverdelingen vormen. Wij hebben als drempelwaarden gekozen de negen decielen (het 10^{de} percentiel, 20^{ste} percentiel tot en met het 90^{ste} percentiel) van alle metingen. Om voor de zware metalen het verloop van de rechterstaart van de kansverdelingen goed te kunnen schatten hebben we als extra drempelwaarden gekozen het 95^{ste} en 99^{ste} percentiel. In totaal hebben we dus 11 drempelwaarden gebruikt. Bij het schatten van de percentielen is speciale aandacht besteed aan de metingen beneden de detectielimieten. Deze komen regelmatig voor bij de zware metalen. Het is gebruikelijk deze zogenaamde links-gecensureerde metingen te vervangen door 50% of 70% van de detectielimiet. Op deze wijze worden echter, gegeven een detectielimiet, alle metingen beneden deze detectielimiet vervangen door dezelfde waarde, wat tot onnauwkeurige schattingen van de percentielen kan leiden. Bovendien wordt geen gebruik gemaakt van de informatie over de vorm van de kansverdeling van de metingen. Wij hebben de percentielen op de volgende wijze geschat:

1. neem de logaritme van alle metaalgehalten (inclusief gecensureerde metingen) en schat de parameters van een normale verdeling met de *maximum likelihood* methode (Akritas e.a., 1994);
2. loot voor elke gecensureerde meting een waarde uit het deel van de verdeling beneden de detectiegrens en vervang de detectiegrens door deze gelote waarde;
3. transformeer alle waarden terug, inclusief de gelote waarden;
4. schat de 11 percentielen;
5. herhaal stap 2 tot en met 4 100 keer; dit leidt tot 100 schattingen van elk percentiel;
6. bereken voor elk percentiel het gemiddelde van de 100 schattingen.

De geschatte percentielen zijn weergegeven in tabel 5.

Tabel 5 Geschatte percentielen voor drie basale bodemkenmerken en vier zware metalen.

Percentiel	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	0.99
Lutum	1.5	2.7	3.9	5.0	7.8	13	19	27	39	47	61
Org. stof	1.2	2.2	3.0	3.7	4.5	5.5	6.9	9.6	16	25	60
pH	3.6	4.1	4.5	4.8	5.0	5.4	5.9	6.9	7.3	7.5	7.7
Cd	0.10	0.17	0.20	0.25	0.30	0.34	0.40	0.52	0.83	1.06	2.13
Pb	10	13	16	19	22	27	33	45	70	100	195
Cu	3.6	6.6	9.0	11	13	15	19	25	36	48	86
Zn	14	21	28	36	45	57	74	95	140	175	275

3.2.3 Indicator codering van de metingen

Elke meting wordt getransformeerd in een K -vector van indicatoren volgens:

$$i(\mathbf{x}; z_k) = \begin{cases} 1 & \text{als } z(\mathbf{x}) \leq z_k \\ 0 & \text{anders} \end{cases} \quad k = 1, \dots, K \quad (13)$$

waarin $i(\mathbf{x}; z_k)$ de indicatorwaarde is voor drempelwaarde z_k op de locatie met coördinaten $\mathbf{x}$. Per punt zijn er dus 11 indicatoren omdat we 11 drempelwaarden hebben. Bijvoorbeeld, op een punt met een Cd gehalte van 0.25 mg kg^{-1} wordt de vector met indicatoren $[0 \ 0 \ 0 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1]'$. Voor drempelwaarden beneden de detectielimiet weten we niet of het Cd gehalte kleiner is dan deze drempelwaarde, waardoor voor deze drempelwaarden de indicatoren *missing values* zijn:

$$i(\mathbf{x}; z_k) = \begin{cases} 1 & \text{als } z_d(\mathbf{x}) \leq z_k \\ \text{missing value} & \text{anders} \end{cases} \quad k = 1, \dots, K \quad (14)$$

waarin $z_d(\mathbf{x})$ de detectielimiet is op locatie $\mathbf{x}$. Bijvoorbeeld voor een Cd meting beneden een detectielimiet van 0.5 mg kg^{-1} wordt de vector met indicatoren $[* \ * \ * \ * \ * \ * \ * \ 1 \ 1 \ 1 \ 1]'$. Op deze wijze worden bij de interpolatie de gecensureerde metingen niet geheel buiten beschouwing gelaten maar gebruikt voor zover ze informatie bevatten.

3.2.4 Schatten van lokale cumulatieve frequenties (*a priori* kansen)

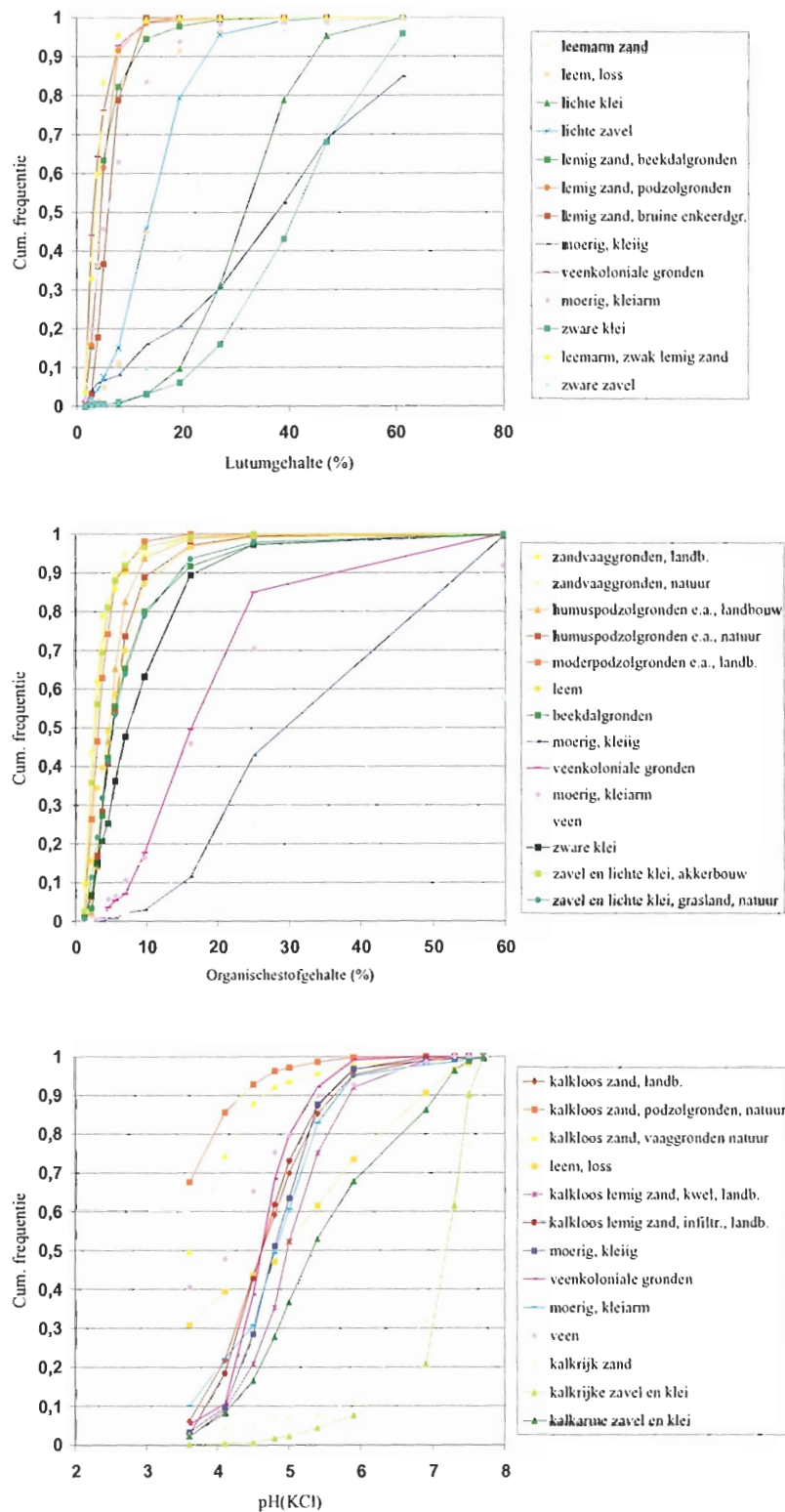
3.2.4.1 Basale bodemkenmerken

De indicatoren zijn gebruikt voor het schatten van cumulatieve frequenties (oppervlaktefracties). Wanneer de punten goed gespreid zijn over het gebied kan de oppervlaktefractie met een zwaremetaalgehalte kleiner of gelijk aan een bepaalde drempelwaarde geschat worden met het ongewogen gemiddelde van de indicator horend bij die drempelwaarde. De geschatte cumulatieve frequenties worden gebruikt

als eerste (*a priori*) schattingen van de cumulatieve kansen op punten zonder meting (gridpunten). Bijvoorbeeld, de geschatte oppervlaktefractie met Cd-gehaltes ≤ 0.25 is 0.40 (tabel 5) en daarom is de *a priori* kans dat het lutumgehalte op een willekeurig gridpunt in Nederland kleiner of gelijk is dan 5% ook 0.40. In geval de punten ruimtelijk niet goed gespreid zijn over het onderzoeksgebied worden de metingen vaak eerst “ontclusterd” (*declustering*) en worden de “ontclusteringsgewichten” gebruikt bij het schatten van de cumulatieve frequenties (Goovaerts, 1997, p. 77-82).

Wanneer we voor het lutumgehalte, organischestofgehalte en pH per bodemkenmerk slechts één frequentieverdeling schatten voor heel Nederland en deze geschatte frequentieverdeling gebruiken als *a priori* schatting van de kansverdeling op alle gridpunten in heel Nederland zou dit zeker op de lachspieren van oud-Stibokanen werken. Ze zullen er ons op wijzen dat bijvoorbeeld in dekzandgronden lagere lutumgehaltes voorkomen dan in zeekleigronden, en daarom de kans dat op een willekeurig punt in het dekzandgebied het lutumgehalte kleiner of gelijk is aan bijv. 5% veel groter is dan op een willekeurig punt in het zeekleigebied. Voor het lutumgehalte, organischestofgehalte en pH zijn daarom cumulatieve frequenties geschat voor groepen van eenheden van de Bodemkaart van Nederland 1 : 50 000.

De indeling in groepen is verschillend voor deze drie bodemkenmerken (zie Bijlage 1). Het organischestofgehalte en pH zijn ook afhankelijk van het landgebruik en daarom zijn de groepen van bodemkaarteenheden verder opgesplitst naar landgebruik. Hiervoor is gebruik gemaakt van het LGN3⁺-bestand. Voor sommige groepen zou een verdere opsplitsing naar landgebruik leiden tot een te klein aantal punten zodat de geschatte cumulatieve frequenties erg onnauwkeurig worden. Gestreefd is naar een indeling met tenminste 100 punten per eenheid, zodat de geschatte frequenties ook bij de hoge en lage drempelwaarden redelijk nauwkeurig zijn. Op deze wijze ontstonden in totaal 13, 14 en 13 eenheden voor respectievelijk het lutumgehalte, organischestofgehalte en pH. (zie voor aantallen punten per eenheid Bijlage 1). De eenheden worden hierna stationaire eenheden genoemd, omdat verondersteld wordt dat binnen deze eenheden de verwachtingswaarden (over realisaties van het ruimtelijk model) van de indicatoren constant zijn (zie volgende paragraaf). De punten zijn redelijk goed gespreid over de stationaire eenheden waardoor de cumulatieve frequenties geschat konden worden met de ongewogen gemiddeldes van de indicatoren (geen ontclustering nodig). De geschatte cumulatieve frequenties voor de stationaire eenheden zijn weergegeven in figuur 5.



Figuur 5 Geschatte cumulatieve frequenties van het lutumgehalte, organischestofgehalte en pH voor groepen van eenheden van de Bodemkaart van Nederland 1 : 50 000, soms verder onderverdeeld in natuur en landbouw volgens LGN3+.

3.2.4.2 Zware metalen

Bij het berekenen van de kans dat het huidige metaalgehalte op een gridpunt het kritieke metaalgehalte op dat gridpunt overschrijdt moet rekening gehouden worden met eventuele correlatie tussen het kritieke metaalgehalte en het metaalgehalte. Uit eerder onderzoek is gebleken dat de frequentieverdelingen van de zware metalen verschillen tussen grondsoorten (Van Drecht e.a., 1996). Deze verschillen zijn met name terug te voeren op verschillen in lutumgehalte en het organischestofgehalte. Uit par. 3.1.3 blijkt dat, gegeven een gewas, het kritieke metaalgehalte een functie is van o.a. het organischestofgehalte en lutumgehalte. We moeten dus rekening houden met een positieve correlatie tussen het metaalgehalte en het kritieke metaalgehalte. Op een punt met een hoog metaalgehalte zal naar verwachting ook het kritieke metaalgehalte relatief hoog zijn, waardoor we de overschrijdingskans, wanneer we geen rekening houden met deze correlatie, overschatten. In de Monte Carlo procedure (zie hierna) is rekening gehouden met deze correlatie door metaalgehalten te trekken uit conditionele kansverdelingen, d.w.z. kansverdelingen geconditioneerd op grondsoort. Een grondsoort is gedefinieerd op basis van het lutumgehalte en organischestofgehalte (tabel 6).

Tabel 6 Definitie van de vier grondsoorten ten behoeve van indeling in stationaire eenheden voor zwaremetaalgehalten.

Grondsoort	Lutumgehalte	Organischestofgehalte
zand	≤ 10	≤ 20
klei	> 10	≤ 20
veen	≤ 10	> 20
kleilig veen	> 10	> 20

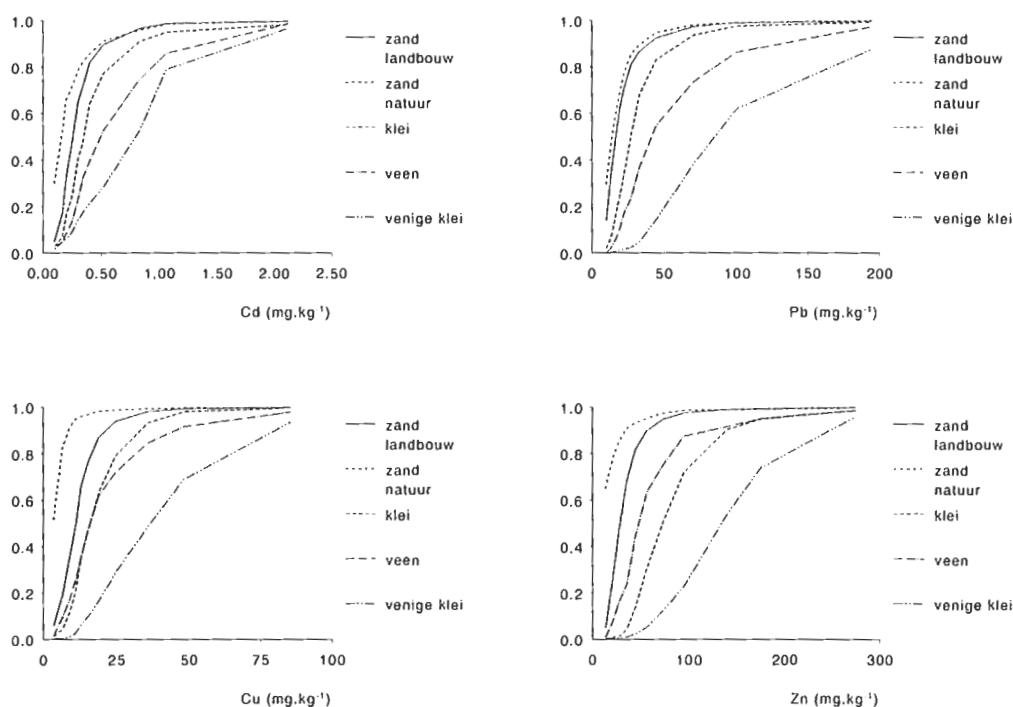
Van Drecht e.a. (1996) vonden ook (relatief kleine) verschillen tussen landgebruikstypen. In verband hiermee is de grondsoort zand verder onderverdeeld in natuur op zand en landbouw op zand. Voor natuur op klei, natuur op veen en natuur op kleilig veen waren te weinig metingen om betrouwbare schattingen van de cumulatieve frequenties te verkrijgen. Voor deze grondsoorten is geen onderscheid gemaakt naar landgebruik zodat het totaal aantal eenheden uitkomt op 5 (tabel 7).

