



FACULTEIT BIO-INGENIEURSWETENSCHAPPEN

# **Onderbouwing van een methodiek voor de systematische monitoring van koolstofvoorraden in landbouwbodems**

**(BOD/STUD/2010/05)**

**Dr. ir. S. Sleutel, ir. Ellen van De Vijver, Dr. ir. B. Moeskops,  
ir. L. Bouckaert, ir. N. Ameloot, ir. S. De Bolle, Prof. Dr. ir. M. Van  
Meirvenne, Prof. Dr. ir. S. De Neve**

**Vakgroep Bodembeheer**

**Faculteit Bio-ingenieurswetenschappen - Universiteit Gent**

Versie 30/09/2011



# Inhoud

1	Inleiding.....	1
2	WP1 - Koolstofmonitoring in de Europese Unie .....	2
2.1	Afgeronde studies naar BOC-voorraadveranderingen.....	3
2.2	Huidige initiatieven voor systematische monitoring in EU-lidstaten .....	6
2.2.1	Frankrijk.....	6
2.2.2	Duitsland .....	6
2.2.3	Verenigd Koninkrijk .....	7
2.2.4	Nederland .....	9
2.2.5	Slovakije.....	11
2.2.6	Italië en Spanje.....	11
2.2.7	Noorwegen.....	11
2.3	Europese initiatieven.....	12
2.3.1	Bemonsteringsprotocol Joint Research Centre.....	12
2.3.2	Andere initiatieven .....	13
2.4	Conclusie.....	15
3	Werkpakket 2 – methodologische aspecten bij monitoring van koolstofvoorraden .....	16
3.1	Bodemdichtheid.....	16
3.1.1	Bodemdichtheid en pedotransferfuncties.....	16
3.1.2	Veranderingen in bodemdichtheid op korte en middellange termijn.....	19
3.2	Variabiliteit van de BOC-concentratie.....	20
3.3	Veranderingen in BOC-voorraad in diepere bodemlagen.....	23
3.3.1	BOC-voorraad in diepere bodemlagen .....	23
3.3.2	Middellange termijn wijzigingen in dieper gelegen BOC .....	24
3.3.3	Schatting BOC-gehalte in diepere bodemlagen .....	27
4	WP3 - Inschatting van de ruimtelijke variabiliteit van OS in Vlaamse landbouwbodems .....	29
4.1	Inleiding .....	29
4.2	Data .....	30
4.3	Exploratieve data-analyse .....	31
4.4	Variogramanalyse.....	33
4.5	Variantiekaart .....	37
4.6	Conclusies .....	41
5	WP4 - Opstellen van een bemonsteringstrategie Vlaamse landbouwgronden .....	42
5.1	Opsplitsing in subgebieden met homogene variatiecoëfficiënt van het OC%.....	42

5.1.1	Akkerland .....	42
5.1.2	Grasland.....	43
5.2	Detecteerbaarheid van BOC voorraad veranderingen.....	44
5.2.1	Gepaarde of willekeurige bemonstering .....	44
5.2.2	Minimum detecteerbare BOC voorraad verandering Vlaanderen .....	45
5.2.3	Temporele variabiliteit BOC.....	49
5.3	Benchmark sites .....	50
6	Algemeen Besluit.....	53
7	Referentielijst .....	55

# 1 Inleiding

Gedurende het laatste decennium kende het onderzoek naar organische koolstofvoorraden in de bodem (BOC-voorraden) een sterke opgang in Europa en ook in Vlaanderen. Deze hernieuwde interesse in organische stof kwam voornamelijk voort uit de ratificatie van het Kyoto-protocol dat een mogelijkheid voorzag om CO<sub>2</sub> 'sinks' in te brengen in nationale broeikasgasemissiebalansen. Eerder onderzoek in België toonde een sterk verlies aan BOC aan gedurende de jaren '90. Bovendien bleek het potentieel om koolstof op te slaan in de bodem beperkt te zijn voor de intensieve Vlaamse landbouw. Dit maakt onze landbouwbodems kwetsbaar voor verder BOC-verlies en de daaraan verbonden bodemdegradatie. Bijgevolg dienen BOC-voorraden verder opgevolgd te worden om de gevolgen van het huidige en toekomstige landbouwbeleid op de bodemkwaliteit te evalueren. Hoewel België op wereldvlak over de grootste dichtheid aan BOC-data beschikt, is een verdere opvolging van BOC-voorraden momenteel niet georganiseerd in Vlaanderen.

Dit onderzoeksproject behelst in hoofdzaak het opstellen van een methodiek voor de opvolging van BOC-voorraden in Vlaanderen. De studie werd onderverdeeld in vier werkpakketen:

- **WP 1:** bespreking van de reeds bestaande BOC-monitoringsystemen in Europa
- **WP 2:** bespreking van de methodologische aspecten bij de bepaling van BOC-voorraden
- **WP 3:** inschatting van de ruimtelijke en temporele variabiliteit van BOC-voorraden in Vlaamse landbouwbodems
- **WP 4:** opstellen van een bemonsteringsstrategie voor de Vlaamse landbouwbodems

## 2 WP1 - Koolstofmonitoring in de Europese Unie

Een eerste oplijsting van bestaande Europese monitoringsystemen werd uitgevoerd binnen het ENVASSO-project *ENVironmental ASsessment of Soil for mOnitoring* (Kibblewhite et al., 2005) binnen het *EU 6th framework programma*. Verdere oplijstingen gebeurden reeds ten dele door Schrupf et al. (2008) en Kuikman et al. (2008). In navolging van bovenvermelde meta-analyses volgt hieronder op basis van literatuurstudie een huidige stand van zaken van BOC-inventarisatie en -monitoring in de voornaamste EU-landen. Eerst volgt een oplijsting van afgeronde nationale of regionale studies met een kritische bespreking (3). Daarna worden geplande of reeds opgestarte initiatieven op nationaal niveau besproken (4). Om ‘up-to-date’-informatie te verkrijgen werd hiervoor een netwerk van internationale experts aangesproken (Bijlage 1). Er kon echter niet van elke contactpersoon een antwoord bekomen worden. Ten slotte volgt een bespreking van die initiatieven die op Europees niveau gelanceerd zijn (5).

Bij het bekijken van de afzonderlijke studies of systemen werd steeds getracht antwoorden te bekomen op volgende vragen:

- Welke bemonsteringsdiepte werd of wordt gehanteerd?
- Welke OC-bepalingmethode werd/wordt er gebruikt?
- Hoe werden locaties van de (her)bemonstering gekozen?
- Wordt de invloed van wijzigingen in diepteverdeling, bodemdichtheid in rekening gebracht?
- Hoeveel metingen zijn gepland per tijdsperiode?

## 2.1 Afgeronde studies naar BOC-voorraadveranderingen

Tabel 1 geeft de voornaamste kenmerken van recent afgeronde studies naar BOC-voorraadveranderingen binnen Europa.

In het ENVASSO-project werd besloten dat in de meeste Europese lidstaten officiële bodemmonitoringsystemen bestaan, gepland of in ontwikkeling zijn. ENVASSO was niet enkel toegespitst op BOC, maar op het monitoren van bodemdegradatie. Een nadere kijk op de in Tabel 1 beschreven datasets legt echter bloot dat veelal werd uitgegaan van eerder ‘toevallig’ beschikbare BOC-gegevens gecompileerd uit diverse bodemkarteringen, databanken van commerciële instanties (bv. voor het verschaffen van bemestingsadvies), en bemonsteringen door onderzoeksinstituten. M.a.w. de meeste beschikbare BOC-gegevens in de EU stammen niet uit specifieke monitoring van BOC-voorraden, zijn niet geharmoniseerd, en worden niet systematisch in de tijd hernieuwd. Inderdaad Saby et al. (2008) stelden reeds dat de meeste van deze en de binnen ENVASSO beschreven *soil monitoring networks* in feite eenmalige BOC-voorraadinventarisaties zijn.

**Tabel 1 Voltooide studies naar opvolging van nationale of regionale BOC-voorraadveranderingen**

Land		Land gebruik	Bemonsterings patroon	Gepaard?	Tijdstip	Diepte (cm)	Aantal Stalen	Bemonsterings procedure	OC-bepaling	Dichtheid	Diepte extrapolatie
Engeland en Wales <sup>1</sup>	National Soil Inventory	alle	Grid, 5x5 km <sup>2</sup>	Ja	1978-1983 1994-1996	0-15	5662 2179	Mengmonster 25 stalen in 20mx20m	W&Bl	Nee	Nee
Ierland <sup>2</sup>	National and Regional Survey	weiland	Grid, 1 of 2 toevallige stalen per 10x10 km <sup>2</sup>	Nee	1964 & 1995-1996	0-10	678 & 220	Mengmonster 15 stalen	W&Bl	Nee	
Frankrijk <sup>3</sup>	Soil Survey	akker	Toevallig			0-30	5000	Mengmonster 15 stalen			
Denemarken <sup>4</sup>	Soil Profile Database & Danish Soil Classification	akker en weiland	Grid 7x7 km <sup>2</sup> & Geogerefererde locaties	Nee	1987-1991 & 1975-1978	0-20	837 & 36.000	Mengmonster 25 stalen in 70mx70m	DC	Ja (profielen) Nee (stalen)	
Zweden <sup>5</sup>	(lokale studie University Uppsala)	akker	Grid binnen kleiner subgebied	Ja	1965 & 1984 & 2001	0-25/25-60 (1956,1984); 0-25, 25-35, 35-60 (2001)	124 & 65 & 124	3 stalen in 1 m radius	W&Bl en DC	Nee	Nee
Nederland <sup>6</sup>	Blgg analyses	akker en weiland	Toevallig (historische analyse landbouwpercelen)	Nee	1984-2004	0-5 (weiland) 0-25 (akker)	±100.000 jaar <sup>-1</sup>	Mengmonster 40 stalen /perceel	W&Bl en vanaf 2004 DC	Nee	Ja
Noorwegen <sup>7</sup>					1991 & 2001	0-25	291		gloeiverlies		Nee
Finland <sup>8</sup>					1974 & 1987 & 1998	Bouwvoor	2000 & 1320 & 705	Mengmonster 40 stalen /perceel in W patroon	W&Bl en vanaf 1987 DC		
Duitsland <sup>9</sup>	Saxen (Braunschweig University)	akker	120 percelen verdeeld over 16 boerderijen		1983 & 1989 & 1998	0-40 met opmeting bouwvoor	120	Mengmonster 15 stalen /perceel	W&Bl en vanaf 1989 DC	Nee	

<sup>1</sup>Bellamy et al. (2005); <sup>2</sup>Zhang en McGrath (2004); <sup>3</sup>Arrouays et al. (2002); <sup>4</sup>Krogh et al. (2003); <sup>5</sup>Kätterer et al. (2004); <sup>6</sup>Reijneveld et al. (2009) & Hanegraaf et al. (2009); <sup>7</sup>Riley en Bakkegard (2006); <sup>8</sup>Sippola en Yli Halla (2005); <sup>9</sup>Nieder en Richter (2000)

W&Bl: Walkley & Black; DC: dry combustion



Schrumpf et al. (2008) beschreven kort enkele afgeronde nationale studies en besluiten eveneens dat sterk verschillende datasets gecombineerd dienden te worden om nationale BOC-voorraadveranderingen in de tijd te bepalen.

- **Bodemdichtheid:** werd in een aantal studies niet eens eenmalig gemeten, maar werd geschat uit diverse pedotransferfuncties. Kätterer et al. (2004) baseerden zich bv. op een empirische functie, specifiek geldig voor Zweeds akkerland. Nieder en Richter (2000) gebruikten een lokaal opgestelde koolstofafhankelijke pedotransferfunctie. Sommige studies rapporteren dan ook enkel veranderingen in OC% (Nederland: Hanegraaf et al., 2009; Reijneveld et al., 2009). Nagenoeg geen enkele studie hield rekening met veranderingen in bodemdichtheid. In het *EU CLIMSOIL project* (Schils et al., 2008) werd daarom besloten dat de meeste EU-landen tot op heden geen accurate koolstofvoorraden kunnen bepalen doordat schijnbare dichtheid niet opgemeten werd.
- **Bemonsteringsdiepte:** De meeste studies gingen uit van één vaste bemonsteringsdiepte. Slechts in Duitsland (Nieder en Richter, 2000), Finland (Sippola en Yli Halla, 2005) en België (studie West-Vlaanderen, Van Meirvenne et al., 1996; en studie Wallonië, Goidts en van Wesemael, 2007) werden bouwvoordiepte en veranderingen daarin in rekening gebracht.
- **Diepte-extrapolatie:** werd nergens gebruikt voor de voorspelling van dieper gelegen koolstof, behalve tot op zeer beperkte diepte om verschillende datasets te harmoniseren. Bestaande Belgische studies (Sleutel et al., 2003a; Meersmans et al., 2009; Mestdagh et al., 2009) deden dit wel tot een diepte van 1m. Daartoe werden diepte-extrapolatiefuncties gefit aan de bestaande databank met profielputgegevens uit de Belgische bodemkartering.
- In de meeste studies werd de methode van Walkey & Black (of een variëteit daarop) gebruikt voor **analyse van het koolstofgehalte**. Enkele studies combineerden deze datasets eveneens met elementairanalyse (Dumas-methode). Reijneveld et al. (2009) bijvoorbeeld begrootten veranderingen in OC% in Nederland tussen 1984 en 2004, waarbij tot 1994 natte oxidatie en daarna elementairanalyse werd gebruikt.

## 2.2 Huidige initiatieven voor systematische monitoring in EU-lidstaten

### 2.2.1 Frankrijk

Een gebruikelijke manier om bodemparameters te karteren en op te volgen is het gebruik van een vast rooster (grid) dat de meetpunten onafhankelijk bepaalt van andere potentiële invloedsparameters. Dit is zo ook het geval voor Frankrijk (en Engeland en Wales zie onder) waar een 16 km x 16 km-grid de locaties bepaalt van 2180 punten. Dit komt overeen met één locatie per 256 km<sup>2</sup>. Bedoeling is om dit **Réseau de Mesures de la Qualité des Sols (RMQS)** om de 10 jaar te bemonsteren (Jolivet et al., 2006). Naast OC% (*dry combustion*) worden nog een hele reeks andere parameters gemeten. De huidige eerste bemonstering ving aan in 2008 en is nog steeds lopende. Het RMQS werd geënt bovenop het reeds bestaande Europese *ICP forest net*.

Een tolerantie van 1 km rond het theoretisch bepaalde punt werd voorzien voor de selectie van de te bemonsteren locatie (bv. bij weigering van de eigenaar of moeilijke bereikbaarheid). D.m.v. GPS wordt de exacte locatie bepaald. Het te bemonsteren perceel moet tevens een minimale 'homogene' oppervlakte van 1000 m<sup>2</sup> hebben. Verdere restricties gelden eveneens zoals bv.: niet op boorden van percelen, niet vlakbij een boerderij.

Per staalname worden 25 boringen samengevoegd tot één mengmonster (edelmanboor 7cm diameter). Deze bemonstering wordt nog één of twee keer herhaald voor onderliggende horizonten. De diepte van staalname wordt steeds gebaseerd op het bodemprofiel en zal dus per locatie verschillen: Zo wordt de bouwvoor bemonsterd tot op haar minst diepe punt en zal de laag daaronder bemonsterd worden vanaf het diepste punt van de bouwvoor tot op 50cm diepte. Eventuele overgangslagen (al dan niet discontinu) dienen afzonderlijk bemonsterd te worden. Schijnbare dichtheid wordt bepaald per laag a.d.h.v. drie stalen ringen.

Een enquête wordt afgenomen met de landeigenaar waarin getracht wordt zoveel mogelijk informatie omtrent het vroegere en huidige landgebruik te registreren. De vegetatie van permanent weiland en de recente gewasrotatie van akkerland wordt bepaald.

### 2.2.2 Duitsland

Uit de oplistings van bestaande BOC-datasets in Duitsland door Prechtel et al. (2009) blijkt dat er in Duitsland tot op heden nog geen gebiedsomvattende inventarisatie heeft plaatsgevonden. Relatief gedetailleerde opmeting van BOC-voorraden gebeurde echter wel regionaal.

Een belangrijk instrument voor de opvolging van de effecten van bodembeleid in Duitsland is het **Boden-Dauerbeobachtungsflächen (BDF)** netwerk (Prechtel et al., 2009). Er zijn 344 sites in akkerland, 151 in grasland en 246 in bos. Voor de hele landbouwoppervlakte komt dit gemiddeld neer op één site per 350 km<sup>2</sup>. Op de monitoringsites wordt OC%, textuur en bodemdichtheid gemeten en wordt beheersinformatie gedocumenteerd. Daarnaast functioneren deze sites als een soort van *early warning system* voor dalingen in bodemkwaliteit. Dit systeem van permanente bodemmonitoring werd geïntroduceerd in 1986. Er zijn twee soorten monitoringsites. *Basic sites* (693) dienen enkel voor de opvolging van algemene

bodemeigenschappen, terwijl *intensive sites* (101) bijkomend gebruikt worden om processen te bestuderen (met documentatie van aan- en afvoer van materie) en nieuwe methoden te ontwikkelen. Alle sites werden in detail beschreven inzake pedologie en landgebruik en bodemgebruik wordt jaarlijks bijgehouden.

De deelstaten zijn afzonderlijk verantwoordelijk voor het onderhoud en de opvolging van de BDF-sites en daardoor verschilt de herbemonsteringsfrequentie binnen Duitsland.

### 2.2.3 Verenigd Koninkrijk

In 2008 bracht het Environment Agency van het Verenigd Koninkrijk een rapport uit met voorstellen voor een nationaal bodemmonitoringnetwerk (Black et al., 2008). Het nauwkeurig bepalen van status en veranderingen in BOC-voorraad (en pH) wordt hierin als prioriteit naar voren geschoven. De verschillende voorstellen worden dan ook in eerste instantie aan deze doelstelling getoetst. Als bemonsteringsdiepte voor OC% wordt 0-15 cm voorgesteld, zoals in Bellamy et al. (2005) (zie Tabel 1). Evenals in Bellamy et al. (2005) worden op elke locatie 25 monsters genomen op een afstand van 4 m in een rooster van 20 m x 20 m. Deze 25 steken worden samengevoegd in één mengmonster. In totaal moet 1-2 kg bodem verzameld worden voor bodems met minder dan 5% BOC. Schijnbare dichtheid moet op 5 cm en 20 cm bepaald worden. Hiervoor moeten op elke diepte 3 ringmonsters genomen worden, die evenwel per diepte samengevoegd mogen worden tot een mengmonster. Naast schijnbare dichtheid moet ook het bodemtype en het kleigehalte bepaald worden. Informatie over het landgebruik moet verzameld worden en om de invloed van klimaatverandering op de BOC-voorraad na te gaan, moeten ook weergegevens bijgehouden worden. Als analysemethode voor OC% geniet *dry combustion* met voorafgaande verwijdering van carbonaat de voorkeur. Door gearchiveerde bodemstalen opnieuw te analyseren met *dry combustion* kan een conversiefactor opgesteld worden om BOC-gegevens bepaald met de gloeiverliesmethode of Walkley & Black te herrekenen. Het rapport stelt een herbemonsteringsinterval van minimum 5 jaar voorop. Herbemonsteren om de 10 jaar is waarschijnlijk het meest haalbaar.

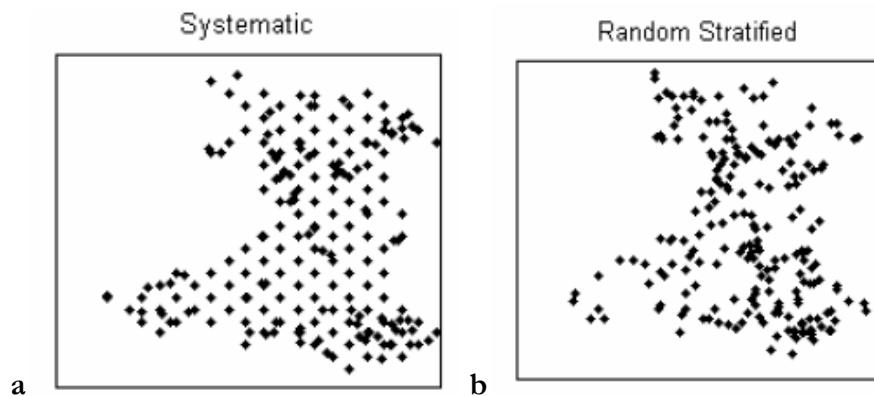
Het grootste deel van het rapport is gewijd aan het ontwerp van een bemonsteringsnetwerk. Vier verschillende opties worden besproken, twee modelgebaseerde ontwerpen en twee designgebaseerde methoden. Bij modelgebaseerde benaderingen wordt verondersteld dat de variatie van een bodemeigenschap (bv. OC%) het resultaat is van een random proces dat statistisch gemodelleerd kan worden, bv. met een variogram:

- Bemonstering volgens een **systematisch rooster**, waarbij een aantal locaties op kortere afstand worden toegevoegd om ook zeldzame klassen voldoende te bemonsteren en om ook op korte afstand de variatie te kunnen schatten. (Fig. 1a)
- **Geoptimaliseerde bemonstering**. In dit ontwerp wordt de schattingsvariantie (variantie op de schattingsfout) van de gemiddelden per landgebruikklasse geminimaliseerd. Dit model houdt rekening met zowel de variabiliteit van bodemeigenschappen als de onzekerheid in het statistisch model.

Bij designgebaseerde methoden worden bemonsteringslocaties at random bepaald:

- **Gestratificeerde random bemonstering.** In Black et al. (2008) worden de gehanteerde strata in essentie bepaald door landbedekkingsklassen per deelstaat. (Fig. 1b)
- **Gestratificeerde random bemonstering in clusters.** At random wordt een beperkt aantal locaties per stratum geselecteerd en op korte afstand van deze locaties worden random punten toegevoegd. Deze benadering laat toe om reiskosten te beperken.

In alle benaderingen wordt gewerkt met vaste locaties.



**Fig. 1 Bemonsteringsstrategie met 2000 locaties voor Wales volgens (a) systematisch patroon en (b) gestratificeerde random bemonstering. Overgenomen uit Black et al. (2008).**

Black et al. (2008) komen tot de conclusie dat voor grote gebieden modelgebaseerde bemonstering volgens een grid minder efficiënt is dan een designgebaseerde methode met gestratificeerde random bemonstering. Dat komt omdat modelgebaseerde bemonstering enkel voordeel biedt bij grote ruimtelijke auto-correlatie van een bodemeigenschap, wat niet het geval is voor verandering in BOC-voorraad. Modelgebaseerde methoden leiden daardoor tot hogere schattingsvarianties dan designgebaseerde methoden. Een gestratificeerde bemonstering in clusters zou tot slot een aanzienlijk hoger aantal stalen vereisen dan een gewone gestratificeerde random bemonstering om eenzelfde precisie te bereiken. Het rapport **besluit** dan ook dat indien een volledig nieuw monitoringsysteem opgezet zou worden, er moet gekozen worden voor **gestratificeerde random bemonstering**. In dit nieuwe systeem is het aantal locaties per klasse gelijk en niet afhankelijk van de oppervlakte van de klassen. Hierdoor wordt voorkomen dat kleine klassen onderbemonsterd worden. Het rapport schrijft voorts voor dat minimum 20% meer locaties geselecteerd moeten worden dan nodig voor een gewenste nauwkeurigheid om toekomstige veranderingen in landgebruik of ongeschikt worden van locaties op te vangen.

In het verleden werden echter belangrijke surveys uitgevoerd volgens een rooster, zowel in Engeland en Wales (Bellamy et al., 2005, zie Tabel 1) als in Schotland en Noord-Ierland. Verder werken met deze roosters laat toe om aanzienlijke kosten te besparen voor de bepaling en beschrijving van de bemonsteringslocaties. Bovendien kunnen resultaten van nieuwe surveys dan vergeleken worden met de reeds beschikbare gegevens. Indien de roosterbenadering om die

redenen behouden zou blijven, kan ze verbeterd worden door de observaties op het rooster te behandelen als waren ze random geselecteerd. Deze veronderstelling kan gerechtvaardigd worden bij bemonstering op grote schaal (Black et al., 2008).

Tot slot blijkt uit de analyse van Black et al. (2008) dat er weinig verschil is in kostprijs tussen de verschillende bemonsteringsstrategieën.

#### 2.2.4 *Nederland*

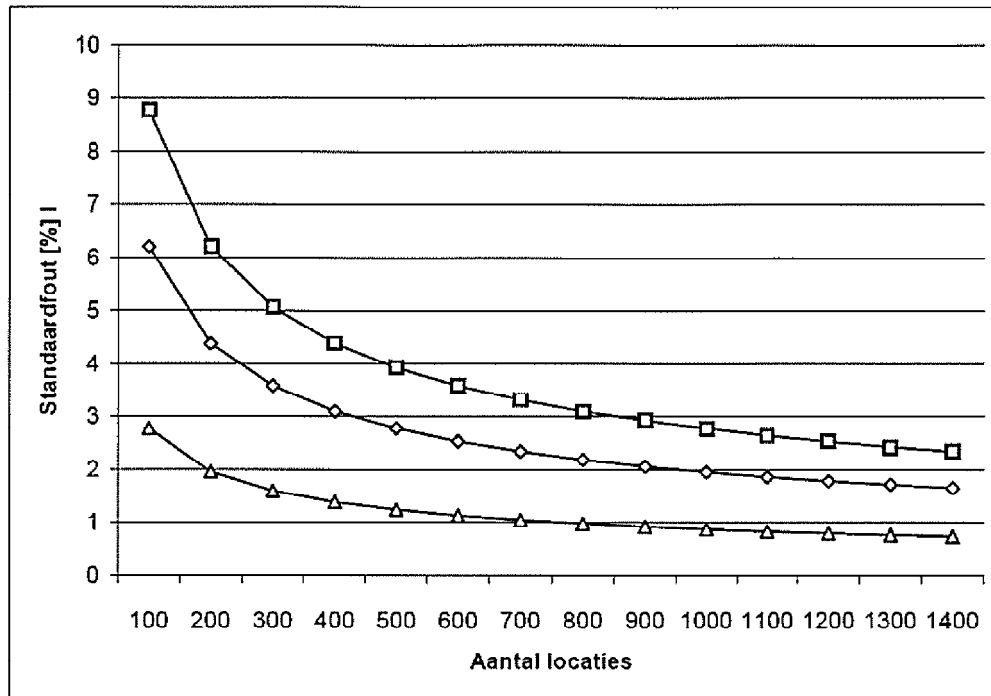
In 2003 berekenden Kuikman et al. (2003) de BOC-voorraad in de Nederlandse landbouwbodems op basis van de Landelijke Steekproef Kaarteenheden (LSK), een gestratificeerde steekproef van de bodemkaart van Nederland (Finke et al., 2001). Vertrekkend van dit werk deden Hoogland et al. (2006) voorstellen voor een monitoringsysteem voor veranderingen in de koolstofvoorraad in Nederlandse bodems. Tot dusver werd zo een monitoringsysteem echter nog niet geïmplementeerd.

