

Nederlands Instituut voor Visserij Onderzoek (RIVO) BV

Postbus 68
1970 AB IJmuiden
Tel.: 0255 564646
Fax.: 0255 564644
Internet:postkamer@rivo.dlo.nl

Postbus 77
4400 AB Yerseke
Tel.: 0113 672300
Fax.: 0113 573477

RIVO Rapport

Nummer: C012/04

Effectonderzoek kokkelvisserij Voordelta

J.A. Craeymeersch⁽¹⁾ & H. Hummel⁽²⁾

- (1) Wageningen UR, Animal Sciences Group, Nederlands Instituut voor Visserijonderzoek, Centrum voor Schelpdieronderzoek, Postbus 77, 4400 AB Yerseke
- (2) Nederlands Instituut voor Ecologie, Centrum voor Estuariene en Mariene Ecologie, Postbus 140, 4400 NT Yerseke

Oprachtgever: Min. Landbouw, Natuurbeheer en Voedselkwaliteit
Directie Visserijen
Postbus 20401
2500 EK Den Haag

Project nummer: 3.03.12200.12

Contract nummer: 02.133

Akkoord: Dr. A.C. Smaal
Hoofd Centrum voor Schelpdieronderzoek

Handtekening: _____

Datum: 28-02-2004

Aantal exemplaren: 150
Aantal pagina's: 26
Aantal tabellen: 3
Aantal figuren: 9
Aantal bijlagen: 2

In verband met de verzelfstandiging van de Stichting DLO, waartoe tevens RIVO behoort, maken wij sinds 1 juni 1999 geen deel meer uit van het Ministerie van Landbouw, Natuurbeheer en Visserij. Wij zijn geregistreerd in het Handelsregister Amsterdam nr. 34135929
BTW nr. NL 808932184B09.

De Directie van het RIVO is niet aansprakelijk voor gevolgschade, alsmede voor schade welke voortvloeit uit toepassingen van de resultaten van werkzaamheden of andere gegevens verkregen van het RIVO; opdrachtgever vrijwaart het RIVO van aanspraken van derden in verband met deze toepassing.

Dit rapport is vervaardigd op verzoek van de opdrachtgever hierboven aangegeven en is zijn eigendom. Niets van dit rapport mag weergegeven en/of gepubliceerd worden, gefotokopieerd of op enige andere manier zonder schriftelijke toestemming van de opdrachtgever.

Inhoudsopgave:

Inhoudsopgave:.....	2
Samenvatting	3
1 Inleiding	4
2 Materiaal en methoden.....	4
2.1 Vooronderzoek	4
2.2. Monstername.....	5
2.3. Visserij	7
2.4. Berekeningen.....	8
2.4.1. Sedimentanalyses.....	8
2.4.2. Bodemdieren.....	9
2.4.2.1. Bemonsteringen kor	9
2.3.2.2. Bemonsteringen box-corer	9
3 Resultaten	10
3.1. Sediment.....	10
3.2. Bodemdieren	13
3.2.1. Bemonsteringen kor.....	13
3.2.2. Bemonsteringen box-corer.....	13
4. Discussie	16
5. Referenties	21
Bijlage 1.....	24
Bijlage 2: rapportage analyses Highland Statistics	26

Samenvatting

In 1993 is het Integraal Beleidsplan Voordelta vastgesteld, waarin de natuurlijke ontwikkeling van het gebied en bescherming van natuurwaarden wordt nagestreefd. Huidige en toekomstige gebruiksfuncties dienden ontwikkeld te worden in relatie tot voornoemde doelen. In het beleidsplan werd bepaald te onderzoeken wat de effecten van bodemversturende visserij op het bodemleven zijn. In de periode 1994-1996 zijn door het NIOO-CEME studies naar de (directe) effecten van kokkelvisserij op de bodemdieren uitgevoerd. Daarbij is een verschil geconstateerd tussen beviste en onbeviste gebieden, maar deze verschillen waren niet eenduidig aan visserij toe te schrijven, en het beleid adviseerde om een vervolg op het onderzoek te geven. In 2002-2003 is het gewenste vervolgonderzoek uitgevoerd. Hiervan wordt in dit rapport verslag gedaan.

Op basis van een vooronderzoek is een gebied tussen de Hinderplaat en de kust van Voorne verdeeld in drie deelgebieden, waarvan er één eind november 2002 experimenteel bevestigd is. In meer dan de helft van het bevestigde gebied werd 50% of meer van de oppervlakte door visserij beroerd. Bij het feitelijke onderzoek is een BACI-opzet gevolgd (Before/After en Control/Impact). Er is bemonsterd enkele dagen voor de visserij-activiteiten (t_0), korte tijd na het vissen (t_1) en enige maanden later (t_2). Het onderzoek richtte zich op de grotere bodemdieren (RIVO), de kleinere bodemdieren (NIOO-CEME) en de korrelgrootteverdeling van het sediment (NIOO-CEME). Op t_1 zijn enkel de grotere bodemdieren bemonsterd.

Er zijn geen significante veranderingen van de korrelgrootteverdeling van het sediment vastgesteld. De verandering in de dichtheden van nonnetjes, strandgapers en kokkels zijn in het bevestigde en de niet bevestigde gebieden niet significant verschillend, zowel kort na bevissing als na 6-7 maanden. Op enkele locaties met een hoog percentage aan slib was de diversiteit aan kleinere bodemdieren 7 maanden na bevissing lager dan verwacht op basis van veranderingen in de tijd en korrelgrootteverdeling. Verder was ook de totale dichtheid aan borstelwormen negatief gerelateerd aan visserij. Mogelijke visserij-effecten waren echter erg gering ten opzichte van de ruimtelijke en temporele fluctuaties. De conclusie is dan ook dat er geen substantiële effecten van de kokkelvisserij vastgesteld zijn.

1 Inleiding

In 1993 is het Beleidsplan Voordelta vastgesteld (van Alphen en Molendijk, 1993). Het beleidsplan is gericht op het veiligstellen van de natuurlijke ontwikkeling. Bestaande en toekomstige gebruiksfuncties dienden ontwikkeld te worden in relatie tot voornoemde doelen. Teneinde de maatregelen voorgesteld in het beleidsplan te kunnen evalueren, zijn actieplannen opgesteld met betrekking tot monitoring en onderzoek naar de relaties tussen gebruiksfuncties en natuurlijke ontwikkeling. Uit de onderzoeken uitgevoerd in de periode 1994-1996 is een verschil geconstateerd tussen beviste en onbeviste gebieden in de soortensamenstelling, dichtheid en/of biomassa van een beperkt aantal in de bodem levende bodemdieren (Craeymeersch, 1997; Craeymeersch en van der Land, 1998). De vraag blijft echter of deze verschillen te wijten zijn aan visserijactiviteiten. Probleem is dat de onderzoeken ook te lijden hadden van methodologische problemen: hoge Rijnafoeren en het samenvallen van grenzen van deelgebieden met natuurlijke gradiënten (van Berchum en Smit, 1998). Van Berchum en Smit (1998) bevelen dan ook aan een vervolg te geven aan het onderzoek naar de effecten van visserij op bodemdieren. Afhankelijk van de uitkomsten van dit onderzoek wordt bepaald of al dan niet op schelpdieren mag worden gevestigd in de accent-natuurgebieden. In 2001 is verder tussen LNV en de visserijsector (Produktschap Vis) afgesproken dat indien in de Voordelta kokkelbestanden worden aangetroffen die commerciële bevissing mogelijk maken, onderzoek naar de effecten van de visserij zal worden voortgezet (LNV, TRCVISS/2001/3222). Dit is ook opgenomen in het verslag van het Ambtelijk Overleg Voordelta van 18 september 2001.

Sinds halverwege de negentiger jaren (1994) is er in de Haringvlietmonding (Voordelta) geen goede broedval van kokkels meer waargenomen. Op grond van meldingen door garnalenvissers is er op 15 oktober 2002 door de kokkelsector met toezicht van een Visserijkundig Ambtenaar nagegaan of, waar en in welke dichtheid er zich in het gebied kokkels bevonden. In een groot gebied werd broed gevonden, in verschillende dichtheden. In een gebied kwamen ze in grote dichtheden voor en waren ze bovendien al flink gegroeid. Ten noorden van dit gebied (ten noordoosten van het Rak van Scheelhoek) bevond zich bovendien een bank met meerjarige kokkels met een hoge dichtheid.

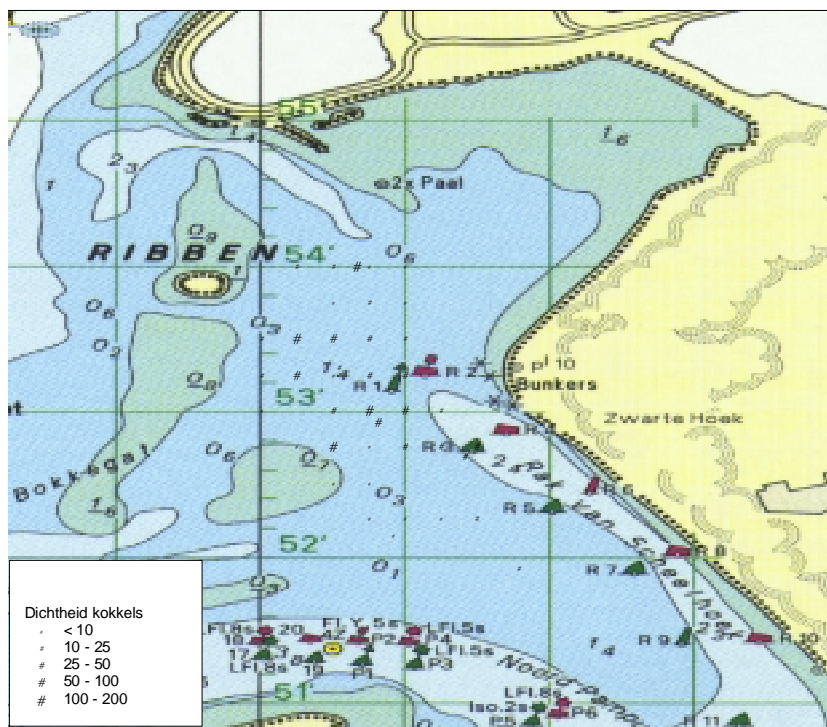
Dit opende mogelijkheden voor het gewenste vervolgonderzoek. Dit rapport beschrijft de resultaten van dit onderzoek, uitgevoerd door Nederlands Instituut voor Visserijonderzoek (RIVO) en het Nederlands Instituut voor Ecologie (NIOO-CEME).

2 Materiaal en methoden

2.1 Vooronderzoek

Op basis van de in de inleiding beschreven zoekactie kon geconcludeerd worden dat er zich in het gebied één enkele kokkelbank bevond die voor visserij interessant was, en dat deze binnen een accent natuurgebied lag.

Voor een exacter vaststellen van de grenzen is door het RIVO eerst een vooronderzoek gebeurd. Op 47 locaties is de verspreiding en dichtheid van de grotere (> 5mm) macrobenthische bodemdieren, waaronder de kokkel, bepaald. Figuur 1 geeft de verspreiding en dichtheid van kokkels weer.



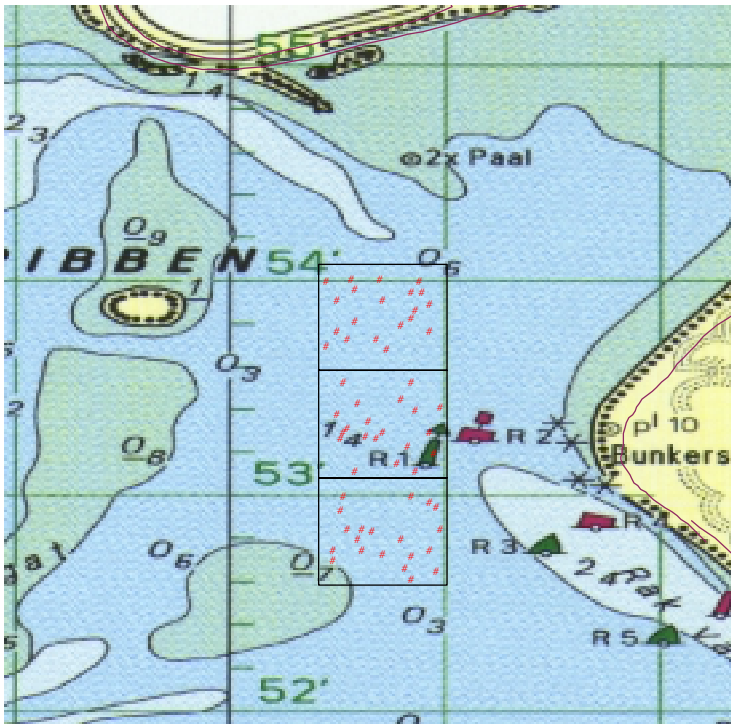
Figuur 1. Verspreiding en dichtheid (n/m^2) van kokkels (vooronderzoek)

2.2. Monstername

Op basis van de uit het hierboven beschreven vooronderzoek resulterende contouren en grootte van de kokkelbank is deze verdeeld in één te bevissen en twee niet te bevissen gebieden, ten noorden en ten zuiden van het te bevissen gebied gelegen. Daarbij is gepoogd de scheidingslijnen niet samen te laten vallen met bekende gradiënten met betrekking tot abiotische en biotische variabelen (korrelgrootte sediment, diepte, dichtheid van bodemdieren, gemeenschapsstructuur bodemdieren). Zo is bekend dat in een groot gedeelte van het gebied tussen de Hinderplaat en de kust van Voorne het slibgehalte toeneemt (en de mediane korrelgrootte afneemt) van west naar oost (van Holland, 2002). En de soortensamenstelling van de Hinderplaat en de sublitorale gebieden ten noordoosten en zuidoosten ervan is anders dan in de rest van het gebied landwaarts van de Hinderplaat (Craeymeersch, 1999; Heinis et al., 2002). Als noordelijke en zuidelijke begrenzing van het te bevissen gebied golden respectievelijk $51^{\circ}53.6'NB$ en $51^{\circ}53.1'NB$, als oostelijke grens $4^{\circ}1'OL$ en als westelijke grens de Hinderplaat. Voor het onderzoek is de westelijke grens op $4^{\circ}0.4'OL$ gelegd om eventuele verschillen in soortensamenstelling in de nabijheid van de Hinderplaat te vermijden.

Bij het feitelijke onderzoek naar de effecten van visserij is een BACI-opzet gevolgd (Before/After en Control/Impact). Binnen ieder vak zijn random 20 lokaties geselecteerd (Figuur 2). Deze punten zijn bemonsterd enkele dagen voor het middelste vak bevestigd werd (t_0 ; RIVO en NIOO-CEME), korte tijd na het vissen (t_1 ; RIVO) en enige maanden latere (t_2 ; RIVO en NIOO-CEME).

Het onderzoek naar de effecten op de bodemdieren richtte zich op twee groottefracties: de grotere dieren, voornamelijk schelpdieren (> 5 mm; te bemonsteren met een aangepaste hydraulische kor zoals gebruikelijk bij de bestandsschattingen van schelpdieren in de Voordelta) en de kleinere dieren, in dit gebied voornamelijk borstelwormen (> 1 mm; te bemonsteren met box-corer). Het eerste geeft vooral een beeld over de effecten op de qua biomassa belangrijkste bodemdieren, het tweede over veranderingen in de totale soortensamenstelling van het benthos.