Tabel 7 Aantallen metingen van zwaremetaalgehalten per stationaire eenheid.

Eenheid	Cd	Pb	Cu	Zn
landbouw op zand	1643	1643	1333	1333
natuur op zand	415	415	415	415
klei	1458	1458	1093	1093
veen	156	156	144	144
kleilig veen	422	422	403	403

De cumulatieve frequenties geconditioneerd op grondsoort en landgebruik zijn geschat met de grondsoort (OS en lutumgehalte) en het landgebruik zoals bepaald op de locaties, en niet met de grondsoort volgens de bodemkaart en landgebruik volgens LGN3⁺, omdat de eenheden op deze kaarten immers onzuiverheden bevatten. Merk op dat hoewel de coördinaten van de BLGG data onbekend zijn, deze metingen wel gebruikt kunnen worden voor het schatten van deze conditionele cumulatieve frequenties omdat de grondsoort en het landgebruik van deze locaties bekend zijn.

Voor eenheden met gecensureerde metingen zijn de cumulatieve frequenties geschat met de in par. 3.2.2. beschreven methode waarbij in stap 4 niet de percentielen worden geschat maar het percentage van de metingen beneden de 11 drempelwaarden. Omdat in ons geval de locaties goed gespreid zijn over Nederland (zie figuur 2) en, naar wij aannemen, ook binnen de stationaire eenheden hebben wij geen ontclustering toegepast. Het resultaat is weergegeven in figuur 6.



Figuur 6 Geschatte cumulatieve frequenties van Cd, Pb, Cu en Zn voor de vijf stationaire eenheden van tabel 7.

3.2.5 Updaten van *a priori* kansen

De geschatte lokale cumulatieve frequenties (gemiddelden van de indicatoren) worden gebruikt als *a priori* schattingen van de cumulatieve kansen op de gridpunten. Merk op dat deze geschatte *a priori* kansen voor alle punten binnen eenzelfde stationaire eenheid gelijk zijn. Het gevolg is dat de geschatte kans op overschrijding van een bepaalde drempelwaarde op een gridpunt omgeven door metingen met hoge waarden even groot is als op een gridpunt binnen dezelfde eenheid omgeven door lage waarden. Het ligt meer voor de hand dat de kans op het eerste punt groter is dan op het tweede punt. Om dit te bewerkstelligen worden de geschatte *a priori* kansen *geupdate* door interpolatie van residuen van de indicatoren. Deze residuen worden berekend als het verschil tussen de 'harde' indicatoren en de lokale gemiddelden van deze indicatoren. Bijvoorbeeld, op een punt binnen de stationaire eenheid "landbouw op zand" met een gemeten Cd-gehalte van 0.25 mg.kg^{-1} wordt de vector met residuen

$$\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 0.05 \\ 0.17 \\ 0.33 \\ 0.46 \\ 0.65 \\ 0.71 \\ 0.82 \\ 0.90 \\ 0.97 \\ 0.99 \\ 1.00 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.05 \\ -0.17 \\ -0.33 \\ 0.54 \\ 0.35 \\ 0.29 \\ 0.18 \\ 0.10 \\ 0.03 \\ 0.01 \\ 0.00 \end{pmatrix}$$

De residuen zijn onafhankelijk van elkaar geïnterpoleerd met het programma kt3d (optie *simple kriging*; verwachtingswaarde 0) van GSLIB (Deutsch en Journel, 1998). De hiervoor benodigde variogrammen van de residuen zijn eveneens geschat met GSLIB. De parameters van de aangepaste modellen zijn weergegeven in tabel 8. De experimentele en gefitte variogrammen zijn weergegeven in figuur 7.

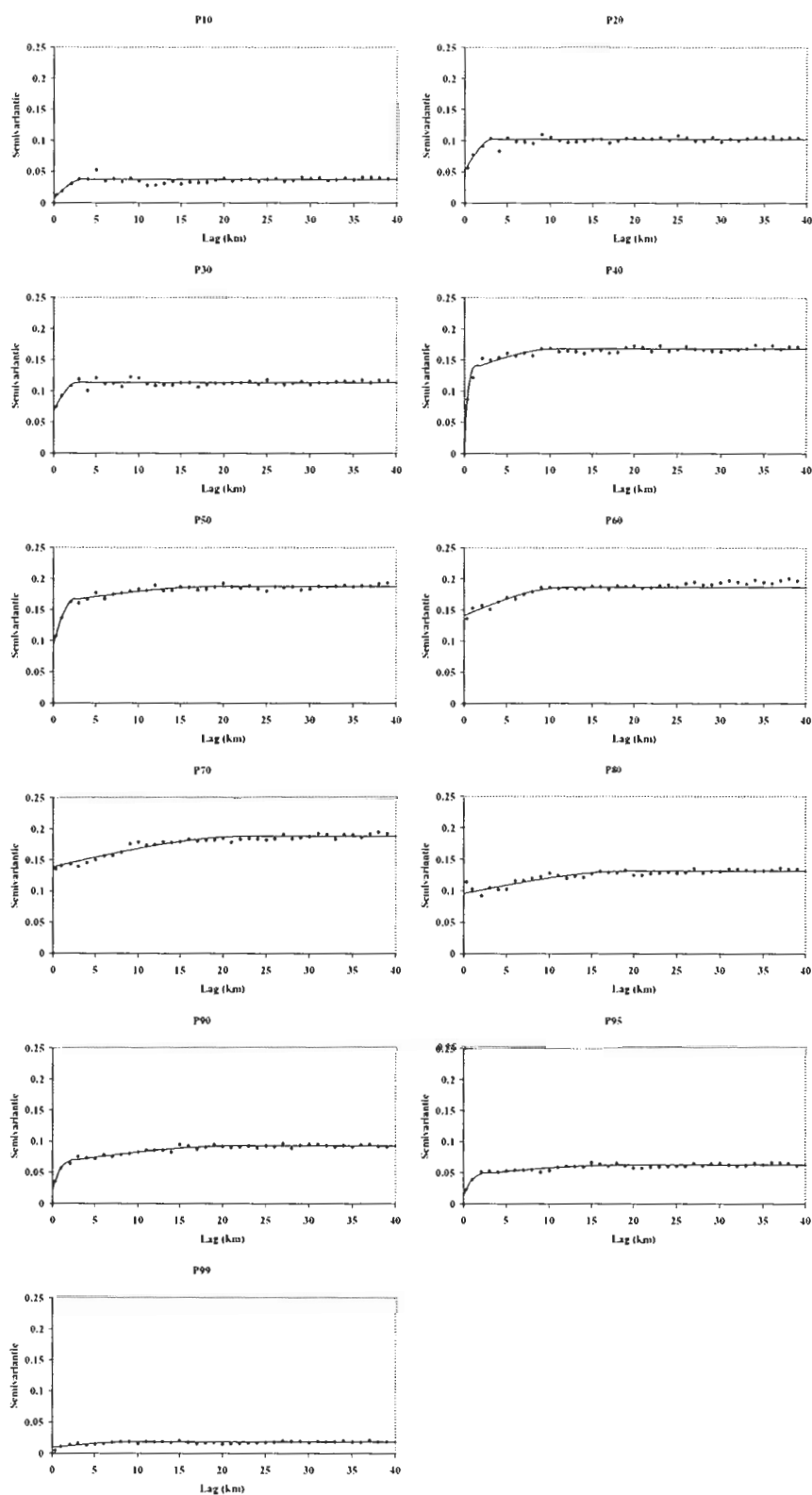
De geïnterpoleerde residuen worden opgeteld bij de lokale *a priori* kansen. De kans dat een bodemkenmerk kleiner of gelijk is aan een dempelwaarde z_k wordt dus geschat met:

$$\hat{F}(\mathbf{x}_0; z_k | z(\mathbf{x}_i), i = 1 \dots n) = F(z_k | s_0) + \sum_{i=1}^n \lambda(\mathbf{x}_i) \{I(\mathbf{x}_i; z_k) - F(z_k | s_i)\} \quad (15)$$

waarin $F(z_k | s_0)$ en $F(z_k | s_i)$ de verwachtingswaarden van de indicator voor drempelwaarde z_k op respectievelijk voorspelpunt (gridpunt) $\mathbf{x}_0$ en meetlocatie $\mathbf{x}_i$ zijn, $\lambda(\mathbf{x}_i)$ het *simple kriging* gewicht voor meetlocatie $\mathbf{x}_i$ is, en $I(\mathbf{x}_i; z_k)$ de random indicatorvariable voor drempelwaarde z_k op meetlocatie $\mathbf{x}_i$ is.

Tabel 8 Parameterwaarden van de aangepaste variogrammen voor het updaten van de kansverdelingen (voor Cd; zie fig. 7).

Lutum	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99
nugget	0.041	0.096	0.100	0.095	0.072	0.062	0.064	0.056	0.022	0.002	0.006
part. sill 1	0.023	0.019	0.024	0.016	-	-	-	-	0.018	0.024	0.006
range 1 (km)	1.9	8.1	6.2	5.0	-	-	-	-	2.3	1.6	22.9
part. sill 2	0.014	0.014	0.016	0.013	-	-	-	-	0.022	0.015	-
range 2 (km)	18.9	30.6	27.3	14.1	-	-	-	-	85.7	38.9	-
OS	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99
nugget	0.019	0.058	0.080	0.090	0.094	0.127	0.113	0.077	0.040	0.024	0.005
part. sill 1	0.030	0.041	0.063	0.075	0.077	0.031	0.019	0.013	0.013	0.009	0.003
range 1 (km)	2.5	1.6	3.0	2.6	2.0	2.4	3.6	4.1	10.5	25.6	31.1
part. sill 2	-	-	-	0.008	0.017	0.024	0.020	0.014	-	-	-
range 2 (km)	-	-	-	22.0	17.1	14.3	16.6	19.6	-	-	-
pH	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99
nugget	0.045	0.081	0.119	0.147	0.117	0.078	0.040	0.026	0.032	0.033	0.008
part. sill 1	0.015	0.017	0.028	0.023	0.042	0.062	0.050	0.033	0.020	-	-
range 1 (km)	15.4	11.9	9.6	9.4	1.5	1.7	1.9	1.4	1.8	-	-
part. sill 2	-	-	-	-	0.011	-	-	-	-	-	-
range 2 (km)	-	-	-	-	16.8	-	-	-	-	-	-
Cd	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99
nugget	0.007	0.053	0.069	0.012	0.095	0.141	0.139	0.096	0.024	0.015	0.009
part. sill 1	0.030	0.050	0.044	0.120	0.066	0.045	0.050	0.036	0.040	0.031	0.009
range 1 (km)	3.4	3.2	2.8	0.7	2.2	12.0	23.5	20.0	1.7	1.8	9.4
part. sill 2	-	-	-	0.036	0.027	-	-	-	0.028	0.017	-
range 2 (km)	-	-	-	10.7	19.8	-	-	-	21.9	19.3	-
Pb	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99
nugget	0.036	0.060	0.091	0.128	0.125	0.113	0.098	0.065	0.044	0.012	0.000
part. sill 1	0.027	0.054	0.040	0.044	0.055	0.056	0.051	0.045	0.032	0.033	0.021
range 1 (km)	1.5	2.4	1.5	15.7	15.2	14.7	15.1	15.9	17.3	1.2	1.0
part. sill 2	-	-	0.019	-	-	-	-	-	-	0.015	0.005
range 2 (km)	-	-	20.1	-	-	-	-	-	-	21.6	26.6
Cu	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99
nugget	0.047	0.048	0.088	0.096	0.098	0.088	0.069	0.047	0.055	0.011	0.004
part. sill 1	0.018	0.037	0.014	0.021	0.032	0.040	0.048	0.036	0.027	0.029	0.011
range 1 (km)	3.8	1.1	8.9	8.6	9.8	13.0	14.0	6.9	25.3	1.8	3.1
part. sill 2	-	-	0.013	0.029	0.028	0.033	0.023	0.036	-	0.015	0.001
range 2 (km)	-	-	24.2	23.4	26.5	27.6	24.4	40.3	-	25.0	26.5
Zn	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99
nugget	0.039	0.061	0.065	0.075	0.054	0.081	0.063	0.048	0.047	0.042	0.005
part. sill 1	0.015	0.016	0.031	0.023	0.035	0.037	0.056	0.049	0.017	0.013	0.008
range 1 (km)	9.9	3.3	3.3	3.4	1.0	12.1	11.8	13.3	3.6	1.9	3.2
part. sill 2	-	0.014	0.010	0.006	0.021	-	-	-	0.032	-	-
range 2 (km)	-	24.6	22.5	26.6	9.0	-	-	-	56.3	-	-



Figuur 7 Experimentele variogrammen en aangepaste modellen voor het updaten van de *a priori* kansverdeling van Cd.

Het precieze organischestofgehalte en lutumgehalte op een gridpunt is niet bekend en daarom is van dit punt ook niet bekend welke reeks van conditionele *a priori* kansen voor het metaal van toepassing zijn omdat deze immers afhangen van het organischestofgehalte en lutumgehalte. Wanneer we aannemen dat met behulp van LGN3⁺ foutloos kan worden bepaald of op een gridpunt landbouw dan wel natuur voorkomt, zijn er op ieder gridpunt vier mogelijke reeksen van conditionele *a priori* kansen, n.l. die van 1. natuur op zand of landbouw op zand; 2. klei; 3. veen, en 4. kleilig veen. Per gridpunt zijn alle vier reeksen van conditionele *a priori* kansen *geupdate*.

De *geupdate* kansen kunnen groter dan 1 of kleiner dan 0 zijn. Verder kan het voorkomen dat de kans voor een drempelwaarde k kleiner is dan de kans voor drempelwaarde $k-1$. Deze zogenaamde volgorde-relatie problemen (*order relation problems*) zijn opgelost door het middelen van opwaartse en neerwaartse correcties (Deutsch en Journal, 1998).

De reeks met *geupdate* en gecorrigeerde kansen kan worden beschouwd als een discretisatie van de cumulatieve kansverdelingsfunctie (*cdf*). Voor de simulatie hebben we de hele verdeling nodig d.w.z. alle kansen tussen 0 en 1 moeten corresponderen met 1 gehalte. Voor gehalten tussen de laagste en hoogste drempelwaarden zijn de kansen lineair geïnterpoleerd. Voorbij de hoogste drempelwaarde is lineair geëxtrapoleerd naar een maximum. Voor de pH en de vier zware metalen zijn de maximale waarden in de dataset als maxima gebruikt, voor OM en lutumgehalte is 100 % als maximum gekozen. Links van de laagste drempelwaarde is voor de vier zware metalen en de pH geëxtrapoleerd met een powerfunctie naar een gekozen minimum:

$$\hat{F}(z) = \left(\frac{z - z_{\min}}{z_1 - z_{\min}} \right)^{\omega} \cdot F(z_1) \quad (16)$$

waarin $\hat{F}(z)$ de geëxtrapoleerde cumulatieve kans voor gehalte z , $z_{\min}$ het gekozen minimum, ω de exponent, en $F(z_1)$ de *geupdate* cumulatieve kans voor de eerste drempelwaarde is. De exponent van de *powerfunctie* is geschat met de kleinste kwadratenmethode (regressie). Tabel 9 en 10 laten het resultaat zien. Voor het lutumgehalte en het organischestofgehalte zijn er weinig metingen beneden de eerste drempelwaarde. Bovendien zijn deze metingen vaak 1%. Hierdoor was het niet mogelijk de *power* te schatten. Voor deze twee kenmerken is in alle gevallen lineair geëxtrapoleerd naar een minimum van 0.

Tabel 9 Minima, maxima en exponent van powerfunctie voor extrapolatie beneden eerste drempelwaarde en boven laatste drempelwaarde van de vier zware metalen (*: power niet geschat maar aangenomen; een power van 1 betekent lineaire extrapolatie).