De berekening van Kuikman et al. (2003) was gebaseerd op metingen van het organische-stofgehalte met de gloeiverliesmethode tot een diepte van 30 cm. Daaruit werd de BOC-voorraad berekend, gebruikmakend van het geschatte koolstofgehalte van organische stof (50%) en de met pedotransferfuncties geschatte schijnbare dichtheid. De bodemmonsters, waarop organische stof bepaald werd, waren enkelvoudige monsters, dat wil zeggen dat op één locatie monsters werden genomen die ongemengd werden geanalyseerd. Hoogland et al. (2006) stellen echter voor om deze werkwijze te verlaten en over te stappen op het protocol opgesteld door het Joint Research Centre (Stolbovoy et al., 2005, later herwerkt door Stolbovoy et al., 2007) om de bepaling van BOC-voorraden in minerale bodems binnen de EU te harmoniseren (zie 2.3). Wat betreft de keuze van de te (her)bemonsteren locaties beschrijven Hoogland et al. (2006) drie mogelijke strategieën:

- monitoring van **vaste locaties** bepaald op basis van de **gestratificeerde, aselechte LSK steekproef** (1)
- monitoring van **vaste locaties op een regelmatig grid** (2)
- monitoring waarbij **telkens opnieuw een gestratificeerde, aselechte steekproef** wordt genomen (3)

Vaste locaties (alternatief 1 en 2) bieden het voordeel dat veranderingen in BOC-voorraad kunnen verklaard worden indien de metingen gekoppeld worden aan informatie over het landgebruik en -beheer. Alternatief 2 biedt echter geen specifieke voordelen die alternatief 1 niet biedt. Bij een grof grid bestaat zelfs het risico dat kleine deelgebieden niet of onvoldoende voorkomen in de steekproef. Omdat er minder meetlocaties nodig zijn om een vergelijkbare nauwkeurigheid te bereiken, zal alternatief 1 minder kosten en verdient het de voorkeur boven alternatief 2. Bovendien laat alternatief 1 ook toe om nauwkeurig de veranderingen in BOC-voorraad te schatten ten opzichte van de vorige berekening (Kuikman et al., 2003). Ook alternatief 3 is niet efficiënt. Indien tussen twee tijdstippen de correlatie van BOC-voorraden op

vaste meetlocaties 0.5 bedraagt, zouden twee keer zoveel wisselende meetlocaties (alternatief 3) nodig zijn als vaste meetlocaties om met eenzelfde nauwkeurigheid een verandering te kunnen vaststellen (Fig. 2).



□ = Synchroon patroon, ◇ = Statisch-synchroon patroon (correlatiecoëfficiënt 0.5)  
 en Δ = Statisch-synchroon patroon (correlatiecoëfficiënt 0.9).

Fig. 2 Nauwkeurigheid van de geschatte verandering in C-voorraad (%) afhankelijk van het aantal meetlocaties (synchroon = wisselende meetlocaties, statisch-synchroon = vaste meetlocaties). Overgenomen uit Hoogland et al. (2006).

Het nadeel van vaste locaties is echter dat het monitoringpatroon in de toekomst niet meer aangepast kan worden aan nieuwe eisen of onderzoeksvragen. Bovendien kan beïnvloeding van het BOC-gehalte op deze vaste locaties door belanghebbenden (bv. de landbouwer) niet worden uitgesloten. Indien flexibiliteit en vermijden van beïnvloeding belangrijk zijn, moet voor alternatief 3 gekozen worden. De consequentie van alternatief 3 is evenwel dat de monitoring ofwel veel kost ofwel tot onnauwkeurige schattingen van verandering zal leiden. Tot slot bieden beide gestratificeerde steekproeven (alternatief 1 en 3) de mogelijkheid om BOC-voorraden voor deelgebieden te bepalen.

Indien gekozen wordt voor **alternatief 1** en overgestapt naar het protocol van Stolbovoy et al. (2005, 2007) zou wel eenmalig op een aantal locaties van de LSK-steekproef de BOC-voorraad geschat moeten worden volgens zowel de methode van Kuikman et al. (2003) als die van Stolbovoy et al. (2005, 2007). Zo kan een schatting gemaakt worden van het aandeel van de bepalingwijze in de geobserveerde verandering in BOC-voorraad.

### 2.2.5 Slovakije

Slovakije heeft een bodemmonitoringnetwerk van 318 sites die om de vijf jaar bemonsterd worden, onder andere ook voor de bepaling van OC%. Beheersgegevens van de sites worden eveneens bijgehouden. De steekproef is sterk gestratificeerd en houdt rekening met de volgende factoren: bodemtype en -subtype, geologie, klimaat, hoogteligging, luchtvervuiling en landgebruik (akkerland of grasland). Elke monitoringsite is een cirkel met een straal van 10 m (en oppervlakte van 314 m<sup>2</sup>), waarin 5 stalen genomen worden. Alle monitoringsites zijn gegeo-refereerd, zodat telkens op de zelfde plaats herbemonsterd kan worden. Er werden reeds 3 bemonsteringscycli uitgevoerd. Stalen worden genomen op 0-10 cm en op 35-45 cm. Schijnbare dichtheid wordt enkel op akkerland gemeten. OC% wordt bepaald met *dry combustion*. Alle bodemstalen worden bewaard in het Soil Science and Conservation Research Institute in Bratislava (Kobza, 2010; persoonlijke communicatie).

### 2.2.6 Italië en Spanje

Italië heeft nog geen initiatieven genomen voor de monitoring van BOC-voorraden. Er bestaan wel studies die de verandering in BOC-voorraad schatten a.d.h.v. gegevens uit het Italiaanse nationale bodemdatabestand die in verschillende tijdsperiodes bekomen zijn (Fantappiè et al., 2010). Het gaat daarbij dus niet om herbemonstering van vaste locaties. De OC%-gegevens in het Italiaanse bodembestand zijn bekomen met Walkley & Black. BOC-voorraden zijn berekend met gemeten schijnbare dichtheden.

Ook in Spanje bestaat er nog geen monitoringnetwerk. Rodríguez-Morillo (2001) combineerde data uit verschillende regionale en provinciale studies om BOC-voorraden voor heel Spanje te berekenen. Voor de meeste bodemhorizonten moest de schijnbare dichtheid geschat worden met een pedotransferfunctie. OC% was in de meeste gevallen bepaald met Walkley & Black. Recent werden de veranderingen in BOC-voorraad in Noordoost Spanje tijdens de laatste 30 jaar geschat met het *Century Ecosystem model* (Álvaro-Fuentes, persoonlijke communicatie).

### 2.2.7 Noorwegen

Een voorbereidende studie is lopende voor de uitbouw van een BOC-monitoring netwerk voor bos- en landbouwbodems in Noorwegen. Het doel is eerder opvolging van BOC trends in plaats van de uitbouw van een daadwerkelijke kwantitatief systeem. Bij selectie van bemonsteringslocaties zal het 'Noorse LUCAS grid' van 9km x 9km gevolgd worden voor een totaal van 1000 landbouwvelden waarvan er jaarlijks een 100-tal bemonsterd worden. Men richt zich dus op een herbemonsteringsfrequentie van 10 jaar. Binnen ieder perceel zal een vast geogerefererd 100m<sup>2</sup> plot steeds herbemonsterd worden, dat onderverdeeld is in 100 1m x1m subplots. Bij iedere herbemonstering zullen 25 subplots bemonsterd worden. Een vaste staalname diepte van 30cm wordt gehanteerd, bulk densiteit zal eenmalig per plot bepaald worden bepaald. Beleidskeuzen omtrent implementatie werden tot op heden nog niet gemaakt.

## 2.3 Europese initiatieven

### 2.3.1 Bemonsteringsprotocol Joint Research Centre

Het Joint Research Centre (Stolbovoy et al., 2005; 2007) heeft een protocol opgesteld om de bepaling van BOC-voorraadveranderingen in minerale bodems in de EU te harmoniseren. Stolbovoy et al. (2005; 2007) beschrijven gedetailleerd hoe op een bepaalde locatie of plot bodemstalen genomen moeten worden, maar schrijven niet voor hoe die locaties in een regio of lidstaat gekozen moeten worden of hoe de BOC-voorraden per plot opgeschaald dienen te worden naar totale voorraden voor landgebruikscategorieën. Voor percelen kleiner dan 5 ha schrijven Stolbovoy et al. (2005, 2007) een **C-elementair-bepaling** voor op 3 mengmonsters. De plaats van de te bemonsteren vlakken in het perceel wordt bepaald door het perceel op een door Stolbovoy et al. (2005, 2007) gedefinieerd rooster van 100 vlakken te leggen (Fig. 3). De afmetingen van het rooster worden bepaald door de oppervlakte van het perceel. Elk mengmonster bestaat uit 25 steken genomen in een rooster van 5 x 5 steken (Fig. 4) en moet minstens 500 g wegen. Schijnbare dichtheid wordt in het middelpunt van het rooster bepaald met een ongestoord ringmonster van ten minste 100 cm<sup>3</sup>.

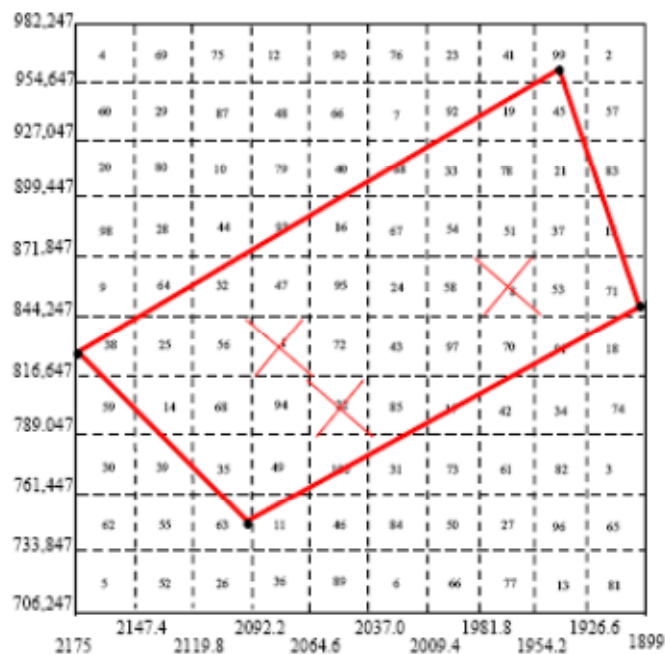


Fig. 3 Bepaling van de locatie van de mengmonsters volgens Stolbovoy et al. (2007). De langste afstand van het perceel op de coördinaatassen van het nationale projectiesysteem (maxis) bepaalt de afmetingen van het rooster. De zijde van één cel is maxis/10. De mengmonsters worden genomen in de drie cellen met het laagste nummer die binnen het perceel vallen. De nummering van de cellen werd at random bepaald, met een extra voorwaarde dat naburige cellen geen 'naburig' cijfer krijgen.



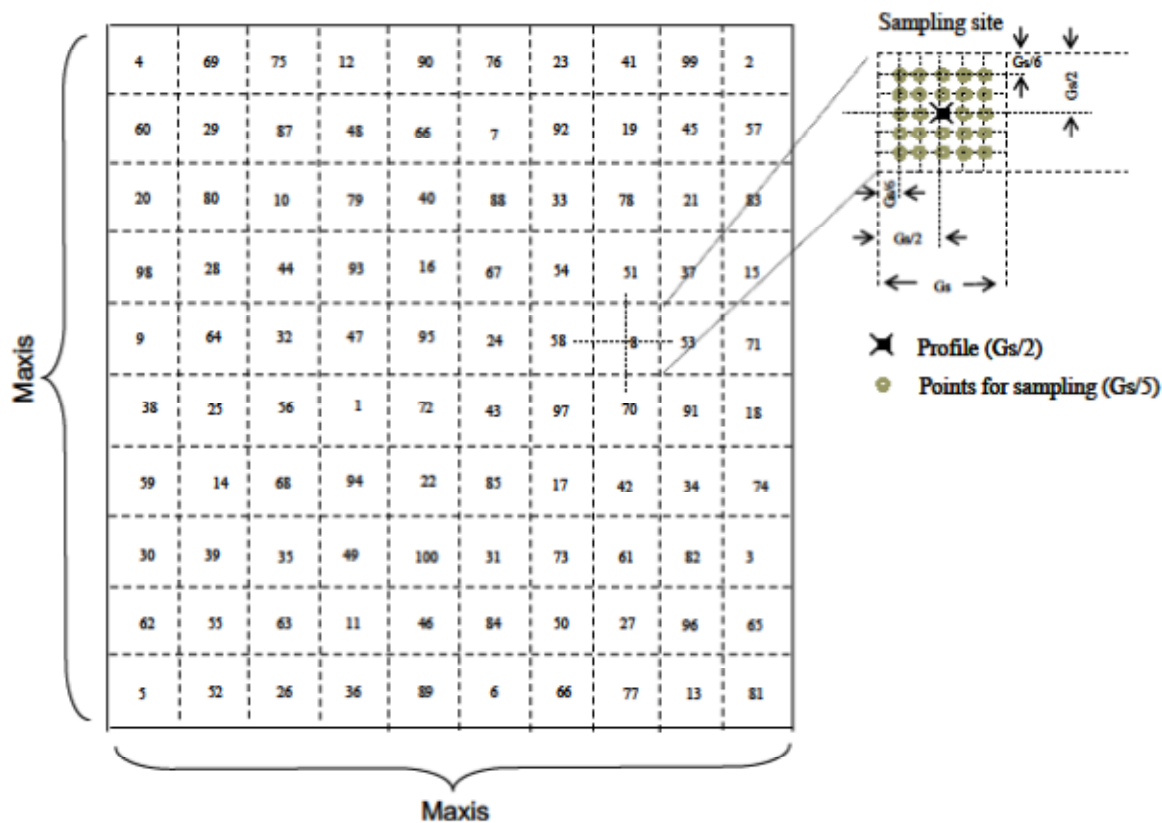


Fig. 4 Patroon voor het nemen van een mengmonster in één vlak volgens Stolbovoy et al. (2007).

Voor **akkerland** moet er bemonsterd worden in het midden van de bouwvoor (bv. op 10-20 cm indien de bouwvoor 30 cm diep is). De **bemonsteringsdiepte** is dus **afhankelijk van de diepte van de bouwvoor**. **Grasland** moet bemonsterd worden **tot op 30 cm** in intervallen van 10 cm, zowel voor de BOC-bepaling als de bepaling van de schijnbare dichtheid. De stalen van de drie dieptes mogen echter wel samengevoegd worden tot één bulkmonster om de analysekosten te beperken. Tot slot benadrukken Stolbovoy et al. (2005, 2007) dat de geografische coördinaten van de staalnamelocaties nauwkeurig moeten bepaald worden om herbemonstering op dezelfde plaats toe te laten.

### 2.3.2 Andere initiatieven

#### ENVASSO

Kibblewhite et al. (2005) stellen een netwerk van monitoringsites voor dat geheel Europa overspant, met een dichtheid van één site per 300 km<sup>2</sup>. Indien zou worden gewerkt met een roosterverdeling dan stemt dit overeen met een onderlinge afstand van 17,3 km tussen de meetsites. Zij gaven aan dat herbemonstering op lange termijn dient gezien te worden, met een zinvol meetinterval van minimum 10 jaar. In ENVASSO werd voorgesteld om OC% te bepalen met elementairanalyse

## LUCAS

Binnen de *Land Use/Cover Area frame Statistical Survey* (LUCAS) wordt in opdracht van de EU een geharmoniseerde meetcampagne georganiseerd om landgebruik (en -bedekking) in kaart te brengen. Herhaalde observatie van landgebruik en bodembedekking op 250.000 punten verspreid over Europa zal toelaten om wijzigingen in landgebruik te karteren. Tijdens de campagne van 2009 werden eveneens bodemstalen genomen worden op 22.000 LUCAS-punten, waarvan 169 in België. De labo-analyse van basisbodemparemeters, zoals textuur, organisch materiaal, pH en gehalten aan zware metalen is momenteel gaande.

De doelstellingen van deze meetcampagne zijn: bodembedreigingen in kaart brengen, de invloed van pesticiden nagaan, het effect van landbouwpraktijken evalueren, oogsten voorspellen, potentiële koolstofopslag inschatten, en het risico op overstromingen en landverschuivingen bepalen. Het LUCAS-basisgrid is 2 km x 2 km, de keuze van de bemonsteringspunten op dit grid werd gemaakt op basis van landgebruik en topografie. Een mengmonster van vijf stalen binnen een cirkel met een diameter van 4 m werd met de spade genomen tot op een vaste diepte. Bodemdichtheid of diepte van de bouwvoor werden niet opgemeten.

## Geochemical Baseline Mapping Program

Van 1997 tot 2001 liep het *Geochemical Baseline Mapping Program* (FOREGS), de Europese bijdrage aan de *Global Geochemical Baselines* (Schrumf et al., 2008). Op basis van de metingen werden Europese BOC-kaarten gemaakt voor de toplaag (0-25 cm) en de C-horizon (Salminen, 2005). De resolutie van deze studie was echter zeer laag, één bemonsteringslocatie per 5000 km<sup>2</sup>. Bovendien werd de schijnbare dichtheid niet opgemeten, zodat enkel informatie over concentratiegegevens beschikbaar zijn en geen BOC-voorraaddata.

## European Soil Database

De *European Soil Database* bestaat uit vier databestanden, waarvan er drie van belang zijn voor BOC-monitoring:

De *Soil Geographical Database of Europe* (SGDBE) op schaal 1:1.000.000 (1:250.000 wordt gepland) bevat een lijst van *soil typological units* die informatie geven over bodemclassificatie (FAO/WRB) en een aantal andere parameters die van belang zijn voor landevaluatie. Parameters die nodig zijn om BOC-voorraden te berekenen (BOC-concentratie, schijnbare dichtheid, % stenen) ontbreken in de database (Schrumf et al., 2008).

De *Pedotransfer Rules Database* (PTRDB, Van Ranst et al., 1995) werd opgesteld om de bruikbaarheid van de SGDBE te verhogen. Deze pedotransferfuncties kunnen (onder meer) gebruikt worden om BOC-concentratie, schijnbare dichtheid en % stenen te voorspellen uit de gegevens van de SGDBE (Schrumf et al., 2008). Jones et al. (2005) combineerden de *Soil Geographical Database* en aangepaste pedotransferfuncties van de PTRDB om een Europese kaart met BOC-concentraties (geen stocks) in de bovenste 30 cm te maken. Naast de SGDBE,

maakten ze ook gebruik van de Europese landbedekkingsgegevens en temperatuurdata. De kaart geeft een goed overzicht van de verdeling van BOC-concentraties over Europa, maar is niet geschikt voor de detectie van veranderingen in BOC omwille van de brede gehanteerde BOC-classes (0-0.01%, 0.01-1%, 1-2%, 2-6%, 6-12%,...) (Schrumpf et al., 2008).

De *Soil Profile Analytical Database of Europe* bevat twee categorieën informatie over fysische en chemische bodemeigenschappen (Schrumpf et al., 2008). De eerste categorie bestaat uit opgemeten, gegeo-refereerde profielinformatie, waaronder BOC-concentratie, schijnbare dichtheid en % stenen. Analysemethoden zijn niet geharmoniseerd, maar moeten wel opgegeven worden. De tweede categorie bestaat uit gemeten of geschatte typische bodemeigenschappen voor elke belangrijke *soil typological unit*. Voor de studie van BOC in Europa is de database echter nog niet uitgebreid genoeg (Rusco et al., 2001).

Van Wesemael et al. (2011) bekeken BOC monitoring in tien landen. Voornaamste bevindingen van deze studie waren: De meeste regionale studies slagen er niet in om binnen een periode van 5 à 10 jaar BOC veranderingen te detecteren; Het nemen van gepaarde stalen wordt aanbevolen en in het veld zou een 'marker' kunnen worden aangebracht om de exacte (her)bemonsteringslocatie terug te vinden; bodemstalen dienen op verschillende diepte intervallen te worden genomen tot op tenminste 30cm; bodemdichtheid en stenengehalte worden zelden gemeten, maar moeten bepaald worden om een juiste omrekening van OC concentratie metingen naar BOC voorraden te maken.

## 2.4 Conclusie

Uit de literatuurstudie en een rondvraag bij experts in verschillende Europese landen blijkt dat Frankrijk het verst staat met de implementatie van een nationaal bodemonitoringnetwerk. Hoewel ook OC% gemeten zal worden, is dit netwerk niet specifiek bedoeld voor de bepaling van BOC-voorraadveranderingen in landbouwbodems. Nederland en het Verenigd Koninkrijk hebben wel plannen voor een netwerk dat echt gericht is op BOC-metingen. Beide landen raden een regelmatig monitoringgrid, zoals gebruikt in Frankrijk, echter sterk af. Wanneer een volledig nieuw systeem ontwikkeld zou worden, hebben beide landen een voorkeur voor **gestratificeerde random bemonstering met vaste locaties**. Duitsland heeft ook een netwerk van permanente monitoringsites, maar omdat de selectie (en evaluatie) van de sites in handen is van de deelstaten, bestaat er geen uniforme, nationale bemonsteringsstrategie. Gemiddeld gezien ligt de dichtheid aan monitoringsites in Duitsland wel in dezelfde grootteorde als in Frankrijk.

Alle nieuwe initiatieven stappen over van Walkley & Black naar *dry combustion* voor de bepaling van OC% en vragen om schijnbare dichtheid te meten i.p.v. te schatten met pedotransferfuncties. Algemeen wordt aangenomen dat een herbemonsteringsinterval van 10 jaar het meest aangewezen is. De bemonsteringsdiepte verschilt van land tot land. In het Verenigd Koninkrijk wordt enkel de bovenste 15 cm bemonsterd, terwijl in Frankrijk gemeten wordt tot 50 cm diepte. Diepte-extrapolatie voor de voorspelling van dieper gelegen BOC wordt in geen enkel monitoringprogramma toegepast.

Het Joint Research Centre heeft een gedetailleerd protocol opgesteld voor de bemonstering van percelen voor BOC-metingen. Nederland heeft reeds het voornemen geuit om de nationale BOC-monitoring aan te passen aan dit protocol.

### 3 Werkpakket 2 – methodologische aspecten bij monitoring van koolstofvoorraden

Een hoofdluk van onderzoeksopdracht BOD/STUD/2010/05 betreft de bespreking van knelpunten verbonden aan de bepaling van BOC-voorraden en inschatting van de beperkingen die ze meebrengen (WP2). Hieronder volgt een bespreking van methodische knelpunten bij monsternamen, analyse en opvolging in de tijd van BOC-voorraden.

#### 3.1 Bodemdichtheid

##### 3.1.1 Bodemdichtheid en pedotransferfuncties

De onzekerheid op de bepaling van de schijnbare bodemdichtheid beïnvloedt rechtstreeks de onzekerheid op de berekende BOC-voorraad. Indien voor een monitoringsysteem gekozen wordt waarbij schijnbare dichtheid niet gemeten wordt, maar geschat a.d.h.v. pedotransferfuncties is het van belang de extra onzekerheid die hiermee gepaard gaat correct in te schatten. Wij deden dit voor drie pedotransferfuncties: Van Hove (1969), Manrique en Jones (1991), en Rawls (1983) aangepast door Boon (1984). Deze functies schatten de schijnbare dichtheid a.d.h.v. textuur en/of BOC-concentratie. Een recente dataset van 159 bodemstalen uit akkerland (verschillende Vlaamse studies) en 69 stalen uit grasland (data ILVO en eigen studies), waarvan textuur, BOC-concentratie en schijnbare dichtheid gekend zijn werd samengesteld. A.d.h.v. deze dataset werden de pedotransferfuncties geëvalueerd door vergelijking van de geschatte schijnbare dichtheid met de werkelijk gemeten waarden.

##### **Van Hove (1969)**

Van Hove (1969) kende aan elk van de zeven Belgische textuurklassen een vaste waarde toe voor schijnbare dichtheid. Deze waarden werden vergeleken met de medianen voor elke textuurklasse uit de opgestelde dataset (Tabel 2). De overeenkomst tussen beide is zwak. Voor grasland geeft Van Hove (1969) enkel een goede schatting voor textuurklassen Z en S (zand), voor akkerland enkel voor klasse A (leem). Het kwadratisch gemiddelde van de schattingsfout (over alle textuurklassen heen) bedraagt dan ook  $0.22 \text{ g cm}^{-3}$  voor grasland en  $0.15 \text{ g cm}^{-3}$  voor akkerland, wat respectievelijk een fout is van 17% en 10%. Er is echter geen bias of systematische overschatting/onderschatting, aangezien het rekenkundig gemiddelde van de schattingsfout respectievelijk  $0.06 \text{ g cm}^{-3}$  (4.85%) en  $-0.05 \text{ g cm}^{-3}$  (-3.18%) bedraagt voor grasland en akkerland.