Figuur 2. Ligging van de monsterpunten in het beviste (middelste) en de twee niet beviste vakken (noord, zuid)

Het RIVO heeft de verspreiding en dichtheid van de grotere (> 5mm) macrobenthische bodemdieren bepaald. De bemonsteringen zijn uitgevoerd op 26 november (t0), 19 december (t1) en 18 juni (t2) vanaf de kokkelvaartuigen YE172 en YE42. Er werd gevist met een aangepaste zuigkor met een vissende breedte van 20cm. Het vistuig bevist de bovenste 7 cm van het sediment. Zowel de kor als de spoelmolen zijn voorzien van gaas met een maaswijdte van 0.5 cm. Vissen gebeurde over een afstand van ongeveer 50 meter. De bemonsterde oppervlakte was daardoor ongeveer 10 m².

Afhankelijk van de grootte van de vangst werden alle levende organismen of uit de totale vangst of uit een deelmonster uitgezocht en geteld. Niet kapotte exemplaren werden gewogen (versgewicht op 0.1 mg nauwkeurig). Voor kokkels is daarbij het onderscheid gemaakt in leeftijdsclassen.

Het NIOO-CEME heeft gemonsterd op 25-26 november 2002 (t0) en 1 juli 2003 (t2). In november bleek er onvoldoende water om het gehele zuidelijke vak te bemonsteren. De 20 monsters zijn toen in de noordelijke helft van dit vak genomen. Op ieder punt is één Reineck boxcorer genomen. Hieruit werden telkens drie deelmonsters genomen met een buis van 8cm doorsnede (tot. opp. 0.0150 m²). Deze werden samengevoegd en aan boord uitgespoeld op een 1mm-zeef. De residuen werden in pH-geneutraliseerde formaldehyde bewaard.

In het lab werden de monsters nagespoeld, gekleurd met bengaals rose en vervolgens uitgezocht. De monsters werden, om het uitzoeken te vergemakkelijken, in twee fracties verdeeld met zeven van resp. 3 en 0.5 mm. De dieren werden uit de residuen gezocht, van de grove fractie met het blote oog, de fijne fractie met behulp van een binoculair (vergroting 6 of 12 maal). De fracties werden verder niet afzonderlijk behandeld.

Met uitzondering van de Oligochaeta, Actiniaria en Nemertea werden alle dieren, zo mogelijk, tot op de soort gedetermineerd, en werden de aantallen bepaald. Wegens de soms sterke fragmentatie van de polychaeten, werd voor het bepalen van de dichtheid het aantal koppen geteld. Als van een bepaalde soort enkel fragmenten gevonden werden, werd het aantal gevonden exemplaren als één beschouwd. Van alle schelpdieren, en soms van de wadpier *Arenicola marina*, werd de lengte of lengteklasse genoteerd.

De biomassa werd (meestal indirect) bepaald op een van de volgende manieren:

- Door het direct bepalen van het asvrijdrooggewicht. Hiervoor werden dieren met verschillende lengte minimaal 2 dagen gedroogd bij 80°C, en nadien gedurende 2 uur bij 560-580°C verast. Het asvrijdrooggewicht is dan het verschil tussen het gewicht voor en het gewicht na verassen.

- Door gebruik te maken van lengte-gewicht relaties ($W=aL^b$ met $W=ADW$ in mg en $L=lengte$ in mm). Voor de schaal- en schelpdieren werden lengte-gewicht regressies opgesteld. Voor het berekenen van de regressie werden per soort de directe bepalingen van het asvrijdrooggewicht gebruikt. Indien van een soort niet voldoende exemplaren gevonden werden, of de spreiding dermate groot is dat er geen betrouwbare regressie kon worden berekend, werd een eerder berekende regressie gebruikt. Bij het toekennen van een regressie wordt zo veel mogelijk een regressie van hetzelfde project en seizoen gebruikt. In tabel 1 staan alle gebruikte regressiewaarden.

- Door het converteren van natgewicht in ADW. Natgewichten werden bepaald met een Sartorius balans tot op 0.1 mg nauwkeurig. De natte exemplaren werden even (1-10 sec) op een filtreerpapier gedroogd en dan gewogen. Grote exemplaren werden langere tijd gedroogd. Voor de omrekening van natgewicht naar asvrijdrooggewicht werden dezelfde conversiefactoren als voor de najaarscampagne 1991 gebruikt.

- Door het toekennen van een biomassa (in sporadische gevallen dat lengte noch natgewicht bepaald is).

Voor de exemplaren die gebruikt werden bij de berekening van de lengte-gewichtregressies en de conversiefactoren, werd de direct bepaalde biomassa gebruikt bij de biomassa-berekeningen.

Het toekennen van de asvrijdrooggewichten (rechtstreeks of via regressie/conversie) is geheel geautomatiseerd.

Het NIOO-CEME heeft ook op iedere locatie een sedimentmonster genomen. Op t0 en t2 zijn monsters genomen van de bovenste 5 cm van het sediment, op t2 ook van de volgende 20 cm daaronder. Deze sedimenten zijn m.b.v. de Malvern Particle Sizer geanalyseerd.

2.3. Visserij

Eind november (week 48) is door één kokkelschip in het middelste vak gevist. Figuur 3 geeft het percentage werkelijk beviste oppervlak in het beviste vak per gebied van 0.1' breedtegraad en 0.1' lengtegraad. Het werkelijk beviste gebied (P_{wb}) is berekend op basis van de individuele registraties (black-box data¹ aangeleverd door DCI Meettechniek) als:

$$P_{wb} = 100 * (1 - e^{(-V*B*T)/A})$$

met:

V = vissnelheid (120 meter/minuut)

T = vistijd (in uren)

A = oppervlak betreffende gebied

B = zuigkorfbreedte (2 meter)

¹ Het mechanisch vissen op kokkels wordt sinds 1992 in de Waddenzee, Voordelta en de Oosterschelde en sinds 1997 in de Westerschelde geregistreerd met black boxen. Tijdens het vissen wordt de positie van het schip met een GPS geregistreerd. Iedere pomp heeft een black box. Wanneer de pompen van het schip aan staan, vindt iedere minuut registratie plaats. Deze registraties worden in opdracht van de Producentenorganisatie van de Nederlandse Kokkelvisserij verwerkt door DCI Meettechniek.



Figuur 3. Percentage werkelijke bevestig oppervlak (PWB)

2.4. Berekeningen

2.4.1. Sedimentanalyses

Voor ieder locatie zijn op basis van de korrelgrootte-verdeling volgende parameters berekend, zowel voor de bovenste 5 cm (t_0 , t_2) als de onderliggende 20 cm (enkel t_2).

- mediane korrelgrootte van de zandfractie, in micron (SD50Mum)
- percentage slib (<63 micron, <53 micron, < 16 micron) (SLIB63)
- percentage zeer fijn zand (63-125 micron) (SVFINES)
- percentage fijn zand (125 – 250 micron) (SFINES)
- percentage medium zand (250 – 500 micron) (SMEDIUM)

Via box-and-whisker plots¹ zijn verschillen in ruimte en tijd bekeken. Verschillen in tijd en ruimte zijn getest met een tweewegsvariantie-analyse. De analyses zijn enkel uitgevoerd voor slibgehalte (arcsin getransformeerde waarden) omdat de verschillende parameters onderling gecorreleerd zijn.

¹ Zie bijlage 1 voor meer info over box-and-whisker plots

2.4.2. Bodemdieren

Alle analyses zijn uitgevoerd op basis van de dichtheidsgegevens.

2.4.2.1. Bemonsteringen kor

Voor alle soorten is de gemiddelde dichtheid per vak berekend.

Voor de schelpdieren die op voldoende locaties aangetroffen werden, is de procentuele verandering van de gemiddelde dichtheid op t1 en t2 ten opzichte van t0 berekend. Voor kokkels is daarbij onderscheid gemaakt tussen jaarklasse 2002 en oudere kokkels (waarop gevestigd werd).

Verschillen tussen gebieden werden getest met een variantie-analyse gebruik makend van de GLM-procedure in SAS (v. 8.01). Voor iedere locatie werd het verschil in dichtheid (Δ) als volgt berekend:

$$\Delta_{0,j} = \log_{10}(N_j + 1) - \log_{10}(N_0 + 1)$$

met N_0 de dichtheid op t0 en N_j de dichtheid op t1 of t2. Bij significante verschillen is nagegaan welke gebieden onderling verschilden door het berekenen van de LSD (least significant difference).

2.3.2.2. Bemonsteringen box-corer

Voor alle soorten is de gemiddelde dichtheid per vak berekend. Met de vierkantswortel-getransformeerde data zijn volgende parameters berekend: totale dichtheid, diversiteit (Shannon-Weaver), dichtheid hogere taxonomische niveaus (polychaeten, tweekleppigen, crustaceeën, oligochaeta). Onderzocht zijn : de relatie tussen deze variabelen en de soortensamenstelling met sedimentvariabelen, het verschil tussen bevestigd gebied en onbevestigd gebieden, verschil tussen t0 en t2, effect bevissing. Daarbij is gebruik gemaakt van volgende statistische analyses: GAM (Generalised Additive Modelling), regression trees, Discriminant Analysis, coplots, Redundancy analysis. Deze analyses zijn uitgevoerd door Highland Statistics Ltd. Een uitvoeriger beschrijving van de uitgevoerde analyses en resultaten is als bijlage (bijlage 2) opgenomen. In bijlage 1 worden een aantal technieken in het kort toegelicht.

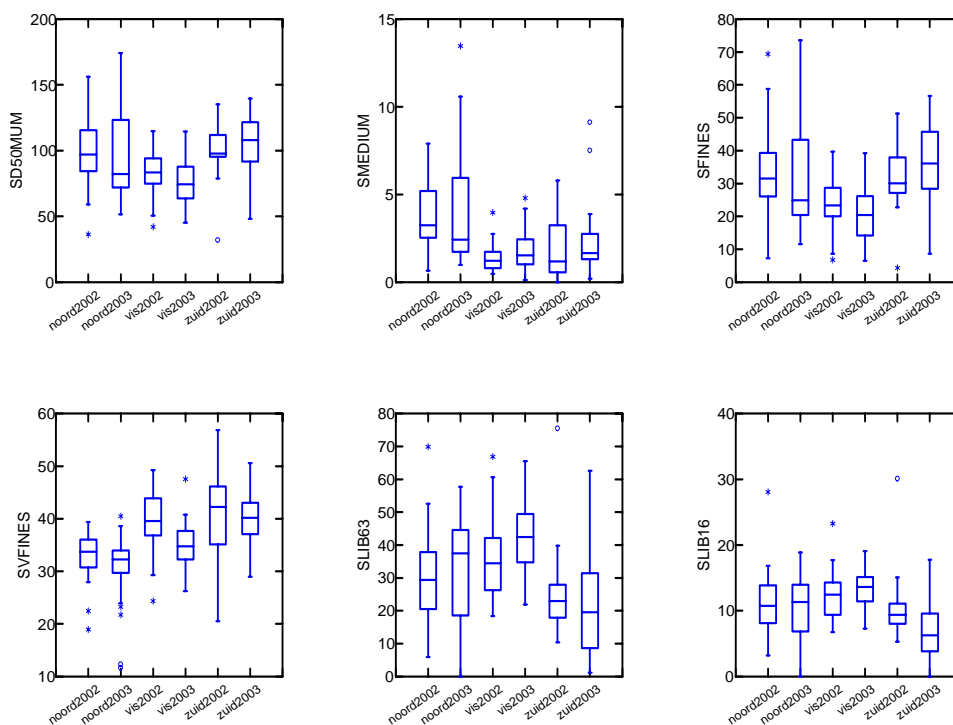
Opmerking

In de analyses wordt de term 'fishing' gebruikt voor de analyse van het verschil tussen het bevestigd gebied en de twee overige gebieden (dus ook voor de t0-situatie). Voor de analyse van visserij-effect wordt de term 'FishingEffect' gebruikt.

3 Resultaten

3.1. Sediment

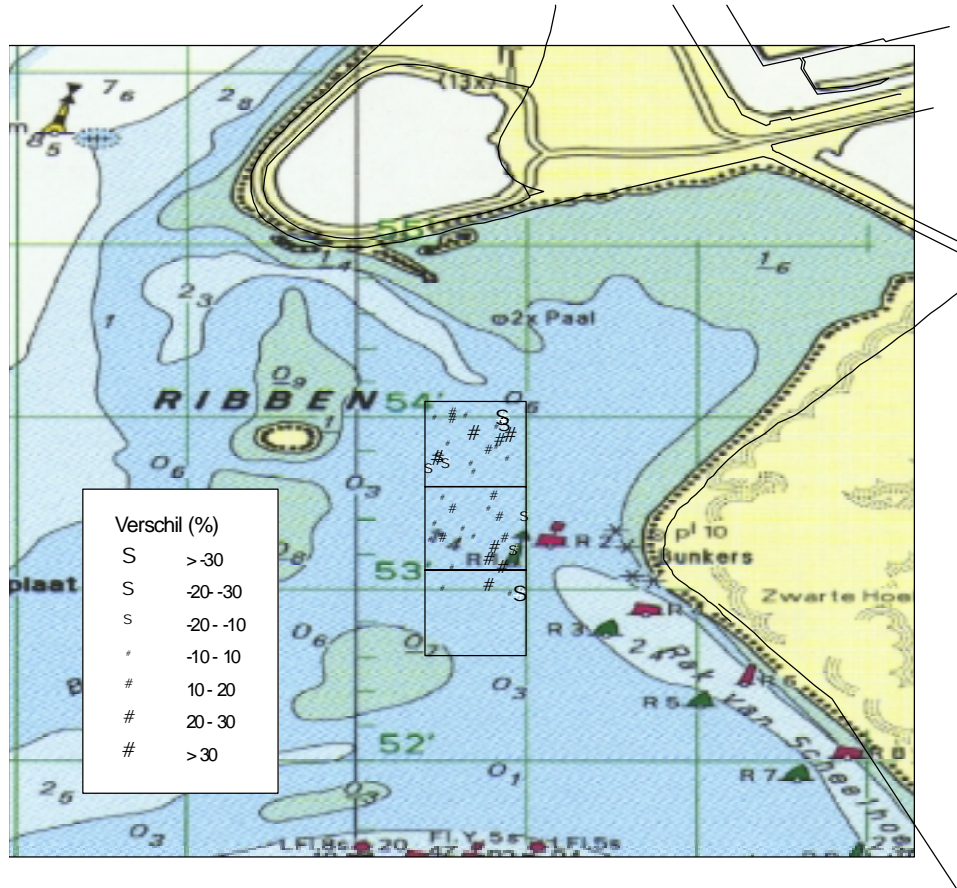
Figuur 4 toont de box-and-whisker plots voor de verschillende sedimentkarakteristieken, voor de drie vakken (noord, vis, zuid) en 2 jaren (2002, 2003), van de bovenste 5 cm. Er blijken verschillen in ruimte (bijv. slibgehalte in zuidelijke vak lager dan in de 2 andere vakken) en tijd (bijv. toename van slibgehalte in beviste vak). Maar enkel de ruimtelijke verschillen zijn significant (tweewegsvariantie-analyse met arcsin-getransformeerde slibgehaltes: $p(\text{seizoen}) = 0.212$; $p(\text{ruimte}) = 0.000$; $p(\text{interactie}) = 0.299$). Het zuidelijke vak is minder slibrijk dan de twee andere vakken. Het verschil tussen het beviste en het noordelijke vak is niet significant.