Metaal	stationaire eenheid	minimum	exponent (minimum)	maximum	exponent (maximum)
Cd	landbouw op zand	0	1.4	4.1	1.0*
	natuur op zand	0	1.9	2.5	1.0*
	klei	0	4.1	4.5	1.0*
	veen	0	4.0	3.5	1.0*
	venige klei	0	5.6	4.3	1.0*
Pb	landbouw op zand	0	2.8	340	1.0*
	natuur op zand	0	3.1	164	1.0*
	klei	0	2.1	385	1.0*
	veen	0	1.0*	535	1.0*
	venige klei	0	1.0*	560	1.0*
Cu	landbouw op zand	0	1.5	93	1.0*
	natuur op zand	0	1.3	49	1.0*
	klei	0	1.7	165	1.0*
	veen	0	3.0	179	1.0*
	venige klei	0	1.0	220	1.0*
Zn	landbouw op zand	0	2.5	799	1.0*
	natuur op zand	0	1.6	916	1.0*
	klei	0	1.0*	639	1.0*
	veen	0	1.0*	530	1.0*
	venige klei	0	1.0*	610	1.0*

Tabel 10 Minima, maxima en exponent van powerfunctie voor extrapolatie beneden eerste drempelwaarde van pH (*: power niet geschat maar aangenomen).

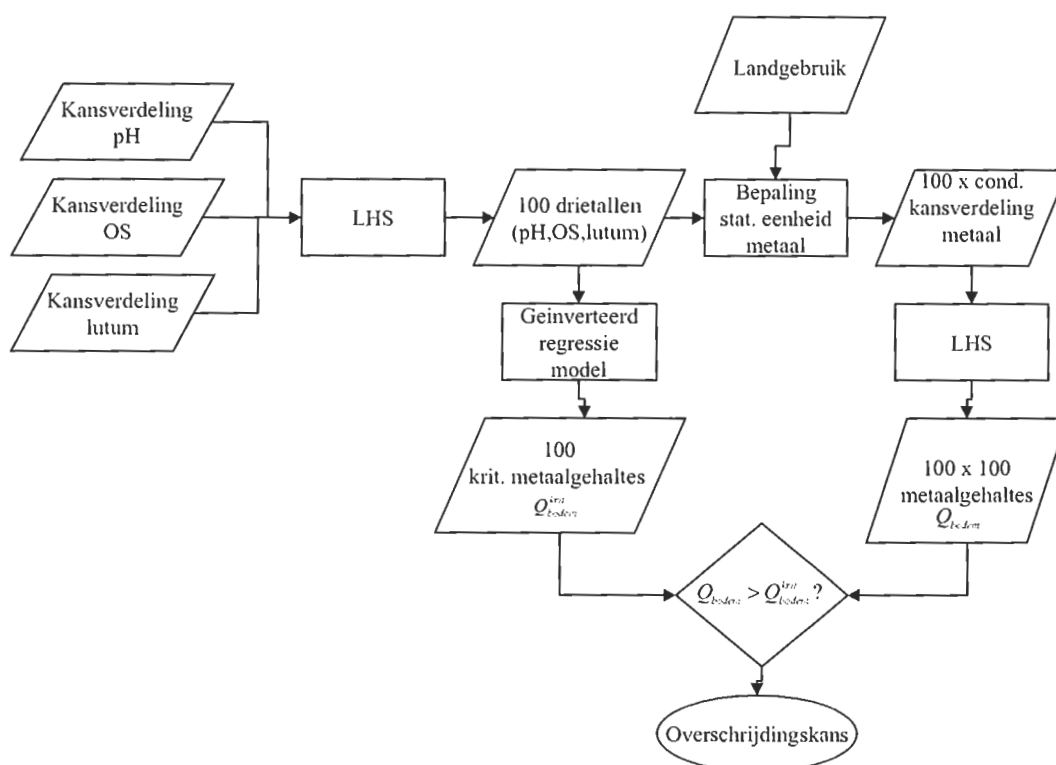
stationaire eenheid	minimum	exponent (minimum)	maximum	exponent (maximum)
kalkloos zand; landbouw	2	14	8	1.0*
kalkloos zand; podzolgronden; natuur	2	10	8	1.0*
kalkloos zand; vaaggronden; natuur	2	11	8	1.0*
kalkloos leemig zand; infiltr.; landbouw	2	35	8	1.0*
kalkloos leemig zand; kwel; landbouw	2	13	8	1.0*
leem, loss	2	11	8	1.0*
moerig, kleiarm	2	7.0	8	1.0*
moerig, kleiig	2	8.2	8	1.0*
veenkoloniale gronden	2	6.8	8	1.0*
veen	2	4.1	8	1.0*
kalkarme zavel en klei	2	15	8	1.0*
kalkrijke zavel en klei	2	1.0*	8	1.0*
kalkrijk zand	2	15	8	1.0*

3.3 Monte Carlo simulatie

Op elk gridpunt is de kans dat het zwaremetaalgehalte groter is dan het kritieke gehalte in de bodem geschat met het volgende algoritme (zie figuur 8):

1. trek door middel van *latin hypercube sampling* 100 keer uit de geschatte cumulatieve kansverdeling van het lutumgehalte, 100 keer uit de verdeling van het organischestofgehalte en 100 keer uit de verdeling van de pH; dit levert 100 drietallen op.

2. bereken Q_{bodem}^{krit} met het organischestofgehalte, het lutumgehalte en de pH van het eerste drietal van stap 1;
3. bepaal met het organischestofgehalte en het lutumgehalte van het eerste drietal en, in geval van grondsoort zand, met het landgebruik volgens LGN3⁺ de bijbehorende conditionele cumulatieve kansverdeling van het zware metaal;
4. trek door middel van *latin hypercube sampling* 100 keer uit deze conditionele cumulatieve kansverdeling voor het zware metaal;
5. vergelijk de 100 getrokken zwaremetaalgehalten uit stap 3 met het berekende kritieke gehalte van stap 2, en tel het aantal keren dat het zwaremetaalgehalte groter is dan het kritieke gehalte;
6. herhaal stap 2 tot en met 5 voor de drietallen 2 tot en met 100, en sommeer het aantal keren dat het zwaremetaalgehalte groter is dan het kritieke gehalte;
7. schat de kans op overschrijding met het totaal aantal keren dat het zwaremetaalgehalte groter is dan het kritieke gehalte gedeeld door 10 000.



Figuur 8 Schematische weergave van Monte Carlo simulatieprocedure.

In stap 1 worden het lutumgehalte, organischestofgehalte en pH onafhankelijk van elkaar getrokken, m.a.w. er wordt verondersteld dat deze kenmerken niet gecorreleerd zijn. Tabel 11 laat de paarsgewijze correlatiecoëfficiënten zien voor deze drie kenmerken. Omdat de verdelingen waaruit deze drie bodemkenmerken worden getrokken bepaald worden door de stationaire eenheid waartoe het gridpunt behoort, zijn deze correlatiecoëfficiënten berekend voor combinaties van stationaire eenheden. Over het algemeen zijn de correlaties zwak. Het organische stofgehalte en de pH zijn vrijwel altijd zwak negatief gecorreleerd evenals het lutumgehalte en de

pH in kleigronden. Voor een aantal combinaties zijn het organischestofgehalte en het lutumgehalte zwak positief gecorreleerd.

Tabel 11 Correlatie-coëfficiënten voor organischestofgehalte (OS), lutumgehalte (lutum) en pH binnen de belangrijkste combinaties van stationaire eenheden.

Stationaire eenheid OS	Stationaire eenheid lutum	Stationaire eenheid pH	Correlatie OS-lutum	Correlatie OS-pH	Correlatie lutum-pH
humuspodzolgronden e.a., landbouw	leemarm en zwak lemig zand	kalkloos zand, landbouw	0.205	-0.101	0.119
humuspodzolgronden e.a., natuur	leemarm en zwak lemig zand	kalkloos zand, podzolgronden, natuur	0.185	-0.318	0.233
humuspodzolgronden e.a., landbouw	lemig zand, podzolgronden	kalkloos lemig zand, infiltratie, landbouw	0.023	-0.105	0.046
beekdalgronden	lemig zand, beekdalgronden	kalkloos lemig zand, kwel, landbouw	0.365	-0.147	0.078
zwarte klei	zwarte klei	kalkarme zavel en klei	0.232	-0.397	-0.342
zavel en lichte klei, grasland en natuur	lichte klei	kalkarme zavel en klei	0.219	-0.260	-0.052
zavel en lichte klei, akkerbouw	lichte klei	kalkrijke zavel en klei	0.087	-0.303	-0.264
moerig, kleiarm	moerig, kleiarm	moerig, kleiarm	0.222	-0.175	0.019
moerig, kleiig	moerig, kleiig	moerig, kleiig	0.402	0.185	0.134

De Monte Carlo simulatieprocedure levert dus per gridpunt behalve de overschrijdingskans 10 000 metaalgehaltenes en 100 kritieke metaalgehaltenes op. Voor het maken van kaarten van het metaalgehalte en het kritieke metaalgehalte is de mediaan van deze waarden berekend.

4 Resultaten

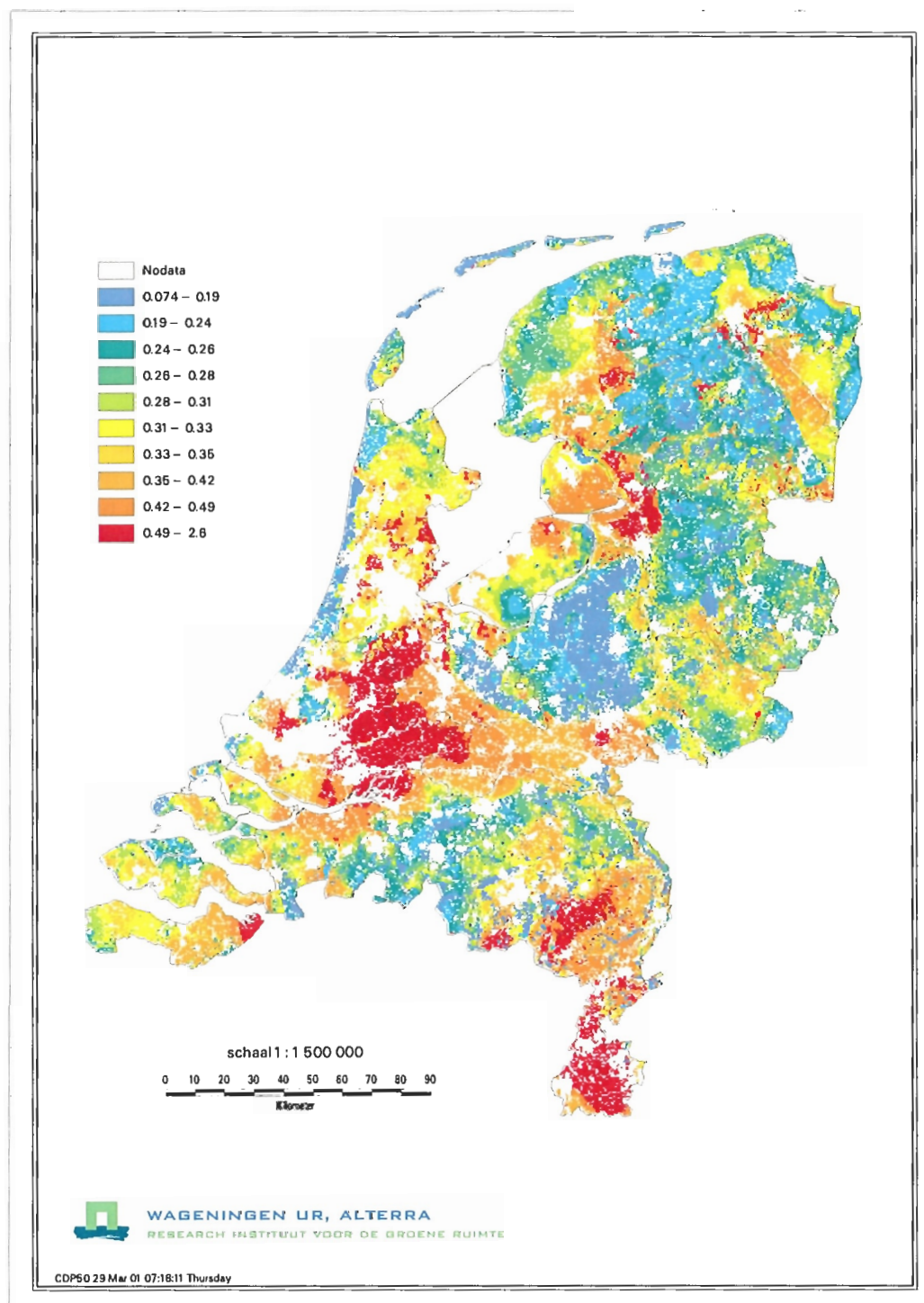
Achtereenvolgens worden behandeld de voorspelde zwaremetaalgehaltenes in de bovengrond (par. 4.1), de berekende kritieke zwaremetaalgehaltenes in de bodem voor het huidige landgebruik (par. 4.2), en de overschrijdingskansen (par. 4.3). In paragraaf 4.4. worden de resultaten van het extrapolatieonderzoek van het bodem-gewas regressiemodel gepresenteerd. In par. 4.5. worden de berekende kritieke gehaltenes (50%-norm) vergeleken met de verscherpte norm (5%-norm) en de LAC-sigitaalwaarde.