**Tabel 2 vergelijking schijnbare dichtheid (g cm<sup>-3</sup>) in Van Hove (1969) en recente dataset**

Textuurklasse	Van Hove (1969)	Mediaan grasland (n=69)		Mediaan akkerland (n=159)	
Z	1.37		1.39		1.32
S	1.42		1.43		1.51
P	1.47		1.40		1.54
L	1.44		1.35		1.49
A	1.43		1.18		1.45
E	1.34		1.28		1.46
U	1.20		1.34		1.44

Van Hove (1969) biedt dus geen adequate schatting, maar misschien kunnen de waarden van Van Hove (1969) aangepast worden aan de nieuwe veldomstandigheden? Uit onze dataset blijkt dat omwille van de grote variabiliteit in schijnbare dichtheid vaste waarden per textuurklasse weinig zinvol zijn. Tabel 3 toont voor elke textuurklasse het verschil in schijnbare dichtheid tussen het 75<sup>ste</sup> en 25<sup>ste</sup> percentiel. In grasland bedraagt dit verschil minstens 0.12 g cm<sup>-3</sup>. Vooral in de zwaardere textuurklassen (leem, klei, zware klei) blijkt de variabiliteit erg groot te zijn. In akkerland is de variabiliteit over het algemeen beperkter, maar nog steeds belangrijk. Ook hier springt de enorme variabiliteit van textuurklasse U in het oog. Deze variabiliteit kan echter ook te wijten zijn aan het beperkte aantal datapunten voor deze klasse (6 voor akkerland en 5 voor grasland). Belangrijk is om op te merken dat het 75<sup>ste</sup> en 25<sup>ste</sup> percentiel slechts de helft van de data omvatten. Dit betekent dat de andere helft nog verder afwijkt van de mediaan.

**Tabel 3 verschil in schijnbare dichtheid tussen 75<sup>ste</sup> en 25<sup>ste</sup> percentiel**

Textuurklasse	Grasland		Akkerland	
	Vershil in g cm <sup>-3</sup>	% t.o.v. mediaan	Vershil in g cm <sup>-3</sup>	% t.o.v. mediaan
Z	0.12	8%	0.11	8%
S	0.18	12%	0.17	11%
P	0.18	13%	0.09	6%
L	0.16	12%	0.14	9%
A	0.35	29%	0.18	12%
E	0.21	17%	0.08	6%
U	0.45	33%	0.36	25%

### Manrique en Jones (1991)

Textuurklassen blijken onvoldoende geschikt om schijnbare dichtheid te schatten. De pedotransferfunctie van Manrique en Jones (1991), die schijnbare dichtheid schat a.d.h.v. de BOC-concentratie (formule 1), blijkt echter niet beter te zijn.

$$\rho_B = 1,66 - 0,318 * \sqrt{\%OC} \quad (1)$$

met  $\rho_B$ : schijnbare dichtheid (g cm<sup>-3</sup>)

Het kwadratisch gemiddelde van de schattingsfout (over alle textuurklassen heen) bedraagt zowel voor grasland als voor akkerland  $0.19 \text{ g cm}^{-3}$ , wat respectievelijk een fout is van 15% en 13%. Bovendien zit er voor akkerland een bias op de schatting. Het rekenkundig gemiddelde van de schattingsfout is  $-0.15 \text{ g cm}^{-3}$  of -11%, wat betekent dat de functie systematisch lagere waarden uitkomt dan de werkelijke waarden.

### Rawls (1983) aangepast door Boon (1984)

De laatste pedotransferfunctie die beoordeeld werd, vertrekt van vaste waarden per textuurklasse en voert vervolgens een correctie uit voor de BOC-concentratie (formule 2).

$$\rho_B = \frac{100}{\frac{2 * \%OC}{0.224} + \frac{100 - 2 * \%OC}{T}} \quad (2)$$

met  $\rho_B$ : schijnbare dichtheid ( $\text{g cm}^{-3}$ )

$T$ : vertrekwaarde per textuurklasse (Z: 1.55; S: 1.55; P: 1.41; L: 1.30; A: 1.41; E: 1.41; U:1.35)

Hoewel deze pedotransferfunctie zowel met textuur als BOC-concentratie rekening houdt, scoort ze het slechtst van de drie geteste functies. Voor grasland is het kwadratisch gemiddelde van de schattingsfout  $0.22 \text{ g cm}^{-3}$  of 16% en voor akkerland  $0.25 \text{ g cm}^{-3}$  of 17%.

Bovendien onderschat deze functie zowel voor grasland als voor akkerland systematisch de werkelijke schijnbare dichtheid. Het rekenkundig gemiddelde van de schattingsfout bedraagt respectievelijk  $-11 \text{ g cm}^{-3}$  (-8%) en  $-0.21 \text{ g cm}^{-3}$  (-14%). Ook Van De Vreken (2009) vond dat Rawls (1983; Boon, 1984) systematisch lagere waarden uitkomt dan de gemeten schijnbare dichtheden.

### Discussie en conclusie

Geen van de drie geteste pedotransferfuncties leverde aanvaardbare schattingen op voor schijnbare dichtheid. Indien de BOC-voorraad berekend wordt met geschatte schijnbare dichtheid kan hiermee dus een aanzienlijke fout geïntroduceerd worden. Deze geschatte dichtheid zal voor akkerland en grasland in 50% van de percelen respectievelijk meer dan  $\pm 10\%$  en 17% afwijken van de werkelijke dichtheid. Er wordt daarom sterk aanbevolen schijnbare dichtheid steeds op te meten en geen gebruik te maken van schattingen. Ook Schrumpf et al. (2011) wezen er recent op dat het gebruik van pedotransferfuncties leidt tot verkeerde of biased BOC-voorraadschattingen. In de studie van Schrumpf et al. (2011) was de gemiddelde schattingsfout regelmatig groter dan het minimaal detecteerbaar verschil voor BOC-voorraadveranderingen. Meting van schijnbare dichtheid verhoogt de mogelijkheid om significante verschillen te detecteren in vergelijking met het gebruik van pedotransferfuncties. In vele vroegere studies werd met de extra onzekerheid van de pedotransferfuncties echter geen rekening gehouden en door de totale variantie zo te onderschatten vonden zij mogelijk significante verschillen die er niet waren (Schrumpf et al., 2011).

### 3.1.2 *Veranderingen in bodemdichtheid op korte en middellange termijn*

Veranderingen in schijnbare dichtheid kunnen rechtstreeks veroorzaakt worden door de landbouwpraktijk (ploegen, zware landbouwmachines) of het gevolg zijn van natuurlijke processen, zoals zwel en krimp door veranderingen in vochtgehalte. Ook het BOC-gehalte, op zijn beurt beïnvloed door de landbouwpraktijk, heeft een effect op de schijnbare dichtheid.

Het gebruik van tractoren en andere zware machines is een belangrijke oorzaak van bodemverdichting in de landbouw. Zulke machinegeïnduceerde verdichting manifesteert zich tussen de 10 en 60 cm diepte met de meest duidelijke effecten in de toplaag (rond 10 cm). Deze oppervlakkige verdichting is in akkerland meestal slechts tijdelijk, aangezien ze bij ploegen makkelijk wordt teniet gedaan (Van De Vreken et al., 2009). Een normaal gebruik van de ploeg leidt tot een losse laag aan het oppervlak, maar echter ook tot een dichte ondergrond met samengedrukte bodemaggregaten. Het compacterend effect van een ploeg is vooral nadelig wanneer door jaar na jaar op dezelfde diepte te ploegen een ploegzool gevormd wordt (Van De Vreken et al., 2009). Blijvende bodemverdichting is in akkerland dus vooral te verwachten vanaf de ploegzool en dieper en is niet relevant in de bouwvoor. Een middellange termijn verandering in bodemdichtheid van de bouwvoor in akkerland resulteert enkel uit grote veranderingen in OC gehalte (zie onder) of door gereduceerde (minimale of zero) bodembewerking. Bodemverdichting wordt daarbij voorkomen doordat het aantal passages wordt verminderd en de toename van het BOC-gehalte maakt de bodem losser (althans nabij het bodemoppervlak; dieper in het bodemprofiel dicht bij de vroegere ploegzool is er minder BOC dan bij gangbare bodembewerking). Niettemin zal bodemverdichting ook bij gereduceerde bodembewerking niet te vermijden zijn en omdat er niet geploegd wordt, wordt de verdichting ook niet losgewerkt.

Machines zijn niet de enige oorzaak van bodemverdichting: Ook de betreding door vee kan de bodem compacteren. De toename in de veestapel en de gelijktijdige afname van het graslandareaal, hebben bovendien geleid tot een toename van de veebezettingdichtheid (Van De Vreken et al., 2009). De bodemverdichting als gevolg van het getrappel van het vee is te verwachten in de bovenste 5 tot 20 cm, waarbij de grootste effecten zich voordoen in de toplaag (Hamza en Anderson, 2005; Eckelmann et al., 2006). In grasland moet dus rekening gehouden met compactie door machines én door vee en omdat er -net als bij gereduceerde bodembewerking in akkerland- niet geploegd wordt, is deze verdichting permanent.

Het is onduidelijk hoeveel bodemverdichting in de toekomst in Vlaanderen verwacht kan worden. Van De Vreken et al. (2009) geven aan dat in de risicogebieden aanzienlijke aantallen percelen reeds verdicht zijn onder de bouwvoor, waardoor het risico op verdere verdichting is afgenomen. Zwaardere texturen zijn gevoeliger voor verdichting dan zandgronden en daardoor blijken de zwaardere gronden nu juist meer verdicht te zijn dan de lichtere. Hierdoor zal verdere verdichting hogere belastingen vereisen in de leem- en kleigronden dan in de zandgronden.

Door organisch materiaal (stalmest, groenbemester, oogstresten) toe te dienen of door gereduceerde bodembewerking toe te passen kan de landbouwer het gehalte aan organische stof in de bodem doen toenemen. Een verhoogd BOC-gehalte doet op zijn beurt de schijnbare dichtheid dalen. We gebruikten de pedotransferfunctie van Rawls (1983; Boon, 1984) om de grootteorde van deze daling in te schatten. Ook al onderschat deze pedotransferfunctie de

werkelijke schijnbare dichtheid, ze is waarschijnlijk wel nog geschikt om relatieve veranderingen te berekenen. Een welbewuste strategie zou op 30 jaar tijd het BOC-gehalte in de bovenste bodemlaag kunnen doen toenemen van 1% tot 1,5%. Volgens Rawls (1983; Boon, 1984) zou hierdoor de schijnbare dichtheid dalen met 4.2% (zandleembodem, L) tot 5.03% (zandbodem, Z of S). In akkerland is echter niet altijd een negatieve relatie tussen BOC-gehalte en schijnbare dichtheid te vinden, omdat de bodem jaarlijks verstoord wordt bij het ploegen. In de studie van Schruppf et al. (2011) werd voor grasland een negatief exponentieel verband tussen BOC-gehalte en schijnbare dichtheid gevonden, maar ontbrak voor akkerland iedere relatie. Veranderingen in schijnbare dichtheid als gevolg van veranderingen in BOC-gehalte zijn dus vooral in grasland te verwachten en zullen beperkt zijn tot 4% tot 5% op 30 jaar tijd.

Veranderingen in het vochtgehalte kunnen op korte termijn de schijnbare dichtheid wijzigen. Dit is vooral het geval voor de zwaardere texturen. Zandige bodems zijn hier minder gevoelig voor. Hopkins et al. (2009) lieten een kleibodem uitdrogen van veldcapaciteit (0.0033 MPa) tot verwelkingpunt (1.5 MPa) en vonden dat het bodemvolume daardoor met 6% tot 31% kan krimpen. Deze data geven een indicatie van de mogelijk variatie in schijnbare dichtheid in een kleibodem tussen het eind van de winter, wanneer de bodem het natst is, en het eind van de zomer, wanneer de bodem het droogst is. Hopkins et al. (2009) meldden bovendien dat de veranderingen in BOC-voorraad onder grasland de laatste 10-25 jaar, uitgedrukt in percent, van dezelfde grootteorde zijn als deze jaarlijkse schommeling in schijnbare dichtheid en suggereren hiermee dat de gemeten BOC-voorraad veranderingen niet zeker zijn.

## Conclusie

Zowel op korte termijn (ploegen, verandering vochtgehalte) als op middellange termijn (BOC-veranderingen, bodemverdichting) kan de schijnbare dichtheid van de bodem wijzigen. Voornamelijk in grasland of bij de invoering van gereduceerde bodembewerking in akkerland kan de relatieve middellange termijn verandering in bodemdichtheid van de bovenste laag groter zijn dan potentiële relatieve veranderingen in BOC. Om hiermee rekening te houden, moet in het ideale geval steeds de BOC-voorraad van eenzelfde massa bodem vergeleken worden en niet van eenzelfde volume. Indien dit praktisch niet haalbaar is, kunnen jaarlijkse schommelingen opgevangen worden door bodemstalen steeds in dezelfde periode van het jaar te nemen, bv. in de winter (januari, februari) wanneer het landbouwleven stil ligt.

## 3.2 Variabiliteit van de BOC-concentratie

Op regionaal niveau wordt de onzekerheid op BOC-concentratie bepaald door drie variantietermen (formule 3), waarvan verondersteld kan worden dat ze onafhankelijk zijn.

$$s^2 = s_a^2 + s_s^2 + s_r^2 \quad (3)$$

met  $s^2$ : totale variantie op BOC-concentratie

$s_a^2$ : variantie op de meting



$s_s^2$  : variantie in BOC op veldschaal

$s_r^2$  : variantie in BOC op regionaal of landschapsniveau

De totale variabiliteit van de veldmeting wordt dan bepaald door  $s_a^2 + s_s^2$ . Beide termen kunnen meestal niet afzonderlijk geschat worden, aangezien voor de bepaling van de variantie op de meting bodemmonsters herhaaldelijk gemeten moeten worden. Dit wordt echter zelden gedaan, maar Saby et al. (2008) rapporteren een variatiecoëfficiënt van 2.6% voor de analytische fout. Goidts et al. (2009) komen uit op een gemiddelde variatiecoëfficiënt van 6.8% voor de analytische fout op bodemstalen uit Wallonië. Vanhoof et al. (2011) bepaalden de meetspreiding van OC analyse in functie van analyse methode (Walkey & Black vs. TOC-analyse), staalgrootte (0.1, 0.25 en 0.5 g) en monstervoorbehandeling (malen vs. kogelmolen). Ze beloven dat de bijdrage van monsternamen aan de totale meetspreiding beperkt is in vergelijking met de bijdrage van de monstervoorbehandeling en de analyse voor 4 geteste velden. Tabellen 4 en 5 geven een overzicht van de totale variabiliteit op veldniveau ( $s_a^2 + s_s^2$ ) die in Vlaanderen/België in de bovenste bodemlaag verwacht kan worden. Omwille van de beperkte beschikbaarheid van data uit België, werden deze gegevens verder aangevuld met data uit buurlanden.

**Tabel 4 variatiecoëfficiënten (%CV) voor BOC-concentratie in akkerland**

Referentie	Land	Textuur/Bodemtype	Bodemdiepte (cm)	%CV	Opmerkingen
Sleutel et al. (2008)	België	P (licht zandleem)	0-30	9,38	
D'Haene (2008)	België	L (zandleem)	0-5	8,69	gemiddelde van 3 velden
D'Haene (2008)	België	L (zandleem)	5-10	5,80	gemiddelde van 3 velden
Leroy (2008) - Moeskops (2010)	België	L (zandleem)	0-20	4,17-2,78	10/2007 en 10/2009; uitsluitend kunstmest
Leroy (2008) - Moeskops (2010)	België	L (zandleem)	0-20	6,03-9,87	10/2007 en 10/2009; kunstmest + stalmest
Patzold et al. (2008)	Duitsland	zandleem-leem	0-30	13,2	gemiddelde van 33 velden
D'Haene (2008)	België	A (leem)	0-5	3,97	gemiddelde van 5 velden
D'Haene (2008)	België	A (leem)	5-10	3,33	gemiddelde van 5 velden
Oorts (2006)	Frankrijk	A (leem)	0-20	7,95	
Patzold et al. (2008)	Duitsland	loess	0-30	8,4	gemiddelde van 6 velden
Schrumpf et al. (2011)	Duitsland	Phaeozem	0-30	5	
Schrumpf et al. (2011)	Frankrijk	Cambisol	0-30	10	

**Tabel 5 variatiecoëfficiënten (%CV) voor BOC-concentratie in grasland**

Referentie	Land	Textuur/Bodemtype	Bodemdiepte (cm)	%CV
Eigen data (Orbit)	België	S	0-10	17,4
Schrumpf et al. (2011)	Frankrijk	Andosol	0-30	8
Schrumpf et al. (2011)	V.K.	Cambisol	0-30	11

Uit de variatiecoëfficiënten blijkt geen duidelijke trend. Textuur of bodemtype lijken geen belangrijke invloed te hebben op de variabiliteit. Wel blijkt over het algemeen de variabiliteit onder akkerland lager te zijn dan onder grasland. Dit kan verklaard worden doordat in akkerland de bouwvoor jaarlijks gehomogeniseerd wordt bij het ploegen. Uit de verschillende datasets (Tabel 6) blijkt verder duidelijk dat de variabiliteit vanaf 20-30 cm diepte toeneemt, zowel in akkerland als in grasland. Deze stijging kan het gevolg zijn van een hogere ruimtelijke variabiliteit, bv. door verschillen in de ondergrens van de B-horizon, of te wijten zijn aan grotere relatieve meetfouten doordat de BOC-concentraties kleiner zijn (Schrumpf et al., 2011).

**Tabel 6 Toename variatiecoëfficiënten (%CV) voor BOC-concentratie met diepte**

Referentie	Landgebruik	Textuur/Bodemtype	Toplaag		Onderlaag	
			diepte (cm)	%CV	diepte (cm)	%CV
D'Haene (2008)	Akker	L (zandleem)	0-5	8,69	20-30	17,26
D'Haene (2008)	Akker	A (leem)	0-5	3,97	20-30	15,81
Oorts (2006)	Akker	A (leem)	0-20	7,95	20-28	16,61
Schrumpf et al. (2011)	Akker	Phaeozem	0-30	5	30-40	19
Schrumpf et al. (2011)	Akker	Cambisol	0-30	10	30-40	34
Eigen data	grasland	S	0-10	17,4	30-60	44,63
Schrumpf et al. (2011)	grasland	Andosol	0-30	8	30-40	24
Schrumpf et al. (2011)	grasland	Cambisol	0-30	11	30-40	32

In conclusie kan gesteld worden dat de variabiliteit op perceelsniveau verschillende maal groter is dan de analytische fout. Een correcte staalname strategie op veldniveau is dus cruciaal om een acceptabele balans te vinden tussen werkbelasting of kostprijs, de vereiste nauwkeurigheid en eventueel representativiteit .

Hierbij kunnen twee mogelijke strategieën onderscheiden worden: 1 perceelsbemonstering of 2 puntbemonstering. Het JRC, het LUCAS systeem en het Engelse voorstel volgen de tweede strategie. Ook bij herbemonsteringscampagnes in West-Vlaanderen (Van Meirvenne et al. (1996); Sleutel et al. (2006) en in Wallonië (Goidts et al., 2009) werd steeds een kleiner oppervlak bemonsterd. De reproduceerbaarheid van BOC opmeting van een kleiner (homogener) oppervlak, namelijk een radius van 4-5m rond een bepaald geo-gerefereerd punt of een subplot, is wellicht groter dan bij een perceelsbemonstering. Goidts et al. (2009) vonden evenwel geen

verschil in de onzekerheid bij bemonstering op microsite en op perceelsniveau. Indien een toekomstig monitoringsysteem de ambitie heeft om relaties tussen BOC voorraadveranderingen en beheer te bestuderen dan garandeert bemonstering van het gehele perceel evenwel de overeenkomst tussen beheersgegevens en de bemonsteringslocatie. Bv. bemesting en opbrengst cijfers worden berekend per perceel.

### 3.3 Veranderingen in BOC-voorraad in diepere bodemlagen

#### 3.3.1 BOC-voorraad in diepere bodemlagen

Ondanks hun lage OC-gehalte bevatten de diepere bodemlagen volgens Rumpel en Kögel-Knabner (2011) meer dan de helft van de totale BOC-voorraad. Onze eigen simulaties komen tot gelijkaardige conclusies. Sleutel (2005) gebruikte de profielen van de Belgische bodemkartering om een diepteverdelingsfunctie voor BOC op te stellen (formule 4). Voor akkerland werden de parameters  $C_b$  en  $K$  apart geschat per textuurklasse (Sleutel et al., 2003a), voor grasland per landbouwstreek (Mestdagh et al., 2009). Gemiddelde  $C_0$ -waarden werden berekend met data uit 1999 (Sleutel et al., 2005; Mestdagh et al., 2009). Door de functie van Sleutel (2005) te integreren over bodemdiepte, kan het aandeel BOC in een bepaalde bodemlaag tot het volledige profiel geschat worden. Zoals blijkt uit Fig.5 en 6 bevat de bovenste 30 cm, zowel in akkerland als in grasland, om en bij de 50% van de totale BOC-voorraad, de andere helft bevindt zich dieper in het profiel. De invloed van textuur of landbouwstreek is zeer beperkt.

$$C(z) = C_b + (C_0 - C_b)e^{-Kz} \quad (4)$$

met  $C(z)$ : BOC-gehalte op diepte  $z$  (%)

$C_b$ : BOC-gehalte onderaan het bodemprofiel (%)

$C_0$ : BOC-gehalte in de toplaag (%)

$K$ : parameter die de vorm van het profiel bepaalt ( $\text{cm}^{-1}$ )

$z$ : bodemdiepte (cm)

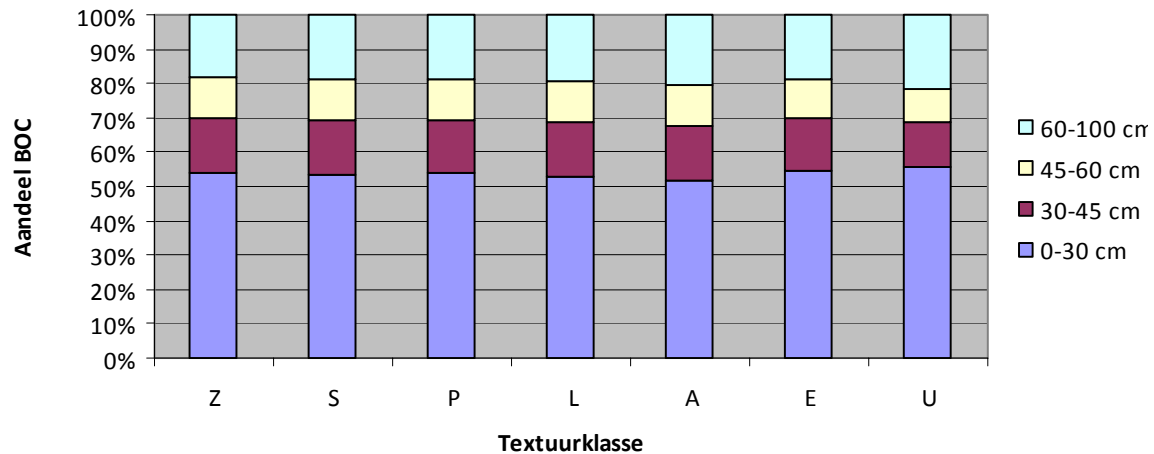


Fig. 5 Aandeel van BOC in verschillende bodemlagen tot de volledige BOC-voorraad in akkerland (geschat a.d.h.v. formule 4)

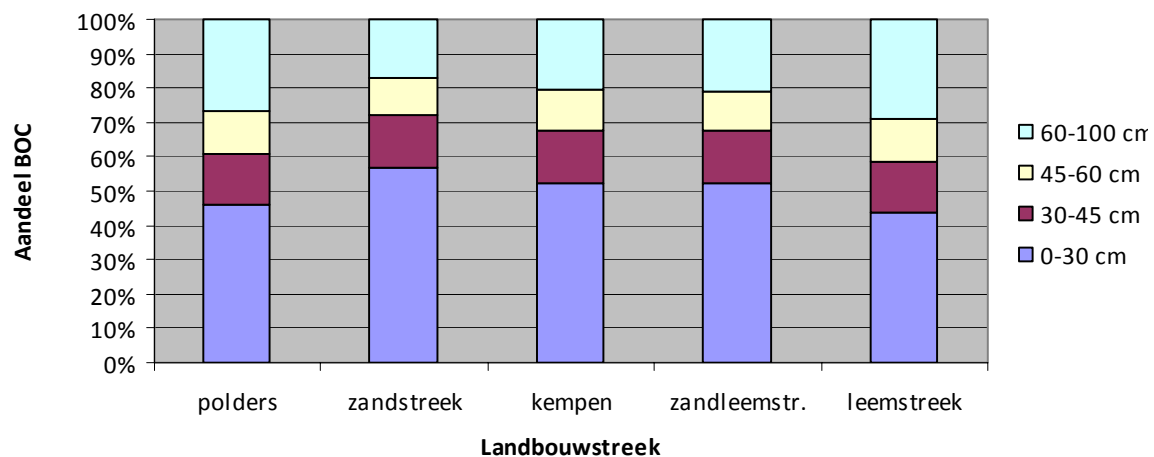


Fig. 6 Aandeel van BOC in verschillende bodemlagen tot de volledige BOC-voorraad in grasland (geschat a.d.h.v. formule 4)

### 3.3.2 Middellange termijn wijzigingen in dieper gelegen BOC

Ondanks de aanzienlijke BOC-voorraad in de diepere bodemlagen, werd, tot voor kort, de C-dynamiek in deze lagen nauwelijks bestudeerd. Recent onderzoek toont echter aan dat ondanks de lange verblijfstijd (tot meerdere duizenden jaren), OC in de diepe bodem chemisch labiel is. Toediening van labiele OC aan de bodem stimuleert de afbraak van de diepe BOC-voorraad (Rumpel en Kögel-Knabner, 2011), bv. bij irrigatie met gezuiverd afvalwater (Marschner en Jüschke, 2009). Ook fysieke versterking van de onderbodem (Rumpel en Kögel-Knabner, 2011), nutriëntenverrijking (Rumpel en Kögel-Knabner, 2011) en droog/nat cycli (Schimel et al., 2011) kunnen de afbraak van dieperliggend BOC bevorderen. De lange verblijfstijd van BOC in de diepe bodem is dus voornamelijk te wijten aan de fysieke scheiding van de micro-organismen in de toplaag, en niet aan recalcitrantie of binding aan mineralen (Schimel et al., 2011). We gaan nu in de literatuur na of er reeds belangrijke wijzigingen gevonden werden in diepe BOC-voorraad.