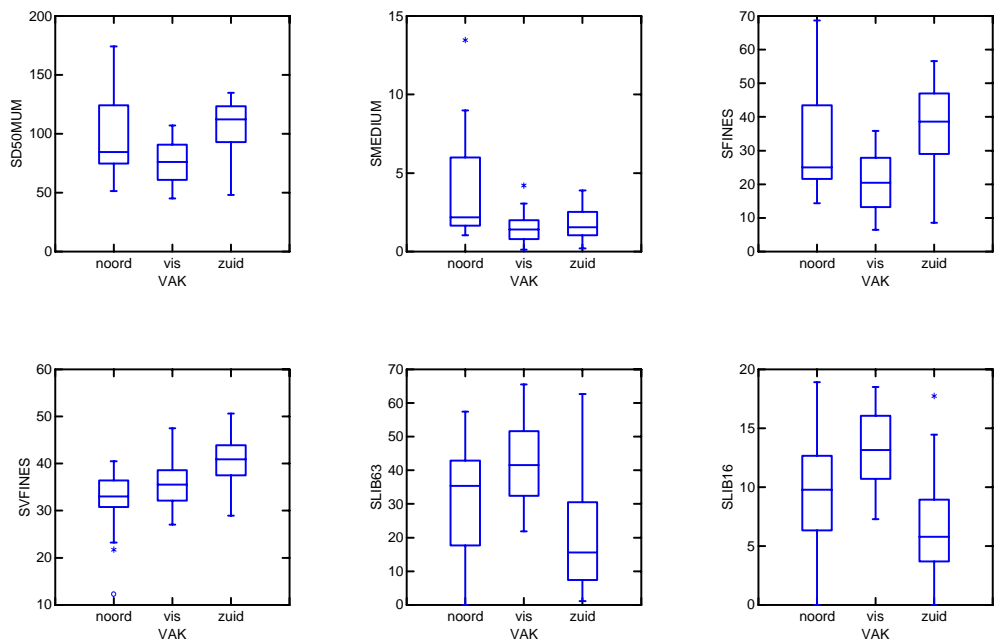
Figuur 4. Vergelijking van sedimentkarakteristieken (bovenste 5 cm) op t0 en t2 in de drie vakken (zie 2.4.1. voor gebruikte sedimentparameters)

Lokaal zijn er grote verschillen. Er is op veel locaties een toename van het slibgehalte (max. 45%) maar op enkele andere locaties is juist een afname van geconstateerd (max. 35 %) (Figuur 5).

Figuur 6 toont de box-and-whisker plots voor de sedimentlaag 5-25 cm diep. Zoals voor de toplaag blijken ook hier verschillen tussen de vakken. Deze verschillen komen overeen met deze in de toplaag. Toplaag en diepere laag verschillen niet significant (tweewegsvariantie-analyse met arcsin-getransformeerde slibgehaltes: $p(\text{ruimte}) = 0.000$; $p(\text{diepte}) = 0.319$; $p(\text{interactie}) = 0.776$).



Figuur 5. Veranderingen in slibgehalte (fractie < 63 micron) (t2 – t0)

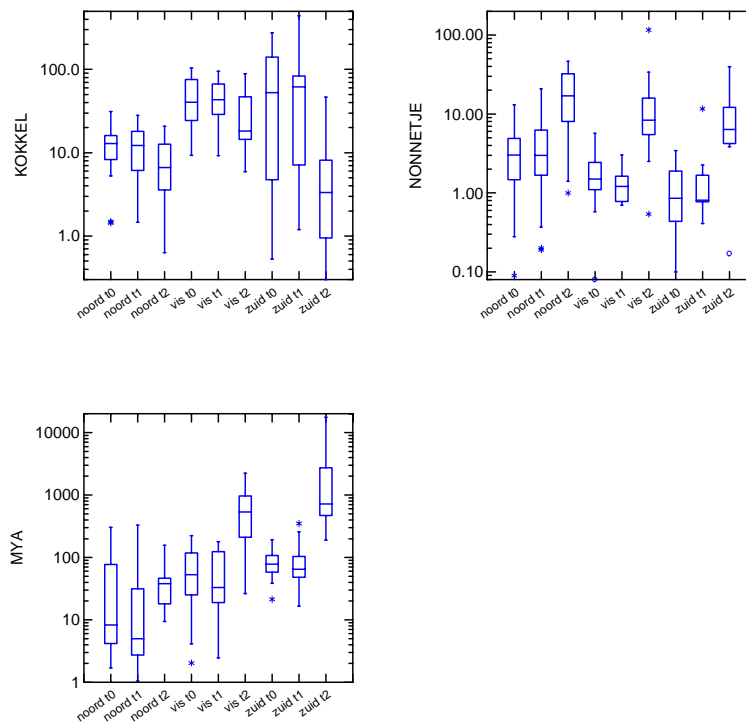


Figuur 6. Vergelijking van sedimentkarakteristieken (5-25 cm diepte) op t2 in de drie vakken (zie 2.4.1. voor gebruikte sedimentparameters)

3.2. Bodemdieren

3.2.1. Bemonsteringen kor

In het hele gebied werden slechts een beperkt aantal soorten aangetroffen. Tabel 1 geeft de minimum en maximale aangetroffen dichtheid, en de gemiddelde (\pm standaarderror =sem) en mediane waarde voor de drie bemonsterde tijdstippen. Voor nonnetjes, strandgapers en kokkels is dit ook grafisch weergegeven in Figuur 7. Omdat slechts deze soorten op voldoende locaties gevonden zijn, is enkel voor deze soorten een analyse van verschillen in ruimte en tijd mogelijk.



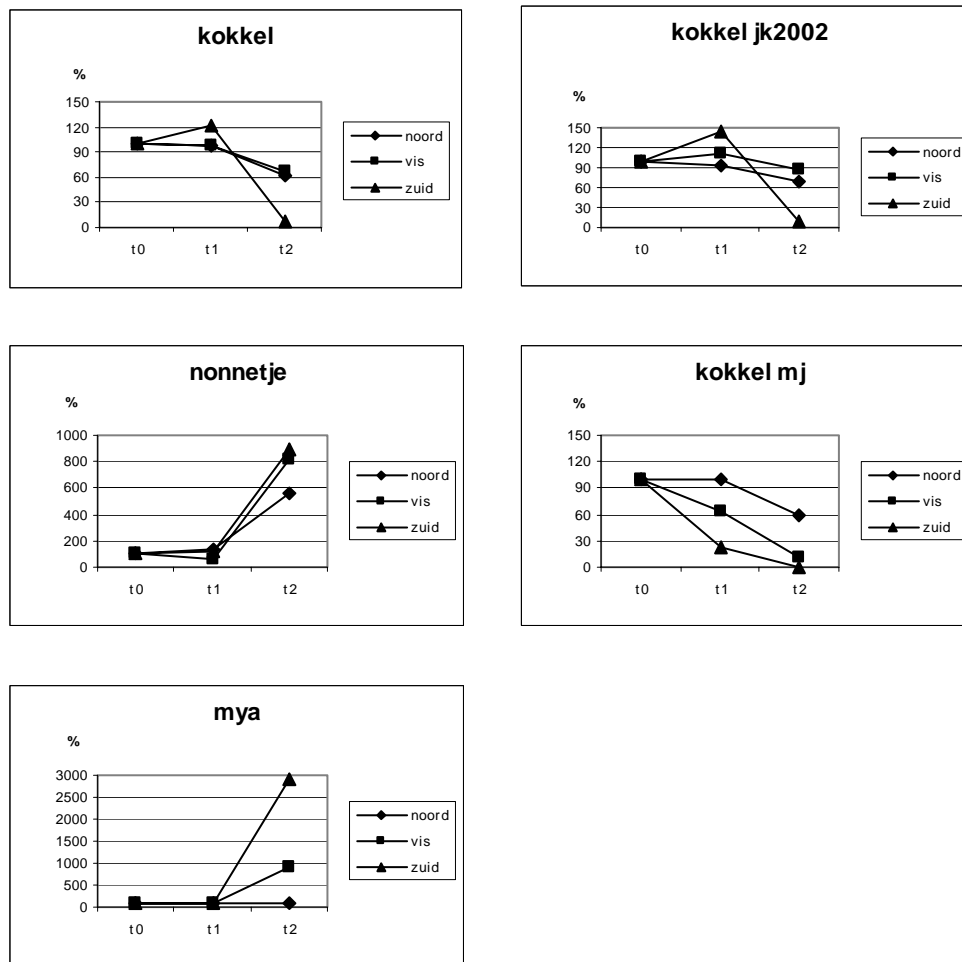
Figuur 7. Dichtheid (ind/m^2) van nonnetjes, strandgapers (Mya) en kokkels in de drie vakken op t0, t1 en t2 (bemonsteringen RIVO)

Er blijken verschillen in zowel ruimte als tijd. Met name blijken er in alle vakken veel meer nonnetjes op t2 dan op t0. Er is daarbij geen significant verschil in de verandering ($\Delta_{0,1}$ en $\Delta_{0,2}$) tussen de drie gebieden (zie ook Figuur 8). Wat betreft kokkels is in alle gebieden een afname te zien van zowel jonge als oudere kokkels. In het zuidelijke vak is de afname van jonge kokkels op t2 t.o.v. t1 daarbij significant groter ($p < 0.0001$) dan in de twee andere gebieden. De afname van meerjarige kokkels verschilt niet significant tussen de gebieden. In dit zuidelijke gebied blijkt de verandering in strandgapers op t2 t.o.v. t0 significant verschillend ($p < 0.0001$) van deze in het beviste en het noordelijke vak.

3.2.2. Bemonsteringen box-corer

Tabel 2 geeft de gemiddelde dichtheid voor alle gevonden soorten in de drie vakken op t0 en t2. De polychaeten *Aphelochaeta marioni* (syn. *Tharyx marioni*) en *Heteromastus filiformis* blijken – op het zuidelijke vak in 2003 na – de numeriek belangrijkste soorten:

samen bepalen ze 59 – 83% van de totale dichtheid. In juli 2003 is de strandgaper (*Mya arenaria*) de numeriek belangrijkste soort in het zuidelijke vak.



Figuur 8. Trends in de gemiddelde dichtheid van kokkels (kokkel = totaal; kokkel jk2002 = broedval 2002; kokkel mj = oudere kokkels), nonnetjes en strandgapers (mya) in de drie vakken (noord, vis, zuid), uitgedrukt als percentage op t1 en t2 t.o.v. t0 (t0 = 100%)

In dit hoofdstuk worden enkel de belangrijkste bevindingen van de analyses herhaald. We verwijzen naar bijlage 2 voor de volledige rapportage.

Er blijken significante verschillen in ruimte en tijd.

De diversiteit (Shannon-Weaver) is zowel in het beviste gebied als daarbuiten toegenomen (boxplots; bijlage fig 3.1). In het beviste gebied blijkt de diversiteit lager dan daarbuiten, zowel voor als na visserij. Dat blijkt ook uit de GAM-analyses. Daarenboven blijken er ook verschillen tussen de twee niet-beviste gebieden. Een deel van de variantie is te wijten aan verschillen in sedimentkarakteristieken: bij hogere slibgehalten wordt een lagere diversiteit gevonden.

Ook uit de multivariate analyses blijken deze verschillen. Uit de Discriminant analyse (bijlage fig 4.2) blijkt duidelijk dat het zuidelijke gebied bij aanvang van het onderzoek verschilt van de twee andere gebieden, vooral toe te schrijven aan lagere aantallen *A. marioni* en oligochaeten. Alle vakken verschillen in 2003 van 2002. En in 2003 verschilt het noordelijke vak van de andere twee, vooral toe te schrijven aan veel lagere aantallen strandgapers (*M. arenaria*), hogere aantallen *A. marioni*, *Capitella capitata*, *Scoloplos armiger* en oligochaeten. Uit de RDA-analyses blijkt dat 17% van de variantie toe te schrijven is aan temporele verschillen en verschillen in sediment, 6% aan overige ruimtelijke verschillen.

De veranderingen in dichtheid van de afzonderlijke soorten resulteren ook in ruimtelijke en temporele verschillen van de totale dichtheid van polychaeten, tweekleppigen, crustaceeën en oligochaeten.

Een aantal analyses suggereren een visserij-effect.

Zo is de relatie tussen diversiteit en sedimentkarakteristieken in het beviste gebied in 2003 anders dan in 2002 (bijlage fig 3.4). En visserij (FishingEffect) heeft een mogelijk significant negatief effect op de diversiteit. Maar het was in het GAM-model niet mogelijk onderscheid te maken tussen 'fishing' en 'FishingEffect'. Regression trees voor diversiteit wijzen op een visserij-effect op locaties met een laag percentage fijn zand (bijlage fig 3.6).

Op hoger taxonomische niveau blijkt de totale dichtheid van polychaeten negatief gerelateerd aan visserij.

In de multivariate analyses kon FishingEffect niet meegenomen worden omdat FishingEffect niet onafhankelijk van ruimtelijke verschillen kon meegenomen worden. Maar mogelijke visserij-effecten zijn zeker kleiner dan ruimtelijke verschillen, dus minder dan 6%. Een RDA-analyse op de 4 hogere taxonomische niveaus laat zien dat variantie die door visserij (FishingEffect) verklaard kan worden slechts 2% is, tegenover 12% voor sediment en tijd (year) en 4% door interactie.