4.1 Zwaremetaalgehaltenes in de bodem

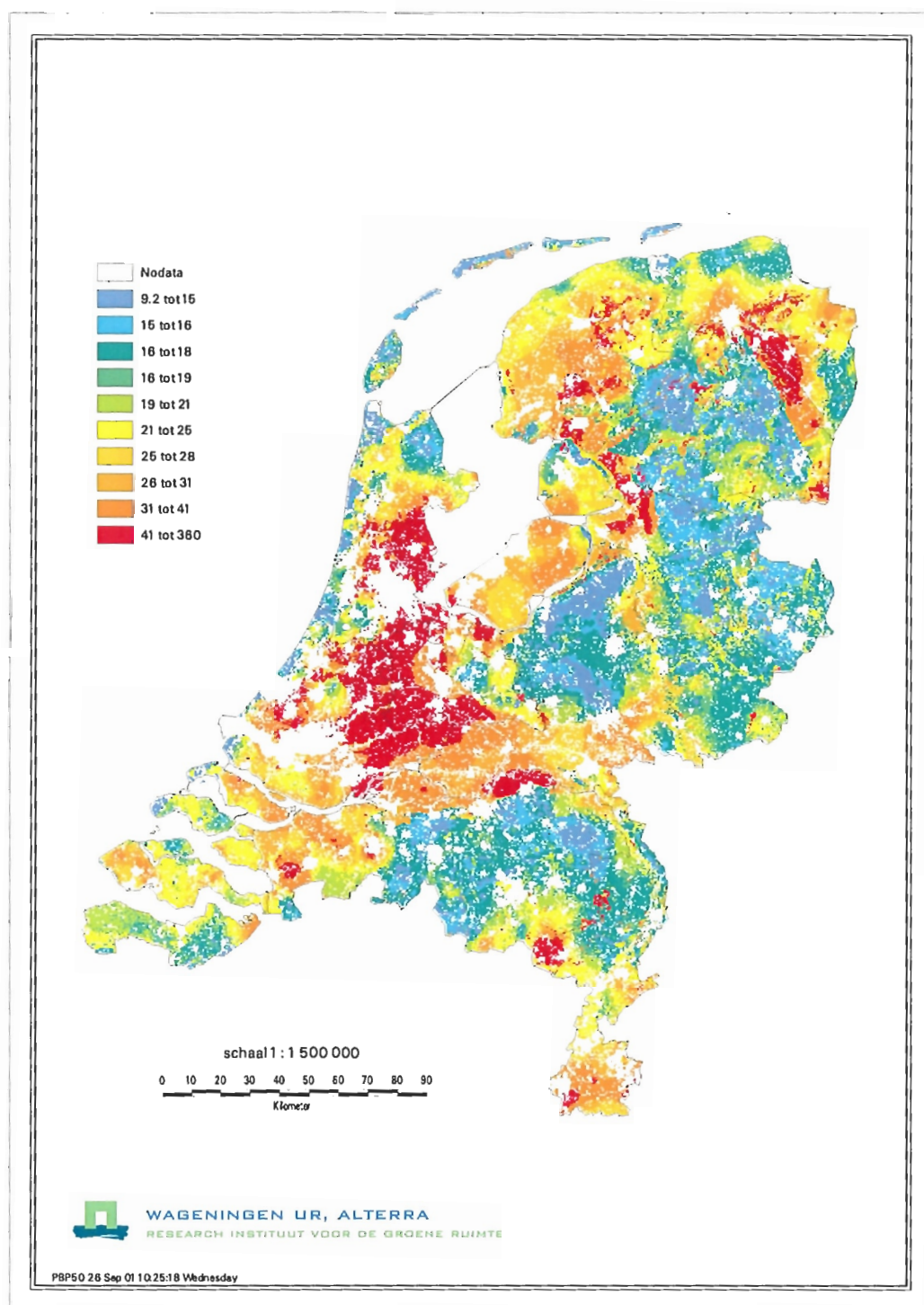
De figuren 9-12 geven de geschatte zwaremetaalgehaltenes in de bovengrond weer. Voor alle metalen is duidelijk de invloed van de grondsoort te zien: de hoogste gehaltenes komen voor in de veengronden, middelmatige gehaltenes in de rivier- en zeekleigronden, en relatief lage gehaltenes in de zandgronden.. De verschillen tussen de grondsoorten kunnen verklaard worden door verschillen in mineralogische samenstelling, bindend vermogen en dichtheid. Kleigronden bevatten relatief veel mineralen die metalen bevatten en bij ververing vrij kunnen komen. Des te hoger het organischestofgehalte en het lutumgehalte, des te groter is het bindend vermogen van de bodem, en des te minder metaal (van geogene, pedogene of antropogene oorsprong) spoelt uit naar het grondwater. Een zelfde depositie-intensiteit in $\text{mg m}^{-2} \text{jaar}^{-1}$ zal voor een grond met een lage dichtheid (kg m^{-3}) resulteren in een hoger gehalte in mg kg^{-1} dan voor een grond met een hoge dichtheid. Verder valt op dat de gehaltenes in zandgronden met natuur (Veluwe, Utrechtse Heuvelrug, kustduinen) lager zijn dan zandgronden met landbouw. Mogelijke verklaringen hiervoor zijn de relatief lage natuurlijke achtergrondgehaltenes in zandgronden, de relatief sterke uitspoeling van metalen in natuurgonden tengevolge van de lagere pH's en het gebruik van metaalhoudende agrochemicalieën op landbouwgronden.

Om vast te stellen waar het metaalgehalte hoger of juist lager is dan op grond van het organischestofgehalte en lutumgehalte verwacht zou kunnen worden, hebben we de Monte Carlo simulatie herhaald waarbij gebruik is gemaakt van de *a priori* kansverdelingen in plaats van de geupdate kansverdeling. Deze "*a priori*" schattingen van het metaalgehalte zijn afgetrokken van de "*geupdate*" metaalgehaltenes. Figuur 13 toont het resultaat voor Cd. Over het algemeen zijn de verschillen erg klein ($< 0.1 \text{ mg kg}^{-1}$). In de volgende gebieden ligt het Cd-gehalte meer dan 0.15 mg kg^{-1} boven het verwachte gehalte: het zuidoostelijk deel van Noord-Brabant en aangrenzend deel van Midden-Limburg, Zuid-Limburg, en het "Groene Hart". Algemeen wordt aangenomen dat de verhoogde gehaltenes in het eerste gebied veroorzaakt zijn door luchtvervuiling door ijzer- en zinksmelterijen in België en Brabant. De relatief hoge Cd-gehaltenes in het Groene Hart zijn mogelijk ontstaan door het gebruik van compost afkomstig uit de grote steden (o.a. Amsterdam) als toemaakdek. Verder valt op dat

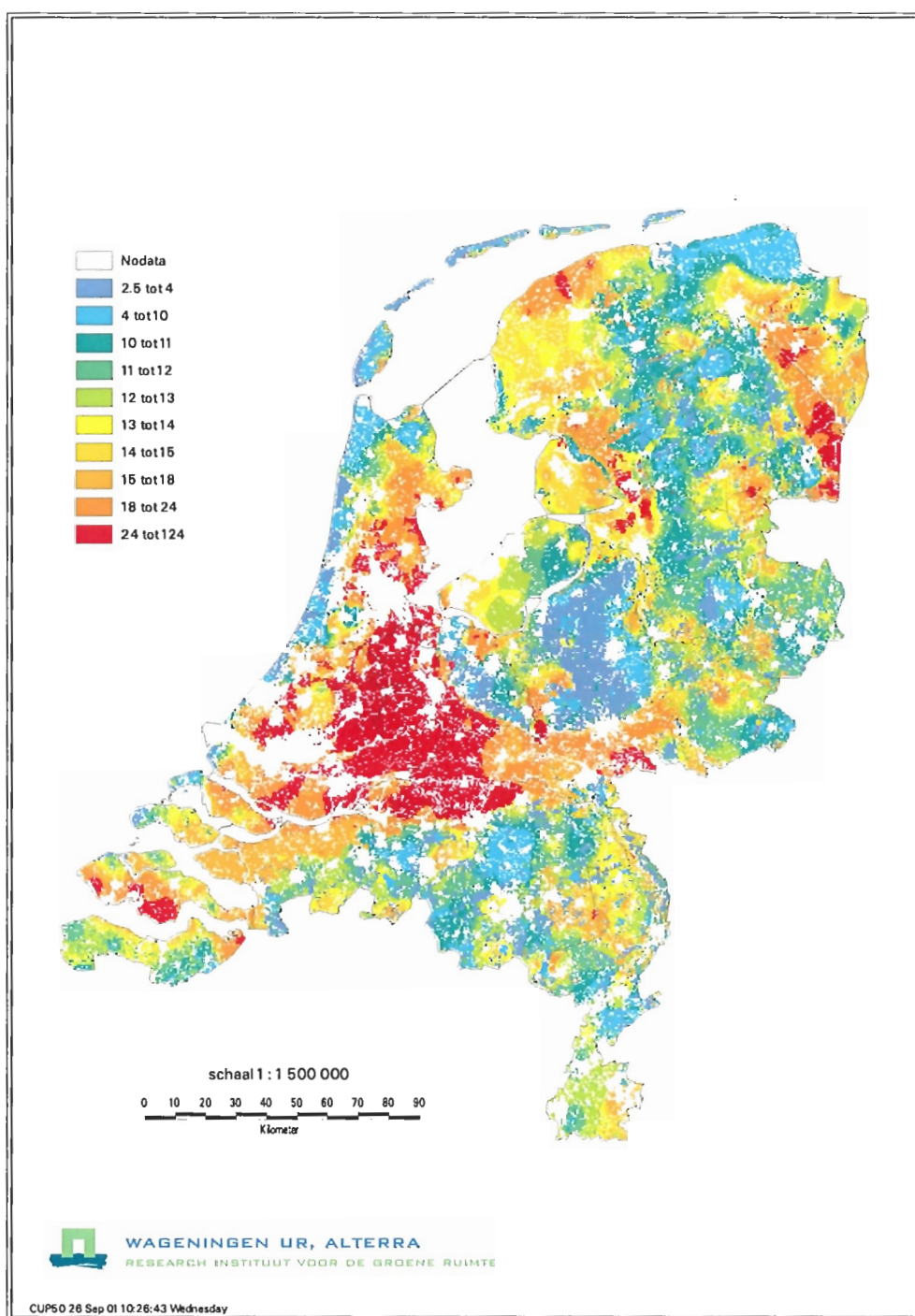
met name in het noorden Cd-gehaltes voorkomen die iets lager zijn dan op grond van organischestofgehalte en lutumgehalte verwacht zou kunnen worden.



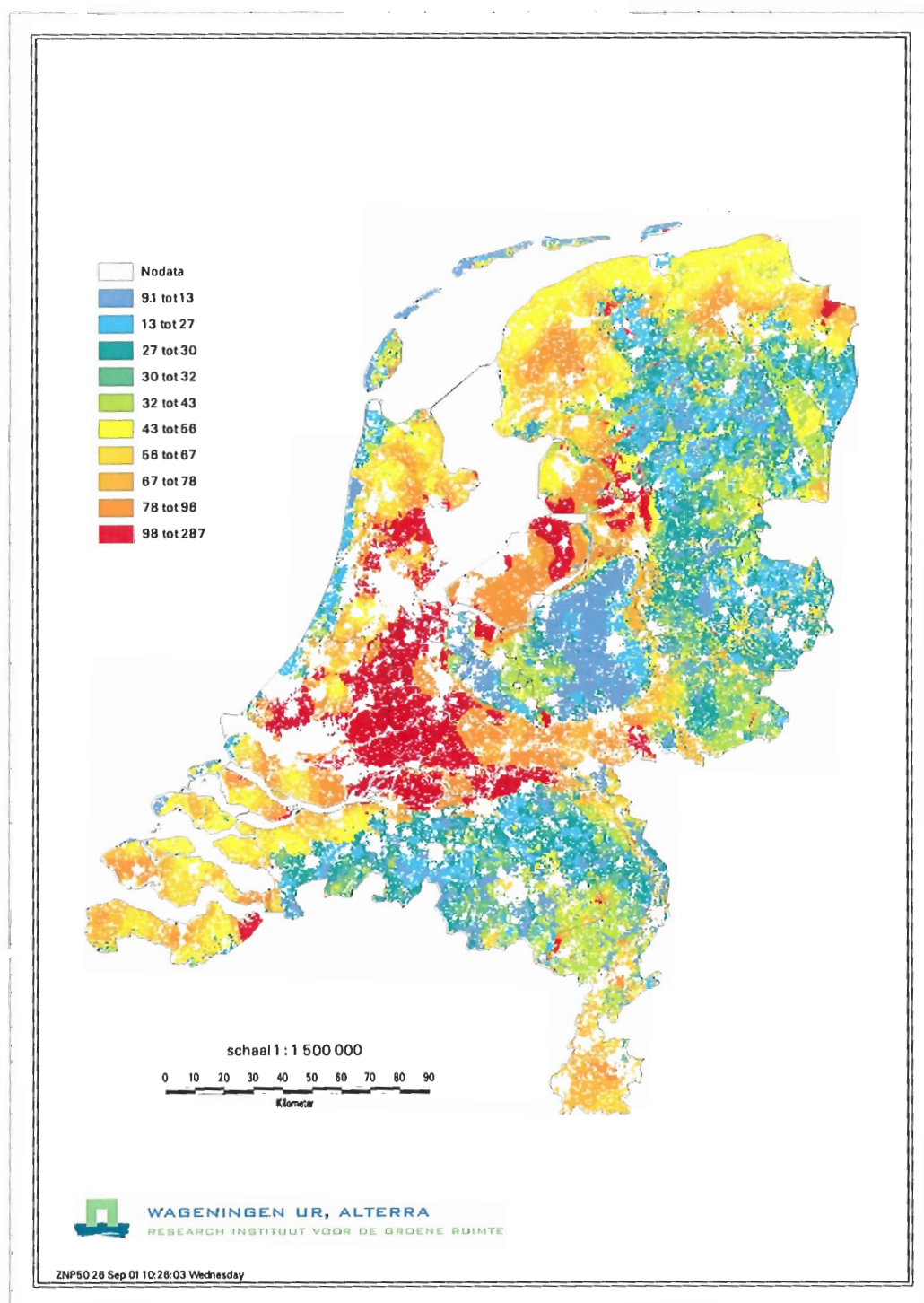
Figuur 9 Geschat Cd-gehalte in de bovengrond in mg kg^{-1} .



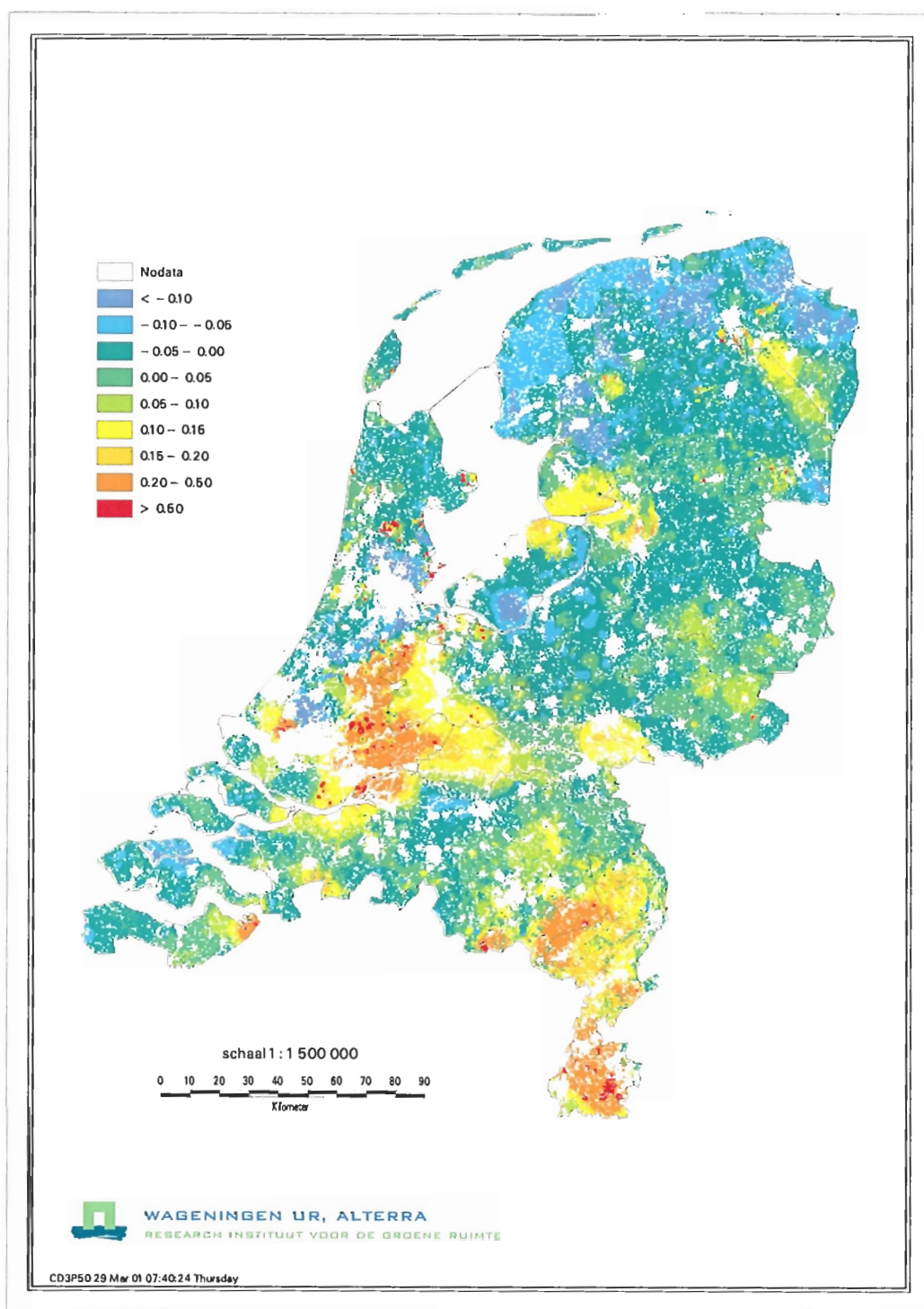
Figuur 10 Geschat Pb-gehalte in de bovengrond in mg kg⁻¹.



Figuur 11 Geschat Cu-gehalte in de bovengrond in mg kg⁻¹.