In 2006 herbemonsterden Meersmans et al. (2009) in Vlaanderen 127 profielen uit *Aardewerk* (Van Orshoven et al., 1988), het digitale bestand van de Belgische nationale bodemkartering (1947-1974). Profielen werden tot 1 m diepte in intervallen van 10 cm bemonsterd. Meersmans et al. (2009) gebruikten, net als *Aardewerk*, Walkley & Black voor de bepaling van de BOC-concentratie. Eveneens zoals in *Aardewerk* werd de pedotransferfunctie van Manrique en Jones (1991) gebruikt om schijnbare dichtheid uit BOC-concentratie te schatten. Vervolgens werd de BOC-massadichtheid ( $\text{kg C m}^{-3}$ ) berekend. De originele profielen (2276) en de herbemonsterde (127) werden dan gebruikt voor het schatten van een BOC-diepteverdeling voor 12 verschillende bodemklassen (10 voor grasland en 2 voor akkerland). Deze klassen werden door Meersmans et al. (2009) gedefinieerd op basis van de Belgische bodemclassificatie en beschouwen twee textuurklassen (A en Z) en vijf drainageklasse (van a-b tot f-g). Tot slot werd de BOC-voorraad ( $\text{kg C m}^{-2}$ ) bekomen door integratie van de geschatte BOC-diepteverdelingen.

Meersmans et al. (2009) vonden voor akkerland geen veranderingen in BOC-voorraad onder de bouwvoor. Daarentegen was in de (zeer) droge tot matig natte graslanden de BOC-voorraad sinds de nationale bodemkartering toegenomen, vooral in de bodemlaag op 20-70 cm diepte (Fig. 7, Tabel 7). Meersmans et al. (2009) wijten deze toename aan de verhoogde veebezetting sinds de jaren '60 wat leidde tot een toegenomen input aan mest.

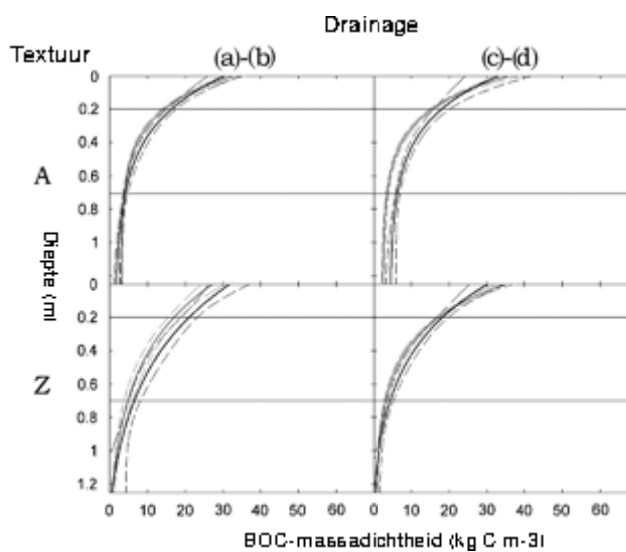


Fig. 7 BOC-diepteverdeling voor Aardewerk (grijs) en in 2006 (zwart) voor droog tot matig nat grasland in Vlaanderen. 95%-betrouwbaarheidsintervallen in streepjeslijn (overgenomen uit Meersmans et al., 2009).

**Tabel 7: Berekende BOC-voorraad (tot 1 m) voor Aardewerk en in 2006 voor droog tot matig nat grasland in Vlaanderen (overgenomen uit Meersmans et al., 2009).**

Textuur	Drainageklasse	BOC Aardewerk (kg OC m <sup>-2</sup> )	BOC 2006 (kg OC m <sup>-2</sup> )	ΔBOC (kg OC m <sup>-2</sup> )
A	a-b	9.22	9.87	0.65 (1.39)
A	c-d	9.60	11.95	2.35 (1.91)
Z	a-b	10.31	12.90	2.59 (6.49)
Z	c-d	9.81	10.65	0.84 (2.72)

Standaardfouten tussen haakjes

Schipper et al. (2010) komen ook tot de bevinding dat in grasland veranderingen in BOC-voorraad verder kunnen reiken dan de toplaag. Tussen 2002 en 2010 herbemonsterden ze in Nieuw-Zeeland 83 graslandpercelen die voorheen tussen 1960 en 1992 bemonsterd waren. In tegenstelling tot Meersmans et al. (2009) leidt intensivering volgens Schipper et al. (2010) juist tot dalingen in BOC-voorraad. In weides begraasd door melkvee daalde de BOC-voorraad in de bovenste 90 cm met  $1.21 \pm 0.25$  Mg C ha<sup>-1</sup> jaar<sup>-1</sup>, maar in vergelijkbare weides met vee bleef de BOC-voorraad ongewijzigd (Schipper et al., 2010). In Nieuw-Zeeland is de intensivering voor melkvee in de periode 1990-2005 groter geweest dan voor vee (Schipper et al., 2010). Intensivering betekent een hoger gebruik van N-kunstmest en er zijn aanwijzingen dat N-kunstmest de mineralisatie van organisch materiaal bevordert (Mulvaney et al., 2009). Tot slot leiden meer koeien ook tot een hogere urine-input, waarvan de hoge pH BOS kan mobiliseren (Schipper et al., 2010). Ondanks de belangrijke veranderingen in BOC-voorraad in de diepere bodemlagen, vonden Schipper et al. (2010) een sterke correlatie tussen veranderingen tot 30 cm en tot 90 cm diepte. Extrapolatie van de BOC-voorraad in de bovenste 30 cm zou een alternatief kunnen zijn voor diep bemonsteren. Indien echter slechts bemonsterd wordt tot 10 cm diepte kunnen de eigenlijke veranderingen onderschat worden (Schipper et al., 2010).

De studies van Meersmans et al. (2009) en Schipper et al. (2010) tonen dus aan dat op zijn minst in grasland de diepere bodemlagen ook beschouwd moeten worden om veranderingen in BOC-voorraad correct te schatten. Dit heeft ook gevolgen voor gewasrotaties met tijdelijk grasland of bij omschakeling van akkerland naar grasland. Gentile et al. (2005) bepaalden voor een Uruguayaans veldexperiment van 38 jaar de BOC-concentratie op 20-60 cm diepte voor een 3-jaarlijkse gras-gewasrotatie en een jaarlijkse gewasrotatie. Bij de gras-gewasrotatie was de concentratie particulier organische C (> 53 μm) groter dan onder permanent akkerland. Er werden geen verschillen gevonden in totale BOC-concentratie. Mettertijd zou de totale BOC-concentratie echter de respons van het particulier organisch C kunnen volgen (Gentile et al., 2005).

Permanente omschakeling van akkerland naar grasland resulteerde na 23-29 jaar volgens het Duits onderzoek van Don et al. (2009) niet tot veranderingen in de totale BOC-voorraad tot 50 cm diepte. Conversie naar grasland wijzigde enkel de verdeling van BOC over het profiel met hogere BOC-stocks in de toplaag maar een steilere daling van de concentratie met de diepte. Opnieuw blijkt het belangrijk om het hele profiel te bemonsteren. In het geval van het onderzoek

van Don et al. (2009) zou bemonstering van enkel de toplaag tot de conclusie leiden dat de BOC-voorraad is toegenomen, terwijl ze in werkelijkheid ongewijzigd bleef.

Een onderzoek in Zweden (Kätterer et al., 2004) vond echter geen veranderingen in BOC-concentraties in de bodemlaag 25-60 cm tussen 1956 en 2001, na omschakeling van grasland naar akkerland, terwijl in twee van de vier velden wel een daling in BOC-concentratie in de toplaag (0-25 cm) waargenomen werd.

Uit het onderzoek van Dou et al. (2007) blijkt tot slot dat ook in akkerland de BOC-concentratie in de diepere bodemlagen kan wijzigen. In een veldexperiment in Texas bleek na 20 jaar de BOC-concentratie tot een diepte van 55 cm onder no-tillage hoger te zijn dan onder gangbaar ploegen voor 2-jaarlijkse en 3-jaarlijkse vruchtwisselingen met soja. Twee- en 3-jaarlijkse gewasrotaties bleken eveneens tot 55 cm een positieve invloed te hebben op het BOC-gehalte vergeleken met monocultuur soja, zowel voor no-tillage als voor gangbaar ploegen.

## Conclusie

Er bestaan slechts een beperkt aantal veldstudies die de impact van bodembeheer op de diepere BOC-voorraad nagingen. Op een enkele uitzondering na (Kätterer et al., 2004), komen ze tot de conclusie dat diepere bodemlagen een belangrijke rol kunnen spelen in de C-dynamiek, zeker in grasland, bij omschakeling van akkerland naar grasland en bij gras-gewasrotaties. Op basis van de studie van Meersmans et al. (2009) kunnen we besluiten dat in grasland bemonsteren tot 70 cm diepte raadzaam is. Over welke processen precies plaatsvinden in de diepere bodemlagen bestaat nog onzekerheid en onderzoek leidt soms tot tegenstrijdige resultaten (vergelijk bv. Meersmans et al., 2009 met Schipper et al., 2010; en Gentile et al., 2005 met Don et al., 2009). Volgens het onderzoek van Meersmans et al. (2009) zijn in Vlaanderen voor akkerland geen wijzigingen in BOC-voorraad in de diepere bodemlaag te verwachten. Indien de Vlaamse overheid echter wil inzetten op no-tillage als maatregel om de OC-voorraad in bodems te verhogen kan bemonsteren tot 50-60 cm wel belangrijk zijn (cfr. Dou et al., 2007).

### 3.3.3 Schatting BOC-gehalte in diepere bodemlagen

Uit de vorige paragrafen blijkt dat ook in de diepere bodemlagen veranderingen in BOC-gehalte kunnen optreden, zeker als het gaat om grasland. De vraag is nu of het nodig is de diepere bodemlagen effectief te bemonsteren of dat het BOC-gehalte in de ondergrond betrouwbaar kan geschat worden a.d.h.v. het BOC-gehalte in de bovenste bodemlaag. Om dit na te gaan stelden we een dataset samen van 29 akkerlandprofielen (dataset vakgroep Bodembeheer: N-eco<sup>2</sup> project, 5B Meetjesland project, diverse doctoraten) en 93 **graslandprofielen** (aanlevering door **ILVO**-doctoraat Inge Mestdagh (Mestdagh, 2005) en dataset Vakgroep Bodembeheer). Met formule 4 werd dan het BOC-gehalte op 45-60 cm, en voor akkerland ook op >60 cm, geschat ( $C_0$  aangeleverd door dataset,  $K$  en  $C_b$  uit Sleutel (2005) en Mestdagh (2005)) en vergeleken met de werkelijk gemeten concentratie (Fig. 8).

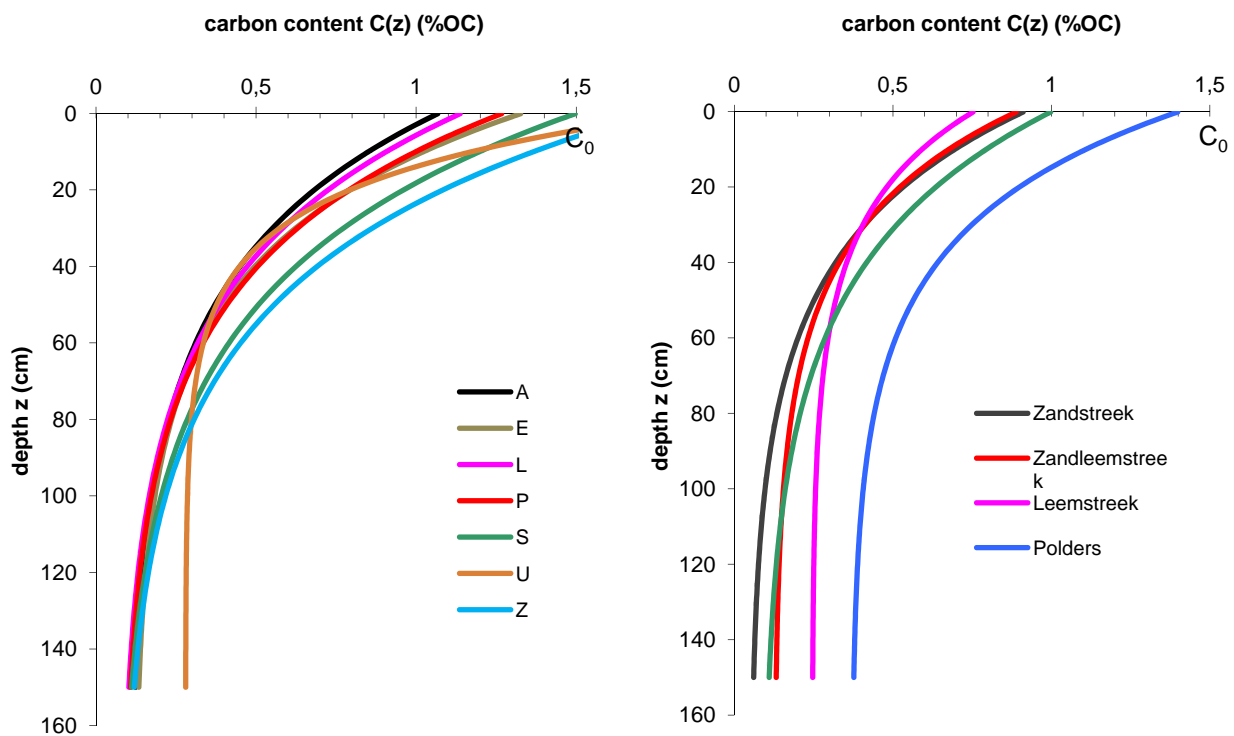


Fig. 8 BOC diepteverdelingsfuncties van akkerland (links) en grasland (rechts)

De schattingen scoorden in akkerland bijzonder slecht. De BOC-concentraties werden, zowel op 45-60 cm als op >60cm systematisch onderschat. Het rekenkundig gemiddelde van de schattingsfout bedroeg respectievelijk -0.49% OC en -0.59% OC. De gemiddelde kwadratenom van de schattingsfout (root mean square error) was respectievelijk 0.71 %OC en 0.84% OC. Dit wil zeggen dat de schattingsfout in dezelfde grootteorde ligt als de werkelijke waarden, die varieerden tussen 0.2% en 1.7% OC met een gemiddelde van 0.89% op 45-60 cm en 0.84 op >60cm.

In grasland leverde de schatting iets betere resultaten op met voor 45-60 cm een gemiddelde kwadratenom van de schattingsfout van 0.48% OC voor een gemiddelde werkelijke waarde van 0.91% OC (range van 0.3% tot 2.3% OC). Toch duidde het rekenkundig gemiddelde van de schattingsfout (-0.13% OC) op een zekere onderschatting.



## 4 WP3 - Inschatting van de ruimtelijke variabiliteit van OS in Vlaamse landbouwbodems

### 4.1 Inleiding

Het uiteindelijk doel van dit onderzoeksproject is het ontwerpen van een bemonsteringstrategie voor de toekomstige monitoring van organische koolstofvoorraden in de bodem (BOC-voorraden) in Vlaanderen. De BOC-voorraad wordt uitgedrukt in ton organische koolstof (OC) per hectare en wordt als volgt berekend:

$$\text{BOC-voorraad} = \text{OC} \cdot \rho_b \cdot A \cdot D$$

met OC het organische koolstofgehalte in de bodem,  $\rho_b$  de schijnbare bodemdichtheid,  $A$  de oppervlakte en  $D$  de diepte. De detecteerbaarheid van veranderingen in BOC-voorraad hangt dan ook af van de variabiliteit van OC. Zowel de ruimtelijke als de temporele variabiliteit zijn van belang voor het ontwerpen van een gepaste bemonsteringstrategie. Zo geldt dat hoe groter de ruimtelijke variabiliteit van OC, hoe groter het aantal bemonsteringspunten dat vereist is voor het maken van een representatieve inschatting van de BOC-voorraad op landschap- of regionaal niveau. Werkpakket 3 beschrijft de geostatistische studie die werd uitgevoerd om de ruimtelijke variabiliteit in te schatten.

De **geostatistische studie** gebeurde op basis van gegevens uit de bodemdatabank die werd opgezet in het kader van de Nationale Bodemkartering van België. Aangezien deze bodemdatabank gegevens registreert van humus of **organische stof (OS)** en niet van organische koolstof (OC), wordt in deze studie het inschatten van de ruimtelijke variabiliteit van OC herleid tot het inschatten van de ruimtelijke variabiliteit van OS. Vermits OS direct werd berekend uit OC gemeten via de methode van Walkley & Black, wordt aangenomen dat de ruimtelijke variabiliteit van OC en OS vergelijkbaar is. Bij het gebruik van de OS-gegevens verzameld tijdens de Nationale Bodemkartering dient echter een belangrijke opmerking te worden gemaakt. De formule voor de conversie van OC naar OS werd in de loop van het Nationale Bodemkarteringsproject gewijzigd (Van Meirvenne, 1998). Vóór 1961 werd OS berekend als

$$\text{OS} = \text{OC}_{\text{WB}} \cdot 1.724$$

met  $\text{OC}_{\text{WB}}$  het organische koolstofgehalte volgens de Walkley & Black methode. Na 1961 werd factor 2 aangenomen in plaats van factor 1.724 én werd rekening gehouden met het feit dat via de methode van Walkley & Black slechts 75 % van het OC-gehalte wordt bepaald, zodat

$$\text{OS} = \text{OC}_{\text{WB}} \cdot 2 \cdot 4/3 = \text{OC}_{\text{WB}} \cdot 2.667.$$

Om de OS-gehalten berekend volgens de oude formule ( $\text{OS}_{\text{OF}}$ ) te kunnen vergelijken met de OS-gehalten berekend volgens de nieuwe formule ( $\text{OS}_{\text{NF}}$ ), moet de volgende conversie worden toegepast:

$$\text{OS}_{\text{NF}} = \text{OS}_{\text{OF}} \cdot 2.667/1.724 = \text{OS}_{\text{OF}} \cdot 1.547.$$

Het vervolg van voorliggend rapport beschrijft dus de geostatistische studie van OS in Vlaanderen, waarbij rekening gehouden werd met bovenstaande opmerking. Twee doelen werden bij deze studie vooropgesteld: (1) het inschatten van de schaal van de ruimtelijke variabiliteit van OS en (2) het identificeren van regio's in Vlaanderen met een relatief homogene ruimtelijke variabiliteit.

## 4.2 Data

Zoals reeds hierboven vermeld, werd de inschatting van de ruimtelijke variabiliteit van OS in Vlaamse landbouwbodems uitgevoerd op basis van gegevens verzameld tijdens de Nationale Bodemkartering. Deze gegevens werden geëxtraheerd uit de digitale bodemdatabank **AARDEWERK-Vlaanderen-2010** (Beckers et al., 2011; Van De Vreken, 2010). Ter situering wordt kort aangegeven hoe deze gegevens werden verzameld. Tijdens de Nationale Bodemkartering van België, uitgevoerd tussen 1949 en 1971, werden op 7020 locaties profielputten gegraven tot op een gemiddelde diepte van 1.5 m. Hierbij werden de bodemhorizonten beschreven, bemonsterd en geanalyseerd volgens conventionele technieken. Daarnaast werden meer dan 9000 oppervlaktemonsters genomen, maar deze werden voor deze studie buiten beschouwing gelaten.

De kenmerken geregistreerd voor de profielen die relevant zijn voor deze studie zijn:

- per bodemprofiel:
  1. X- en Y-coördinaat volgens het Lambert72-coördinatenstelsel;
  2. Bodembedekking of bodemgebruik;
  3. Formule (oude of nieuwe) gebruikt voor de conversie van OC naar OS;
- per bodemhorizont:
  1. Horizontnummer: het profiel bestaat uit opeenvolgende horizonten die in volgorde genummerd werden beginnende bij het bovenste horizont;
  2. Diepte van de bovengrens van het horizont onder het maaiveld (cm);
  3. OS (%) berekend uit OC volgens de geregistreerde formule, OC werd bepaald via de methode van Walkley & Black.

Op basis van de aangegeven formule gebruikt voor de conversie van OC naar OS, werden alle gegevens omgezet naar het OS-gehalte volgens de nieuwe formule ( $OS_{NF}$ ).

Aangezien deze studie focust op Vlaamse landbouwbodems, werden enkel de bodemprofielen die tijdens de Nationale Bodemkartering gelokaliseerd waren in landbouwland weerhouden. Landbouwland wordt in de AARDEWERK-2010 databank vertegenwoordigd in 2 klassen:

1. Permanente weide; maaibeide; grasboomgaard (in het vervolg aangeduid onder de verzamelnaam '**weiland**')
2. Akkerland; tijdelijke weide; laagstamboomgaard; boomkwekerij (in het vervolg aangeduid onder de verzamelnaam '**akkerland**').

Voor weiland werden 1727 bodemprofielen weerhouden, voor akkerland 3967 bodemprofielen. Gezien de sterk verschillende aard en intensiteit van bodembewerking in weiland en akkerland, werd de ruimtelijke variabiliteit van OS voor beide landgebruiksklassen afzonderlijk ingeschat. De

ruimtelijke variabiliteit van OS werd bijgevolg gebiedsdekkend over geheel Vlaanderen ingeschat alsof volledig Vlaanderen respectievelijk weiland en akkerland is.

De AARDEWERK-2010 databank geeft één OS-gehalte aan per bodemhorizont. Voor deze geostatistische studie werden de gegevens herleid tot één OS-gehalte per bodemprofiel door het gewogen gemiddelde van het OS te berekenen volgens de horizontdikte en dit voor de toplaag (0 - 30 cm) van de bodem. Deze procedure wordt geïllustreerd in Tabel 8.

**Tabel 8. Illustratie van de berekening van het gemiddelde OS-gehalte (%) in de toplaag (0 - 30 cm) van een bodemprofiel (nr. 041E/38).**

Horizontnummer	Diepte bovengrens horizont (cm)	Dikte horizont (cm)	OS horizont (%)	OS toplaag bodemprofiel (%)
1	0	17	2.29	2.03
2	17	12	1.78	= (2.29 · 17/30) + (1.78 · 12/30)
3	29	1 <sup>a</sup>	0.63	+ (0.63 · 1/30) <sup>b</sup>
4	37			

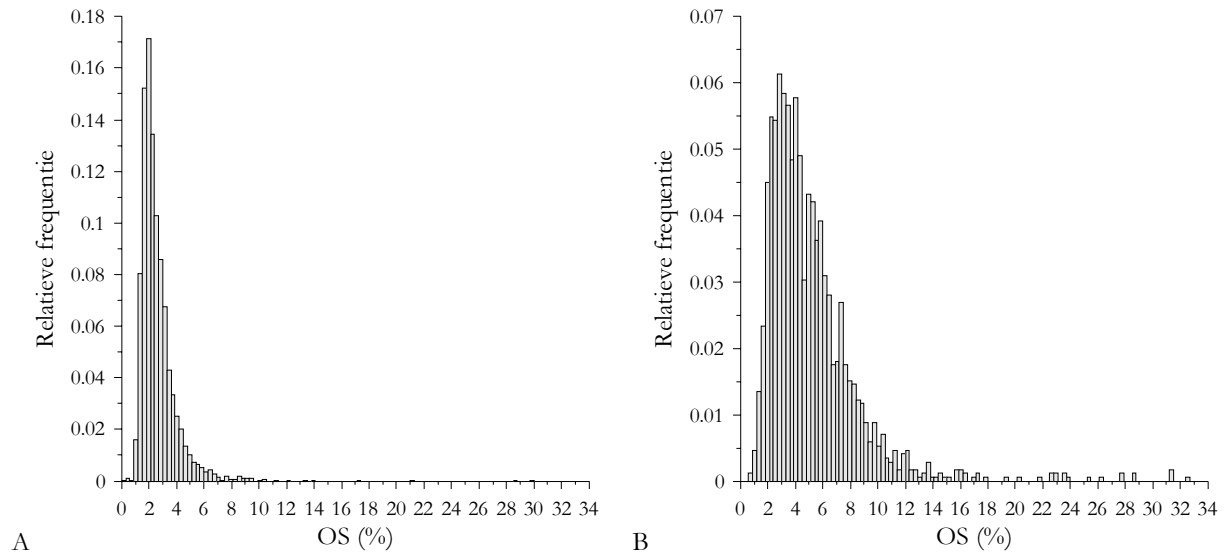
<sup>a</sup> Dikte horizont tot op de vastgelegde diepte van 30 cm; <sup>b</sup> Gewogen gemiddelde volgens horizontdikte

### 4.3 Exploratieve data-analyse

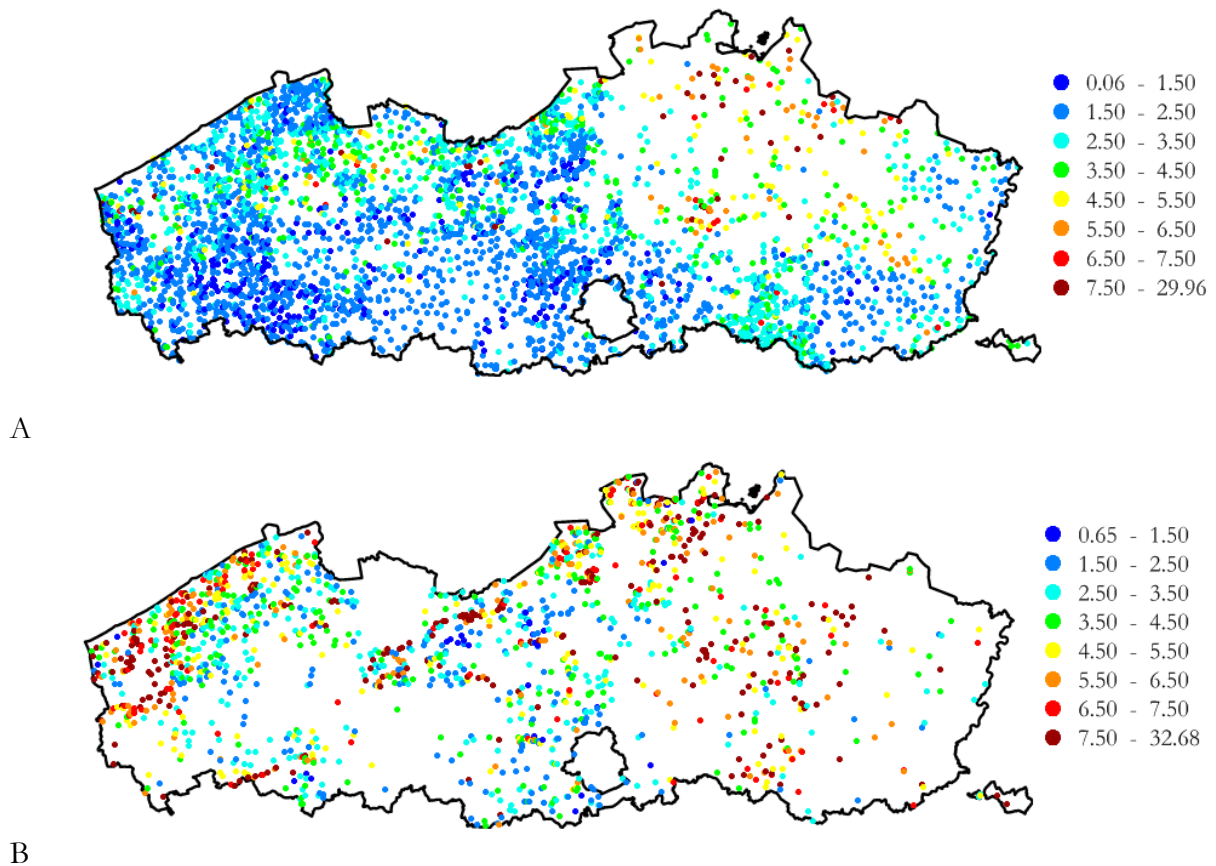
De beschrijvende statistieken voor de OS-gehalten voor beide landgebruikklassen worden samengevat in Tabel 9, de overeenkomstige histogrammen worden getoond in Fig. 9. Het bereik in OS is voor beide landgebruikklassen vergelijkbaar. Het minimum voor akkerland, 0.06 %, benadert de detectielimiet. Het maximum ligt voor beide landgebruikklassen rond 20 %. Het gemiddelde OS-gehalte is voor weiland twee maal groter dan voor akkerland (5.17 % versus 2.61 %). Ook de variantie is voor weiland zes maal groter (12.26 % versus 2.02 %). De vorm van de distributies wordt beschreven via de scheefheid (maat voor de asymmetrie) en de kurtosis (maat voor de piekvormigheid). Voor een normale verdeling is de scheefheid gelijk aan nul (distributie is symmetrisch) en de kurtosis gelijk aan 3. Hier worden beide distributies gekenmerkt door een sterke positieve scheefheid: er is een sterke asymmetrie met een staart naar rechts. Beide distributies kennen ook een zeer hoge kurtosis, wat zich uit in een zeer scherpe piek. Door het hogere gemiddelde, is de scheefheid en de kurtosis van de data voor weiland wel kleiner dan voor akkerland.