Tabel 2. Gemiddelde dichtheid (ind/m²) en standaardfout op het gemiddelde (Std.Error) voor de drie vakken op t0 (2002) en t2 (2003).

	noord2002		vis2002		zuid2002		noord2003		vis2003		zuid2003	
	Mean	Std. Error	Mean	Std. Error	Mean	Std. Error	Mean	Std. Error	Mean	Std. Error	Mean	Std. Error
totale dichtheid	8953.33	780.79	10016.67	1217.30	5400.00	823.19	8146.67	642.88	4326.67	1031.31	6016.67	1071.65
Aphelochaeta marioni	4630.00	879.85	6473.33	1005.41	2536.67	764.93	5046.67	632.66	1716.67	674.10	56.67	30.69
Arenicola marina	10.00	5.46	0.00	0.00	6.67	4.59	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ASCIDIACEA	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Capitella capitata	90.00	46.71	40.00	21.84	80.00	41.49	160.00	36.64	20.00	8.52	46.67	16.82
Cerastoderma edule	86.67	42.74	50.00	15.95	166.67	37.31	73.33	21.58	103.33	33.32	100.00	26.27
Corophium	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00
Corophium arenarium	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33
Corophium volutator	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00
Crangon crangon	3.33	3.33	3.33	3.33	6.67	4.59	16.67	9.52	30.00	10.23	13.33	6.12
Cyathura carinata	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33
DECAPODA	3.33	3.33	0.00	0.00	3.33	3.33	20.00	13.76	0.00	0.00	13.33	10.37
Ensis	33.33	11.34	3.33	3.33	0.00	0.00	13.33	6.12	10.00	7.29	3.33	3.33
Ensis arcuatus var. directus	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Eteone	6.67	4.59	0.00	0.00	0.00	0.00	10.00	7.29	0.00	0.00	0.00	0.00
Heteromastus filiformis	2126.67	226.64	1823.33	315.72	1500.00	186.22	1413.33	161.25	823.33	268.12	1720.00	273.88
Lagis koreni	10.00	5.46	0.00	0.00	0.00	0.00	33.33	16.40	170.00	40.60	70.00	25.81
Lanice conchilega	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	6.67	6.67	0.00	0.00	196.67	156.98
Macoma balthica	50.00	15.95	20.00	9.79	20.00	9.79	30.00	9.02	16.67	6.62	33.33	12.33
Marenzelleria viridis	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33
Mya arenaria	750.00	171.53	506.67	145.53	450.00	46.61	96.67	23.93	940.00	222.16	2410.00	845.27
Mysella bidentata	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Mytilus edulis	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	20.00	11.95	6.67	4.59	6.67	6.67
Nephtys	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00	3.33	3.33
Nephtys hombergii	23.33	10.00	0.00	0.00	0.00	0.00	6.67	4.59	0.00	0.00	0.00	0.00
Nereis	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	20.00	8.52	10.00	7.29	50.00	13.57
Nereis (Eunereis) longissima	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	16.67	16.67
Nereis (Hediste) diversicolor	10.00	5.46	0.00	0.00	0.00	0.00	6.67	6.67	0.00	0.00	20.00	11.95
Nereis (Neanthes) succinea	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33
OLIGOCHAETA	410.00	64.21	386.67	67.12	40.00	23.40	180.00	58.66	73.33	29.38	23.33	8.75
Ophiura	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00
Ophiura albida	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00
Orchomene nana	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00
PELECYPODA	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00
POLYCHAETA	3.33	3.33	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Polydora	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	6.67	4.59	0.00	0.00	3.33	3.33
Polydora (polydora) comuta	6.67	4.59	30.00	14.89	13.33	10.37	16.67	8.20	30.00	12.31	163.33	51.75
Polydora (Pseudopolydora) pulchra	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00
Proceraea cornuta	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	10.00	10.00	0.00	0.00	0.00	0.00
PYCNOGONIDA	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Pygospio elegans	83.33	29.77	43.33	21.23	83.33	29.37	93.33	27.10	30.00	16.38	623.33	229.53
Schistomysis kervillei	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33
Scolecopsis (Scolecopsis) foliosa	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Scoloplos (scoloplos) armiger	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	206.67	36.48	96.67	41.46	66.67	17.44
Spio	26.67	14.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Spio martinensis	203.33	151.06	3.33	3.33	20.00	14.59	110.00	43.33	3.33	3.33	30.00	12.31
Spionidae	0.00	0.00	0.00	0.00	3.33	3.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Spiophanes bombyx	6.67	6.67	0.00	0.00	0.00	0.00	130.00	29.21	10.00	7.29	53.33	11.45
Streblospio benedicti	356.67	41.68	623.33	128.72	463.33	95.33	386.67	51.32	210.00	62.74	273.33	60.39

4. Discussie

Iedere bodemberoerende vorm van visserij zal op enige manier een effect hebben op de bodem en de op en in de bodem levende organismen. De grootte en de duur ervan zijn afhankelijk van onder andere de manier en frequente van vissen, het substraat (o.a. sedimentkarakteristieken), de heersende hydrodynamische omstandigheden en de biologische gemeenschappen. Mogelijke effecten kunnen bestaan in veranderingen van de fysische structuur van de bodem, veranderingen in de heterogeniteit, en chemische en textuurkarakteristieken van de sedimenten, resuspensie van sedimenten met als gevolg veranderingen in het lichtklimaat en nutriëntbudgetten, en veranderingen in de biologische gemeenschappen. Daarbij moet onderscheid gemaakt worden tussen effecten op korte en lange termijn. Voor een goede evaluatie is het ook van belang na te gaan of de effecten van verstoring door visserij groter of kleiner zijn dan effecten door natuurlijke verstoring (bijv. door stormen of veranderingen in zoutgehalte) (National Research Council, 2002; Johnson, 2002).

Studies naar de effecten zijn onder te verdelen in twee types. Enerzijds zijn er de niet experimentele (niet geplande) studies die locaties met een verschillende verstoring door visserij met elkaar vergelijken (Chícaro et al., 2002; Craeymeersch et al., 2000; Hall et al., 1993; Thrush et al., 1998). Het belangrijkste probleem bij dit type studies is het vinden van – op visserij na - vergelijkbare gebieden. Gebieden waarin niet gevist wordt, zijn veelal intrinsiek anders dan waar wel gevist wordt. Daarnaast zijn er de experimentele studies. Deze volgen meestal een zogenaamde BACI-opzet: een experimenteel gebied wordt bevestigd, een aantal karakteristieken van dit gebied worden vergeleken voor en na het vissen (Before/After), en vergeleken met een gebied dat recent niet bevestigd is (Control/Impact). Idealerweise zijn er meerdere evaluatie-gebieden, zowel bevestigde als niet bevestigde (Lindegarh et al., 2000). Maar in de praktijk is dit maar beperkt mogelijk (o.a. door beperkingen in scheepstijd, grootte van het onderzoeksgebied, financiële en visserijtechnische randvoorwaarden). De resultaten van deze meestal in ruimte en tijd beperkte studies moeten dan vertaald worden naar het hele ecosysteem op basis van gedetailleerde informatie over de ruimtelijke en temporele variaties in visserij-inspanning.

Bij beide type studies is het dikwijls moeilijk of zelfs onmogelijk om gebieden te vinden die al jaren niet bevestigd zijn, en dus gebieden waar de sedimentkarakteristieken en fauna mogelijk reeds aan de heersende visserij 'aangepast' zijn (Collie et al., 1997; Collie et al., 2000; Lindeboom en de Groot, 1998; Tuck et al., 1998).

In het gebied tussen Hinderplaat en de kust van Voorne is sinds 1994 niet meer op schelpdieren gevist. We kunnen daarom aannemen dat de faunasamenstelling niet meer door vroegere schelpdiervisserij-activiteiten is beïnvloed. Het gebied ligt in een accent-natuurgebied. Enkel in het kader van onderzoek naar de effecten kan een deel bevestigd worden. Dit bood de mogelijkheid voor het uitgevoerde experiment. De sluiting van de accent-natuurgebieden is sinds 2000 ook opgenomen in de privaatrechtelijke vergunningen voor boomkorvisserij met wekkerkettingen. Na die tijd is echter niet uit te sluiten dat visserij met wekkerkettingen in enige mate heeft plaatsgevonden. Garnalervisserij er wel toegestaan (Boon, 2002).

Het hele onderzochte gebied (bevestigde en niet bevestigde vakken) valt binnen eenzelfde bodemdiergemeenschap (Heinis et al., 2002). Indicatorsoorten voor deze gemeenschap (cluster 4, kokkeltype) zijn de borstelwormen *Aphelochaeta marioni* en *Heteromastus filiformis*. Andere dominante soorten zijn kokkels (*Cerastoderma edule*) en nonnetjes (*Macoma balthica*). Volgens Craeymeersch (1999) worden de hoogste dichtheden aan kokkels gevonden in de gebieden met de laagste dichtheden van *A. marioni* en *H. filiformis*. Uit het vooronderzoek en uit inventarisaties uitgevoerd in het voorjaar 2002 (niet gepubliceerde gegevens RIVO) bleken geen gradiënten in de grotere bodemdieren. Wel is bekend dat (in de meeste jaren) het slibgehalte toeneemt van west naar oost, naar het Rak van Scheelhoek toe (van Holland, 2002). Daarom is ervoor gekozen de verdeling tussen bevestigde en niet bevestigde gebieden dwars op deze gradiënt te leggen. Met een niet bevestigd gebied noordelijk en zuidelijk van het bevestigde gebied hoopten we eventuele gradiënten in de faunasamenstelling te ondervangen, een probleem dat zich bij eerder onderzoek (1994-1996) voorgedaan had (Craeymeersch, 1997). We stelden inderdaad vast dat er tijdens dit onderzoek wel degelijk een noord-zuid gradiënt bestond, die ook nog eens veranderde in

de tijd. Bij de aanvang van het onderzoek verschilde de bodemdiersamenstelling in het zuidelijke vak duidelijk van deze in de twee andere vakken. In juli 2003 verschilde juist het noordelijk gebied qua fauna van de twee andere vakken.

Een verdere opsplitsing in kleinere experimentele vakken leek ons ongewenst, omdat de vakken dan te klein zouden worden met een vlugge immigratie van soorten tot mogelijk gevolg. Zo geven bijv. Hall & Harding (1997) zelf aan dat het erg onwaarschijnlijk is dat eventuele effecten in de kleinste experimentele gebiedjes die ze gebruikt hebben (zie tabel 3), daardoor lang konden blijven bestaan.

Alhoewel er slechts drie dagen gevist werd, betekende dat toch dat in meer dan de helft van het beviste gebied 50% of meer van de oppervlakte bevist is. Dat komt goed overeen met de bevissingsintensiteit in dit gebied in 1993 en 1994. In 1992 werd het gehele beviste gebied intensiever bevist (Kamermaans et al., 2003).

De verspreiding van bentische soorten is afhankelijk van de heersende abiotische omstandigheden. Met name spelen in het mondingsgebied van de Haringvliet diepte, (schommelingen in het) zoutgehalte, hydrodynamiek en de daaraan gekoppelde slibgehalte een rol (Craeymeersch, 1999; Heinis et al., 2002). Een verandering in de korrelgrootteverdeling kan daarom leiden tot een verandering in soortensamenstelling. Er zijn een aantal publicaties die zo'n verandering in korrelgrootteverdeling documenteren als direct gevolg van visserij. In de Gulf of Maine is het sediment grover geworden door de visserij op mantelschelpen *Placopecten magellanicus* (Langton en Robinson, 1990). Hall et al. (1990) vonden direct na vissen op mesheften (*Ensis* spp.) een grotere mediane korrelgrootte in beviste gebieden dan in niet beviste gebieden Tuck et al. (2000) vonden dat visserij op mesheften resulteerde in een verlaging van het slibgehalte, maar het verschil was na 5 dagen niet meer significant. Zwarts (2003) rapporteert een sterke afname van het slibgehalte direct na de eerste bevissing in een gebied bij Ameland. Het effect werd echter versterkt door stormachtig weer. Een jaar na bevissing was het effect op de bodemgesteldheid niet meer zichtbaar. Al deze studies vonden dus een verlaging van het slibgehalte als resultaat van a) het in suspensie brengen van fijn materiaal en/of b) het verwijderen van materiaal waarbij de onderliggende, grofkorreliger sedimentlaag aan de oppervlakte kwam te liggen. Ismail (1985) vond een maand na bevissing op de ene plaats een verhoging van de korrelgrootte, op een andere plek een verlaging. Ook Kaiser et al. (1996) vonden een verlaging van de mediane korrelgrootte doordat de onderliggende, meer slib- en kleihoudende sedimentlaag na bevissing aan de oppervlakte kwam te liggen. Rostron (1993) vond in een gebied met slecht gesorteerd, fijn sediment een toename in slib en fijn zand onmiddellijk na verstoring, geen veranderingen in sedimentkarakteristieken in een gebied met grover sediment. Ook andere studies (Pranovi en Giovanardi, 1994; Pranovi et al., 2000) vonden geen directe veranderingen in de korrelgrootteverdeling. Een aantal studies rapporteren een verhoging van de mediane korrelgrootte op de lange termijn en wijten dit aan schelpdiervisserij (Piersma et al., 2001; Pranovi en Giovanardi, 1994). Zwarts (2003) concludeert dat mechanische kokkelbevissing vrijwel zeker leidt tot een verlaging van het slibgehalte, maar dit effect is gemaskeerd doordat de kokkelvisserij de laatste tien jaar vooral plaatsvindt in gebieden die slibrijker geworden zijn.

In deze studie zijn enkel effecten op relatief korte termijn (7 maanden) bekeken. In die periode zijn geen significante veranderingen van sedimentkarakteristieken gevonden. Wel blijkt er op meerdere locaties een grote verandering van het slibgehalte in de bovenste sedimentlaag. In het beviste gebied betreft het vooral oostelijk gelegen locaties, aan het uiteinde van het Rak van Scheelhoek. Maar ook in het noordelijker gelegen, onbeviste gebied is op meerdere locaties het slibgehalte sterk toegenomen. De waargenomen veranderingen zijn daarom hoogstwaarschijnlijk niet het gevolg van schelpdiervisserij-activiteiten. De reden is echter onduidelijk. Bezinking van slib kan alleen bij zeer lage stroomsnelheden in gebieden zonder golfwerking. In de monding van het Haringvliet komen deze omstandigheden alleen voor in het Rak van Scheelhoek, voor de Haringvlietsluizen en achter in het Brielse Gat (van Holland, 2002). Op deze plaatsen kan het slibgehalte sterk variëren en zijn ook in het verleden op sommige locaties toe- en afnames van 10 – 30% gevonden (de Looff, 1991; van Holland, 2002). Anderzijds kunnen in het gebied aan het einde van het Rak van Scheelhoek kleine afwijkingen in positie grote afwijkingen in sedimentsamenstelling veroorzaken (de Looff, 1991).