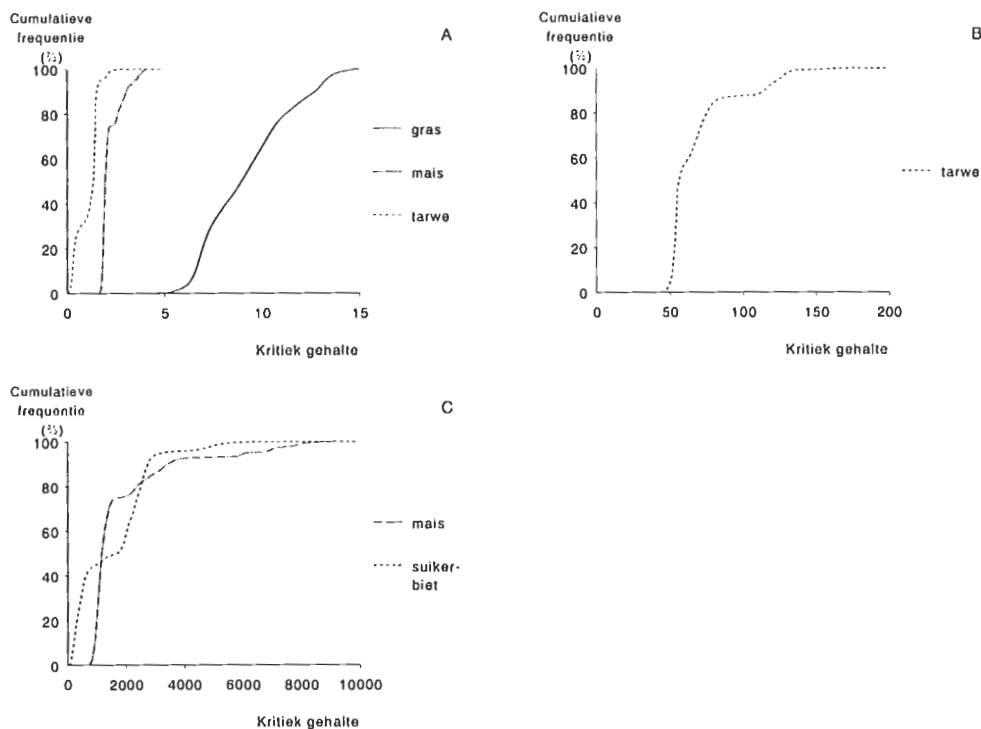
Figuur 12 Geschat Zn-gehalte in de bovengrond in mg kg^{-1} .



Figuur 13 Verschil tussen "geupdate" Cd-gehalte en a priori Cd-gehalte in mg kg^{-1} .

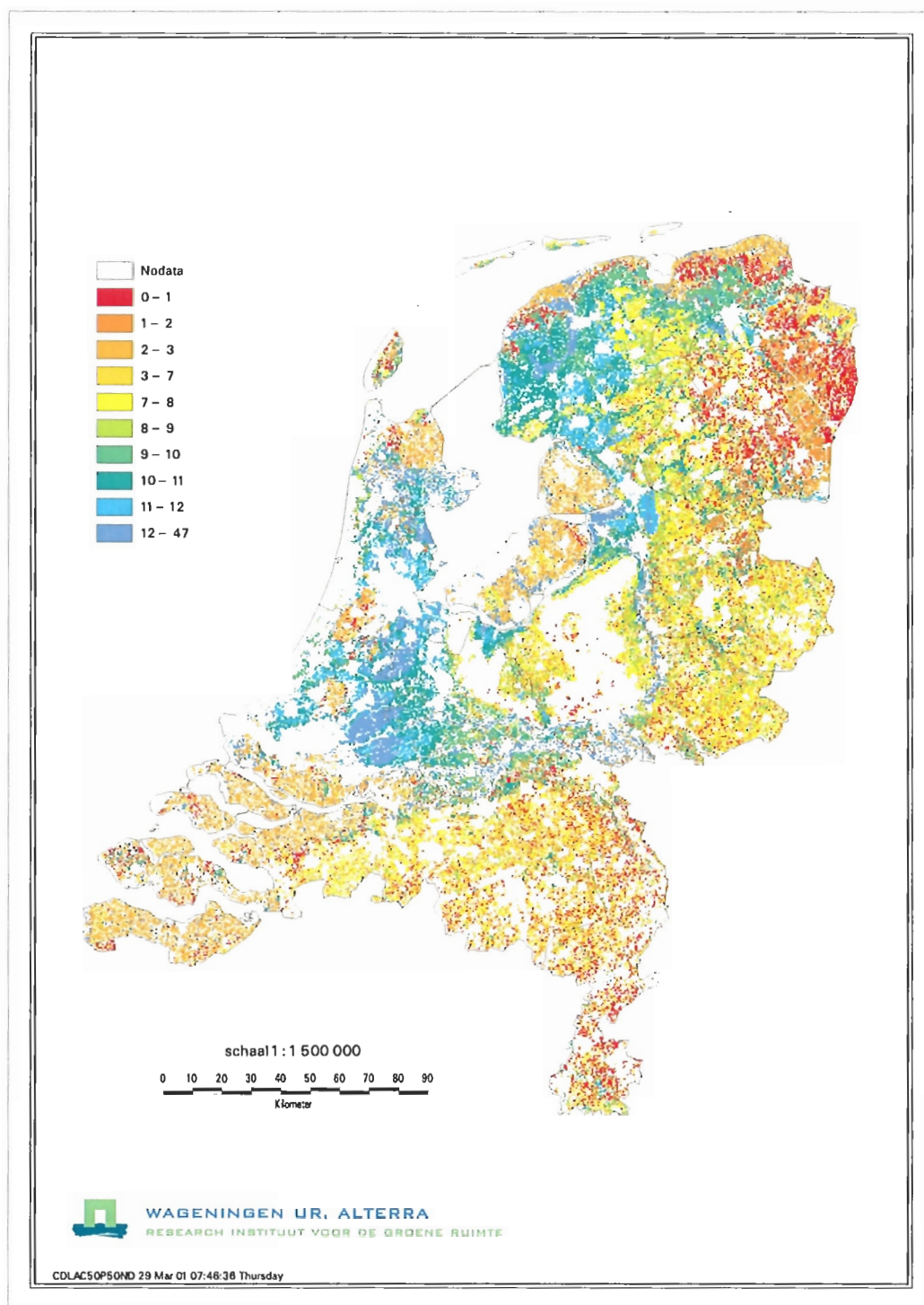
4.2 Kritieke zwaremetaalgehaltenes in de bodem

De geschatte kritieke gehaltenes zijn weergegeven door middel van cumulatieve frequentieverdelingen (figuur 14). Op de Y-as is weergegeven het cumulatieve percentage van de gridpunten binnen een bepaalde landgebruikseenheid (grasland, maïs, akkerbouwgebied)



Figuur 14 Cumulatieve frequentieverdeling van het geschatte kritieke gehalte (mg kg^{-1}) in de bodem voor Cd (A), Pb (B), en Zn (C).

Voor Cd is het resultaat tevens weergegeven in de vorm van een kaart (figuur 15). Het patroon verschilt sterk van dat van het metaalgehalte (vergelijk de figuren 9 en 15), wat verklaard kan worden door de grote invloed van het landgebruik op de kritieke gehaltenes. Bijvoorbeeld, de rode cellen in het dekzandgebied zijn cellen met maïs of akkerbouw die beide relatief lage geschatte kritieke gehaltenes, de gele en groene cellen zijn cellen met grasland, dat veel hogere geschatte kritieke gehaltenes heeft. Daarnaast is ook het effect van het organischestofgehalte, lutumgehalte en pH op het geschatte kritieke Cd-gehalte in het kaartbeeld zichtbaar. Bijvoorbeeld, de rivierkleigronden met grasland in de Betuwe hebben duidelijk hogere geschatte kritieke gehaltenes dan de aangrenzende zandgronden met grasland. De veen- en venige kleigronden met grasland in het Groene Hart hebben zeer hoge geschatte kritieke Cd-gehaltenes ($> 10.0 \text{ mg kg}^{-1}$). Verder hebben de zeekleigronden met akkerbouw in het zuidwesten en in de droogmakerijen duidelijk hogere geschatte kritieke Cd-gehaltenes dan de zandgronden met akkerbouw.



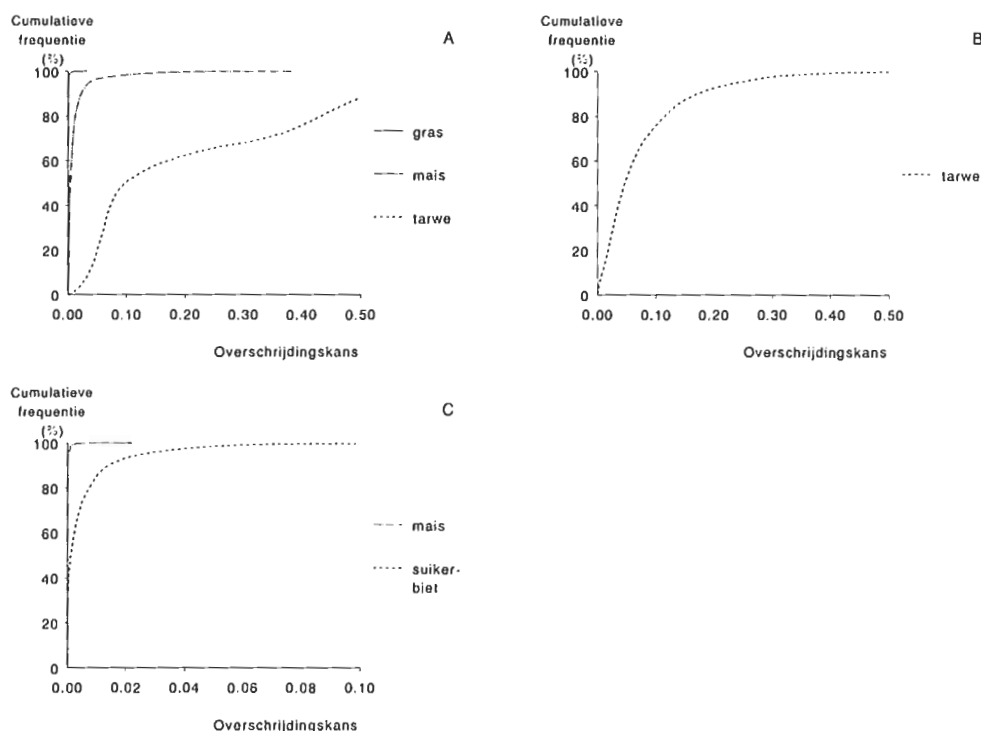
Figuur 15 Geschatte kritieke Cd-gehalte in de bodem (mg kg^{-1}) voor huidige landgebruik.

Voor Pb variëren de geschatte kritieke gehalten voor akkerbouwgronden ruwweg van 50 tot 150 mg kg^{-1} (referentiegewas tarwe).

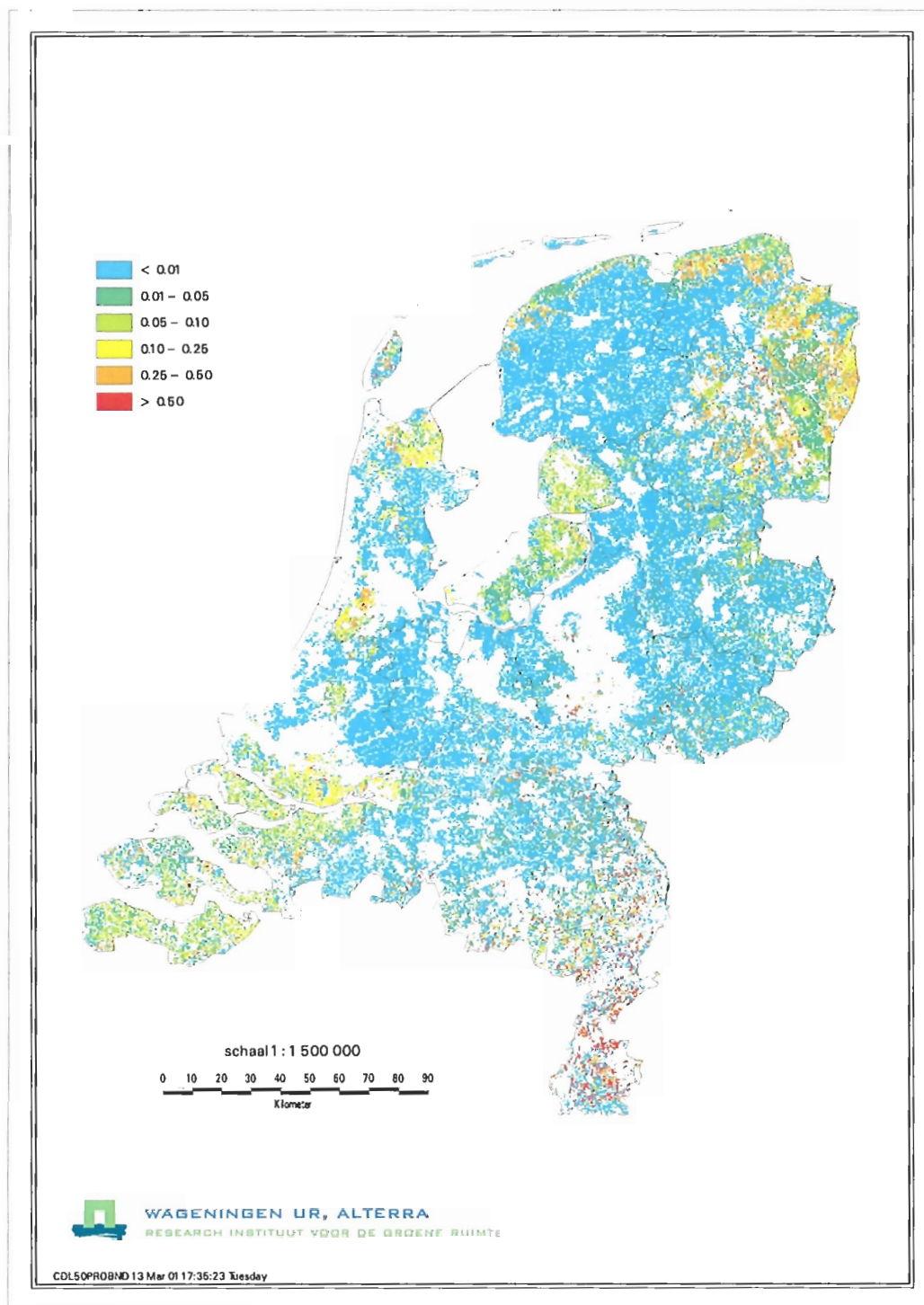
Voor Zn is het geschatte kritieke gehalte voor maïspercelen sterk scheef verdeeld, met uitschieters van $> 5000 \text{ mg kg}^{-1}$. De mediaan is 1200 mg kg^{-1} . Ook voor akkerbouwgronden (referentiegewas suikerbiet) is het kritieke Zn-gehalte sterk scheef verdeeld. De mediaan is 1700 mg kg^{-1} .

4.3 Overschrijdingskansen

De geschatte overschrijdingskansen zijn weergegeven door middel van cumulatieve frequentieverdelingen (figuur 16). Voor Cd is ook een kaart gemaakt van het geschatte overschrijdingsrisico (figuur 17). Voor grasland is het geschatte overschrijdingsrisico van het kritieke Cd-gehalte in de bodem overal zeer laag ($< 1\%$), ook bijvoorbeeld in het Utrechts-Hollandse veenweidegebied. In dit gebied worden de relatief hoge Cd-gehalten “gecompenseerd” door de hoge kritieke gehalten voor grasland op veen- en kleigronden. Ook voor maïsgronden zijn de overschrijdingskansen over het algemeen laag. Voor zo’n 3% van de maïsgronden is de overschrijdingskans groter dan 5%. Op de akkerbouwgronden komen daarentegen wel hoge overschrijdingskansen voor. Zo’n 82% van de akkerbouwgronden heeft een overschrijdingsrisico van 5% of groter, en 12% van de akkerbouwgronden heeft zelfs een overschrijdingsrisico van 50% of groter. De laatstgenoemde gronden komen met name voor in het zuidoostelijk deel van Noord-Brabant, Midden- en Zuid-Limburg.