**Tabel 9 Beschrijvende statistieken van de originele OS (%) data voor akkerland en weiland in Vlaanderen.**

	Akkerland	Weiland
Aantal data	3950	1712
Minimum	0.06	0.65
Maximum	29.95	32.68
Gemiddelde	2.61	5.17
Variantie	2.02	12.26
Scheefheid	5.75	3.11
Kurtosis	80.63	18.71



**Fig. 9** Histogrammen van de originele OS (%) data voor akkerland (A) en voor weiland (B) in Vlaanderen.

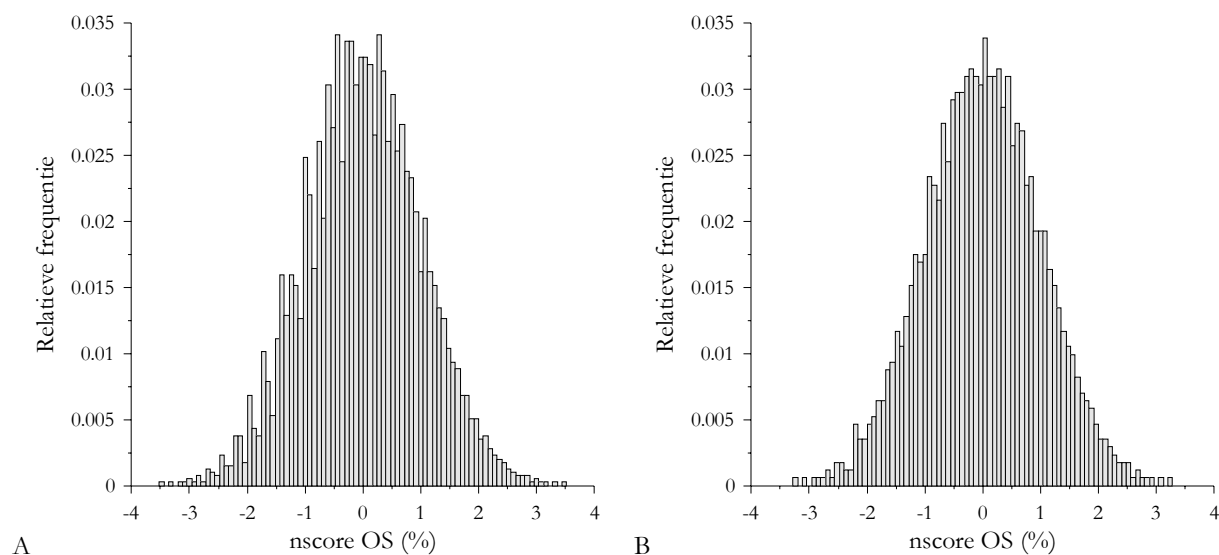


**Fig. 10** Locatiekaart van de beschikbare OS (%) data voor akkerland (A) en voor weiland (B) in Vlaanderen. Elk punt is één bodemprofiel.

Uit de beschrijvende statistieken en de histogrammen bleek dat de distributie van de OS-data zowel voor akkerland als voor weiland sterk afwijkt van een normale verdeling. Voor de verdere uitwerking van deze geostatistische studie werden de OS-data getransformeerd in *normal scores* (of kortweg *nscores*). De beschrijvende statistieken van de nscore-getransformeerde OS-data worden gegeven in Tabel 10, de corresponderende histogrammen in Fig. 11. De nscore-getransformeerde OS-data vertonen een standaard normale of Gaussiaanse distributie, met gemiddelde  $\cong 0$  en variantie  $\cong 1$ . Daarnaast zijn de distributies van de nscores symmetrisch (scheefheid  $\cong 0$ ) en vertonen ze dezelfde 'piekvormigheid' als een normale verdeling (kurtosis  $\cong 3$ ).

**Tabel 10 Beschrijvende statistieken van normal score getransformeerde OS (%) data voor akkerland en weiland in Vlaanderen.**

	Akkerland	Weiland
Aantal data	3950	1712
Minimum	-3.48	-3.25
Maximum	3.48	3.25
Gemiddelde	0.0089	0.0036
Variantie	0.99	0.99
Scheefheid	0.0019	0.0018
Kurtosis	2.97	2.93



**Fig. 11 Histogrammen van de nscore getransformeerde OS (%) data voor akkerland (A) en voor weiland (B) in Vlaanderen.**

#### 4.4 Variogramanalyse

OS is een variabele die van nature continu varieert in de ruimte. Doch als gevolg van menselijke ingrepen kunnen er op kleinere schaal discontinuïteiten optreden ter hoogte van bv. perceelsgrenzen. Algemeen kan er wel worden gesteld dat een gemeten OS-gehalte op een

bepaalde plaats een goede schatting is voor het OS-gehalte in de omgeving: de OS-waarden vertonen een ruimtelijke afhankelijkheid. Het toepassen van geostatistiek laat toe om deze ruimtelijke structuur van OS te beschrijven aan de hand van een variogramanalyse (Webster & Oliver, 1990). Een variogram zet het gemiddelde variogram  $\gamma$  (gemiddelde variantie in OS tussen alle mogelijke koppels aan meetpunten) uit in functie van de afstand tussen de meetpunten  $\mathbf{h}$ :

$$\gamma(\mathbf{h}) = \frac{1}{2 N(\mathbf{h})} \sum_{\alpha=1}^{N(\mathbf{h})} [z(\mathbf{u}_{\alpha}) - z(\mathbf{u}_{\alpha} + \mathbf{h})]^2$$

met  $\gamma(\mathbf{h})$  het variogram voor een afstandsvector  $\mathbf{h}$  tussen observaties  $z(\mathbf{u}_{\alpha})$  en  $z(\mathbf{u}_{\alpha} + \mathbf{h})$ , en  $N(\mathbf{h})$  het aantal koppels van meetpunten gescheiden door  $\mathbf{h}$ . Naast de afstand tussen de meetpunten, kan ook de richting waarin de meetpunten gelegen zijn ten opzichte van elkaar in rekening worden gebracht. Dit biedt de mogelijkheid om de ruimtelijke structuur te vergelijken tussen verschillende windrichtingen. Een plot waarbij berekende waarden voor het variogram worden uitgezet in functie van de afstand, wordt een 'experimenteel variogram' genoemd. Indien dit variogram geen rekening houdt met de richting spreekt men van een omnidirectioneel variogram, indien de richting wel in een rekening wordt gebracht van een directioneel variogram. Aan een experimenteel variogram kan een theoretisch variogrammodel worden gefit, waardoor een continue functie van het variogram versus de afstand wordt bekomen. Dit theoretisch variogrammodel kan later worden toegepast in geostatistische interpolatietechnieken.

De experimentele variogrammen voor de nscore-getransformeerde OS-data voor beide landgebruikklassen worden getoond in Fig. 12. Beide experimentele variogrammen worden gefit met een samengesteld model. In het geval van akkerland gaat het hierbij om een combinatie van een nugget effect en een exponentieel en een sferisch model (Goovaerts, 1997):

$$\begin{aligned} \gamma(\mathbf{h}) &= C_0 + \gamma_1(\mathbf{h}) + \gamma_2(\mathbf{h}) \\ \gamma_1(\mathbf{h}) &= C_1 \left[ 1 - \exp\left(-\frac{3h}{a_1}\right) \right] && \text{voor } 0 < h \leq a_1 \\ \gamma_1(\mathbf{h}) &= C_1 && \text{voor } h > a_1 \\ \gamma_2(\mathbf{h}) &= C_2 \left[ \left(\frac{3h}{2a_2(\beta)}\right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a_2(\beta)}\right)^3 \right] && \text{voor } 0 < h \leq a_2(\beta) \\ \gamma_2(\mathbf{h}) &= C_2 && \text{voor } h > a_2(\beta) \end{aligned}$$

en  $\gamma(0) = 0$

met  $\gamma(\mathbf{h})$  de semivariantie voor afstand  $\mathbf{h}$ ,  $C_0$  het nugget effect,  $C_1$  en  $C_2$  de sill varianties, en  $a_1$  en  $a_2(\beta)$  de ranges. De range van het sferisch model is hierbij afhankelijk van de richting  $\beta$ :

$$a_2(\beta) = \sqrt{a_{2,\max}^2 \cdot \cos^2(\beta - \phi_2) + a_{2,\min}^2 \cdot \sin^2(\beta - \phi_2)}$$

met  $a_{2,\max}$  de maximale range,  $a_{2,\min}$  de minimale range en  $\phi_2$  de hoek tussen de richting met de maximale range en de oost-west (OW) richting. Dit anisotroop effect (range verschilt naargelang de richting) wordt beschreven door de verhouding van de maximale ten opzichte van de minimale range:  $R_2 = a_{2,\max}/a_{2,\min}$ .

In het geval van weiland gaat het om de combinatie van een nugget effect met een dubbel sferisch model:

$$\gamma(h) = C_0 + \gamma_1(h) + \gamma_2(h)$$

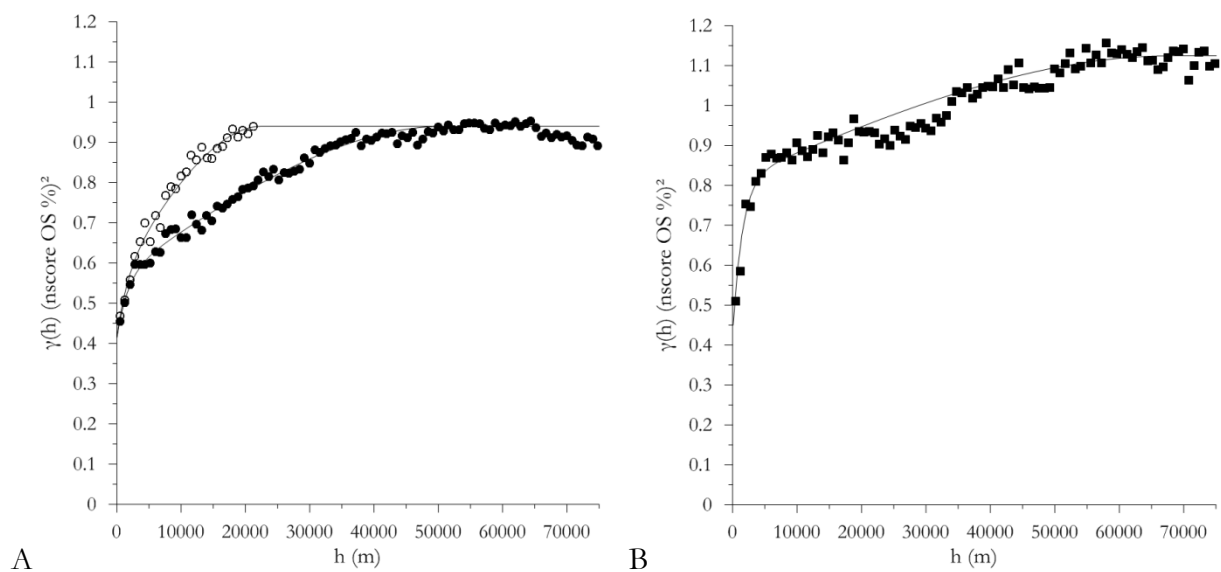
$$\gamma_1(h) = C_1 \left[ \left( \frac{3h}{2a_1} \right) - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a_1} \right)^3 \right] \quad \text{voor } 0 < h \leq a_1$$

$$\gamma_1(h) = C_1 \quad \text{voor } h > a_1$$

$$\gamma_2(h) = C_2 \left[ \left( \frac{3h}{2a_2} \right) - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a_2} \right)^3 \right] \quad \text{voor } 0 < h \leq a_2$$

$$\gamma_2(h) = C_2 \quad \text{voor } h > a_2$$

en  $\gamma(0) = 0$



**Fig. 12** Experimentele variogrammen (punten) en gefitte modellen (lijnen) voor akkerland (A) en voor weiland in Vlaanderen. Voor akkerland worden de directionele experimentele variogrammen voor de N-Z richting (○) en de O-W richting (●) getoond, voor weiland is het experimenteel variogram omnidirectioneel.

De parameters voor de gefitte modellen worden gegeven in Tabel 11. Het absoluut nugget effect is voor akkerland iets kleiner dan voor weiland, terwijl het relatief nugget effect (= nugget effect/totale variantie =  $C_0/(C_0 + C_1 + C_2)$ ) voor akkerland iets groter is voor weiland (44.1 % versus 40.2 %). Voor beide landgebruiksklassen bestaat dus meer dan 40 % van de ruimtelijke variabiliteit uit microvariabiliteit of ruis. Het feit dat voor beide landgebruiksklassen de ruimtelijke structuur wordt gemodelleerd door een combinatie van twee modellen (het nugget effect buiten beschouwing gelaten) wijst, voor zowel akkerland als weiland, op twee verschillende dominante schalen van OS-variabiliteit. De modelcomponent met korte range is voor beide landgebruiksklassen denkbaar te interpreteren als het effect van lokaal variërende landbouwpraktijken. Dit effect doet zich voor op een schaal van 4 - 5 km. Binnen deze range neemt de OS-variabiliteit snel toe voor toenemende afstanden. Voor weiland gebeurt deze

toename veel sneller en groter dan voor akkerland. Voor weiland komt 53.7 % van de gestructureerde ruimtelijke variabiliteit voor op lokale schaal, terwijl dit voor akkerland 29.5 % is. Voor geen van beide landgebruikklassen werden er op deze lokale schaal verschillen waargenomen naargelang de richting. De modelcomponent met lange range kan wellicht worden toegeschreven aan regionale verschillen in bodemtextuur en landbeheer. Voor akkerland verschilt de lange range naargelang de richting. Om dit directioneel effect te modelleren, werden de variogrammen opgesteld voor de vier hoofdrichtingen (N-Z, NO-ZW, O-W, ZO-NW). Het variogram voor de O-W richting was het meest stabiel. Dit wordt verklaard door het groter aantal koppels aan meetpunten dat in deze richting beschikbaar is. Vlaanderen strekt zich in de O-W richting immers breder uit dan in de N-Z richting. Het directioneel variogram in de O-W richting werd daarom gebruikt om de sill ( $C_2$ ) te bepalen. In de N-Z richting werd het experimenteel variogram onstabiel voor afstanden groter dan 25 km. De corresponderende variogramwaarden werden niet in rekening gebracht bij het fitten van het variogrammodel. De range is maximaal in de O-W richting (51 km) en minimaal in de N-Z richting (22.5 km). In de N-Z richting stijgt het variogram sneller dan in de O-W richting, wat betekent dat de OS-data voor akkerland in de N-Z richting op kortere afstanden een grotere variabiliteit vertonen dan in de O-W richting. De grotere continuïteit van OS in de O-W richting strookt met de zonering die wordt geobserveerd in bodemtextuurkaarten en de deels hierop gebaseerde afbakening van de landbouwstreken (Fig. 13). De OS-data voor weiland bleken ontoereikend voor de beschrijving van eventuele directionele effecten. Voor deze landgebruikklasse werd het regionaal effect omnidirectioneel gemodelleerd. Voor weiland bedraagt de lange range 68 km, wat in dezelfde grootteorde ligt als de maximale lange range voor akkerland.

**Tabel 11 Parameters van de modellen gefit aan de experimentele variogrammen voor de nscore-getransformeerde OS (%) data voor akkerland en voor weiland in Vlaanderen.**

Landgebruik- klasse	Variogram model						
	$C_0$ (nscore OS%) <sup>2</sup>	$C_1$ (nscore OS%) <sup>2</sup>	$a_1$ (m)	$C_2$ (nscore OS%) <sup>2</sup>	$a_{2,max}$ (m)	$R_2$ (-)	$\Phi_2$ (°)
Akkerland	0.415	0.155 <sup>a</sup>	5250 <sup>a</sup>	0.37 <sup>b</sup>	51000 <sup>b</sup>	2.267 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>
Weiland	0.450	0.365 <sup>b</sup>	4500 <sup>b</sup>	0.31 <sup>b</sup>	68000 <sup>b</sup>	1.000 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>

<sup>a</sup> Exponentieel model, <sup>b</sup> Sferisch model



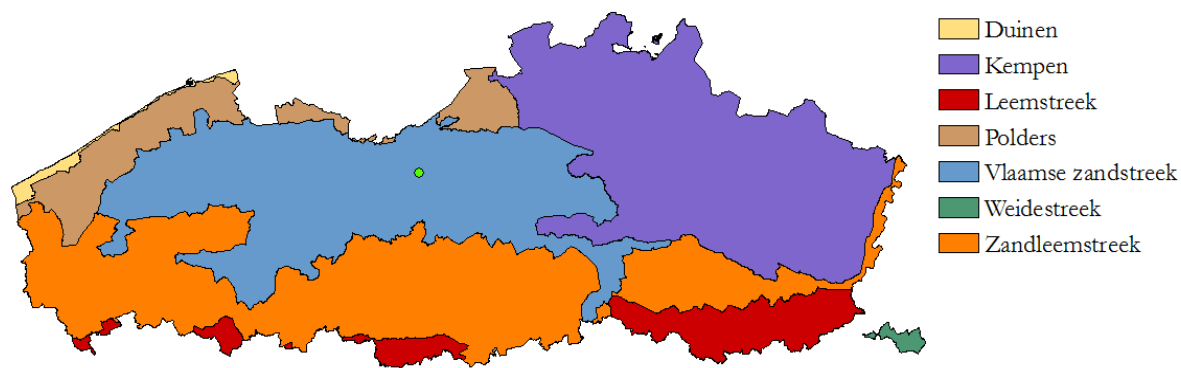


Fig. 13. Landbouwstreken van Vlaanderen.

#### 4.5 Variantiekaart

Zoals eerder vermeld, wordt de OS-variantie voor akkerland en weiland afzonderlijk in kaart gebracht voor heel Vlaanderen, waarbij wordt verondersteld dat het volledige gebied respectievelijk akkerland of weiland is. De resolutie van de gebruikte inventarisatie is 1 km x 1 km. De OS-variantie werd bepaald via *Sequential Gaussian Simulation* (SGS) (Goovaerts, 1997, Fagroud & Van Meirvenne, 2002). Deze techniek is in het bijzonder geschikt voor de reproductie van de variatie en de ruimtelijke structuur van de data. Deze laatste wordt geïmplementeerd onder de vorm van het variogram van de nscore-getransformeerde data. In deze studie werden er via SGS 500 realisaties gesimuleerd. Elk van deze realisaties kan worden beschouwd als een even waarschijnlijke representatie van de ruimtelijke variabiliteit van OS in Vlaanderen. Voor elke locatie worden m.a.w. 500 mogelijke OS-waarden bekomen, die kunnen worden gebruikt om de lokale verdeling van OS te reconstrueren. Uit deze verdeling kan vervolgens het gemiddelde en de conditionele variantie van OS worden afgeleid.

Figuren 14 en 15 geven de SGS-resultaten weer voor respectievelijke akkerland en weiland. Naast een kaart voor het gemiddelde en de variantie, wordt eveneens een kaart weergegeven van de variatiecoëfficiënt (= standaardafwijking/gemiddelde), zodat de variantie kan vergeleken worden tussen beide landgebruiksklassen. Voorafgaand aan de bespreking van de resultaten, wordt er nogmaals op gewezen dat deze kaarten refereren naar de periode '50 - '70 van de vorige eeuw.

Voor akkerland ligt het gemiddelde OS-gehalte tussen 1.36 en 8.27 % (Fig. 14A). De laagste OS-waarden worden teruggevonden in de zandleemstreek, de hoogste in de Kempen. De polders en de Vlaamse zandstreek worden gekenmerkt door intermediaire OS-gehalten. De conditionele variantie ligt tussen 0.09 en 49.94 (Fig. 14B), de variatiecoëfficiënt tussen 20 en 90% (Fig. 14C). De zandleemstreek kan samen met de leemstreek worden beschouwd als een regio met een vrij homogene lage variabiliteit. Enkel het West-Vlaams Heuvelland en het meest oostelijk gelegen deel van de zandleemstreek vertonen een grotere variabiliteit. De Vlaamse zandstreek en de polders zijn veel minder homogeen qua variabiliteit. De Kempen daarentegen vertegenwoordigt duidelijk een regio met een homogene hoge variabiliteit. In deze landbouwstreek komt akkerland ook veel minder frequent voor. Hierbij aansluitend wordt opgemerkt dat de variantie, en dan vooral de variatiecoëfficiënt, ook wordt beïnvloed door de staalnamedensiteit. Een lagere staalnamedensiteit zal bijdragen tot een hogere variantie. Desalniettemin kan geconcludeerd

worden dat de Kempen voor akkerland een hoge OS-variabiliteit kent. De gemiddelde OS-gehalten fluctueren in deze landbouwstreek immers zeer sterk.

De gemiddelde OS-waarde voor weiland ligt tussen 1.69 en 17.42 % (Fig. 15A). De hoogste OS-gehalten zijn in tegenstelling tot akkerland niet geconcentreerd in de Kempen. Ook in West-Vlaanderen (westelijk deel van de polders en West-Vlaams Heuvelland) en Oost-Vlaanderen komen er lokaal hoge OS-gehalten voor. De conditionele variantie ligt tussen 0.49 en 81.10 (Fig. 15B). De variantie is voor weiland globaal groter dan voor akkerland, wat ook naar voren kwam uit de beschrijvende statistieken van de originele OS-data. De variatiecoëfficiënt tussen 36 en 85 % (Fig. 15C). De minimale en maximale variatiecoëfficiënt liggen dicht bij elkaar dan voor akkerland het geval was. Weiland wordt gekenmerkt door een inherent grotere variantie op kleine schaal. De ruimtelijke variabiliteit komt eerder naar voren op lokale schaal dan op regionale schaal (zie variogramanalyse). Dit zorgt dat het voor weiland minder evident is om gebieden met homogene variabiliteit af te bakenen. Daarnaast komt in de kaart van de variatiecoëfficiënt voor weiland nog meer dan voor akkerland de invloed van de staalnamedensiteit naar voren. In de provincies Oost-Vlaanderen en Limburg komen grote gebieden voor waarvoor slechts een beperkt aantal OS-gegevens beschikbaar zijn. De inherent grote variabiliteit op lokale schaal en de invloed van de gebieden met een lage staalnamedensiteit maken het voor weiland onmogelijk om op een eenduidige manier regio's van homogene variabiliteit af te bakenen.