Meerdere studies hebben een direct effect van mechanische schelpdiervisserij op de bodemdiergemeenschap gerapporteerd (tabel 3). Uiteraard is er een reductie in dichtheid en biomassa van de doelsoort. Daarnaast worden sterftcijfers gerapporteerd voor

ondermaatse, veelal juveniele, specimen van de doelsoort. Voor kokkels worden sterftepercentages genoemd van 5 tot 50 % (Anoniem, 1987; Cotter et al., 1997; Franklin en Pickett, 1978). Er zijn ook effecten op andere soorten dan de doelsoorten gerapporteerd. Hall et al. (1990) vonden een significant lagere totale dichtheid en een gereduceerde dichtheid van meerdere individuele soorten een dag na vissen op mesheften. Hall en Harding (1997) vonden een reductie in aantal soorten, totale dichtheid en de dichtheid van een aantal dominante soorten na vissen op kokkels. Analoge resultaten werden gevonden door Ismail (1985), Thrush et al. (1995), Kaiser et al. (1996), Currie en Parry (1996), Pranovi et al. (2000) en Kaiser et al. (2001). Hiddink (2003) vond geen direct effect op 0- en 1-jarige kokkels, maar wel op 0-jarige nonnetjes. Een jaar later was de dichtheid van deze jaarklasse nog steeds lager in bevist dan in niet bevist gebied. Wel bleek er geen verschil in de broedval van zowel kokkels als nonnetjes in het jaar volgend op de visserij. Na 2 tot 10 maanden zijn meestal geen effecten meer te zien (Hall en Harding, 1997; Hall et al., 1990; Ismail, 1985; Kaiser et al., 2001; Kaiser et al., 1996), tenzij er nog geen nieuwe broedval van voorheen dominante soorten plaats vond (Currie en Parry, 1996). Herkolonisatie gebeurt overigens niet alleen door broedval van jonge individuen, maar ook door migratie vanuit de - niet verstoorde - omgeving. De snelheid van herstel, en de mate waarin het herstelproces vooral door broedval of migratie gedomineerd wordt, is daarom ook afhankelijk van de grootte van het verstoorte gebied (Auster en Langton, 1999; Günther, 1992; Kaiser et al., 2001). De mate van impact hangt ook af van de mate van natuurlijke verstoring, de habitatkarakteristieken (inclusief biotische structuren) en de soortensamenstelling (met name de auto-ecologische karakteristieken van de soorten) (Watling en Norse, 1998). In zijn algemeenheid zal de impact klein zijn als het verstoorte gebied klein en het aantal beschadigde en gedode individuen gering is. Hetzelfde geldt voor gebieden gedomineerd door opportunistische soorten of soorten aangepast aan grote natuurlijke verstoringen. Als organismen vernietigd worden die voor de stabiliteit of de structuur van het habitat zorgen (mosselbanken, bepaalde kokerwormen) zal het effect groter zijn en duurt het herkolonisatieproces lang door een verhoogde instabiliteit van het sediment (Thrush et al., 1996). Rostron (1993; 1995) vond in een fijnzandig gebied waar kokerwormen *Pygospio elegans* numeriek tot de dominante soorten behoorden, nog effecten 6 maanden na visserij. Ook Ferns et al. (2000) vonden in slibrijke gebieden gekarakteriseerd door onder andere kokerwormen (*Pygospio elegans*) nog geen volledig herstel na meer dan 100 dagen, al speelt het feit dat de visserij hier een grote invloed had op de sedimentstructuur misschien een nog belangrijkere rol. Het tijdstip van herkolonisatie is uiteraard ook afhankelijk van het tijdstip van bevissing (Gubbay en Knapman, 1999).

Uit vergelijkend onderzoek van beviste en niet beviste kokkelbanken in de Waddenzee komt geen eenduidig beeld naar voren over effecten op schelpdieren (mosselen, nonnetjes). Het effect op de wormen is per soort verschillend: er blijkt geen effect op de wapenworm (*Scoloplos armiger*), een toename van de zeeduizendpoot (*Nereis diversicolor*), en een afname van kleinere wormen als spioniden en draadwormen (*Heteromastus filiformis*) (EVA2, 2003). De resultaten van experimenteel onderzoek bij Ameland komen voor sommige soorten wel, voor andere soorten niet met dit onderzoek overeen. De verlaagde dichtheden wormen en schelpdieren in een voor visserij open gebied bij Ameland konden als lange-termijn effect van kokkelvisserij geïnterpreteerd worden, maar ook als gevolg van ontwikkelingen die niets met de kokkelvisserij te maken hadden (Ens et al., 2003).

De directe impact van visserij is in deze studie enkel onderzocht op de grotere bodemdieren (in- en epifauna). Slechts drie in de bodem levende soorten (het nonnetje, *Macoma balthica*, de strandgaper, *Mya arenaria* en de kokkel, *Cerastoderma edule*) kwam in voldoende hoge dichtheden en op voldoende locaties voor om statistisch de verschillen in ruimte en tijd te kunnen testen. De veranderingen in de dichtheden op t1 t.o.v. t0 blijken in de drie gebieden niet significant verschillend. Op de langere termijn (6-7 maanden) blijken de veranderingen in de dichtheden op t2 t.o.v. t0 van nonnen en kokkels in de drie gebieden niet significant verschillend. In het zuidelijke vak is de afname van jonge kokkels en de toename van strandgapers groter dan in het beviste en het noordelijke vak. Deze beide gebieden verschillen onderling echter niet. Hierbij dient wel opgemerkt dat de bemonstering op t2 wel al na de broedval van nonnen en strandgapers was, maar nog voor een eventuele nieuwe broedval van kokkels.

Op de langere termijn (7 maanden) is ook gekeken naar de hele bentische gemeenschap. In zowel het beviste als de niet beviste gebieden zijn er veranderingen waargenomen. De temporele verschillen zijn daarbij groter dan de ruimtelijke verschillen. Een aantal

veranderingen blijken in het beviste gebied iets groter dan in de twee andere gebieden, wat op een effect van bevissing kan wijzen.

De diversiteit zou negatief beïnvloed kunnen zijn, met name op locaties met een laag percentage (< 17.13 %) aan fijn zand en een hoog percentage slib (>46.5 %). In de niet beviste gebieden hebben telkens drie locaties in het noordelijke gebied een hoog slibgehalte, in het zuidelijke gebied 1 of 2 locaties. In het beviste gebied gaat het om slechts 2 locaties in 2002 en zeven in 2003 (zie ook hoger). De verandering in diversiteit op deze stations is lager dan verwacht puur op basis van de veranderingen in tijd (diversiteit neemt in de tijd toe) en korrelgrootteverdeling (diversiteit is negatief gerelateerd aan slibgehalte). Uit de analyses blijkt echter niet eenduidig of het om een visserij-effect gaat of puur om ruimtelijke verschillen. Dit komt mede door het feit dat er slechts één bevist gebied is.

Verder blijkt de totale dichtheid aan borstelwormen negatief gerelateerd aan visserij. De totale dichtheid wordt in 2002 voor 60-75% bepaald door twee soorten: *Heteromastus filiformis* en *Aphelochaeta marioni*. *A. marioni* leeft voornamelijk in de bovenste 4 cm van het sediment, *H. filiformis* vooral op grotere dieptes (4-9 cm) (gegevens NIOO, Westerschelde). *H. filiformis* heeft een optimum bij een slibgehalte van 45%, *A. marioni* bij 35%. Maar beide soorten hebben een zeer grote tolerantie voor lagere en hogere slibgehalten. *H. filiformis* is gekend als een opportunistische soort. Voortplanting gebeurt eenmaal per jaar, in het eerste of tweede levensjaar. Het laatste geldt ook voor *A. marioni*, maar gebeurt in een of meer discrete periodes. Beide soorten zijn kortlevend (Farke, 1979; Ysebaert en Meire, 1999). Op basis van de ecologische karakteristieken is daarom geen langdurende impact te verwachten, ook al is de directe sterfte mogelijk groot (zie bijv. tabel 11 in de Vlas, 1982). Ook bij winning (tot 40 cm diep) van wadpielen is een herstel van de kleinere wormen (waaronder *H. filiformis*) binnen enkele maanden gerapporteerd (Beukema, 1995). Thrush et al. (1996) vonden in gebiedjes waaruit alle dieren verwijderd waren na korte tijd dezelfde dichtheden van *H. filiformis* als in de nabije omgeving van die gebiedjes. De afname van beide soorten is overigens niet beperkt tot het beviste gebied. De dichtheid van de eerste soort is in 2003 afgenomen in zowel het beviste als het noordelijke gebied. De dichtheid van de tweede soort is in 2003 sterk afgenomen in het beviste en het zuidelijke gebied. Het is daarom onwaarschijnlijk dat de sterk afgenomen dichtheden het gevolg zijn van visserij. Beide soorten vertonen overigens sterke temporele fluctuaties (figuur 8).

Het verdient aanbeveling deze studie verder te zetten. Enerzijds omdat een deel van de soorten – waaronder de doelsoort zelf – nog niet gereproduceerd hadden. Het is daardoor bijvoorbeeld niet mogelijk op basis van deze studie uitspraken te doen over het effect van de visserij op de aanwas van kokkels zelf en op de langer-termijn veranderingen van de totale soortensamenstelling en diversiteit. Daarnaast is het onderzoek beperkt tot een eenmalige bevissing. Mogelijks leidt bevissing gedurende twee of meer achtereenvolgende jaren tot andere, meer chronische effecten. Anderzijds kunnen natuurlijke, dynamische processen het effect juist teniet doen of een totaal ander effect op de soortensamenstelling hebben.

Al bij al kunnen we concluderen dat de macrobenthische soortensamenstelling blijkbaar in een deel van het beviste gebied 7 maanden na visserij op kokkels meer verschilde van de niet beviste gebieden dan op grond van verschillen in korrelgrootteverdeling te verwachten was. Mogelijke visserij-effecten waren echter zeker veel kleiner dan de ruimtelijke en temporele variaties. De conclusie is dan ook dat er geen substantiële effecten van de kokkelvisserij vastgesteld zijn.

Tabel 3. Overzicht van studies naar effecten van schelpdiervisserij (naar Collie et al., 2000; Schmechel, 2001).

gear	habitat	Scale (m)	Tidal level	Period of dredging	Recovery period (days)	Reference
Tractor-towed rake	sand	45	intertidal	July	56	Hall & Harding (1997)
Suction dredge	sand	15	intertidal	May	56	Hall & Harding (1997)
Hydraulic dredge	muddy sand	150	Intertidal	September	300	Ismail (1985)
Water jet dredge	sand	1-3	subtidal	March	75	Tuck et al (2000)
Sallop dredge	gravelly sand		subtidal			Langton & Robinson (1990)
Hydraulic dredge	sand	50	subtidal	November	40	Hall et al (1990)
Suction dredge	mud	2	intertidal	November	210	Kaiser et al (1996)
Hydraulic dredge	(silty) sand		subtidal		60	Pranovi & Giovanardi (1994)
Rapido trawl	sand	50	subtidal	December	7	Pranovi et al (2000)
Tractor-towed rake	sand	20	intertidal	October	86	Ferns et al (2000)
Tractor-towed rake	muddy sand	20	intertidal	October	174	Ferns et al (2000)
Scallop dredge	muddy sand	600	subtidal	July	420	Currie & Parry (1996)
Tractor-towed rake	sand	20	intertidal	October	373	Rostron (1993, 1995) Cotter et al (1997)
Hydraulic dredge		50	intertidal	Sept- Oct	365	Hiddink (2003)
Hand rake	silty sand	3-6	intertidal	October	503	Kaiser et al (2001)
Hydraulic dredge	Sand		intertidal			Allen (1995)
Hydraulic dredge	muddy sand	700	subtidal	November	276	This study

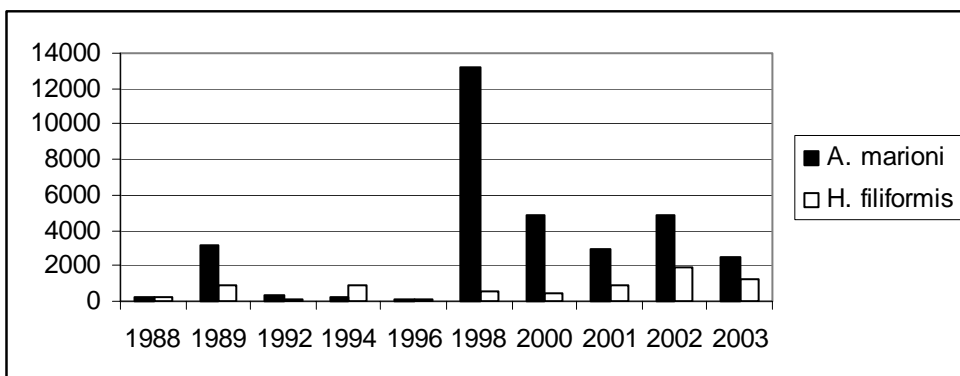


Figure 9. Dichtheidsverloop (ind/m²) van *Heteromastus filiformis* en *Aphelochaeta marioni* in de drie vakken (data NIOO; data 1988-2001: evaluatie-onderzoek aanleg baggerspeciedepot; data 2002-2003: deze studie).

5. Referenties

- Allen, P.L., 1995. An assessment of the impact of hydraulic cockle dredging on the macroinvertebrate faunas of Traeth Lafan, North Wales. contract Science Report 64, Countryside Council for Wales, Bangor, Gwynedd LL 57 2LQ, UK.
- Anoniem, 1987. Effecten van de kokkelvisserij in de waddenzee. Rin rap., 87(18).
- Auster, P.J. en Langton, R.W., 1999. The effects of fishing on fish habitat. In: L. Benaka (Editor), Fish habitat: essential fish habitat and restoration. Symposium 22. American Fisheries Society, Bethesda, Maryland, pp. 150-187.
- Beukema, J., 1995. Long-term effects of mechanical harvesting of lugworms *Arenicola marina* on the zoobenthic community of a tidal flat in the Wadden Sea. Netherlands Journal of Sea Research, 33: 219-227.
- Boon, A., 2002. Quick-scan studie naar de effecten van bodemberoerende visserij op de bodemfauna van de Voordelta. EC-LNV nr. 2002/111, Expertisecentrum LNV, Ministerie van Landbouw, Natuurbeheer en Visserij, Wageningen.
- Chícaro, L., Chícaro, A., Gaspar, M., Alves, F. en Regala, J., 2002. Ecological characterization of dredged and non-dredged bivalve fishing areas off south Portugal. Journal of the Marine Biology Association of the United Kingdom, 82: 41-50.
- Collie, J.S., Escanero, G.A. en Valentine, P.C., 1997. Effects of bottom fishing on the benthic megafauna of Georges Bank. Marine Ecology Progress Series, 155: 159-172.
- Collie, J.S., Hall, S.J., Kaiser, M.J. en Poiner, I.R., 2000. A quantitative analysis of fishing impacts on shelf-sea benthos. Journal of Animal Ecology, 69: 785-798.
- Cotter, A.J.R., Walker, P., Coates, P., Cook, W. en Dare, P.J., 1997. Trial of a tractor dredge for cockles in Burry Inlet, South Wales. ICES Journal of Marine Science, 54: 72-83.
- Craeymeersch, J.A., 1997. Effecten van de schelpdiervisserij op het bodemleven in de Voordelta, Nederlands Instituut voor Oecologisch Onderzoek, Centrum voor Estuariene en Mariene Oecologie.
- Craeymeersch, J.A., 1999. The use of macrobenthic communities in the evaluation of environmental change, University of Gent, 254 pp.
- Craeymeersch, J.A., Piet, G.J., Rijnsdorp, A.D. en Buijs, J., 2000. Distribution of macrofauna in relation to the micro-distribution of trawling effort. In: M.J. Kaiser en S.J. de Groot (Editors), Effects of fishing on non-target species and habitats. Biological, conservation and socio-economic issues. Blackwell Science Ltd, Oxford, pp. 187-197.
- Craeymeersch, J.A. en van der Land, M.A., 1998. De schelpdierbestanden in de Voordelta 1993-1997. Rijksinstituut voor Visserijonderzoek RIVO-DLO. Rapport C056/98. 37 pp.
- Currie, D.R. en Parry, G.D., 1996. Effects of scallop dredging on a soft sediment community: a large-scale experimental study. Marine Ecology Progress Series, 134: 131-150.
- de Looff, A.P., 1991. Veranderingen in bodemsamenstelling Monding Haringvliet en Slufter 1986-1990, Rijkswaterstaat, Dienst Getijdewateren. Notitie GWWS-91.192.
- de Vlas, J., 1982. De effecten van de kokkelvisserij op de bodemfauna van Waddenzee en Oosterschelde, RIN-rapport 82/19 pp 1-97.
- Ens, B.J., de Jong, M.L. en ter Braak, C.J.F., 2003. EVA II deelproject C4: resultaten kokkelvissexperiment Ameland., Alterra rapport, Wageningen.
- EVA2, 2003. Resultaten wetenschappelijk onderzoek EVA II. Publiekversie., Ministerie van Landbouw, Natuur en Voedselveiligheid, Den Haag. 42 pp.
- Farke, H., 1979. Population dynamics, reproduction and early development of *Tharyx marioni* (Polychaeta, Cirratulidae) on tidal flats of the German Bight.