Figuur 16 Cumulatieve frequentieverdeling van de geschatte overschrijdingskansen van het kritieke gehalte in de bodem voor Cd (A), Pb (B), en Zn (C).



Figuur 17 Geschatte kans op overschrijding van kritieke Cd-gehalte in de bodem voor huidig landgebruik.

De geschatte overschrijdingskansen van kritieke Pb-gehaltes voor de huidige akkerbouwgronden (referentiegewas tarwe) zijn evenals die voor Cd vrij hoog. Zo'n 50% van het akkerbouwareaal heeft een overschrijdingsrisico van 5% of groter (figuur 16B).

De geschatte overschrijdingskansen van kritieke Zn-gehaltenes in maïsgronden zijn altijd verwaarloosbaar klein. Ook op akkerbouwgronden (referentiegewas suikerbiet) zijn de overschrijdingskansen erg laag. Slechts 2% heeft een overschrijdingsrisico groter dan 5%, en 17% heeft een overschrijdingsrisico groter dan 1%.

Samengevat kunnen we concluderen dat overschrijdingskansen groter dan 5% regelmatig voorkomen voor Cd en Pb in de huidige akkerbouwgebieden. Zeer hoge overschrijdingskansen (groter dan 50%) van kritieke Cd- en Pb-gehaltenes komen voor in de akkerbouwgebieden van de Brabantse Kempen, Midden- en Zuid-Limburg.

4.4 Extrapolatie met regressiemodel

Tabel 12 laat per combinatie zwaar metaal – gewas het percentage van de gridpunten zien waarvoor het regressiemodel niet geëxtrapoleerd hoeft te worden om het zwaremetaalgehalte in het gewas te voorspellen wanneer het metaalgehalte in de bodem gelijk is aan 1) het kritieke zwaremetaalgehalte in de bodem, en 2) het geschatte actuele zwaremetaalgehalte in de bodem.

Tabel 12 Percentages van gridpunten binnen landgebruikseenheden waarvoor regressiemodel wel of niet geëxtrapoleerd moet worden om het zwaremetaalgehalte in het gewas te voorspellen, wanneer het zwaremetaalgehalte in de bodem gelijk is aan het geschatte actuele zwaremetaalgehalte of het geschatte kritieke zwaremetaalgehalte.

Metaal	Landgebruik (gewas)	actueel metaalgehalte	kritiek metaalgehalte		
			wel	niet	totaal
Cd	Grasland	wel	58	41	99
		niet	0	1	1
		totaal	58	42	100
	Maïs	wel	67	26	93
		niet	0	7	7
		totaal	67	33	100
	Akkerbouw (tarwe)	wel	64	2	66
		niet	3	30	34
		totaal	67	33	100
Pb	Akkerbouw (tarwe)	wel	89	0	90
		niet	1	9	10
		totaal	90	9	100
Zn	Maïs	wel	0	79	79
		niet	0	20	21
		totaal	0	100	100
	Akkerbouw (suikerbiet)	wel	0	0	0
		niet	1	99	100
		totaal	1	99	100

Uit de tabellen blijkt dat we alleen voor de combinatie Pb-tarwe voor vrijwel alle gridpunten (90% van de punten) met het regressiemodel het gehalte in het gewas kunnen voorspellen wanneer het metaalgehalte in de bodem gelijk zou zijn aan het berekende kritieke gehalte in de bodem. Voor de combinaties Cd-tarwe, Cd-maïs en Cd-gras kan dit voor ruim de helft van de punten (resp. voor 67%, 67% en 58% van

de gridpunten). Voor de overige combinaties moeten de modellen voor (vrijwel) alle gridpunten zover geëxtrapoleerd worden dat het niet goed mogelijk is het gehalte in het gewas te voorspellen bij dit niveau. Voor deze combinaties is het dus ook niet goed mogelijk het kritieke gehalte in de bodem af te leiden uit het kritieke gehalte in het gewas, en moeten we dus niet teveel waarde hechten aan de berekende overschrijdingskansen van de kritieke gehalten in de bodem. Omdat voor de combinaties Cd-tarwe veel hoge overschrijdingskansen voorkomen (figuur 16A), hebben we voor deze combinatie de frequentieverdeling van de overschrijdingskansen opnieuw berekend voor het deel van het akkerbouwgebied waarvoor het regressiemodel niet geëxtrapoleerd hoeft te worden. In dit deel van het akkerbouwgebied heeft 5% van het oppervlak een overschrijdingsrisico > 50% (voor hele akkerbouwgebied is dit 12%), en 80% heeft een overschrijdingsrisico > 5% (voor hele akkerbouwgebied: 82%).

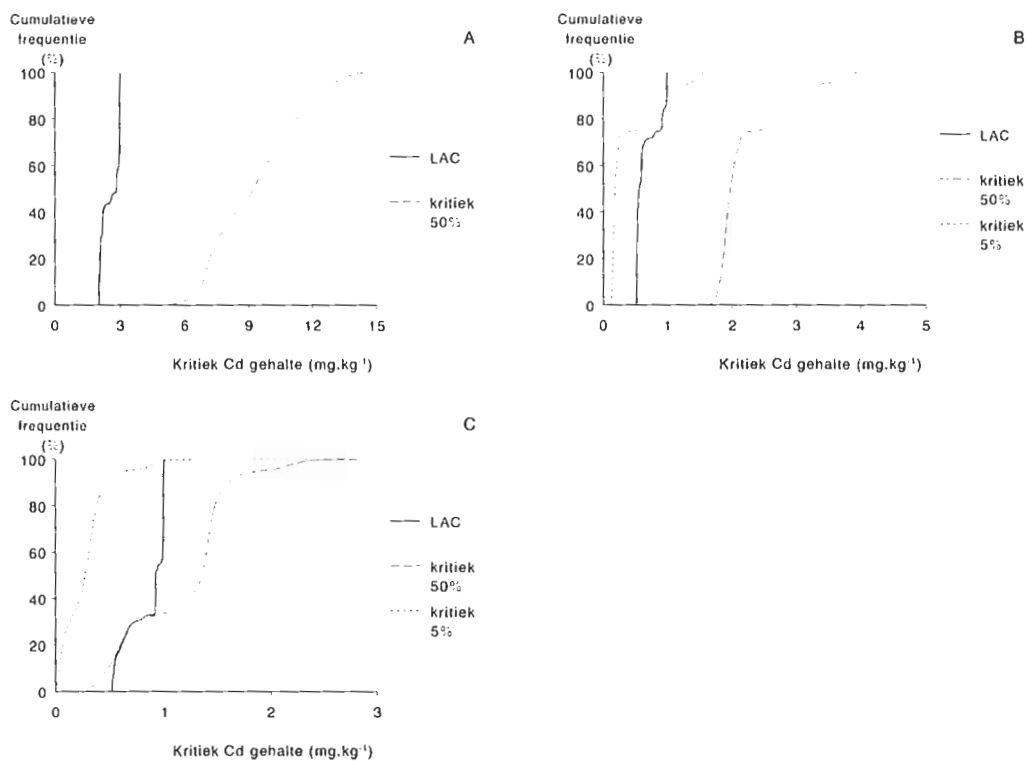
Dit betekent niet dat het ook niet mogelijk is iets te zeggen over de overschrijdingskans van het kritieke gehalte *in het gewas* (de gewasnorm). Voor de combinatie Zn-maïs bijv. is het model geschikt om voor 79% van het huidige maïs-areaal het gehalte in het gewas te voorspellen, zodat voor deze combinatie in het grootste deel van het huidige maïsgebied iets gezegd kan worden over de overschrijdingskans van de gewasnorm. Opvallend is dat voor de combinatie Zn-suikerbiet voor alle gridpunten de regressiemodellen zover geëxtrapoleerd moeten worden dat het niet goed mogelijk is het gehalte in het gewas te voorspellen. Het lijkt er op dat dit voornamelijk wordt veroorzaakt door het ontbreken van lage Zn-gehalten in het bestand waarmee de regressiemodellen zijn aangepast.

4.5 Verscherpte bodemnorm (5% bodemnorm) en LAC

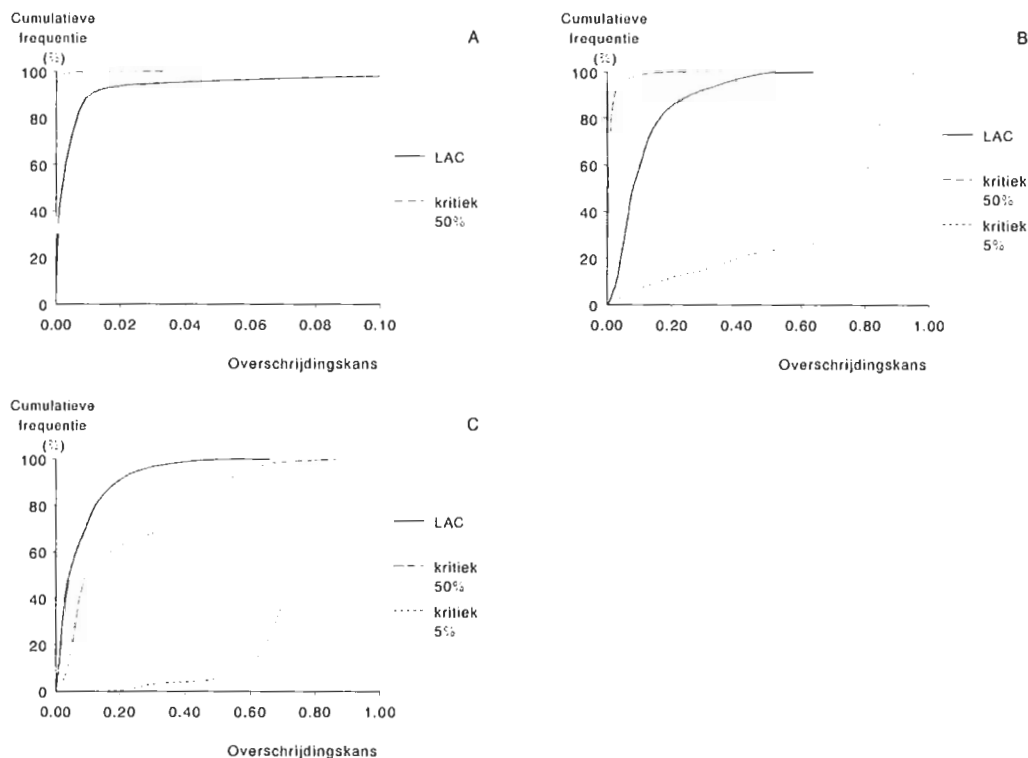
In deze paragraaf worden de resultaten gepresenteerd van de verscherpte bodemnorm berekend volgens de methode beschreven in par. 3.1.5. De verscherpte bodemnorm of 5%-norm wordt vergeleken met de 50%-norm, en met de LAC-sigitaalwaarden. Ook zullen we nagaan wat de consequenties zijn voor de overschrijdingskansen. Een opmerking vooraf over de LAC-sigitaalwaarden. De LAC-sigitaalwaarde is een constante die afhankelijk is van de grondsoort. Bijv. voor grasland op zand is deze 2 mg kg⁻¹ Cd, voor grasland op klei of veen 3 mg kg⁻¹ Cd; voor maïs en akkerbouw is deze 0,5 mg kg⁻¹ Cd voor zand en 1,0 mg kg⁻¹ Cd voor klei of veen. Het gemiddelde van de gesimuleerde LAC-sigitaalwaarde op een gridpunt kan echter tussen deze grenswaarden liggen omdat de grondsoort op een gridpunt onbekend is en gebruik is gemaakt van de gesimuleerde lutum- en organischestofgehalten voor de bepaling van de grondsoort. De geschatte LAC kan geïnterpreteerd worden in termen van kansen van voorkomen van de grondsoorten. Bijvoorbeeld, een gridpunt in grasland met een geschatte LAC van 2.1 betekent dat de geschatte kans op zand 90% is, en de geschatte kans op klei of veen 10%.

Voor de combinaties Cd-grasland en Cd-maïs is de 50%-bodemnorm duidelijk groter dan de LAC-sigitaalwaarde (figuur 18). Voor de combinatie Cd-tarwe is deze bodemnorm iets groter dan de LAC-sigitaalwaarde (mediaan van 50%-norm is 1.4

mg kg⁻¹). Verder valt op dat de spreiding van de 50%-norm voor alle gewassen aanzienlijk groter is dan die van de LAC-signaalwaarde. De 5%-bodennorm is aanzienlijk kleiner dan de 50%-bodennorm, waardoor deze voor alle drie gewassen kleiner is dan de LAC-signaalwaarde.



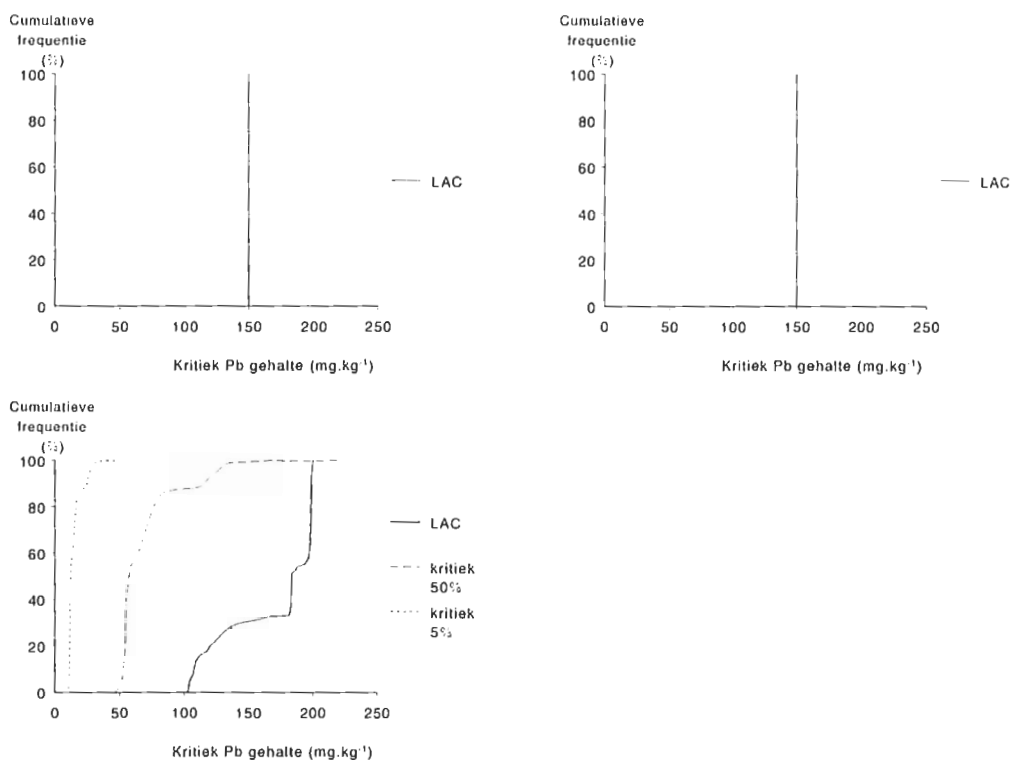
Figuur 18 Cumulatieve frequentieverdeling van de geschatte 50%-bodennorm, 5%-bodennorm en LAC-signaalwaarde voor Cd (mg kg⁻¹) voor grasland (A), maïs (B), en tarwe (C).