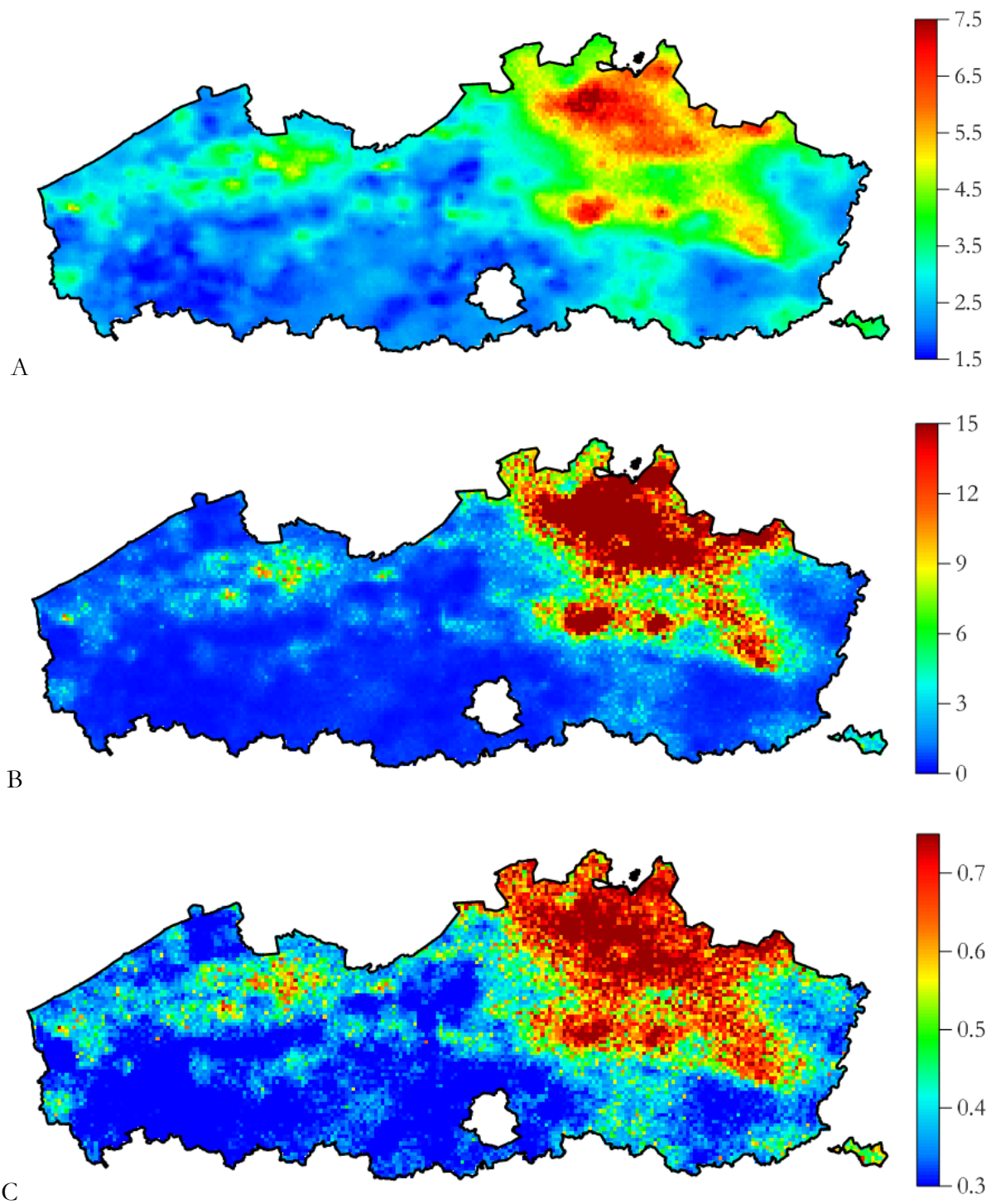


Fig. 14 Gemiddelde (A), variantie (B) en variatiecoëfficiënt (C) van OS (%) in de veronderstelling dat volledig Vlaanderen akkerland is.

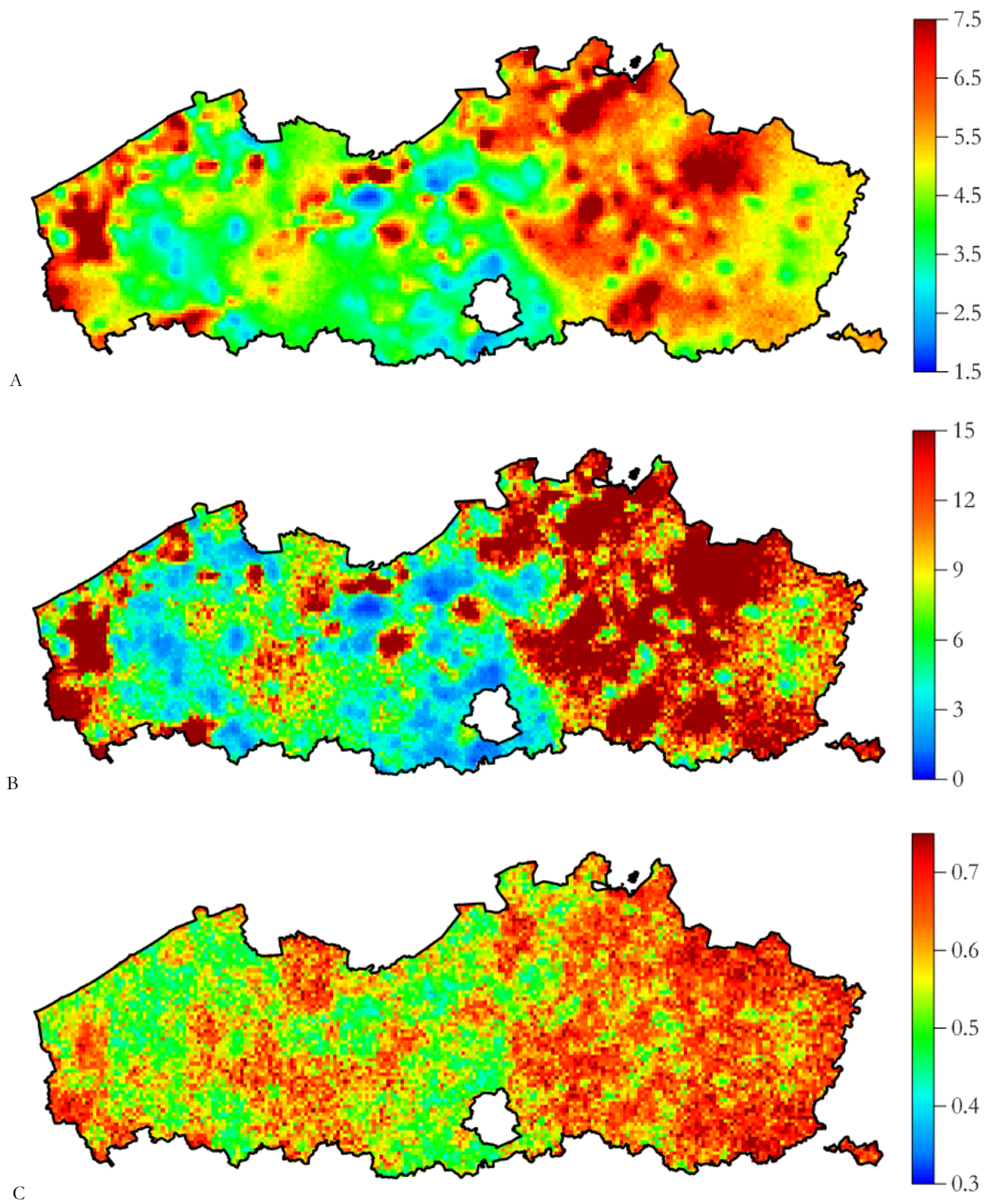


Fig. 15 Gemiddelde (A), variantie (B) en variatiecoëfficiënt (C) van OS (%) in de veronderstelling dat volledig Vlaanderen weiland is.

## 4.6 Conclusies

In werkpakket 3 werd de geostatistische studie van organische stof (OS) in de Vlaamse landbouwbodems besproken. De gebruikte OS-gegevens waren afkomstig van de bodemdatabank AARDEWERK-Vlaanderen-2010, waarin alle gegevens verzameld tijdens de Nationale Bodemkartering in België zijn vervat. In de geostatistische studie werden akkerland en weiland afzonderlijk behandeld vanwege de sterk verschillende aard en intensiteit van bodembewerking. Via variogramanalyse werd de structuur van de ruimtelijke variabiliteit van OS onderzocht. Zowel in akkerland als in weiland werden twee dominante schalen van ruimtelijke variabiliteit waargenomen: een lokaal effect met een schaal van 4 à 5 km en een regionaal effect met een schaal van meerdere tientallen km. Voor akkerland werd aangetoond dat de schaal van het regionaal effect afhankelijk is van de richting. Hierbij correspondeerde de O-W richting met maximale continuïteit in OS-gehalte, de N-Z richting met minimale continuïteit. Gebaseerd op de opgestelde variogrammodellen werden vervolgens kaarten gecreëerd van het OS-gehalte en van de variabiliteit van het OS-gehalte. Voor akkerland konden relatief homogene regio's van ruimtelijke variabiliteit worden afgebakend die ten dele gelijklopend zijn met de landbouwstreken in Vlaanderen. De zandleemstreek, de leemstreek en de Westelijke Vlaamse zandstreek vormen samen een regio met een lage ruimtelijke OS-variabiliteit. De Polders en de Noord-Westelijke Vlaamse zandstreek lijnen een regio met intermediaire OS-variabiliteit af. De Kempen staat voor een regio met een hoge OS-variabiliteit. Voor weiland was het onmogelijk om eenduidig homogene regio's van variabiliteit af te bakenen. Voor deze landgebruikklasse bleek de inherente lokale OS-variantie immers zeer groot te zijn en was de staalnamedensiteit in bepaalde gebieden in Vlaanderen ontoereikend. Algemeen kan wel een grotere variabiliteit in de Kempen besloten worden.

## 5 WP4 - Opstellen van een bemonsteringstrategie Vlaamse landbouwgronden

Binnen WP4 wordt een voor Vlaanderen geschikte methodiek voor de monitoring van BOC-voorraden in landbouwbodems bekeken. Uit verdere doorrekening in WP4 worden schattingen gemaakt van het vereiste aantal metingen voor detectie van potentiële BOC-voorraad veranderingen binnen een bepaalde tijdsperiode (5.2). De representativiteit van een aantal 'benchmark sites' voor een aantal subregio's wordt bekeken voor de provincie West-Vlaanderen op basis van aan de vakgroep Bodembeheer beschikbare data (5.2.3).

### 5.1 Opsplitsing in subgebieden met homogene variatiecoëfficiënt van het OC%

#### 5.1.1 Akkerland

Binnen de optiek van BOC monitoring is het van cruciaal belang om de detecteerbaarheid van bepaalde BOC-voorraad veranderingen in te schatten. De ruimtelijke variabiliteit van BOC bepaalt in grote mate deze mogelijkheid tot detecteerbaarheid. Op basis van de in WP3 uitgevoerde geostatistische studie is het mogelijk het Vlaams akker- en graslandareaal op te splitsen in relatief homogene regio's met een grotere of kleinere ruimtelijke variabiliteit. De differentiatie van de ruimtelijke variabiliteit wordt weergegeven door de variatiecoëfficiënt van het OS% (Fig. 14C en 15C). Voor Belgische bodems bestaat er een relatief constante verhouding tussen het OS% en het OC% van 2 (Sleutel et al., 2007). Hierdoor kunnen de resultaten van WP3 omtrent OS variabiliteit direct vertaald worden naar BOC, zoals ook verder gehanteerd in WP4.

Zoals besproken in 4.5 ligt voor het akkerlandareaal een onderscheid tussen de relatief ruimtelijk heterogene **Kempen** en de rest van Vlaanderen voor de hand (Fig. 14C). Dit subgebied komt deels overeen met de associatie van de Noorder-Kempen, waarin de bodems bestaan uit natte of droge zandgronden met podzolprofiel. De topografie is golvend en heeft een uitgesproken microreliëf (op korte afstand hoogteverschillen tot 2 m). De situatie in de rest van de Kempen is vergelijkbaar. De beperkte verschillen in topografie en textuur alleen verklaren wellicht onafdoende de grote heterogeniteit in OC%. Als mogelijk belangrijke oorzaak van de grotere heterogeniteit zou de recentere omzetting naar akkerland in de Kempen kunnen worden aangehaald. Grote omzettingen van grasland, heide en bos naar akkerland gebeurden in de Kempen pas begin en midden 20<sup>e</sup> eeuw. Daarentegen staat de veel langere cultivatie van de zandleemstreek, leemstreek en grote delen van de zandstreek, die al dateert van in de middeleeuwen. De grote variabiliteit van het OC% van akkers ten tijde van de bodemkartering (jaren 50-60) zou een gevolg kunnen zijn van verschillen in het omzettingstijdstip en in het voorgaand landgebruik in deze regio. Het lijkt waarschijnlijk dat de ruimtelijke variabiliteit in deze regio vandaag nog steeds groter zou zijn dan in overig Vlaanderen, wat een specifieke **bemonsteringstrategie** verantwoordt, met een groter vereist aantal punten.

Daarnaast komt uit Fig. 14C een relatief grotere variatiecoëfficiënt van het OC% naar voren in de **Noord-Westelijke Zandstreek** (Maldegem, Knesselare, Wingene, Ruislede, Beernem, Oostkamp). Ook hier weer zou een recentere historiek van landgebruik omzettingen een

verklaring kunnen zijn. Grote delen van dit gebied, dat nog op de ‘de Ferraris’ kaart (daterende 1775) als ‘veld’ (=een ruig heidelandschap) of als bos staat aangegeven, werden pas in de 19e en 20e eeuw naar akkerland omgezet (cfr. Piessens (2006)). Bovendien werden in vorig onderzoek aanwijzingen (Sleutel et al., 2008) gevonden voor de aanwezigheid van een omvangrijke recalcitrante OC-fractie in deze zandbodems. Deze recalcitrantie van relicte OC vermoedelijk gevormd onder heide of bos verklaart mede het huidige nog zeer hoge OC% van akkerland in deze regio.

Tenslotte hadden, zoals aangehaald in 4.6, de **Polders** ook een gemiddeld hogere variatiecoëfficiënt.

Uit de geostatistische analyse kunnen ruwweg volgende variatiecoëfficiënten besloten worden: 0.7 %OC voor de **Kempen**, 0,5 %OC voor de **Noord-Westelijke zandstreek** en de **Polderstreek**, 0.3 %OC voor **overig Vlaanderen**. Van belang hier zijn de grootteorden, de gebruikte data dateren immers uit de jaren 50-60 en door niet uniforme staalnamedensiteit zijn artefacten, zeker aan de grenzen van het Vlaamse grondgebied niet uit te sluiten.

### 5.1.2 *Grasland*

Uit de geostatistische analyse van OC% gegevens daterende uit de bodemkartering blijkt dat de ruimtelijke variatie van grasland vooreerst veel groter is dan in akkerland. Dit blijkt uit de gemiddelde variatiecoëfficiënt die vnl. varieert tussen 0.5 en 0.7 %OC (Fig. 15C). Er is ook een beperktere ruimtelijke differentiatie in subgebieden met relatief homogene variatiecoëfficiënt, hoewel deze, net zoals bij akkerland, groter is in de Kempen dan in de rest van Vlaanderen. Een grote ruimtelijke variabiliteit blijkt echter algemeen voor te komen over geheel Vlaanderen, maar de oorzaak waarom deze dan groter is dan bij akkerland is niet meteen duidelijk. Integendeel, verschillen in OC-balans beïnvloedende beheersaspecten zijn wellicht beperkter binnen graslanduitbating in vergelijking tot akkerbouw waar teeltrotatie, bemesting en ploegdiepte allen variëren. Een mogelijke hypothese is misschien het feit dat grasland zowel op nattere lager gelegen delen van het landschap voorkomt alsook op droge plaatsen, in tegenstelling tot akkerbouw welke onmogelijk is op een te natte bodem. Zo rapporteerde Van Hove (1969) dat binnen lichtere texturen 84% van de opgemeten profielen als ‘droog’ tot ‘matig nat’ geklasseerd werden voor akkerland. Bij de permanente weilandprofielen klasseerde men 85% van de profielen als ‘matig nat’ tot ‘zeer nat’. Daarnaast zijn drainagesystemen ook veel algemener in akkerland, wat tot een verdere uniformisering van de drainagetoestand van zandige akkerlandbodems kan hebben geleid. Het lijkt dus logisch dat er een grotere variatie in drainagetoestand voorkomt binnen het graslandareaal en dit met evidente gevolgen op de variabiliteit in OC%.

Daarnaast zou het verschil in bodemdichtheid tussen gemaaide en begraasde percelen een extra variatie in de grasland OC-concentraties kunnen verklaren. Ten tijde van de bodemkartering met beperktere machinale belasting kan het onderscheid tussen compactie door veebezetting en door landbouwmachines aanzienlijk geweest zijn.

## 5.2 Detecteerbaarheid van BOC voorraad veranderingen

De detecteerbaarheid van een bepaald verschil in BOC-voorraad voor een bepaald subgebied is afhankelijk van de herbemonstering strategie (5.2.1)

### 5.2.1 Gepaarde of willekeurige bemonstering

Zoals ook naar voor kwam uit WP1 (studie Hoogland et al. (2006) en van Wesemael et al. (2011)) is een monitoringsopzet met gepaarde herhalingen efficiënter dan een willekeurige bemonstering van velden. De **power  $1-\beta$**  van een t-toets op gepaarde (geo-gerefereerde) waarnemingen is groter dan van een klassieke tweezijdige t-toets (of m.a.w. er is een kleinere kans  $\beta$  dat ten onrechte besloten wordt dat er geen verschil is in BOC-voorraad). De power  $1-\beta$  is afhankelijk van de steekproefgrootte en bijgevolg zal bij een toevallige herbemonsteringstrategie een groter aantal meetpunten vereist zijn om dezelfde power te garanderen als bij gepaarde bemonstering van geo-gerefereerde punten.

Een concreter beeld kan bekomen worden uit de studie door Van Meirvenne et al. (1996) waarin het verschil in OC in de bouwvoor van akkerland tussen de jaren 50-60 (bodempartering) en begin jaren 90 voor de provincie West-Vlaanderen werd bepaald a.d.h.v. geogerefereerde punten. Nemen we het voorbeeld van de West-Vlaamse zandstreek met 132 meetpunten,  $\alpha = 0.05$ , een waargenomen OC% verschil van 0.18%, en de standaardafwijkingen op deze data. Onder die condities komen we bij een gepaarde t-test (gepaarde herbemonstering) uit op een power 0.99. Dit indien we een temporele correlatie tussen de datasets op beide tijdstippen van bv. 0.7 (cfr. Hoogland et al. (2006)) veronderstellen. In het geval van niet-gepaarde waarnemingen (independent samples t-test) is de power onder deze condities 0.89.

Het aantal bemonsteringslocaties lag zeer hoog in de studie van Van Meirvenne et al. (1996). Het lijkt onwaarschijnlijk dat een dergelijke dichtheid voor geheel Vlaanderen (akkerland en weiland) zou kunnen worden gehanteerd in een toekomstige monitoring. De power van een gepaarde of onafhankelijke t-test is echter sterk afhankelijk van het aantal waarnemingen. Terug in het geval van de West-Vlaamse zandstreek geeft Fig. 16 het verloop van de power weer in functie van het aantal herbemonsteringslocaties. Bij bv. 50 punten was de power  $1-\beta$  0.94 of m.a.w. er is in dat geval een kans  $\beta$  6% dat ten onrechte besloten wordt dat er geen verschil is in BOC-voorraad. Voor een toevallige herbemonstering is de power slechts 0.49 en  $\beta$  51%. Bij een lagere temporele correlatie wordt het voordeel van een systeem met gepaarde waarnemingen t.o.v. toevallige herbemonstering kleiner. In het geval dat er een temporele correlatie was van 0.5, is de power hier bij een gepaarde t-test voor 50 punten 0.77. Deze temporele correlatie is echter a priori ongekend en dit brengt een onzekerheid mee in de inschatting van de evaluatie van de performantie van een toekomstig monitoringsysteem. Het lijkt aannemelijk om uit te gaan van een correlatie van 0.5, een eerder conservatieve initiële schatting.

In verdere berekeningen van minimum detecteerbaar verschil en vereist aantal bemonsteringspunten (5.2.2 en 5.2.3) gaan we uit van een systeem met gepaarde waarnemingen van geo-gerefereerde bemonsteringslocaties.



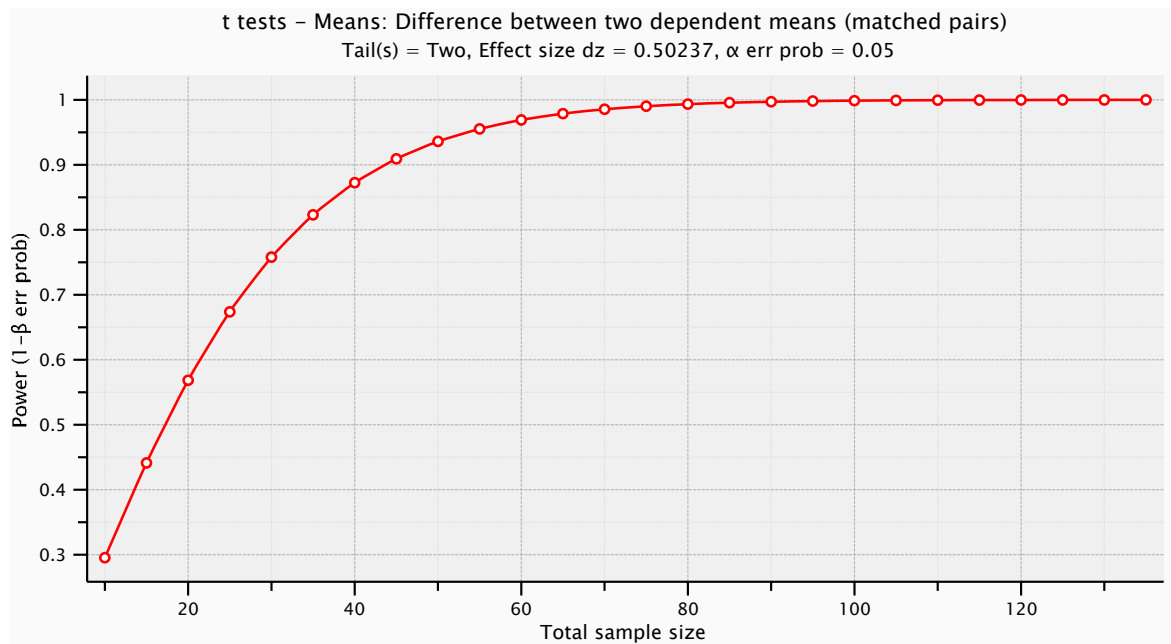


Fig. 16 Power (1-β) van een gepaarde t-test voor het waargenomen verschil in OC voorraad van akkerland in de West-Vlaamse zandstreek tussen 1952 en 1990 in functie van het aantal bemonsteringslocaties. (bepaald a.d.h.v. G\*Power 3.2.1)

### 5.2.2 Minimum detecteerbare BOC voorraad verandering Vlaanderen

Op regionaal of nationaal niveau is de detecteerbaarheid van BOC-voorraad veranderingen afhankelijk van het aantal bemonsteringen en de inherente ruimtelijke variabiliteit van BOC. Een eerste analyse van de detectielimiet en minimale termijn voor detectie werd reeds uitgevoerd binnen een vorige TWOL opdracht (LA BOD/STUD 2006 01 04 (Bodemkundige Dienst van België en Vakgroep Bodembeheer (2008)) voor het volledige Vlaamse akkerlandareaal. We hernemen hier deze analyse en hanteren de gebruikte methodiek om uitspraken te doen over de in 5.1 voorgestelde gebieden:

Onder de voorwaarden van gepaarde herhalingen kan het **statistische minimum detecteerbare verschil** (MDV) berekend worden. Een 100(1-α)% betrouwbaarheidsinterval rond  $D$ , het gemiddelde verschil in BOC-voorraad, kan geschreven worden (Barnett, 2002) als:

$$D - z_{\alpha} s \sqrt{2/n} < D < D + z_{\alpha} s \sqrt{2/n} \quad (5)$$

met  $n$  het aantal bemonsteringspunten,  $z_{\alpha}$  de waarde van de standaard normale verdeling bij waarschijnlijkheid  $\alpha$  en  $s^2$  de variabiliteit van de metingen op één bemonsteringstijdstip. Hieruit kan bekomen worden dat de minimum detecteerbare BOC-voorraad verandering gelijk is aan:

$$MDV = z_{\alpha} s \sqrt{2/n} \quad (6)$$

Indien we de BOC-voorraad verandering lineair in de tijd beschouwen met een constante "rate of change"  $k$  dan kunnen we de minimale termijn  $t$  voor de detectie van het MDV bepalen:

$$t = \frac{z_\alpha s \sqrt{2/n}}{k \sqrt{n}} \quad (7)$$

Deze vergelijking kan ook gebruikt worden om het aantal vereiste bemonsteringspunten  $n$  te berekenen voor de detectie van een verschil  $D$ :

$$n = \frac{2z_\alpha s^2}{D} \quad (8)$$

Zoals reeds aangehaald in 3.2 is  $s^2$  een schatter van de ruimtelijke variabiliteit van het BOC% in Vlaanderen ( $s^2_r$ ) of het beschouwde subgebied (b.v. gemeentelijk niveau), die eveneens de binnenperceels BOC% meetfout moet behelzen ( $s^2_p$ ), welke ook afhankelijk is van de fout op de OC analyse ( $s^2_a$ ). Morvan et al. (2007) schatten deze twee laatste termen op basis van meervoudige OC% bepalingen in 120 Europese velden. De variantiecoëfficiënt van de analytische fout bedroeg 2.6% en de variantiecoëfficiënt van de meetfout op bepaling van het OC% op perceelsniveau was afhankelijk van de perceelsgrootte (Fig. 17). Indien we rekenen met een gemiddeld OC% van 1.33 %OC (in 1999) voor Vlaamse akkerlanden (Sleutel et al., 2007) en een gemiddelde perceelsgrootte  $> 1$  ha dan kunnen  $s^2_a$  en  $s^2_p$  volgens Morvan's bepalingen gelijk aan  $(0.03 \%OC)^2$  en  $(0.11 \%OC)^2$  geschat worden.