- Veröffentlichungen des Instituts für Meeresforschung in Bremerhaven, 18: 69-99.
- Ferns, P.N., Rostron, D.M. en Siman, H.Y., 2000. Effects of mechanical cockle harvesting on intertidal communities. *Journal of Applied Ecology*, 37: 464-474.
- Franklin, A. en Pickett, G.D., 1978. Studies on the indirect effects of fishing on stocks of cockles, *Cardium edule*, in the Thames estuary and Wash. Fisheries Research Technical Report nr. 42., Min. of Agriculture, Fisheries and Food.
- Gubbay, S. en Knapman, P., 1999. A review of the effects of fishing within UK European marine sites, English Nature (UK Marine SACs Project). 134 p.
- Günther, C.-P., 1992. Dispersal of intertidal invertebrates: a strategy to react to disturbances of different scales? *Netherlands Journal of Sea Research*, 30: 45-56.
- Hall, S. en Harding, M., 1997. Physical disturbance and marine benthic communities: the effects of mechanical harvesting of cockles on non-target benthic infauna. *Journal of Applied Ecology*, 34: 497-517.
- Hall, S.J., Basford, D.J. en Robertson, M.R., 1990. The impact of hydraulic dredging for razor clams *Ensis* sp. on an infaunal community. *Netherlands Journal of Sea Research*, 27(1): 119-125.
- Hall, S.J., Robertson, M.R., Basford, D.J. en Heaney, S.D., 1993. The possible effects of fishing disturbance in the northern North Sea: an analysis of spatial patterns in community structure around a wreck. *Netherlands Journal of Sea Research*, 31: 201-208.
- Heinis, F., Sijm, W. en Hummel, H., 2002. Evaluatie Milieu effectrapportage Slufter 1986-2000. Deelrapport 'Bodemdieren', eindconcept juli 2002.
- Hiddink, J.G., 2003. Effects of suction-dredging for cockles on non-target fauna in the Wadden Sea. *Netherlands Journal of Sea Research*, 50: 315-323.
- Ismail, N.S., 1985. The effects of hydraulic dredging to control oyster drills on benthic macrofauna of oyster grounds in Delaware Bay, New Jersey. *Int. Rev. Gesamt. Hydrobiol.*, 70: 379-395.
- Johnson, K.A., 2002. A review of national and international literature on the effects of fishing on benthic habitats. NOAA Technical Memorandum NMFS-F/SPO-57, National Marine Fisheries Service, NOAA, Silver Spring.
- Kaiser, M.J., Broad, G. en Hall, S.J., 2001. Disturbance of intertidal soft-sediment benthic communities by cockle hand raking. *Journal of Sea Research*, 45: 119-130.
- Kaiser, M.J., Edwards, D.B. en Spencer, B.E., 1996. Infaunal community changes as a result of commercial clam cultivation and harvesting. *Aquatic Living Resources*, 9: 57-63.
- Kamermans, P., Schuiling, E., Baars, D. en van Riet, M., 2003. EVA II deelproject A1: Visserij-inspanning. RIVO rapport C057/03, Nederlands Instituut voor Visserijonderzoek, IJmuiden.
- Langton, R.W. en Robinson, W.E., 1990. Faunal associations on scallop grounds in the western Gulf of Maine. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology*, 144: 157-171.
- Lindeboom, H.J. en de Groot, S.J., 1998. The effects of different types of fisheries on the North Sea and Irish Sea benthic ecosystems. NIOZ-Raport 1998-1 / RIVO-DLO Report C003/98.
- Lindegarth, M., Valentinsson, D., Hansson, M. en Ulmestrand, M., 2000. Effects of trawling disturbances on temporal and spatial structure of benthic soft-sediment assemblages in Gullmarsfjorden, Sweden. *ICES Journal of Marine Science*, 57: 1369-1376.
- National Research Council, 2002. Effects of Trawling & Dredging on Seafloor Habitat. National Academy Press, Washington D.C., 1 -126 pp.
- Piersma, T. et al., 2001. Long-term indirect effects of mechanical cockle-dredging on intertidal bivalve stocks in the Wadden Sea. *Journal of Applied Ecology*, 38: 976-990.
- Pranovi, F. en Giovanardi, O., 1994. The impact of hydraulic dredging for short-necked clams, *Tapes* spp., on an infaunal community in the lagoon of Venice. *Scientia Marina*, 58: 345-353.
- Pranovi, F., Raichevic, S., Franceschini, G., Farrace, M.G. en Giovanardi, O., 2000. Rapido trawling in the northern Adriatic Sea: effects on benthic communities

- in an experimental area. *ICES Journal of Marine Science*, 57: 517-524.
- Rostron, D.M., 1993. The effects of tractor towed cockle dredging on the invertebrate fauna of Llanrhidian Sands, Burry Inlet. Report to Countryside Council for Wales, Bangor, Gwynedd. 71 pp. + Appendix.
- Rostron, D.M., 1995. The effects of mechanised cockle harvesting on the invertebrate fauna of Llanrhidian sands, Burry Inlet & Loughor Estuary Symposium, March 1995. Part 2. Burry Inlet and Loughor Estuary Liaison Group. pp. 111-117.
- Schmechel, F., 2001. Potential impacts of mechanical cockle harvesting on shorebirds in Golden and Tasman Bays, New Zealand. DOC Science Internal Series 19, New Zealand Department of Conservation, Wellington.
- Thrush, S. et al., 1998. Disturbance of the marine benthic habitat by commercial fishing: impacts at the scale of the fishery. *Ecological Applications*, 8: 866-879.
- Thrush, S.F., Hewitt, J.E., Cummings, V.J. en Dayton, P.K., 1995. The impact of habitat disturbance by scallop dredging on marine benthic communities: What can be predicted from the results of experiments? *Mar. Ecol. Prog. Ser.*, 129: 141-150.
- Thrush, S.F. et al., 1996. Scale-dependent recolonization: the role of sediment stability in a dynamic sandflat habitat. *Ecology*, 77: 2472-2487.
- Tuck, I., Hall, S.J., Robertson, M.R., Armstrong, E. en Basford, D.J., 1998. Effects of physical trawling disturbance in a previously unfished sheltered Scottish sea loch. *Marine Ecology Progress Series*, 162: 227-242.
- Tuck, I.D. et al., 2000. The impact of water jet dredging for razor clams, *Ensis* spp., in a shallow sandy subtidal environment. *Journal of Sea Research*, 43: 65-81.
- van Alphen, J. en Molendijk, R., 1993. Vorm in Verandering. Integraal Beleidsplan Voordelta.
- van Berchum, A.M. en Smit, T., 1998. "zeezicht op de voordelta resultaten van fysische, chemische en biologische monitoring". RIKZ rapport 98.027 pp1-52.
- van Holland, G., 2002. Evaluatie 'Slufter' 1986 - 2001. Conceptrapportage Bodemligging en Bodemsamenstelling., Alkyon Hydraulic Consultancy & Research. Alkyon rapport A835.
- Watling, L. en Norse, E.A., 1998. Disturbance of the seabed by mobile fishing gear: a comparison to forest clearcutting. *Conservation Biology*, 12: 1180-1197.
- Ysebaert, T. en Meire, P., 1999. Macrobenthos of the Schelde estuary: predicting macrobenthic species responses in the estuarine environment. A statistical analysis of the Schelde estuary macrobenthos within the ECOFLAT project. IN 99/19, Institute of Nature Conservation, Brussel, Belgium.
- Zwarts, L., 2003. Bodemgesteldheid en mechanische kokkelvisserij in de Waddenzee. RIZA rapport, RIZA, Lelystad.

Bijlage 1

Generalised additive modelling (GAM)

In a linear regression model, the following mathematical formulation is used to relate the response variable and explanatory variables:

$$Y_i = a + b_1 X_{1i} + \dots + b_p X_{pi} + e_i$$

where b_j are regression coefficients and X_{ji} is the value of the j^{th} explanatory variable at the i^{th} sample ($i=1, \dots, 120$). In additive modelling (Hastie and Tibshirani 1990) the following mathematical formulation is used:

$$Y_i = a + f_1(X_{1i}) + \dots + f_p(X_{pi}) + e_i \quad (\text{A.1})$$

Where $f_j(X_{ji})$ is a smoothing function (e.g. a Loess curve) along the j^{th} explanatory variable. Because the response variable is modelled as a sum of smoothing curves, the model in equation (A.1) is called an additive model, or generalised additive model (GAM) with a Gaussian distribution. An example of a semi-parametric GAM model is:

$$Y_i = a + b_1 X_{1i} + f_2(X_2) + \dots + f_p(X_p) + e_i$$

Here, X_1 is fitted parametrically, whereas $f_j(\cdot)$ are smoothing functions. To ensure that fitted values are positive, the additive model can be extended by using a Poisson distribution instead of a normal distribution. Such models are called generalised additive models (GAM). They are appropriate for count data but not for the Shannon-Weaver index function.

Regression trees

A tool to further explore the relationship between the index function and the explanatory variables is a regression tree (De'Ath and Fabricus 2000). Regression trees are useful exploratory tools for uncovering structure in the data. They can be used for screening variables and summarising large data sets. These models result in classification rules of the form: if $x_1 < 0.5$ and $x_2 > 20.7$ and $x_3 < 0$ then the predicted value of y is 10, where x_1 , x_2 and x_3 are explanatory variables and y is the response variable. Regression trees deal better with non-linearity and interaction between explanatory variables than regression and GAM models.

Variance partitioning

Variance partitioning is best explained in terms of linear regression. Let \mathbf{y} be a vector containing the response variables and the matrices \mathbf{X} and \mathbf{W} contain the response variables. Variance partitioning allows one to model the relationship between \mathbf{y} and \mathbf{X} while controlling for the effects of \mathbf{W} . Technically, variance partitioning works as follows:

1. Apply a multiple regression of \mathbf{y} against \mathbf{X} and \mathbf{W} together.
2. Apply a multiple regression of \mathbf{y} against \mathbf{X} .
3. Apply a multiple regression of \mathbf{y} against \mathbf{W} .

Using R^2 of each regression analysis, the pure \mathbf{X} effect, the pure \mathbf{W} effect, the shared effect and the amount of residual variation can be determined. See Legendre and Legendre (1998) for more details. Borcard *et al.* (1992) applied this to multivariate data and used CCA instead of linear regression.

There approach lead to the following sequence of steps:

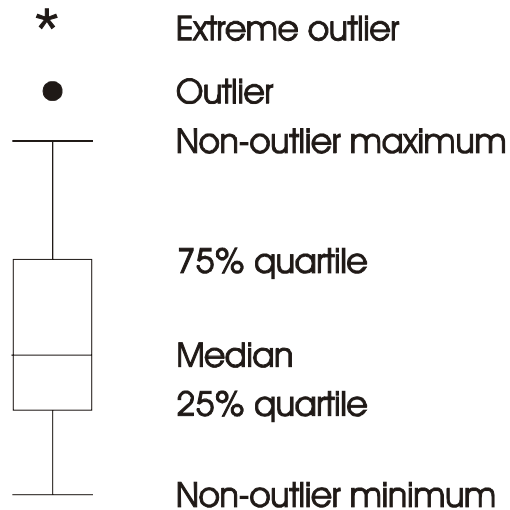
1. Apply a CCA on \mathbf{Y} (which is now a matrix!) against \mathbf{X} and \mathbf{W} together.
2. Apply a CCA on \mathbf{Y} against \mathbf{X} .
3. Apply a CCA on \mathbf{Y} against \mathbf{W} .
4. Apply a CCA on \mathbf{Y} against \mathbf{X} , using \mathbf{W} as covariates (partial CCA).

5. Apply a CCA on **Y** against **W**, using **X** as covariates (partial CCA).

In this report, CCA is replaced by RDA, **Y** are the 17 key-species, **X** is the area variable (or fishing), and **W** are all the other explanatory variables (sediment and year). Using the total sum of (canonical) eigenvalues of each RDA analysis (equivalent of R^2 in regression), the pure **X** effect, the pure **W** effect, the shared information and the residual variation can all be explained as % of the total inertia (variation).

Box-and-whisker plots

Box-and-whisker plots express the frequency distribution of the non-zero observations. Each plot shows the median observation as a horizontal line. The box is determined, to its upper and lower sides, by the first and third quartiles of the data. To either side of the box extend the whiskers. These are limited by the most extreme observation (non-outlier minimum and maximum) lying within the bound quartile value ± 1.5 times the interquartile distance. Observations lying beyond the whiskers are marked as outliers or extreme outliers.



Bijlage 2: rapportage analyses Highland Statistics

Highland Statistics Ltd.
Statistical Consultancy, Data Analysis and
Software Development



Statistical Analysis of Zoobenthic Data Voordelta 2002-2003

Technical Report 2003/04

Highland Statistics Ltd.
6 Laverock Road
Newburgh AB41 6FN
Aberdeenshire, UK
Tel: 0044 1358 789293
<http://www.highstat.com>
<http://www.brodgar.com>

Contents

Executive summary.....	3
Introduction.....	4
Benthic and sediment data.....	6
2.1. Sediments variables.....	6
2.2. Benthic variables.....	6
Benthic data analysed on index function level.....	7
3.1. Area 2 - Visualisation-...	7
3.2. Area 2 –GAM and regression trees-.....	11
3.3. Differences between areas- Visualisation-.....	16
3.4. Area effect -GAM and regression trees-.....	19
Analysis of key benthic species.....	22
4.1. Sub-selection of benthic species.....	22
4.2. Differences between area 2 and non-area 2 sites.....	22
4.3. Pure area effects.....	25
Analysis on class level.....	30
Discussion and conclusions.....	39
References.....	41

Executive summary

In this report, benthic data measured at 3 areas in 2002 and 2003 are analysed. Fishing activities took place in one area. The main underlying question is whether there are differences between the fished and non-fished areas. Results in this report show that there are indeed differences between areas that were fished and that were not fished. However, there are also considerable differences within the areas that were not fished.

The multivariate analyses indicated that the pure area effect accounts for 6% of the variation in the species data for the 2002-2003 data (and around 10-12% for the 2002 and 2003 data sets). Because the fishing effect is contained within area effect, the pure fishing effect will even be lower than 6% for the 2002-2003 data.

Various analyses showed that there is a statistical significant negative relationship between Polychaete and fishing activities.