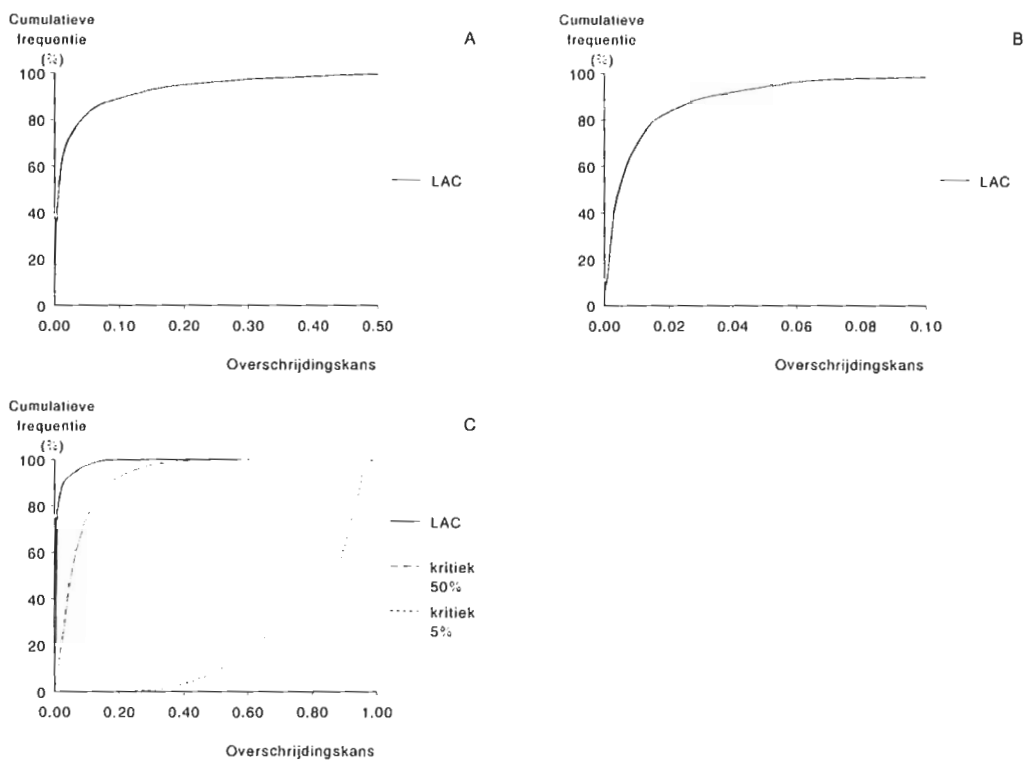
Figuur 19 Cumulatieve frequentieverdeling van de geschatte overschrijdingskansen van de 50%-bodemnorm, 5%-bodemnorm en LAC-signaalwaarde voor Cd voor grasland (A), maïs (B), en tarwe (C).

Voor grasland is de overschrijdingskans van de 50%-bodemnorm kleiner dan die van de LAC-signaalwaarde (zie figuur 19). Voor maïs is de overschrijdingskans van de 50%-bodemnorm kleiner dan die van de LAC-signaalwaarde, maar die van de 5%-norm is duidelijk groter dan die van de LAC-signaalwaarde. Voor tarwe zijn de overschrijdingskansen van de 50%-norm en van de 5%-norm groter dan die van de LAC-signaalwaarde. Merk op dat ondanks dat de 50%-norm voor tarwe iets groter is dan de LAC-signaalwaarde, de overschrijdingskansen van de 50%-norm toch groter zijn. Bedenk hierbij dat de 50%-norm op een gridpunt is voorspeld met de mediaan van de 100 gesimuleerde waarden. Voor het berekenen van de overschrijdingskans wordt niet gebruik gemaakt van deze mediaan, maar van alle gesimuleerde waarden die paarsgewijs worden vergeleken met de gesimuleerde Cd-gehalten op dit gridpunt.

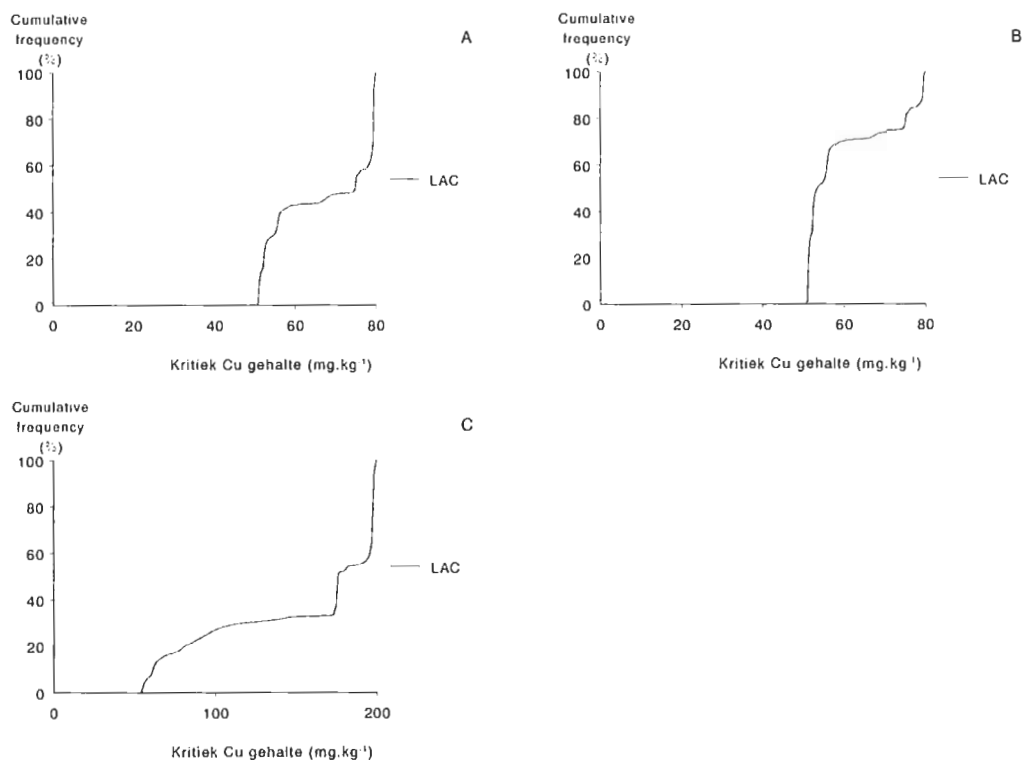
Voor Pb in grasland en in maïsgronden bestaat wel een LAC-signaalwaarde, die constant is (150 mg kg^{-1}), maar is geen 50%-norm (en 5%-norm) berekend omdat voor deze combinaties geen relatie is gevonden tussen Pb in de bodem en in het gewas. De overschrijdingskans van deze LAC-signaalwaarde is over het algemeen klein, maar niet altijd verwaarloosbaar: 18% van het graslandgebied en 6% van het maïsareaal heeft een overschrijdingsrisico groter dan 5%. Voor akkerbouw (tarwe) ligt de 50%-norm, en dus ook de 5%-norm lager dan de geschatte LAC-signaalwaarde die tussen de grenswaarden 100 en 200 mg kg^{-1} ligt (figuur 20), en zijn dientengevolge de overschrijdingskansen van de 50%-norm en 5%-norm veel hoger dan die voor de LAC-signaalwaarde.



Figuur 20 Cumulatieve frequentieverdeling van de geschatte 50%-bodemnorm, 5%-bodemnorm en LAC-signaalkaarde voor Pb (mg.kg⁻¹) voor grasland (A), maïs (B) en tarwe (C).

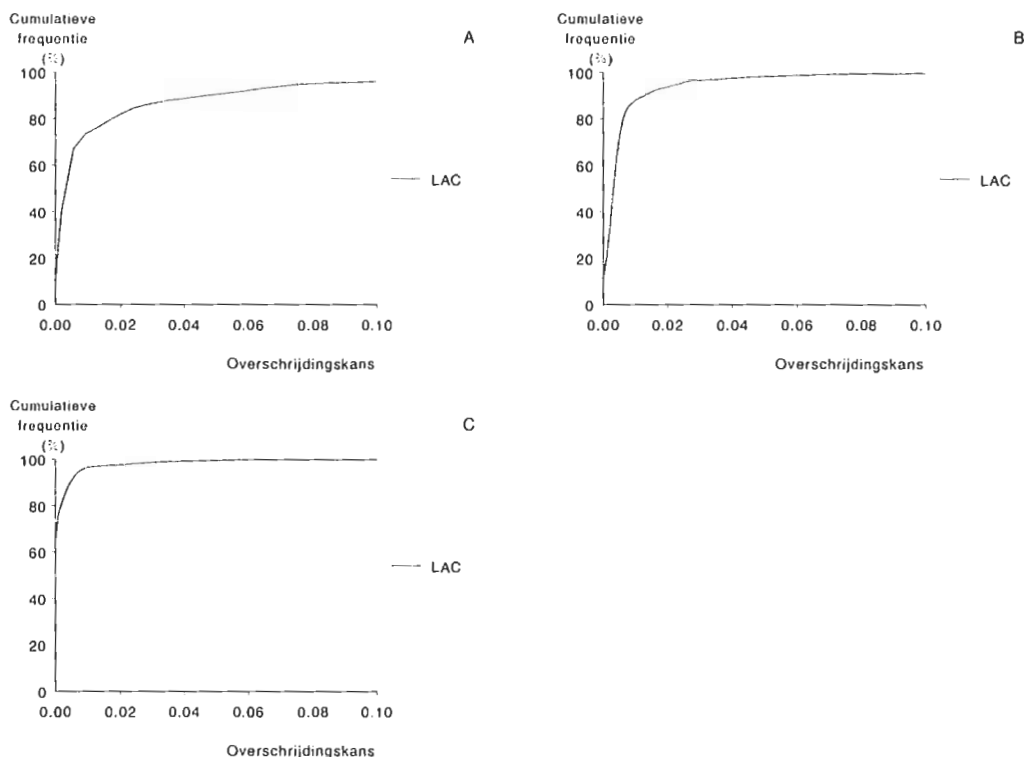


Figuur 21 Cumulatieve frequentieverdeling van de geschatte overschrijdingskansen van de 50%-bodemnorm, 5%-bodemnorm en LAC-signaalkaarde voor Pb voor grasland (A), maïs (B) en tarwe (C).



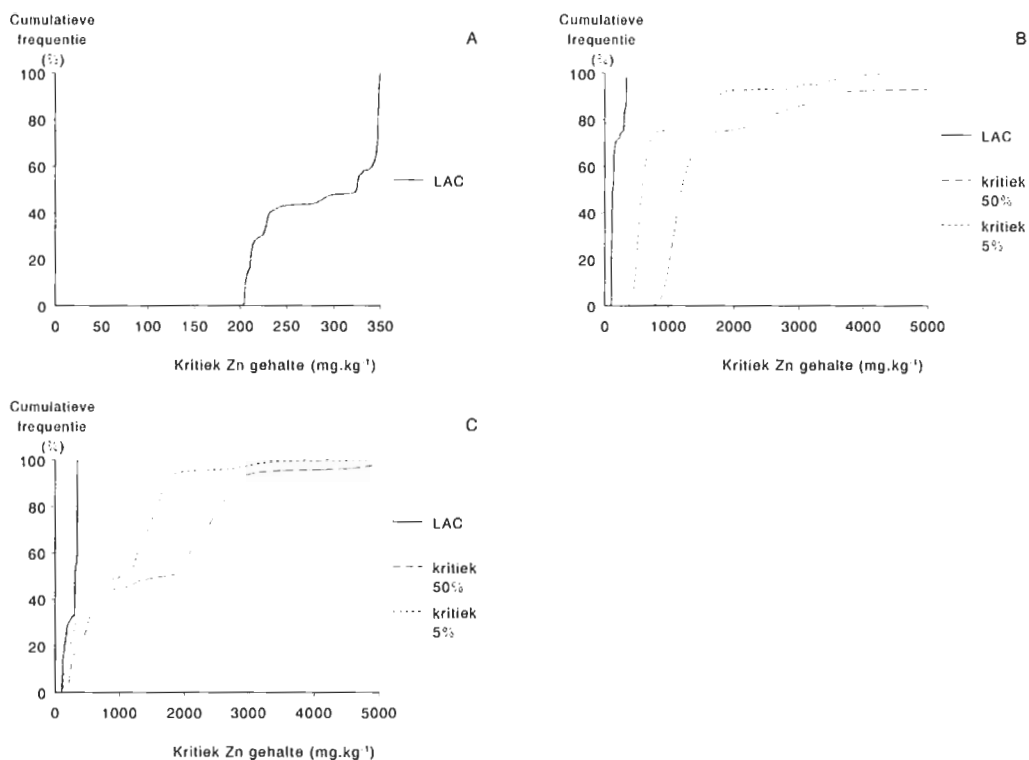
Figuur 22 Cumulatieve frequentieverdeling van de geschatte LAC-signaalwaarde voor Cu (mg kg⁻¹) voor grasland (A), maïs (B) en akkerbouw (C).

Voor Cu zijn alleen LAC-signaalwaarden gedefinieerd (figuur 22). De geschatte overschrijdingskansen van de LAC-signaalwaarde zijn voor alle drie landgebruiksvormen (gewassen) laag (figuur 23). Zo'n 10% van het graslandareaal heeft een overschrijdingsrisico van de LAC-signaalwaarde van groter dan 5%, voor maïsgronden is dit slechts 2%, voor akkerbouwgronden 0%.

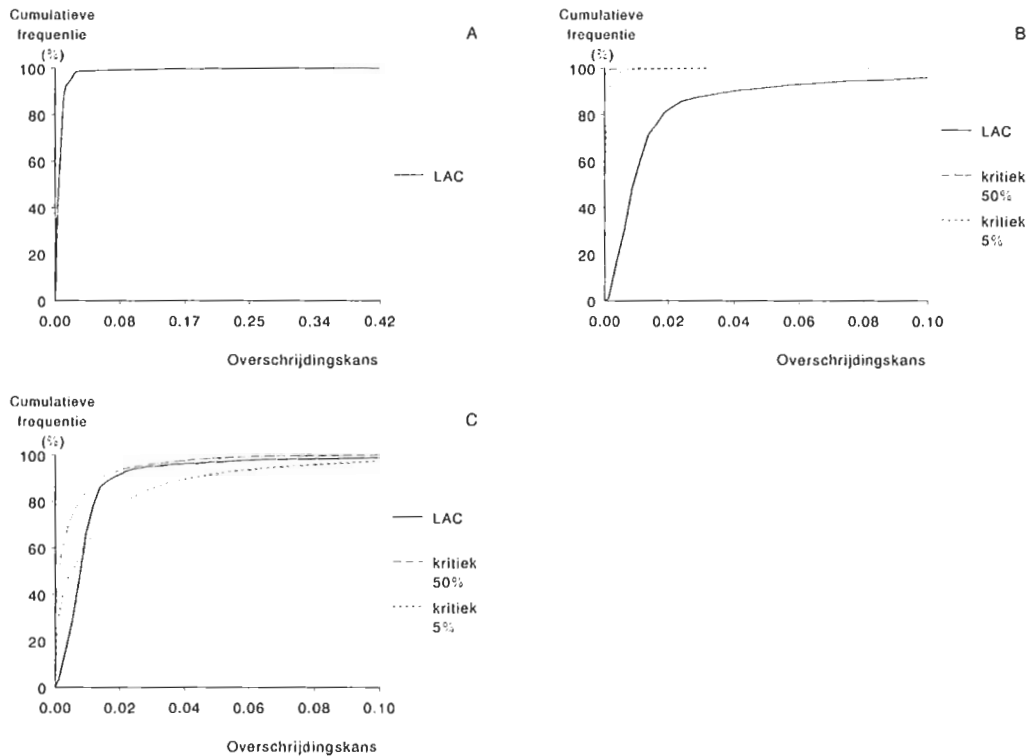


Figuur 23 Cumulatieve frequentieverdeling van de geschatte overschrijdingskansen van de LAC-signaalwaarde voor Cu voor grasland (A), maïs (B) en akkerbouw (C).

Voor Zn in grasland bestaat alleen de LAC-signaalwaarden (200 of 350 mg kg^{-1}). De overschrijdingskansen zijn erg laag: slechts 1% van het graslandareaal heeft een overschrijdingsrisico van de LAC-signaalwaarde voor Zn dat groter is dan 5%. Voor maïs zijn de geschatte 50%-bodemnorm en 5%-bodemnorm aanzienlijk groter dan de LAC-signaalwaarde (figuur 24B), en zijn dus ook de geschatte overschrijdingskansen voor de 50%- en 5%-bodemnorm kleiner dan die voor de LAC-signaalwaarde (figuur 25B). Voor suikerbiet zijn de geschatte 50%-bodemnorm en 5%-bodemnorm ook groter dan de LAC-signaalwaarde (figuur 23C). De overschrijdingskansen van de 50%-norm zijn dan ook kleiner dan die van de LAC-signaalwaarde (figuur 25C).