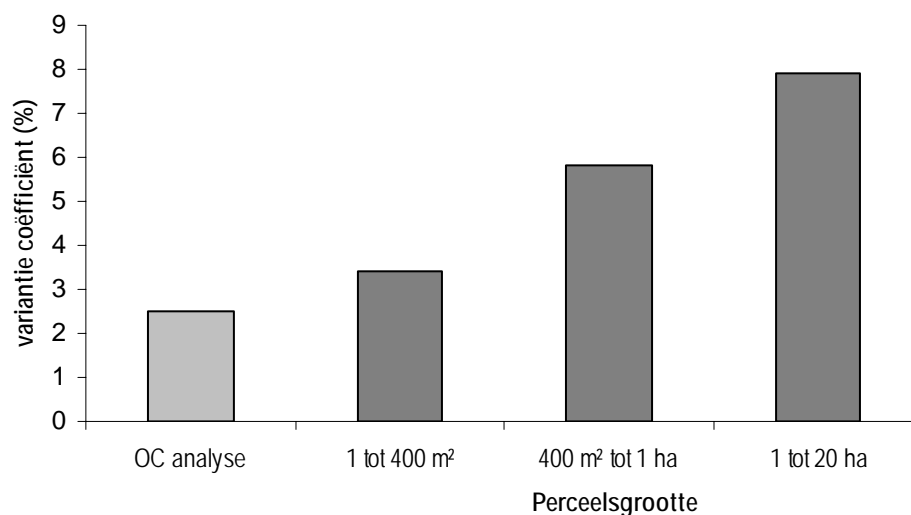


Fig. 17 Variantiecoëfficiënten van de OC% labo analyse en de OC% bepaling op perceelsniveau (naar Morvan et al., 2007)

$s^2_r$  met opsplitsing in deelgebieden

Hernemen we onze berekeningen binnen TWOL opdracht LA BOD/STUD 2006 01 04 voor de derde term  $s_r^2$  **akkerland**, dan kan  $s_r^2$  per deelgebied worden geraamd uit gemeentelijke OC%-gegevens van de Bodemkundige Dienst van België (jaar 1999). (gemiddelden met standaardafwijking, zoals ook gehanteerd door Sleutel et al. (2007))

Dit levert een  $s_r^2$  van  $(0.458 \%OC)^2$  voor de Polders en de Noordwestelijke Vlaamse Zandstreek;  $(0.265 \%OC)^2$  voor de Zandleemstreek, Leemstreek en Oostelijke Vlaamse Zandstreek; en  $(0.417 \%OC)^2$  voor de Kempen. De  $s_r^2$  voor de Polders en de Noordwestelijke Vlaamse Zandstreek, geraamd op basis van de Bodemkundige Dienst van België BOC gegevens uit 1999, ligt hoger dan verwacht op basis van de geostatistische analyse van de Aardewerk databank. Dit toont aan dat, naast de BOC-voorraden zelf, de ruimtelijke variabiliteit ook is gewijzigd sinds de jaren 50-60. Tabel 12 geeft het resulterende berekende minimum detecteerbaar verschil per subregio, ervan uitgaande dat het volledig Vlaamse akkerlandareaal a.d.h.v. 1000 punten wordt bemonsterd. Indien de verdeling van deze 1000 punten enkel gebaseerd wordt op de ruimtelijke verdeling van de oppervlakte cultuurgrond, dan worden in de Kempen slechts 69 plaatsen bemonsterd, in de Polders en Noord-Westelijke Vlaamse Zandstreek 189 en in overig Vlaanderen (Zandleemstreek, Leemstreek en Oostelijke Vlaamse Zandstreek) 742 punten. Dit leidt tot aanzienlijke verschillen in het minimum detecteerbaar verschil van BOC tussen de deelgebieden (Tabel 12).

Het gewogen gemiddeld detecteerbaar verschil voor **akkerland** in Vlaanderen is 0.081 %OC. Voor een gemiddelde bodemdichtheid van  $1.4 \text{ g cm}^{-3}$  en een diepte van 30 cm komt dit neer op een gemiddelde BOC-voorraad verandering van  $3.42 \text{ t OC ha}^{-1}$ . In een geoptimaliseerde verdeling van de locaties, met groter aantal punten in de Kempen, de Polders en Noordwestelijke Vlaamse Zandstreek kan het gewogen gemiddelde minimum detecteerbaar verschil van Vlaams akkerland beperkt worden teruggebracht tot  $3.25 \text{ t OC ha}^{-1}$ .

Een analoge puntendichtheid per ha **grasland** zou neerkomen op 444 punten voor het volledig Vlaamse graslandareaal. Een opsplitsing van deze 444 punten naar de deelgebieden volgens hun permanent weilandoppervlakte brengt dit tot 151 punten voor de Kempen enerzijds en 293 punten voor overig Vlaanderen anderzijds. Op basis van een analoge analyse van de gegevens van de Bodemkundige Dienst van België (jaar 1999) (Mestdagh et al., 2009) berekenen we voor **grasland** in de Kempen een  $s_a^2$  van  $(0.003 \%OC)^2$  een  $s_p^2$  van  $(0.03 \%OC)^2$  en  $s_r^2$  van  $(1.003 \%OC)^2$ . Door de grotere ruimtelijke variabiliteit in OC% in de Kempen is het minimum detecteerbaar verschil daar een stuk ( $9.7 \text{ t ha}^{-1}$ ) hoger dan in overig Vlaanderen ( $6.7 \text{ t ha}^{-1}$ ).

Het gewogen gemiddeld detecteerbaar verschil voor Vlaanderen is  $7.73 \text{ t OC ha}^{-1}$ . In een geoptimaliseerde verdeling van de locaties kan het gewogen gemiddelde minimum detecteerbaar verschil beperkt worden teruggebracht tot  $7.68 \text{ t OC ha}^{-1}$ . Een stratificatie in deelgebieden levert dus inderdaad slechts een zeer beperkte winst in detecteerbaarheid op in het geval van grasland en lijkt dus weinig zinvol. Dit is een logisch gevolg van de over Vlaanderen algemeen voorkomende hoge ruimtelijke variabiliteit van OC% in grasland, zoals ook besloten werd uit de geostatistische analyse.

**Tabel 12 Minimum detecteerbaar verschil in BOC en aantal meetpunten per subregio bij een gepaarde herbemonstering met gelijke en geoptimaliseerde spreiding van 1000 meetpunten over het Vlaamse akkerlandareaal en 444 punten over het Vlaamse graslandareaal.**

Deelgebieden	$s_r^2$  ((%OC) <sup>2</sup> )	Minimum Detecteerbaar Verschil					
		Gelijke spreiding			Verbeterde spreiding		
		n	(%OC)	(t OC ha <sup>-1</sup> ) <sup>a</sup>	n	(%OC)	(t OC ha <sup>-1</sup> )
<b>Akker</b>							
Polders & Noordwestelijke Vlaamse Zandstreek	0.458	189	0.139	5.8	300	0.110	4.6
Oostelijke Vlaamse Zandstreek, Zandleemstreek & Leemstreek	0.265	742	0.054	2.3	550	0.063	2.6
Kempen	0.417	69	0.219	9.2	150	0.149	6.3
<b>Permanent Grasland</b>							
Kempen	0.939	151	0.230	9.7	175	0.213	9.0
Overig Vlaanderen	1.003	293	0.160	6.7	269	0.167	7.0

<sup>a</sup> uitgaande van 0-30cm diepte en een bodemdichtheid van 1.4 g cm<sup>-3</sup>

Als bemerking dient vermeld dat Vanhoof et al. (2011) tot een hogere relatieve CV van 5 tot 11% kwamen voor de analytische OC bepaling van vier Vlaamse akkers. Ook Goidts et al. (2009) kwamen voor Wallonië tot een variatiecoëfficiënt voor de analytische fout die bijna 3x hoger is dan de hier gehanteerde waarde volgens Saby et al. (2003). De  $s_a^2$  door Morvan et al. (2007) zou dus onderschat kunnen zijn. Een 3x grotere  $s_a^2$  of  $s_p^2$  zou echter een beperkte invloed hebben op het minimum detecteerbaar verschil gezien de regionale ruimtelijke variatie (vertegenwoordigd door  $s_r^2$ ) een veel grotere invloed uitoefent. Goidts et al. (2009) voerden een analyse uit van de propagatie van verschillende foutentermen, die bijdragen op de gehele onzekerheid op regionale OC voorraad schattingen. Hierbij werd het specifieke geval van een schatting van de OC voorraad in bodems in Wallonië beschouwd, waarbij de bemonsterde punten moesten samenvallen met oorspronkelijke bemonsteringslocaties van de Nationale Bodemkartering. Zij vermelden indien enkel de labo analysefout van in rekening wordt gebracht er een onzekerheid van 5-12% op de bepaling voorraad wordt geïntroduceerd. De fout op schatting van de OC voorraad op perceelsniveau waarin dus ook de variabiliteit in bulk dichtheid en OC gehalte worden opgenomen is 15-26%. De globale fout op schatting van de OC voorraad op regionaal niveau was 15-35%. Voor akkerland in Wallonië stemt dit overeen met een minimum detecteerbaar verschil van 3.2 g OC kg<sup>-1</sup> of omgerekend zo'n 4.8 t OC ha<sup>-1</sup>. Hoewel de relatieve grootte van de foutentermen verschilde in de studie door Goidts et al. (2009) is dit minimum detecteerbaar verschil vergelijkbaar met de uitkomst van deze studie.

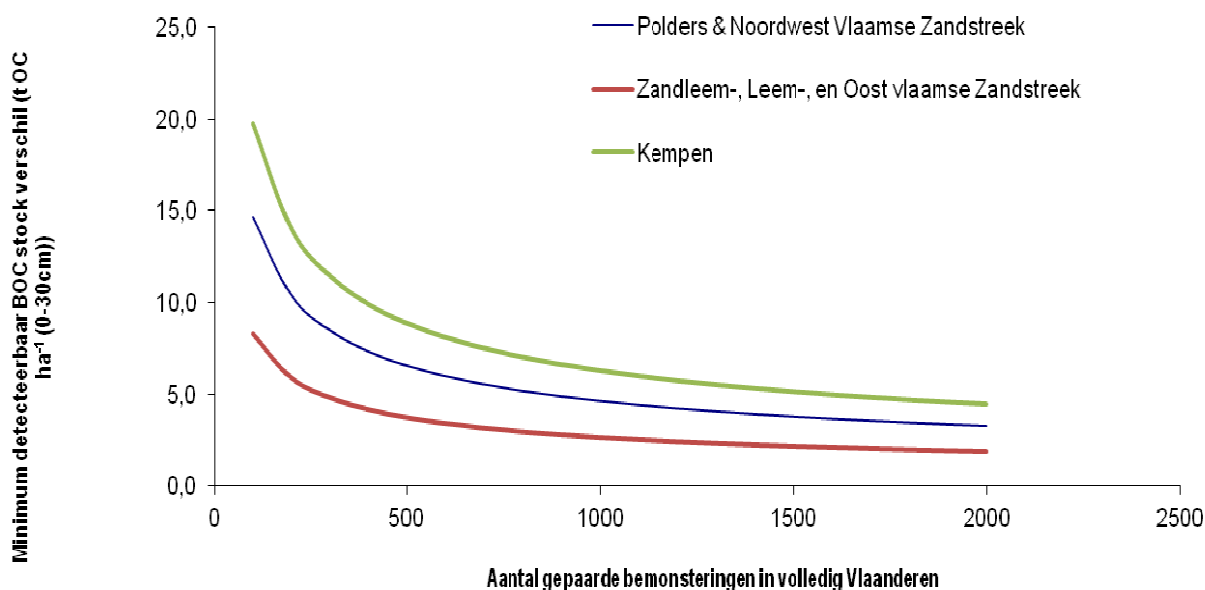


Fig. 18 Verband tussen het aantal gepaarde bemonsteringen en het geraamde minimum detecteerbaar BOC stock verschil (0-30 cm) in Vlaamse akkerlanden

### 5.2.3 Temporele variabiliteit BOC

Sleutel et al. (2006) simuleerden toekomstige BOC-voorraad veranderingen in Vlaamse akkerlanden onder ongewijzigd landbouwbeheer (referentieperiode 1990-2000). Zij schatten dat onder deze omstandigheden een gemiddelde BOC-voorraad daling van  $-0.15 \text{ t OC ha}^{-1} \text{ yr}^{-1}$  zich zal voordoen tijdens de periode 2008-2012. Uitgaande van deze simulatie kan de detectieperiode van een minimum detecteerbaar verschil van  $3.25 \text{ t OC ha}^{-1}$  geschat worden op 21 jaar indien voor 1000 geo-gerefereerde gepaarde bemonsteringen worden uitgevoerd. Voor een totaal van 1500 en 2000 bemonsteringslocaties voor akkerland daalt het minimum detecteerbaar verschil naar 2.66 en  $2.30 \text{ t OC ha}^{-1}$ , respectievelijk, wat overeenstemt met een detectieperiode van en 17.7 en 15 jaar. Deze detectieperiode is natuurlijk sterk afhankelijk van de toekomstige BOC-voorraad veranderingen. Indien de grootteorde van toekomstige BOC-voorraadveranderingen eerder gelijk zou blijven lopen met de gedurende de jaren 90 geobserveerde trends, nl. een daling van  $-0.48 \text{ t OC ha}^{-1} \text{ yr}^{-1}$  dan neemt de detectieperiode af met een factor 3. Recente gegevens van de Bodemkundige Dienst van België duiden in tegendeel erop dat dit niet het geval is. BOC voorraad wijzigingen kunnen ook regionaal verschillen. Tenslotte gingen we in bovenstaand voorbeeld ervan uit dat de ruimtelijke variabiliteit van het OC% zelf niet wijzigt, wat eveneens een vereenvoudiging van de werkelijkheid is.

De grootte van toekomstige BOC voorraad veranderingen is zeer moeilijk in te schatten en bijgevolg is het niet mogelijk om een juiste detectieperiode te schatten. De hier aangehaalde rekenvoorbeelden tonen wel aan dat het geen zin heeft om een **meetfrequentie** van minder dan 10 jaar te hanteren.

Een tweede punt is de **power** van de gepaarde t-test die gebruikt zou worden om een verandering in OC voorraad te detecteren. Het is erg waarschijnlijk dat bij de huidige ruimtelijke variabiliteit en grootteorde van te verwachten veranderingen in BOC voorraden een t-test na 10 of zelfs 20 jaar zou aangeven dat er geen veranderingen hebben opgetreden in BOC voorraad. Dit betekent niet dat er in de realiteit geen BOC voorraad verandering heeft opgetreden, maar dit zou veeleerder kunnen betekenen dat het (her)bemonsteringsnetwerk ontoereikend was om deze te detecteren. De kans op ten onrechte foutieve besluit dat er geen verandering plaatsvond in BOC voorraad (de nulhypothese) is gelijk aan 1-power. Hoe groter de power van de gepaarde t-test, hoe kleiner dus de kans op dit ten onrechte foutieve besluit.

Zoals aangehaald in **5.2.1** heeft de correlatie tussen de BOC voorraden op de twee verschillende meettijdstippen een grote positieve impact op de power van een gepaarde t-test. Het is echter niet steeds duidelijk wat het verband tussen de aanwezige BOC voorraad en kans op verandering in deze voorraad is. Logischerwijze kan men een potentieel sterkere daling verwachten in bodems met relatief hoge BOC voorraad, zoals ook inderdaad geconstateerd werd door Kirk & Bellamy (2010). Uit voorgaand onderzoek (Sleutel et al., 2003b; 2006) blijkt dat er in Vlaanderen specifiek voor zandbodems een slecht verband bestaat tussen de 1990 BOC gehalten en de in de jaren 90 geconstateerde dalingen in BOC voorraden. Dit verband was beter voor de andere texturen. M.a.w. er kan een lagere correlatie verwacht worden voor zandbodems en dus lagere power van een gepaarde t-test. De in **5.2.2** bepaalde toebedeling van bemonsteringspunten aan de subregio's Kempen en Noordwestelijke Vlaamse Zandstreek is daardoor ontoereikend om in deze gebieden een gelijke power op de t-test te bekomen als in overig Vlaanderen.

### **5.3 Benchmark sites**

Een alternatief voor representatieve gebiedsomvattende herbemonstering zou kunnen bestaan uit de opvolging van een beperkter aantal zeer specifiek gekozen velden (benchmark sites), zoals ook reeds gesuggereerd door Smith (2004). De representativiteit van benchmark sites is echter enkel gegarandeerd tot een beperkt homogeen gebied. Het bovenvermelde (**WP1**) Duitse Boden-Dauerbeobachtungsflächen netwerk heeft daarom niet de kwantificering van BOC voorraad veranderingen als ambitie maar dient als een 'early warning system' van bodemdegradatie en om de gevolgen van gewijzigd landbouwbeleid op BOC in te schatten.

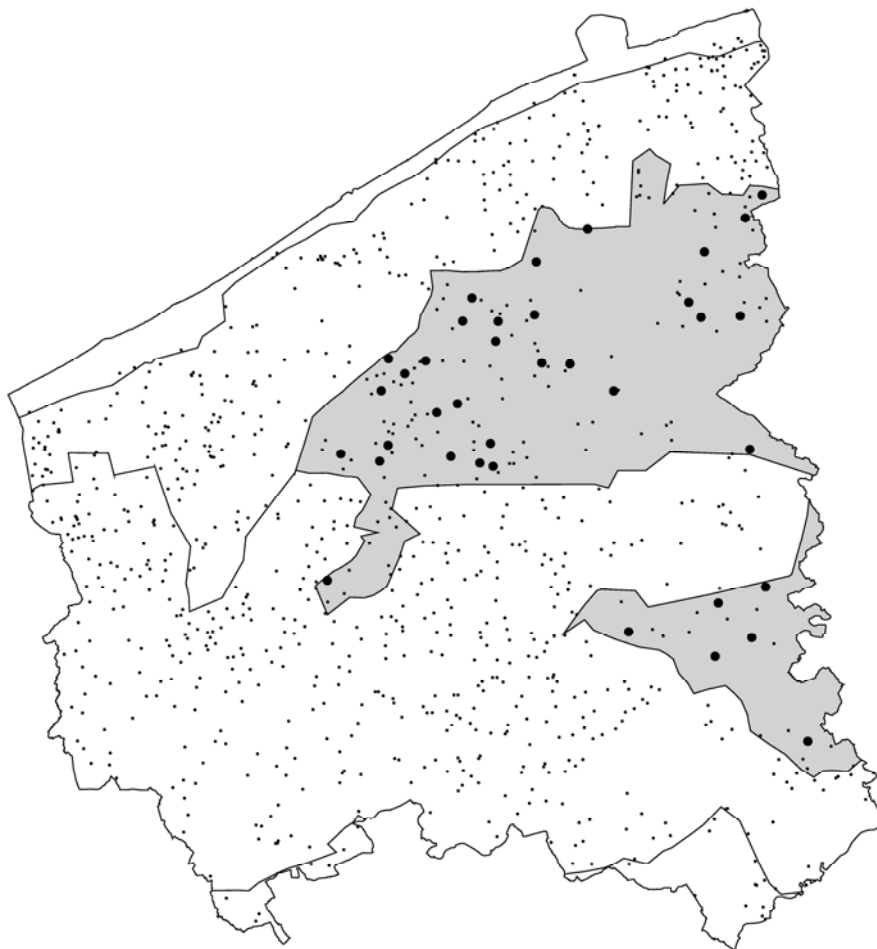
De representativiteit van 'benchmark sites' voor BOC voorraadverandering wordt hier bestudeerd voor akkerbouw in de provincie West-Vlaanderen als case study. Meer bepaald hernemen we de Nationale Bodemkartering herbemonstering dataset (studie vakgroep bodembeheer UGent (Van Meirvenne et al. (1996)). Er wordt toegespitst op 'case studies' voor de groenteteelt in centraal West-Vlaanderen, de polderstreek en zandstreek. Hiertoe zal worden nagegaan in hoeverre de BOC voorraad verandering van bv. één of meerdere toevallig geselecteerde meetpunten overeenstemt met de gemiddelde verandering van deze subgebieden.

#### **Berekening Puntendichtheid**

Fig. 19 toont de spreiding van de 939 herbemonsterde in 1989-1993 uit de Nationale Bodemkartering profielen op akkerland in West-Vlaanderen. Binnen de deelgebieden Polders,

Zandstreek en de groentestreek in centraal West-Vlaanderen (hier benaderd door de volledige gemeenten Staden, Hooglede, Lichtervelde, Roeselare, Ardoonie, Kortemark) bevinden zich respectievelijk 315, 207 en 102 punten.

Uit deze bemonsteringspunten werden per deelgebied respectievelijk 10, 25, 50 en 100 punten toevallig geselecteerd. Deze procedure werd nog twee keer herhaald. De berekende gemiddelde BOC voorraadveranderingen van deze gegenereerde profielselecties werden vergeleken met de OC voorraadverandering die berekend werd op basis van de volledige dataset (dus op basis van hetzij 315, 207 of 102 profielen). De relatieve gemiddelde absolute afwijkingen (van 3 herhalingen) t.o.v. deze referentie BOC voorraad verandering worden weergegeven in Tabel 13. Een voorbeeld van een puntselectie voor de Zandstreek wordt eveneens gegeven in Fig.19.



**Fig. 19** Verdeling van 939 in 1989-1993 herbemonsterde Nationale Bodemkartering profielen op akkerland in West-Vlaanderen (studie Vakgroep Bodembeheer UGent (Van Merivenne et al. (1996)), met een voorbeeld van toevallige selectie van 40 benchmark sites in de West-Vlaamse zandstreek

**Tabel 13 Berekende root mean square error van geschatte bouwvoor OC voorraadveranderingen tussen 1950-60 en 1990 in West-Vlaanderen voor 10, 25, 50 of 100 toevallig geselecteerde benchmark sites en de geobserveerde OC voorraad verandering**

Deelgebieden	Aantal herbemonsterde Profielen	$\Delta$ OC voorraad <sup>a</sup> (t OC ha <sup>-1</sup> )	Root Mean square error (t OC ha <sup>-1</sup> ) en ((% van $\Delta$ OC voorraad))			
			10	25	50	100
			benchmark sites	benchmark sites	benchmark sites	benchmark sites
Polders	315	5.92±0.98	4.0 (67%)	3.2 (54%)	3.1 (52%)	0.9 (15%)
Zandstreek	207	10.10±1.17	6.9 (68%)	2.2 (22%)	1.2 (12%)	1.1 (11%)
Groentestreek Centraal WVl	102	14.96±1.47	5.2 (35%)	1.7 (12%)	1.3 (9%)	-

<sup>a</sup> gemiddelde OC voorraad verandering bouwvoor 1990 t.o.v. 1950-60 ± standaardfout op gemiddelde voorraad verandering

Deze oefening levert geen vaste voorspelling van de afwijking, maar veeleer een maat voor de grootteorde in hoeverre een OC voorraad verandering berekend op basis van een beperkt aantal 'benchmark sites' kan afwijken van de 'werkelijke' OC voorraad verandering. Een acceptabele gemiddelde afwijking (bv. zo'n 20-30%) zou op basis van deze beperkte analyse een puntendichtheid van **1 site per 10km<sup>2</sup> bouwland** vergen. We vonden in de geostatistische analyse geen aanwijzingen om te besluiten dat de ruimtelijke variabiliteit van de OC voorraden hoger is in de provincie West-Vlaanderen t.o.v. het overige Vlaamse grondgebied. Indien we uitgaan van deze puntendichtheden voor het volledig Vlaamse akkerland areaal dan zou een 'benchmark sites' systeem in Vlaanderen zo'n 360 sites vergen, of grofweg ongeveer **1.2 per gemeente**.

Deze schatting is nog optimistisch omdat een dergelijke puntendichtheid te laag blijkt voor de ruimtelijk relatief heterogene Polders, waar een dubbele tot driedubbele puntendichtheid vereist zou zijn. Dit gaat ook op voor de Kempen welke in bovenstaande analyses een vergelijkbare ruimtelijke variabiliteit in OC% vertoont als de Polders en Noordwestelijke Vlaamse Zandstreek. Een stratificatie van de verdeling van de benchmark sites lijkt dus aangewezen. In totaal zijn dus wellicht minimaal een 400 tal benchmark sites nodig voor het gehele Vlaamse akkerland met een relatief grotere toekenning aan de Kempen, de West-Vlaamse Polders en de Noordwestelijke Vlaamse Zandstreek

In het geval van een strengere 10% toelaatbare gemiddelde afwijking wordt de vereiste dichtheid ongeveer 1 site per 3km<sup>2</sup> ofwel zo'n 1200 benchmark sites voor geheel Vlaanderen.



## 6 Algemeen Besluit

Op basis van een screening van EU initiatieven voor BOC monitoring (WP1) en analyse van literatuur en Vlaamse BOC-data (WP2) formuleren we een aantal aanbevelingen voor een bemonsteringsmethodiek:

Pedotransferfuncties voor schatting van de **bodemdichtheid** op basis van textuur en OC% presteren algemeen zwak en kunnen grote fouten (onzekerheden) introduceren in de berekening van BOC voorraden. In overeenstemming met alle huidige initiatieven voor BOC monitoring in buurlanden blijkt meting van bodemdichtheid in het veld een vereiste.

De huidige norm voor **OC analyse** binnen onderzoek en meer en meer ook binnen voorlichting is elementanalyse (dry combustion), zo ook in de onderzochte EU monitoring initiatieven. In navolging daarvan zou een eerste dubbele meting (klassieke Walkley & Black methode en dry combustion) op bv. 10% van alle stalen een vergelijking met historische BOC datasets toelaten. Vnl. in grasland en onder no-till beheer kunnen middellange termijn veranderingen in bodemdichtheid optreden. Idealiter wordt de bemonsteringsdiepte hieraan aangepast om een gelijke bodemmassa te bemonsteren.

**Diepte**-extrapolatie van het OC% a.d.h.v. een pedotransferfunctie blijkt met name voor akkerland onaanvaardbaar grote fouten op de BOC voorraad te introduceren. Voor grasland bestaat er een iets beter verband tussen het OC% van de oppervlakte laag en dieper (>30cm) gelegen lagen. In Vlaanderen zijn echter voor akkerland beperkte wijzigingen in BOC-voorraad in de diepere bodemlagen te verwachten. Een bemonstering tot op bouwvoordiepte of tenminste tot 30cm zou volstaan. In grasland is er een grotere temporele variabiliteit in diepere lagen en is een bemonstering tot op 70cm raadzaam. Als compromis zou tot bv. 40-50 cm bemonsterd kunnen worden met diepte extrapolatie tot bv. 1m. Indien de Vlaamse overheid wil inzetten op no-tillage als maatregel om de OC-voorraad in bodems te verhogen zal bemonsteren tot 50-60 cm in akkerland belangrijk zijn.

Om tegemoet te komen aan jaarlijkse schommelingen in het OC% en de bodemdichtheid lijkt de winter meest aangewezen als **monstername tijdstip**.