Chapter 1. Introduction

In this report, benthic data measured in the autumn of 2002 and the summer of 2003 are analysed. In each year, 3 areas were sampled and there were 20 stations per area. In this report, only density data of the upper 5 cm of the sediment are used. Hence, we have 2 years, 3 areas and 20 stations per area. This means that 120 samples (or stations/sites) per species are available. Figure 1.1 shows the position of the three areas; fishing took only place in the middle square. Sampling in all areas took place 2 days before the fishing activities in square 2.

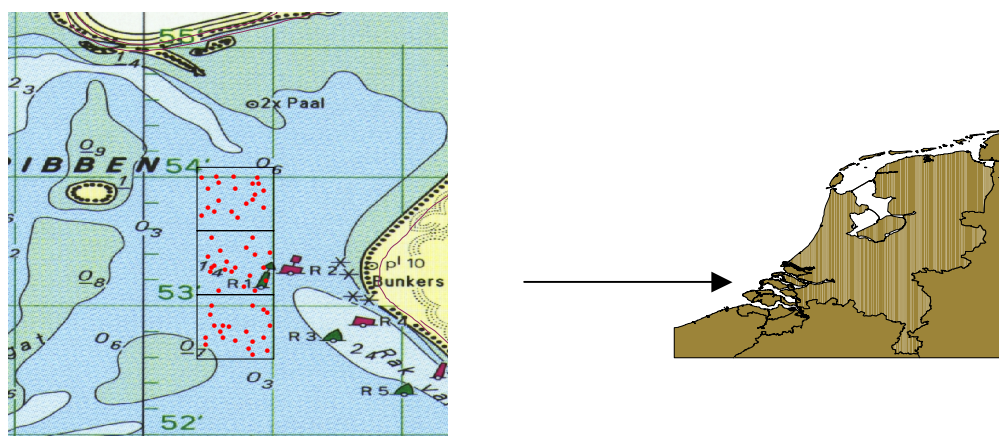


Figure 1.1. Position of three areas in The Netherlands. The three areas are represented by the black squares in the centre of the left graph. The square in the middle corresponds to the area in which fishing took place.

The central questions in this report are as follows:

1. Are there differences between the areas that were fished and that were not fished? This question can be reformulated as: Are there differences between area 2, and areas 1 and 3?
2. If there are differences, are these due to fishing (instead of sediment differences), and are the differences in 2003 larger than in 2002?

To answer these questions for the benthic species, the data were analysed at various levels, using a wide range of statistical techniques. The motivation for this is that each data level and each statistical technique will show a different aspect of the data. The statistical analyses were carried out at the following levels:

- Index function level
- Key species level.
- Class level.

A statistical data analysis should always start with a graphical exploration using tools like boxplots, dotplots, histograms, coplots and Trellis graphs. In general, these methods indicate the main underlying patterns and more formal methods can be used to “proof” these patterns. Useful techniques are (generalised) additive modelling, regression trees and multivariate methods like redundancy analysis and variance

partitioning. If one is not used to these methods, they might look complicated. However, all these techniques should be part of every ecologist's statistical toolbox. There are various excellent statistical textbooks that contain a good beginners guide to these methods, for example Quinn and Keough (2002).

Chapter 2. Benthic and sediment data

Section 2.1. Sediment variables

Various sediment variables were measured at each station. An initial analysis using correlation coefficients and principal component analysis indicated that most of the sediment variables are highly correlated with each other (with values up to 0.95). Therefore, only 5 sediment variables were used in the analyses. Table 2.1 shows the sediment variables and notation used in this report.

Table 2.1. Five sediment variables and notation used in this report.

No.	Variable	Notation
1	Median grain size in micron	SD50Mum
2	Percentage of silt content (<63 micron)	Slib63mu
3	Percentage of very fine sand (63-125 micron)	Svfinest
4	Percentage of fine sand (125-250 micron)	Sfinest
5	Percentage of medium sand (250-500 micron)	Smedium

Besides the sediment variables, we defined four nominal explanatory variables:

- Area with values 1, 2, 3 for the northern, middle and southern area respectively.
- Year with values 2002 and 2003.
- Fishing. This variable has a 1 for area 2 in both years and 0 elsewhere. It shows the differences between area 2 and the other areas.
- FishingEffect. Because the first sampling took place 2 days before fishing, the 2000 data from area 2 are not affected by fishing activities. Possible effects might be present in data from area 2 in 2003. Therefore, another nominal variable, FishingEffect, is introduced. It has the value 1 for area 2 in 2003 and 0 elsewhere. It is used to detect fishing activity effects.

The nominal variables fishing, FishingEffect and area are partially confounding (fishing took place in area 2).

Section 2.2. Benthic variables

The area supports an extremely variable population taxa characteristic of southern Dutch beaches. Since these areas are natural traps for sediment, the bottom between tidemarks and subtidal area usually consists of sand flats or mudflats.

Polychaetes worms make up the greater part of the benthic community. Bivalvia was also important. The benthic data set was suitable large to permit statistical examination, but key species and/or class groups were considered in order to reduce the number of zero observations.

Chapter 3. Benthic data analysed on index function level

In this chapter, the benthic species data are analysed on an index function level. Various definitions of index functions exist (Legendre and Legendre 1998). Here, three are discussed, namely an abundance index (I_i), the Shannon-Weaver index (S_i) and a presence-absence index (P_i), also called the species Richness index function. The index functions are mathematically defined by:

$$I_i = \sum_j Y_{ij}$$
$$S_i = \sum_j p_{ij} \log p_{ij}$$
$$P_i = \sum_j (Y_{ij} > 0)$$

Y_{ij} is the number (density) of species j at station i . I_i is a measure of total abundance of species at station (or site or sample) i . Recall that there are 120 stations, so the index i runs from 1 to 120. In the Shannon-Weaver index function, p_{ij} is the proportion of observations of species j at sample i (Legendre and Legendre 1998). The presence/absence index function P_i is the number of different species measured at station i .

All three index functions were used in the statistical analysis but results for the Shannon-Weaver index function gave the most information. Therefore, only results for this index function are presented in the remaining part of this report. The notation “index function” is used to refer to S_i .

Section 3.1. Area 2 –Visualisation–

In first instance, we use the variable fishing to visualise (i) the differences between area 2 and the other areas and (ii) the differences between area 2 in 2002 and 2003. Recall that this variable does not directly measure the effect of fishing activities because sampling took place before fishing activities. Figure 3.1 shows a series of boxplots of the index function (S_i) conditional on the variable fishing, and fishing and year. Observed benthic data were square root transformed. The reason for this transformation will be discussed later. The upper left boxplot is conditional on fishing and indicates that the median Shannon-Weaver value at fished sites is slightly lower compared to the sites where no fishing took place. Hence, the diversity of species seems to be lower at sites for which the nominal variable fishing is equal to 1 (area 2 in 2002 and 2003). This is either because fishing activities did have an impact (and then the boxplot visualises the effects in 2003) or area 2 is different in both years (due to other reasons, e.g. sediment). The upper right boxplot shows a boxplot conditional on fishing and year, and it indicates the same pattern. This might indicate that area 2 is different in both years. The lower left graph is a boxplot conditional on year and fishing (instead of fishing and year) and indicates that the species diversity has increased in 2003 at both “area 2” and non-“area 2” sites.

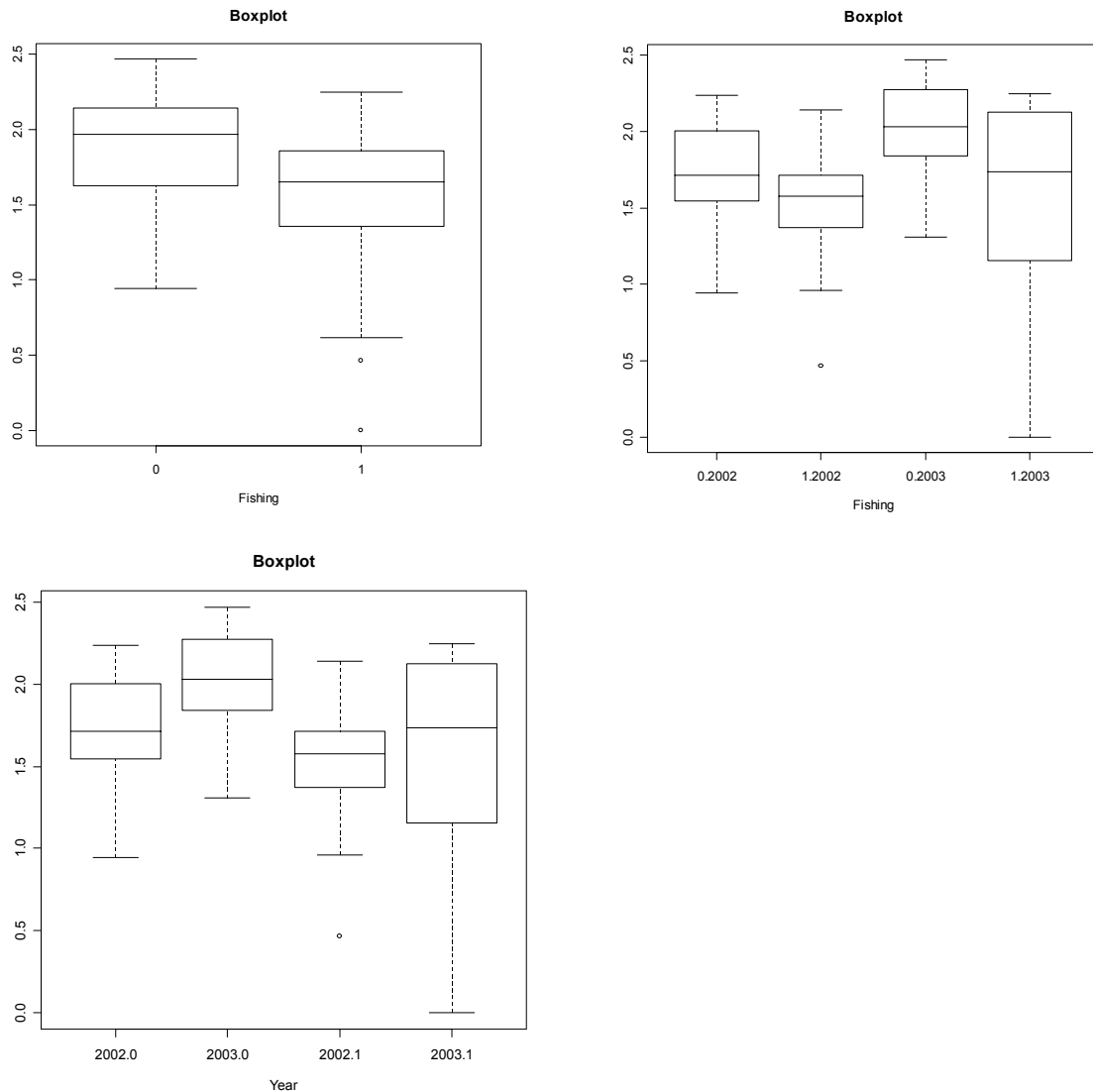


Figure 3.1. Boxplot of Shannon-Weaver index function conditional on fishing (upper left), fishing and year (upper right) and year and fishing (lower left).

Another tool to visualise the index function is a dotplot. (Figure 3.2). It shows potential outliers and the shape of the data. In the dotplot, the 120 samples are represented along the vertical axis (sample 120 is at the top) and the horizontal axis shows the value of the index function at each site. In first instance, a dotplot can be used to check the data for extreme values. This is not the case here. The plot can also be used to visualise effects of nominal variables, for example fishing. In the dotplot, fished sites are represented by triangles and non-fished sites by circles. Just as the boxplots, the dotplot shows that there are differences between fished sites (triangles) in 2002 (lower part of the graph) and 2003. One can also see that there are differences between the circles. The first (lower) 20 circles are the 20 samples from area 1 in 2002, then we have 20 triangles (area 2 in 2002), followed by 20 sites from area 3 in 2002. This is repeated for 2003. There is some indication that the diversity in areas 1 and 3 has different patterns in the same year. If this is indeed the case (and more appropriate methods are required to investigate this) then the nominal variables

fishing and FishingEffect are not the best way to answer the underlying questions (since there is considerable variation within the non-fished sites).

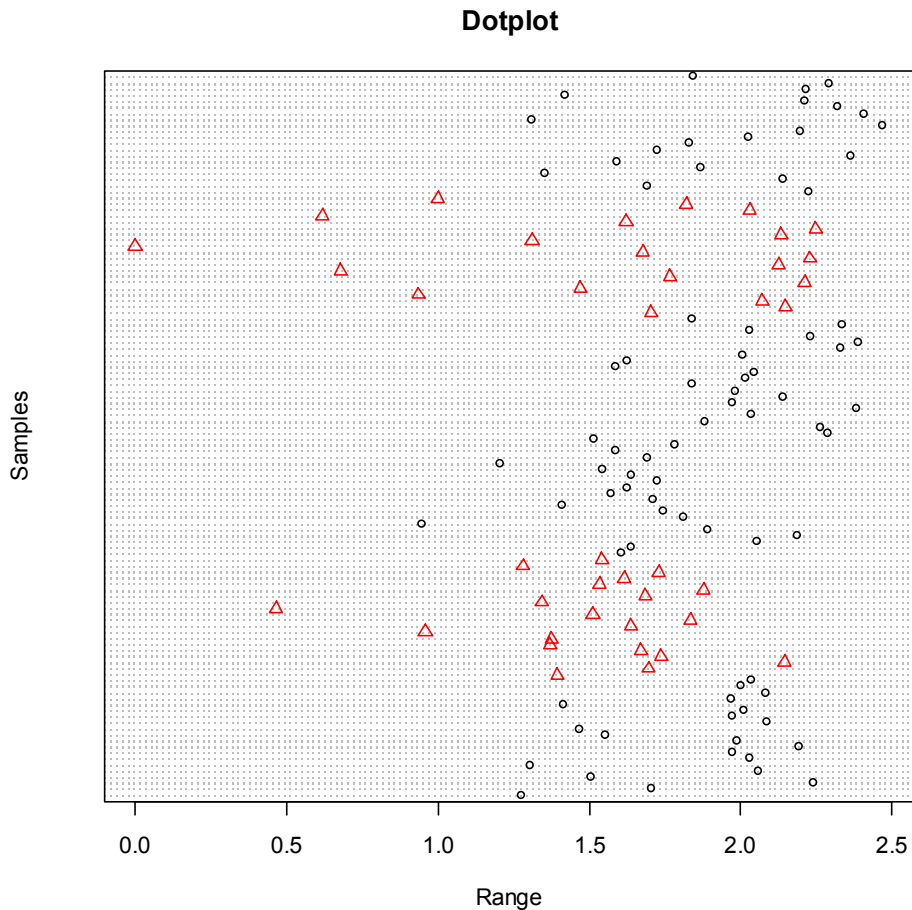


Figure 3.2. Dotplot of the Shannon-Weaver index function. The 120 samples are represented along the vertical axis. The horizontal axis shows the value of the index function at each site. Fished sites are represented by triangles and non-fished sites by circles.

Figures 3.1 and 3.2 indicate that there are no sites with extreme values (dotplot). We now continue with exploratory tools that focus more on the relationship between the index function and the explanatory variables in Table 1.1.