Figuur 24 Cumulatieve frequentieverdeling van de geschatte 50%-bodemnorm, 5%-bodemnorm en LAC-siginaalwaarde voor Zn (mg kg⁻¹) voor grasland (A), maïs (B) en snikerbiet (C).



Figuur 25 Cumulatieve frequentieverdeling van de geschatte overschrijdingskansen van 50%-bodemnorm, 5%-bodemnorm en LAC-siginaalwaarde voor Zn voor grasland (A), maïs (B) en tarwe (C).

5 Conclusies

Voor de combinaties Cd-tarwe en Pb-tarwe zijn de geschatte overschrijdingskansen van de kritieke metaalgehalten in de bodem, die met een regressiemodel zijn afgeleid van de gewasnorm voor tarwe, regelmatig groter dan 5%. In de Brabantse Kempen en Midden- en Zuid-Limburg zijn de geschatte overschrijdingskansen van Cd en Pb in tarwe zelfs vaak groter dan 50%. Voor de overige combinaties zijn de overschrijdingskansen van deze nieuwe kritieke gehalten in de bodem vrijwel overal verwaarloosbaar klein. Voor de combinatie Cd-tarwe moet het regressiemodel in ongeveer 1/3 van het huidige akkerbouwareaal geëxtrapoleerd worden, zodat we voorzichtig moeten zijn om uit de relatief hoge overschrijdingskansen van de bodemnormen te concluderen dat ook de overschrijdingskansen van de gewasnormen voor tarwe groot zijn, c.q. de gewasnorm frequent wordt overschreden.

Voor de combinaties Cd-grasland, Cd-maïs, Zn-maïs en Zn-suikerbiet zijn de kritieke metaalgehalten in de bodem duidelijk groter dan de LAC-signaalwaarde, voor Cd-tarwe iets groter, en voor Pb-tarwe duidelijk kleiner. Verder is de spreiding van het kritieke metaalgehalte veel groter dan die van de LAC-signaalwaarde. De LAC-signaalwaarde is een grondsoortafhankelijke constante, terwijl het kritieke gehalte in de bodem afhankelijk is van de pH, lutumgehalte en organischestofgehalte, waardoor deze ook binnen een grondsoort varieert.

Voor de kritieke metaalgehalten geldt dat, wanneer het metaalgehalte in de bodem gelijk is aan dit kritieke gehalte, in ongeveer 50% van de gevallen de gewasnorm wordt overschreden. Vanuit voedselveiligheid bezien is dit een erg hoog percentage. Het kritieke gehalte in de bodem waarbij slechts in 5% van de gevallen de gewasnorm wordt overschreden (de 5%- bodemnorm) ligt aanzienlijk lager dan de 50%-bodemnorm. De 5%-bodemnorm is met uitzondering van de combinaties Zn-maïs en Zn-suikerbiet kleiner dan de LAC-signaalwaarde.

Om het metaalgehalte in het gewas te voorspellen bij de huidige metaalgehalten in de bodem hoeft het regressiemodel minder vaak geëxtrapoleerd te worden dan bij de kritieke metaalgehalten in de bodem. Dit geldt met name voor de modellen voor Zn in maïs, en in mindere mate voor Cd in gras en Cd in maïs. Gezien deze grotere toepasbaarheid van de regressiemodellen voor het voorspellen van zwaremetaalgehalten in het gewas bij de huidige metaalgehalten in de bodem, ligt het voor de hand, in plaats van overschrijdingskansen van kritieke metaalgehalten in de bodem, rechtstreeks overschrijdingskansen van gewasnormen te voorspellen. Hierbij zou dan tevens rekening gehouden kunnen worden met de onzekerheid in de regressiecoëfficiënten.

Literatuur

Akritas, M.G., T.F. Ruscitti, en G.P. Patil, 1994. Statistical analysis of censored environmental data. In: G.P. Patil en C.R. Rao (eds), Handbook of Statistics 12, Environmental Statistics.

CSO, 1994. Bodemkwaliteitsmeetnet provincie Utrecht; Resultaten van de eerste meetronde van het meetnet verspreiding.

CSO, 1997. Rapportage eerste meetronde bodemkwaliteitsmeetnet provincie Drenthe. Rapportnr. 97.342.

De Jong, J., 1997a. De verspreiding van cadmium in de bodem van Noord-Beveland en Sint Philipsland..

De Jong, J., 1997b. Karakterisering van de bodemsamenstelling op Walcheren en deel van Beveland.

Driel, W. van en K.W. Smilde, 1981. Heavy-Metal Contents of Dutch Arable Soils. In: Sonderdruck aus Landwirtschaftliche Forschung. Zeitschrift des Verbandes Deutscher Landwirtschaftlicher Untersuchungs- und Forschungsanstalten. Sonderheft 38. Kongressband 1981.

Duijvenboden, W. van, W. van Driel en W.J. Willems, 1995. Resultaten van een onderzoek naar de mogelijke opzet van een landelijk meetnet bodemkwaliteit

Edelman, Th. en M. de Bruin, 1986. Background values of 32 elements in Dutch topsoils, determined with non-destructive neutron activity analysis. In; J.W. Assink en J. van den Brink (eds): Contaminated Soil

Ertsen, A.C.D., 1993. Zware metalen in het milieu van Noord-Holland. een verkennend onderzoek naar de gehalten aan zware metalen in een aantal milieucompartimenten in de provincie Noord-Holland. Rijksuniversiteit Utrecht, vakgroep Milieukunde en Provincie Noord-Holland, Dienst Milieu en Water en Dienst Ruimte en Groen.

Goovaerts, P. 1997. Geostatistics for natural resources evaluation, Oxford University Press, Oxford, New York. 483 p.

Goovaerts, P. R. Webster, and J.P. Dubois. 1997. Assessing the risk of soil contamination in the Swiss Jura using indicator geostatistics. Environ. Ecol. Stat. 4: 31-48.

Groot, M.S.M., J.J.B. Bronswijk, W.J. Willems, T. de Haan en P. del Castillo, 1996. Landelijk Meetnet Bodemkwaliteit. Resultaten 1993. RIVM-rapportnr. 714801007

Groot, M.S.M., J.J.B. Bronswijk, W.J. Willems, T. de Haan en P. del Castillo, 1997. Landelijk Meetnet Bodemkwaliteit. Resultaten 1994. RIVM-rapportnr. 714801017

Groot, M.S.M., J.J.B. Bronswijk, W.J. Willems, T. de Haan en P. del Castillo, 1998. Landelijk Meetnet Bodemkwaliteit. Resultaten 1995. RIVM-rapportnr. 714801024

Huinink, J. 2000. Functiegerichte bodemkwaliteitssystematiek. Bodemkwaliteitswaarden. Werkconcept IKC-Landbouw, Ede, 78 p.

Japenga, J., J. Bril, en W. Schuurmans. 2000. Het meetnet bodemkwaliteit van de provincie Gelderland. Opzet en resultaten 1997 - 1999. Alterra rapport no. 138. Alterra - Research Instituut voor de Groene Ruimte, Wageningen, Nederland.

LAC, 1991. LAC-signaalwaarden. Rapport van de Landbouwadviscommissie milieu-kritische stoffen. Min. LNV, 42 pp + bijlagen

Lijzen, J.P.A., G.R.B. ter Meulen en W. de Vries, 1999. Opzet voor een leidraad bodembeoordeling bij natuurontwikkeling. Bilthoven, RIVM, rapportnr. 711501003, 79 pp.

Montgomery, D.C., en E.A. Peck, 1982. Introduction to linear regression analysis. Wiley, New York.

Meirvenne, M. van en P. Goovaerts, 2001. Evaluating the probability of exceeding a site-specific soil cadmium contamination threshold. Geoderma 102, p. 75-100.

Oude Voshaar, J.J., 1994. Statistiek voor onderzoekers. Wageningen Pers, Wageningen.

Projectgroep zware metalen in oevergronden van Maas en zijrivieren, 1987. Zware metalen in oevergronden en daarop verbouwde gewassen in het stroomgebied van Maas, Geul en Roer in de provincie Limburg. Instituut voor Bodemvruchtbaarheid, rapport 1 t/m 3. Haren (Gr.).

Provincie Drenthe, 1996. De resultaten van de eerste meetronde van het Bodemkwaliteitsmeetnet stroomgebieden Drentse Aa en de Elperstroom.

Provincie Groningen, 1997. Bodemkwaliteitsmeetnet Groningen. Eerste meetronde 1995/1996.

Römkens, P.F.A.M., en W. de Vries. 2001. Herziening LAC-signaalwaarden: op weg naar bodem-specifieke normen? Bodem. In voorbereiding (geaccepteerd)

Seine, 1996. De resultaten van de eerste meetronde van het Bodemkwaliteitsmeetnet stroomgebieden Drentse Aa en de Elperstroom. Provincie drenthe, Dienst Milieu en Water, Afdeling Bodem.

Reijnders, H.F.R., G. van Drecht, L. Boumans, H. Prins en R. Koops, 1999. De kwaliteit van de bodem in Nederland; metingen en kaarten. *Bodem* 9: 151-153.

Tiktak, A. J.R.M. Alkemade, J.J.M. van Grinsven en G.B. Makaske, 1998. Modelling cadmium accumulation at a regional scale in the Netherlands. *Nutrient Cycling in Agroecosystems* 50: 209-222

Toor, C.H. van en C.W.J.M. van der Vleuten, 1990. Rapport van onderzoek naar de gehalten aan cadmium, koper, lood en zink in de Nederlandse landbouwgronden. BLGG, Oosterbeek.

Wiersma, D., B.J. van Goor en N.G. van der Veen, 1986. Cadmium, Lead, Mercury, and Arsenic Concentrations in Crops and Corresponding Soils in the Netherlands. *Journal of Agricultural Food Chemistry* 34, 1067-1074.

Van Drecht G., L.J.M Boumans, D. Fraters, H.F.R. Reijnders, en W. Van Duijvenboden, 1996. Landelijke beelden van de diffuse metaalbelasting van de bodem en de metaalgehalten in de bovengrond, alsmede de relatie tussen gehalten en belasting. Blithoven, RIVM, Rapport nr. 714801006, 80 pp.

Van Gaans, P.F.M., S.P. Vriend, S. Bleyreveld, G. Schrage en A. Vos, 1995. Assessing environmental soil quality in rural areas. A base line study in the province of Zeeland, the Netherlands and reflections on soil monitoring network designs. *Environmental Monitoring and Assessment* 34: 73-102.

Von Steiger, B., R. Webster, R. Schulin, and R. Lehmann. 1996. Mapping heavy metals in polluted soil by disjunctive kriging. *Environ. Pol.* 94: 205-215.

Bijlage 1 Metainformatie over de zwaremetalbestanden

Bestand	Jaar van bemonstering	Support	Diepte (cm)	Destructiemethode	Analyse-methode	Literatuur
IB	1960-1980	20x20 m ²	0-20	Cd,Pb: destructie met HNO ₃ , na verdamping opgenomen in HCl en H ₂ O ₂ ;Fe verwijderd met pentanon en chloroform;oplossing geconcentreerd met NaDDC in methyl-isobutylketon; Cu,Zn: destructie met H ₂ SO ₄ -HNO ₃ (1:1) en perdoorzuur Cd,Pb: verassen bij 450 °C; oplossen in HCl (3M); complexatie met ammonium pyroliedithiocarbamate; extractie met methyl isobutyl ketone (geen bepalingen van Cu en Zn) Cd,Pb: destructie met HCl (3M) in kokend waterbad, correctie voor Fe; Cu,Zn: kokend H ₂ SO ₄ -HNO ₃ Cd,Pb: 9% HCl Cu,Zn: H ₂ SO ₄ -HNO ₃	FAAS	Van Driel & Smilde (1981)
IB/RIKILT	1977,1978	20x20 m ² kassen: 10x10 m ² boomgaarden: rond 20 bomen	bouwland: 0-20(25) grasland: 0-5		FAAS	Wiersma e.a. (1986)
BLGG	1986-1987	perceel	bouwland: 0-20 grasland:0-5		FAAS	van Toor & van der Vleuten (1990)
SC-DLO	1995	bosopstand	0-10		ICP	Iaciers en de Vries (2001)
RIN	1980-1983	3 veldjes van 10x12m ² ; afst. veldjes: 50 a 100 m 20x20 m ²	0-10			Edelman & de Bruin (1986)
CCRX	1988		0-10		FAAS	van Duivenboden e.a. (1995)
LNB	1993-1995	bedrijven	0-10	Cd,Pb: zie IB; monsters genomen in 1999 en later: geen concentratie met NaDDC; niet meer nodig ivm ICP-analyse Cu,Zn: zie IB	FAAS, 1999 en later: ICP	Groot e. a. (1996,1997,1998)
PMB_GRO	1995	perceel (> 1ha)	10 (0-10 ²)			Provincie Groningen, 1997
PMB_FRL	1995/1996	perceel	0-10			CSO, 1997
PMB_DR	1996	100 x 100 m ²	0-10			Seine, 1996
PMB_DRa	1994	percelen of delen	0-10	zie IB		
PMB_GLD	1998	van percelen (max oppervlakte ca 1 ha)				
PMB_U						CSO,1994
PMB_ZH						
PMB_NBR	1995	bedrijven	5-20	methode van MilieuLab van Biochem (Zoetermeer)	ICP-MS	De Jong, 1997(a,b)
ZLD	1996, 1998	150 x 150 m ²	5-20	Koningswater	ICP-MS	
FLV						
NH			5-10	Koningswater (NEN 6465)	ICP-AES	Ertsen, 1993

Bijlage 2 Groepering van eenheden van Bodemkaart van Nederland 1 : 50 000 tot stationaire eenheden

Lutumgehalte

Naam	Kaarteenheden	Code	Aantal metingen
leemarm zand		laz1	198
leemarm-zwak lemig zand		zlz1	736
lemig zand, podzolgronden		lz2	435
lemig zand, beekdalgronden		lz1	419
lemig zand, bruine enkeerdgr.		lz3	96
leem, loss		leem1	84
lichte zavel		lvz1	533
zwarte zavel		zzv1	388
lichte klei		lkl1	382
zwarte klei		zkl1	413
moerig, kleiarm		m1	150
moerig, kleiig		mk1	154
veenkoloniale gronden		mz1	117

Organischestofgehalte

Naam	Kaarteenheden	Code	Aantal metingen
zandvaaggronden; landbouw		az1-cult	80
zandvaaggronden; natuur		az1-cult	141
humuspodzolgronden e.a.; landbouw		bz1-cult	782
humuspodzolgronden e.a.; natuur		bz1-nat	348
moderpodzolgronden e.a.; landbouw		bz2-cult	160
beekdalgronden		lz1-tot	327
leem, loss		leem-tot	118
zavel, lichte klei; akkerbouw		z+lkl-akk	517
zavel, lichte klei; grasland en natuur		z+lkl-grn	771
zwarte klei		zkl1-tot	371
moerig, kleiarm		m1-tot	124
moerig, kleiig		mk1-tot	140
veenkoloniaal		mz1-tot	113
veen		m2-tot	59

pH

Naam	Kaarteenheden	Code	Aantal metingen
kalkloos zand; landbouw		az1-cult	529
kalkloos zand; podzolgronden; natuur		bz1-nat	346
kalkloos zand; vaaggronden; natuur		cz1-nat	141
kalkloos lemig zand; infiltr.; landbouw		lz2-cult	442
kalkloos lemig zand; kwel; landbouw		lz1-cult	289
leem, loss		leem-tot	117
moerig, kleiarm		m1-tot	140
moerig, kleiig		mk1-tot	186
veenkoloniale gronden		mz1-tot	114
veen		m2-tot	69
kalkarme zavel en klei		z+klC-tot	995
kalkrijke zavel en klei		z+klA-tot	704
kalkrijk zand		zA-tot	115