Uit een geostatistische analyse van het OS% in Vlaams akker- en grasland (WP3) en uit bespreking van detecteerbaarheid van Vlaamse BOC voorraad veranderingen (WP4) besluiten we het volgende: Gebruik van **gepaarde** (i.p.v. toevallige) **herbemonstering** van geo-gerefereerde punten leidt tot een verminderde kans om ten onrechte te concluderen dat er geen wijziging in BOC-voorraden plaatsvond. Dit onderscheid tussen beide monstername strategieën wordt des te groter bij een kleiner aantal punten. De regionale ruimtelijke variabiliteit in het BOC heeft een veel grotere impact op de onzekerheid van de BOC-voorraad schatting dan perceelsvariabiliteit en de analysefout op OC%. Dit kan een argument zijn om bij voorkeur meer tijd/geld voor een toekomstig systeem te investeren in een groter aantal punten dan bv. in een meer gedetailleerde monstername maar van minder percelen.

Geostatistische analyse van de Aardewerk databank duidde op een tweedelige schaal van de ruimtelijke afhankelijkheid van het OS%. Binnen een schaal van 4-5 km is er een afhankelijkheid bepaald door relatief homogeen beheer en daarbuiten tot 20-50km bepaald door relatief homogene bodemeigenschappen. Verder vonden we een regionale differentiatie binnen Vlaanderen van de ruimtelijke variabiliteit van het OS% (en dus OC%). Op basis van deze

analyse kan een grotere ruimtelijke heterogeniteit in OC% verwacht worden in de Kempen, de Polders en Noordwestelijke Vlaamse Zandstreek. Deze analyse werd ook bevestigd door recentere analysegegevens van de Bodemkundige Dienst van België (2000). Een groter aantal bemonsteringspunten zal dan ook vereist zijn om aan de grotere heterogeniteit in deze gebieden tegemoet te komen met gelijk minimum detecteerbaar verschil in BOC voorraad als in de rest van Vlaanderen. Hoewel een vast grid systeem gehanteerd wordt door Frankrijk pleiten een Nederlandse en Britse studie voor een gestratificeerde toevallige bemonstering met vaste locaties. Een dergelijk systeem zou ook aangewezen zijn om in te spelen op de regionaal verschillende ruimtelijke variabiliteit binnen het Vlaamse akkerlandareaal. Bij toekomstige bodemmonitoring zou een gestratificeerd netwerk met een initiële aanvulling van extra toevallige punten een 'geüpdate' geostatistische analyse van de ruimtelijke variabiliteit van het OC% toelaten, zoals gedemonstreerd binnen deze opdracht. Een aanzienlijk deel van de ruimtelijke variabiliteit kon binnen de hier uitgevoerde analyse echter niet worden verklaard door een onvoldoende aantal puntenparen met korte onderlinge afstand. Expliciete inclusie van transecten zou hieraan tegemoet komen.

Bij (her)bemonstering van Vlaams akkerland met een 1000 tal locaties bedraagt het minimum detecteerbaar verschil in BOC (0-30cm) zo'n 3 tot 4 t OC ha<sup>-1</sup>. De ruimtelijke variabiliteit van het OS% ligt hoger in grasland en komt algemeen voor over volledig Vlaanderen. Dit resulteert bij een gelijke puntendichtheid in een dubbel zo hoog minimum detecteerbaar verschil in grasland, van wellicht zo'n 7 tot 8 t OC ha<sup>-1</sup>. Onder de voorwaarden van een aantal realistische schattingen van te verwachten veranderingen in BOC voorraden in akkerland, lijkt een herbemonsteringsperiode van 20 jaar zinvol. Verschillende studies in buurlanden gaan uit van een herbemonsteringsfrequentie van 10 jaar. Een dergelijke kortere meetfrequentie heeft alleen zin op langere termijn (>30 jaar), indien herhaalde bemonsteringen in bv. een tijdserie analyse kunnen worden gecombineerd.

Een belangrijke strategische keuze voor opzet van een BOC-monitoringsysteem is of dit de ambitie heeft om met statistische significantie en power BOC-voorraden op te volgen of eerder om globale trends in bodemkwaliteit op te volgen. We bekeken binnen deze opdracht eveneens een systeem met een beperkt aantal monsternamen punten (benchmark sites) en beperktere ambities inzake statistische performantie. Uit de analyse blijkt zo'n monsternamen strategie nog steeds een puntendichtheid van zo'n 1 site per 10 km<sup>2</sup> te vergen om een acceptabele representativiteit van de benchmark sites te garanderen. We gingen hierbij uit van een random selectie van de puntlocaties. Een 'expert selectie' van deze sites zou mogelijk het vereiste aantal sites verder kunnen beperken. Een belangrijk voordeel van een dergelijk initiatief is wellicht de praktische en financiële haalbaarheid van simultane registratie van beheersgegevens en opvolging van andere bodemvariabelen. Inzake de opvolging van BOC-voorraden zou met name een berekening van de OC-balans per perceel zeer betekenisvol zijn ter evaluatie van het beleid en trends binnen de landbouwsector. Andere voorbeelden van meerwaarde zijn de mogelijkheid tot evaluatie van de combineerbaarheid van vereiste OC aanvoer met de N en P uitrijnormen. Tenslotte kunnen 'benchmark sites' gebruikt worden voor wetenschappelijk onderzoek en methode evaluatie (zoals in het bestaande Duitse BDF-systeem) voor veel meer parameters dan enkel BOC.

## 7 Referentielijst

- Alvarez, R., Alvarez, C.R., Lorenzo, G., 2001. Carbon dioxide fluxes following tillage from a mollisol in the Argentine Rolling Pampa. *European Journal of Soil Biology* 37, 161-166.
- Arrouyas, D., Balesdent, J., Germon, J.C., Jayet, P.A., Soussana, J.F., Stengel, P. (Eds.), 2002. Contribution a la lutte contre l'effet de serre. Stocker du carbone dans les sols agricoles de France? Expertise scientifique collective INRA, 332 pp.
- Barnett V, 2002 Sample survey: Principles and Methods. Arnold, Londen.
- Beckers, V., Jacxsens, P., Van De Vreken, Ph., Van Meirvenne, M., Van Orshoven, J. (2011). Gebruik en installatie van de bodemdatabank AARDEWERK-Vlaanderen-2010.
- Bellamy, P.H., Loveland, P.J., Bradley, R.I., Lark, R.M., Kirk, G.J.D., 2005. Carbon losses from all soils across England and Wales 1978–2003. *Nature* 937, 245-248.
- Black, H., Bellamy, P., Creamer, R., Elston, D., Emmett, B., Frogbrook, Z., Hudson, G., Jordan, C., Lark, M., Lilly, A., Marchant, B., Plum, S., Potts, J., Reynolds, B., Thompson, R., Booth, P., 2008. Design and operation of a UK soil monitoring network. Environment Agency, Bristol, 208 pp.
- Bodemkundige Dienst van België en Universiteit Gent Vakgroep Bodembeheer en bodemhygiëne. 2008. Ontwikkelen van een expertsysteem voor het adviseren van het koolstofbeheer in de landbouwbodems. LA BOD/STUD 2006 01 04 Studie in opdracht van Departement Leefmilieu, Natuur en Energie – ALBON, Bodemkundige Dienst van België en Universiteit Gent Vakgroep Bodembeheer en bodemhygiëne, 143pp.
- Boon W. 1984. Onderzoek naar het verband tussen het koolstofpercentage en de volumedichtheid van de grond. Intern Rapport Bodemkundige Dienst van België, Heverlee.
- D'Haene, K., 2008. The potential of reduced tillage agriculture in Flanders. PhD thesis, Ghent University, Gent, 199pp.
- Don, A., Scholten, T., Schulze, E.-D., 2009. Conversion of cropland into grassland: implications for soil organic-carbon stocks in two soils with different texture. *Journal of Plant Nutrition and Soil Science* 172, 53-62.
- Dou, F., Wright, A.L., Hons, F.M., 2007. Depth distribution of soil organic C and N after long-term soybean cropping in Texas. *Soil & Tillage Research* 94, 530-536.
- Eckelmann, W., Baritz, R., Bialousz, S., Bielek, P., Carre, F., Houšková, B., Jones, R.J.A., Kibblewhite, M.G., Kozak, J., Le Bas, C., Tóth, G., Tóth, T., Várallyay, G., Yli Halla, M., Zupan, M., 2006. Common criteria for risk area identification according to soil threats. European Soil Bureau Research Report No.20, EUR 22185 EN. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, 94pp.
- Fagroud, M. & Van Meirvenne, M. 2002. Accounting for soil spatial autocorrelation in the design of experimental trials on water-use efficiency. *Soil Science Society of America Journal*, 66-4, 1134-1142.

- Fantappiè, M., L'Abate, G., Costantini, E.A.C., 2010. Factors influencing soil organic carbon variations in Italy during the last three decades. In: Zdruli, P. et al. (Eds.), *Land Degradation and Desertification: Assessment, Mitigation and Remediation*. Springer Science + Business Media B.V., pp. 435–465.
- Finke, P.A., de Gruijter, J.J., Visschers, R., 2001. Status 2001 Landelijke Steekproef Kaarteenheden en toepassingen. *Gestructureerde bemonstering en karakterisering Nederlandse bodems*. Alterra, Wageningen, 62 pp.
- Gentile, R.M., Martino, D.L., Entz, M.H., 2005. Influence of perennial forages on subsoil organic carbon in a long-term rotation study in Uruguay. *Agriculture, Ecosystems and Environment* 105, 419-423.
- Goidts, E., van Wesemael, B., 2007. Regional assessment of soil organic carbon changes under agriculture in Southern Belgium (1955-2005). *Geoderma* 141, 341-354.
- Goidts, E., van Wesemael, B., Crucifix, M., 2009. Magnitude and sources of uncertainties in soil organic carbon (SOC) stock assessments at various scales. *European Journals of Soil Science* 60, 723-739.
- Goovaerts, P. 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press, Oxford.
- Hamza, M.A., Anderson, W.K., 2005. Soil compaction in cropping systems: a review of the nature, causes and possible solutions. *Soil & Tillage Research* 82, 121-145.
- Hanegraaf, M.C., Hoffland, E., Kuikman, P.J., Brussaard, L., 2009. Trends in soil organic matter contents in Dutch grasslands and maize fields on sandy soils. *European Journal of Soil Science* 60, 213-222.
- Hoogland, T., Knotters, M., Brus, D.J., Kuikman, P.J., 2006. Monitoring van veranderingen in de koolstofvoorraad in de Nederlandse bodem. *Ontwerp van een monitoringstrategie*. Alterra, Wageningen, 54 pp.
- Hopkins, D.W., Waite, I.S., McNicol, J.W., Poulton, P.R., MacDonald, A.J., O'Donell, A.G., 2009. Soil organic carbon contents in long-term experimental grassland plots in the UK (Palace Leas and Park Grass) have *not* changed consistently in recent decades. *Global Change Biology* 15, 1739-1754.
- Jolivet, C., Boulonne, L., Ratié, C., 2006. *Manuel du Réseau de Mesures de la Qualité des Sols*, édition 2006. Unité Infosol, INRA Orléans, 190 pp.
- Jones, R.J.A., Hiederer, R., Rusco, E., Montanarella, L., 2005. Estimating organic carbon in the soils of Europe for policy support. *European Journal of Soil Science* 56, 655–671.
- Kätterer, T., Andrén, O., Person, J., 2004. The impact of altered management on long-term agricultural soil carbon stocks – a Swedish case study. *Nutrient Cycling in Agroecosystems* 70, 179-187.
- Kibblewhite, M., Jones, R.J.A., Baritz, R., Huber, S., Arrouays, D., Micheli, E., Dufour, M.J.D., 2005. ENVASSO. Environmental Assessment of Soil for Monitoring. EC desertification meeting, 12-13 oktober 2005, Brussel.

- Kirk G.J.D., Bellamy P.H. 2010. Analysis of changes in organic carbon in mineral soils across England and Wales using a simple single-pool model. *European Journal of Soil Science* 61, 406-411.
- Kobza, J., 2010. Some statistical aspects of monitoring of soil change in Slovakia. 19<sup>th</sup> World Congress of Soil Science, Soil Solutions for a Changing World, 1-6 augustus, 2010, Brisbane.
- Krogh, L., Noergaard, A., Hermansen, M., Humlekrog Greve, M., Balstroem, T., Breuning-Madsen, H., 2003. *Agriculture, Ecosystems and Environment* 96, 19-28.
- Kuikman, P., de Groot, W., Hendriks, R., Verhagen, J., de Vries, F., 2003. Stocks of C in soils and emissions of CO<sub>2</sub> from agricultural soils in the Netherlands. *Alterra*, Wageningen, 42 pp.
- Kuikman, P.J., Ehlert, P.A.I., Chardon, W.J., van Beeck, C.L., Tóth, G., Oenema, O., 2008. Current status of risk assessment methodologies for soil organic matter decline. RAMSOIL project, 34 pp.
- La Scala Jr., N., Lopes, A., Spokas, K., Archer, D.W., Reicosky, D., 2009. First-order decay models to describe soil C-CO<sub>2</sub> loss after rotary tillage. *Scientia Agricola* 66, 650-657.
- Leroy, B., 2008. Soil food web, C and N transformations and soil structure: interactions and feedback mechanisms as a function of the quality of exogenous organic matter. PhD thesis, Ghent University, Gent, 246 pp.
- Manrique, L.A., Jones, C.A., 1991. Bulk density of soils in relation to soil physical and chemical properties. *Soil Science Society of America Journal* 55, 476-481.
- Marschner, B., Jüschke, E., 2009. Sensitivity of subsoil organic matter turnover to inputs of labile substrates. *International Symposium on Soil Organic Matter Dynamics: Land Use, Management and Global Change. Program & Abstracts. 6-9 July 2009. Colorado Springs, USA*, p. 67.
- Meersmans, J., van Wesemael, B., De Ridder, F., Fallas Dotti, M., De Baets, S., Van Molle, M., 2009. Changes in organic carbon distribution with depth in agricultural soils in northern Belgium, 1960-2006. *Global Change Biology* 15, 2739-2750.
- Mestdagh 2005. Carbon sequestration in different Flemish grassland ecosystems. PhD thesis Ghent University, Gent, 164 pp.
- Mestdagh, I., Sleutel, S., Lootens, P., Van Cleemput, O., Beheydt, D., Boeckx, P., De Neve, S., Hofman, G., Van Camp, N., Vande Walle, I., Samson, R., Verheyen, K., Lemeur, R., Carlier, L., 2009. Soil organic carbon-stock changes in Flemish grassland soils from 1990 to 2000. *Journal of Plant Nutrition and Soil Science* 172, 24-31.
- Moeskops, B., 2010. Biochemical and microbial indicators of soil quality in contrasting agro-ecosystems. PhD thesis, Ghent University, Gent, 225 pp.
- Morvan X., Saby N.P.A., Arrouays D., Le Bas C., Jones R.J.A., Verheijen F.G.A., Bellamy P.H., Stephens M., Kibblewhite M.G. 2008. Soil monitoring in Europe: A review of existing systems and requirements for harmonisation. *Science of the total environment* 391, 1-12.

- Mulvaney, R.L., Khan, S.A., Ellsworth, T.R., 2009. Synthetic nitrogen fertilizers deplete soil nitrogen: a global dilemma for sustainable cereal production. *Journal of Environmental Quality* 38, 2295-2314.
- Nieder, R., Richter, J., 2000. C and N accumulation in arable soils of West Germany and its influence on the environment. *Developments 1970 – 1998. Journal of Plant Nutrition and Soil Science* 163, 65-72.
- Oorts, K., 2006. Effect of tillage systems on soil organic matter stocks and C and N fluxes in cereal cropping systems on a silt loam soil in Northern France. PhD thesis, Katholieke Universiteit Leuven, Institut National Agronomique Paris-Grignon, Leuven, 178 pp.
- Pätzold, S., Mertens, F.M, Bornemann, L., Koleczek, B., Franke, J., Feilhauer, H., Welp, G., 2008. Soil heterogeneity at the field scale: a challenge for precision crop protection. *Precision Agriculture* 9, 367-390.
- Piessens K. 2006. Spatial and temporal patterns in the plant community composition of fragmented heathlands. PhD thesis, Catholic University of Leuven, Leuven.
- Prechtel, A., von Lützow, M., Uwe Schneider, B., Bens, O., Bannick, C.G., Kögel-Knabner, I., Hütti, R.F., 2009. Organic carbon in soils of Germany: *Status quo* and the need for new data to evaluate potentials and trends of soil carbon sequestration. *Journal of Plant Nutrition and Soil Science* 172, 601-614.
- Rawls, W.J., 1983. Estimating soil bulk density from particle size analysis and organic matter content. *Soil Science* 135, 123-125.
- Reicosky, D.C., Lindstrom, M.J., 1993. Fall tillage method: effect on short-term carbon dioxide flux from soil. *Agronomy Journal* 85, 1237-1243.
- Reijneveld, A., van Wensem, J., Oenema, O., 2009. Soil organic carbon contents of agricultural land in the Netherlands between 1984 and 2004. *Geoderma* 152, 231-238.
- Riley, H., Bakkegard, M., 2006. Declines of soil organic matter content under arable cropping in southeast Norway. *Acta Agriculturae Scandinavica, Section B - Plant Soil Science* 56, 217-223.
- Rochette, P., Angers, D.A., 1999. Soil surface carbon dioxide fluxes induced by spring, summer and fall moldboard plowing in a sandy loam. *Soil Science Society of America Journal* 63, 621-628.
- Rodríguez-Murillo, J.C., 2001. Organic carbon content under different types of land use and soil in peninsular Spain. *Biology and Fertility of Soils* 33, 53-61.
- Rumpel, C., Kogel-Knabner, I., 2011. Deep soil organic matter-a key but poorly understood component of terrestrial C cycle. *Plant and Soil* 338, 143-158.
- Rusco, E., Jones, R., Bidoglio, G., 2001. Organic matter in the soils of Europe: Present status, and future trends. European Soil Bureau Research, EUR 20556 EN, JRC IES, Ispra.
- Saby, N.P.A., Bellamy, P.H., Morvan, X., Arrouays, D., Jones, R.J.A., Verheijen, F.G.A., Kibblewhite, M.G., Verdoodt, A., Berényi Üveges, J., Freudenschuß, A., Simota, C., 2008. Will European soil monitoring networks be able to detect changes in topsoil organic carbon content? *Global Change Biology* 14, 2432-2442.

- Salminen, R., 2005. *Geochemical Atlas of Europe. Part 1 - Background Information, Methodology and Maps.* ISBN 951-690-913-2.
- Schils, R., Kuikman, P., Liski, J., van Oijen, M., Smith, P., Webb, J., Alm, J., Somogyi, Z., van den Akker, J., Billet, M., Emmett, B., Evans, C., Lindner, M., Palosuo, T., Bellamy, P., Jandl, R., Hiederer, R., 2008. Review of existing information on the interrelations between soil and climate change. Final report. 208 pp.
- Schrumpf, M., Schulze, E.D., Schumacher, J., 2011. How accurately can soil organic carbon stocks and stock changes be quantified by soil inventories? *Biogeosciences* 8, 1193-1212.
- Schrumpf, M., Schumacher, J., Schöning, I., Schulze, E.-D. 2008. Monitoring Carbon Stock Changes in European Soils: Process Understanding and Sampling Strategies. In: Dolman, A. J., Valentini, R., Freibauer, A. (eds.): *The Continental-Scale Greenhouse Gas Balance of Europe.* Ecol. Stud. 203, Springer, Heidelberg, pp. 153-189.
- Schimel, J.P., Wetterstedt, J.Å.M., Holden, P.A., Trumbore, S.E., 2011. Drying/rewetting cycles mobilize old C from deep soils from a California annual grassland. *Soil Biology & Biochemistry* 43, 1101-1103.
- Schipper, L.A., Parfitt, R.L., Ross, C., Baisden, W.T., Claydon, J.J., Fraser, S., 2010. Gains and losses in C and N stocks of New Zealand pasture soils depend on land use. *Agriculture, Ecosystems and Environment* 139, 611-617.
- Sippola, J., Yli Halla, M., 2005. Status of soil mapping in Finland. In: Jones, R.J.A., Houšková, B., Bullock, P., Montanarella, L. (Eds.), *Soil Resources of Europe. Research Report no. 9.* EUR 18991 EN. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, pp. 133-138.
- Sleutel, S., 2005. Carbon sequestration in cropland soils: recent evolution and potential of alternative management options. PhD thesis, Ghent University, Gent, 203 pp.
- Sleutel S., De Neve S., Beheydt D., Li C. & Hofman G. 2006. Regional simulation of long-term organic carbon stock changes in cropland soils using the DNDC model: 1. Large scale model validation to a spatially explicit dataset. *Soil Use and Management* 22, 342-351.
- Sleutel, S., De Neve, S., Hofman, G., 2003a. Estimates of carbon stock changes in Belgian cropland. *Soil Use and Management* 19, 166-171.
- Sleutel S., De Neve S., Hofman G., Boeckx P., Beheydt D., Van Cleemput O., Mestdagh I., Lootens P., Carlier L., Van Camp N., Verbeeck H., Van De Walle I., Samson R., Lust N. & Lemeur R. 2003b. Carbon stock changes and carbon sequestration potential of Flemish cropland soils. *Global Change Biology* 9, 1193-1203.
- Sleutel S., De Neve S. & Hofman G. 2007. Assessment of the origin of recent organic carbon losses from cropland soils by means of regional-scaled input balances. *Nutrient Cycling in Agroecosystems*, 78, 265-278.
- Sleutel S., Leinweber P., Ara Begum S., Kader M.A., Van Oostveldt P. & De Neve S. 2008. Composition of organic matter in sandy relict and cultivated heathlands as examined by Pyrolysis-Field Ionization MS. *Biogeochemistry* 89 253-271.

- Smith P. 2004. Monitoring and verification of soil carbon changes under Article 3.4 of the Kyoto Protocol. *Soil Use and Management* 20, 264-270.
- Stolbovoy, V., Montanarella, L., Filippi, N., Jones, A., Gallego, J., Grassi, G., 2007. Soil sampling protocol to certify the changes of organic carbon stock in mineral soil of the European Union. Version 2. EUR 21576 EN/2. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, 56 pp.
- Stolbovoy, V., Montanarella, L., Filippi, N., Selvaradjou, S., Panagos, P., Gallego, J., 2005. Soil sampling protocol to certify the changes of organic carbon stock in mineral soil of the European Union. EUR 21576 EN. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Van De Vreken, P., Van Holm, L., Diels, J., Van Orshoven, J., 2009. Bodemverdichting in Vlaanderen en afbakening van risicogebieden voor bodemverdichting. Eindrapport van een verkennende studie. K.U.Leuven, Leuven, 131 pp.
- Van De Vreken, Ph., Beckers, V., Jacxsens, P., Van Meirvenne, M., Van Orshoven, J. 2011. Historiek van de bodemdatabank AARDWERK-Vlaanderen-2010.
- Vanhoof C., De Wit J., Poelmans E., Wouters W., Tirez K. 2011. Eindrapport: Bepalen van de totale meetonzekerheid voor de parameters pH en organische C in bodem (inclusief monsternamen) Studie uitgevoerd in opdracht van LNE, Dienst Land en Bodembescherming (ALBON): 2011/MANT/R/20. VITO 32 pp.
- Van Hove, J., 1969. Variatie van het gehalte aan organisch materiaal en van de C/N-verhouding in de oppervlakte-horizonten van de bodems van Laag- en Midden-België. Aggregaat voor het Hoger Onderwijs. Rijksuniversiteit Gent, Gent, 291 pp.
- Van Meirvenne, M. 1998. Predictive quality of the Belgian soil survey information. *Pedologie-Themata*, 5, 71-74.
- Van Meirvenne, M., Pannier, J., Hofman, G., Louwagie, G., 1996. Regional characterization of the long-term change in soil organic carbon under intensive agriculture. *Soil Use and Management* 12, 86-94.
- Van Orshoven, J., Maes, J., Vereecken, H., Feyen, J., Didal, R., 1988. A structured database of Belgian soil profile data. *Pedologie* 38, 191-206.
- Van Ranst, E., Thomasson, A.J., Daroussin, J., Hollins, J.M., Jones, R.J.A., Jamagne, M., 1995. Elaboration of an extended knowledge database to interpret the 1:1000000 EU Soil Map for environmental purposes. In: King, D., Jones, R.J.A., Thomasson, A.J. (Eds.), *European Land Information Systems for Agro-Environmental Monitoring*. EUR 16232 EN, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, pp 71–84.
- Van Wesemael B., Paustian K., Andr en O., Cerri CEP, Dodd M., Etchevers J., Goidts E., Grace P., K atterer T., McConkey B.G., Ogle S., Pan G. & Siebner C. 2011. How can soil monitoring networks be used to improve predictions of organic carbon pool dynamics and CO2 fluxes in agricultural soils? *Plant and Soil* 338, 247-259.
- Webster, R. & Oliver, M.A. 1990. *Statistical methods in soil and land resource survey*. Oxford University Press, Oxford.



Zhang, C., McGrath, D., 2004. Geostatistical and GIS analyses on soil organic carbon concentrations in grassland of southeastern Ireland from two different periods. *Geoderma* 119: 261-275.

## Bijlage 1

### Contactpersonen enquête BOC-monitoring in EU-landen

Duitsland:	Rainer Baritz	rainer.baritz@bgr.de
UK:	Pete Smith, Patricia Bellamy	pete.smith@abdn.ac.uk; p.bellamy@cranfield.ac.uk
Nederland:	Peter Kuikman	peter.kuikman@wur.nl
Denemarken:	Keith McCloy, Lars Krogh	keith.mccloy@agrsci.dk; lk@geogr.ku.dk
Spanje:	Jorge Álvaro-Fuentes	jalvaro.fuentes@gmail.com
Italië:	Edoardo Costantini	edoardo.costantini@entecra.it
Oostenrijk:	Alexandra Freudenschuß	alexandra.freudenschuss@umweltbundesamt.at
	Simone Gingrich	simone.gingrich@uni-klu.ac.at
Ierland:	Chaosheng Zhang	chaosheng.zhang@nuigalway.ie
Hongarije:	Judit Berényi Üveges	BerenyiUveges.Judit@ntks.ontsz.hu
Roemenië:	Catalin Simota	c.simota@icpa.ro
Slovakije:	Jozef Kobza	j.kobza@vupop.sk
Zweden:	Mats Olsson	mats.olsson@slu.se
Noorwegen:	Arnold Arnoldussen	aha@skogoglandskap.no