Figure 3.3 shows a coplot of the Shannon-Weaver index function versus median grain size conditional on the nominal variable fishing. The two panels show the pattern of the index function along the grain size gradient for different values of fishing. The left panel shows the patterns for fishing=0 (area 1 and 3), the right panel for the stations with fishing=1 (area 2). For visualisation purposes, a regression line was added. The graph suggests that the relationship along the gradient at stations in area 1 and 3 is different compared to stations in area 2. To be more specific, the stations in area 2 have a steeper regression curve. Figure 3.4 shows a similar coplot but now conditional on fishing and year. The graph shows that for the area 2 sites in 2003, the regression

curve is the steepest. This is suggestive evidence that fishing activities did have an impact. Furthermore, both coplots show that the range of median grain size at area 2 sites is smaller. However, this is not only the case for the 2003 data, but also for the 2002 data (which is not effected by fishing activities)!

Because of high multi-collinearity between the sediment variables, coplots using other sediment variables gave similar information and are therefore not presented here.

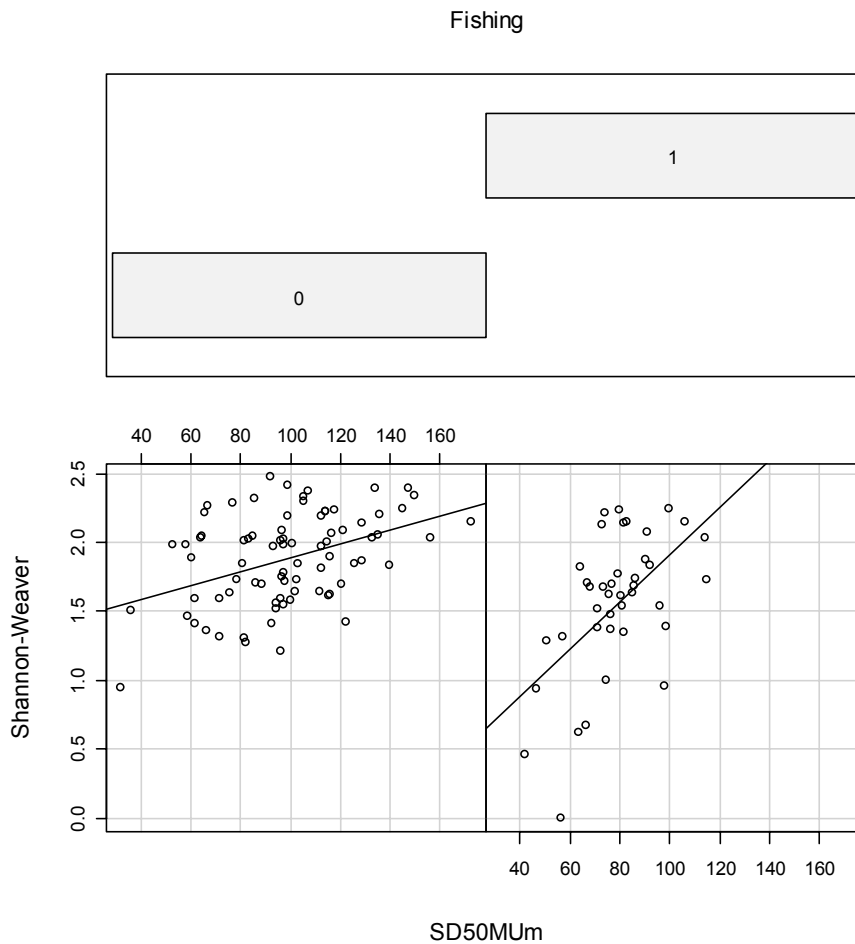


Figure 3.3. Coplot of the Shannon-Weaver index. The left panel shows the relationship between the index function and median grain size at stations in area 1 and 3. The right panel shows the same but for stations in area 2. Regression lines were added to aid visual interpretation.

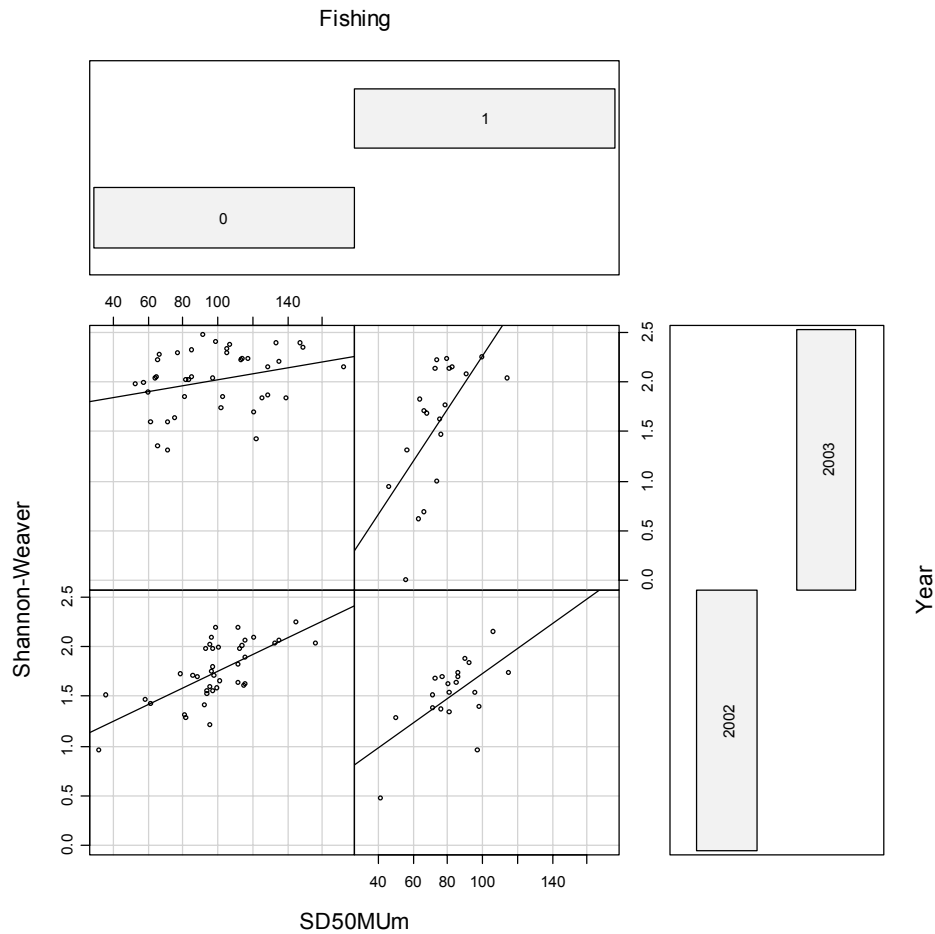


Figure 3.4. Coplot of the Shannon-Weaver index conditional on fishing and year. The left two panels show the relationship between the index function and median grain size at stations in area 1 and 3. The right two panels show the same but for stations in area 2. The lower two panels are for 2002 and the upper two for 2003.

Section 3.2. Area 2 –GAM and regression trees–

Additive models (GAM) and regression trees were used to find a relationship between the Shannon-Weaver index function and the sediment variables and the nominal variables fishing, FishingEffect and year. In the Appendix, a short introduction to GAM and regression trees are given. Technically, GAM models with the identity link function and a Gaussian distribution were used. These models are also called additive models. Because of the technical nature of GAM and regression trees, we start this section with an example of both methods.

Example of GAM and regression trees

The following model was fitted.

$$S_i = constant + b_1Fishing_i + b_2Year_i + f_3(Sfine) + e_i$$

Because of high multi-collinearity between the sediment variables, only one sediment variable was used. Here, the sediment variable is percentage fine sand. Data from

2002-2003 were used. If the parameter b_2 is significantly different from 0, then this means that there is a year effect. If b_1 is significantly different from 0, then there is an area 2 effect (for both years). The smoothing curve f_3 is presented in Figure 3.5. Dotted lines represent 95% confidence bands. The width of these bands suggests that year has a significant non-linear relationship with the index function.

The numerical output (using the software package R) of this model is given by:

Family: gaussian

Link function: identity

Parametric coefficients:

	Estimate	std. err.	t ratio	Pr(> t)
(Intercept)	1.6281	0.06917	23.54	< 2.22e-16
as.factor(Fishing)1	-0.17661	0.07182	-2.459	0.015441
as.factor(Year)2003	0.25348	0.06611	3.834	0.00020751

Approximate significance of smooth terms:

	edf	chi.sq	p-value
s(Sfines)	4	47.654	1.1142e-09

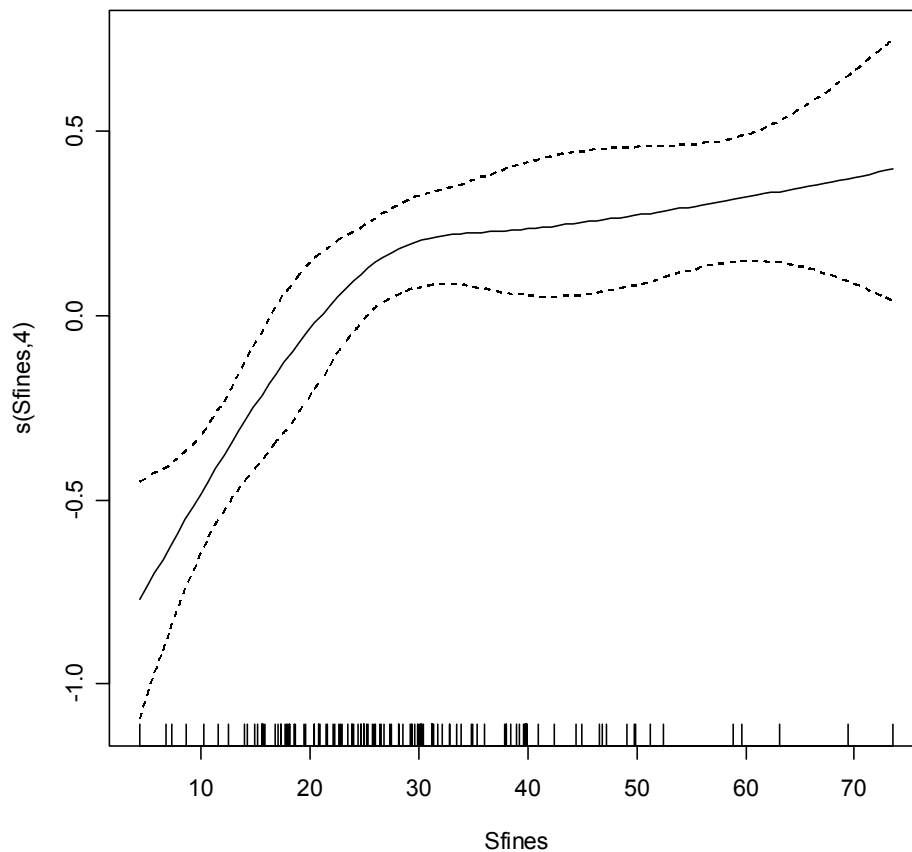


Figure 3.5. Smoothing curve along the explanatory variable percentage fine sand. Dotted lines represent 95% confidence bands.

The p-value of fishing suggests that it is significantly different from zero at the 5% level, though we do advise to be cautious with these p-values because of the heuristic nature of GAM. The interpretation of the model is as follows. The general underlying pattern of the index function along the fine sand gradient is visualised in Figure 3.5. The estimated species diversity at a site is given by the smoothing curve plus the intercept. If a site is from area 2, a value of -0.18 is added. For samples of 2003, the value 0.25 is added. Hence, area 2 is causing a decrease in species diversity and there is a positive year effect for 2003.

The model was refitted using FishingEffect instead of fishing. Note that this variable explicitly measures the effect of fishing activities in area 2. The following output was obtained:

Parametric coefficients:

	Estimate	std. err.	t ratio	Pr(> t)
(Intercept)	1.5701	0.06558	23.94	< 2.22e-16
as.factor(FishingEffect)1	-0.24142	0.09673	-2.496	0.014007
as.factor(Year)2003	0.3398	0.07209	4.714	6.9909e-06

Approximate significance of smooth terms:

	edf	chi.sq	p-value
s(Sfines)	4	51.48	1.7715e-10

Hence, FishingEffect is significantly different from 0 at the 5% level. Its estimated parameter is -0.24 (but the parameter for year is slightly larger). Measures of fit and the smoothing curves of both models were identical which makes it impossible to judge whether fishing or FishingEffect should be used. This means that it will be difficult to discriminate between the variables fishing (area 2 effect) or FishingEffect (area 2 effect in 2003 due to fishing activities in 2002).

To get more insight in the results of a GAM, regression trees can be used. The regression tree for the index function and using FishingEffect, year and fine sand as explanatory variables is presented in Figure 3.6.

Regression trees work as follows. The 120 samples of the index function (response variable) are repeatedly split up in two groups based on values of the explanatory variables. At each step, this division is such that each group is as homogenous (lowest sum of squares in each group) as possible, and is conditional on the order of explanatory variables. The first division splits the data in two groups of 18 (left branch) and 102 (right branch) variables and is based on the variable fine sand. Further division is based on the value of FishingEffect (left branch) and year (right branch). The mean value per group is represented by the first number under a line, the number of observations per group by “n=..”.

The regression tree shows that the 120 samples are first partitioned based on values of fine sand. This indicates that the sediment variable is more important than year or fishing. Samples with a low percentage (<17.13) of fine sand (left branch) are further partitioned based on fishing. Samples with a percentage of fine sand larger than 17.13 can be further partitioned based on year (left branch is 2002, right branch is 2003).

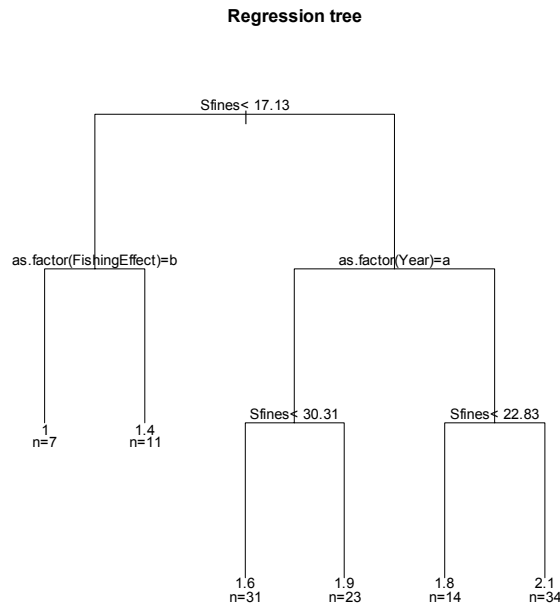


Figure 3.6. Regression tree for the Shannon-Weaver index function. The tree splits up the data in different groups. This division is such that each group is as homogenous (lowest sum of squares in each group) as possible, and is conditional on the explanatory variables.

It is interesting to compare these results with the GAM results. The samples in the left branch of the regression tree are the samples that are along the first part of the smoothing GAM curve in Figure 3.5. The diversity is low at these sites. According to the regression tree, FishingEffect is important for these sites. At sites with larger fine sand (right branch in the regression tree and where the GAM curve changes direction), there is a year effect (second split in the right branch of the regression tree).

Because of high multi-collinearity, GAM models and regression trees using other sediment variables show the same. We also replaced the variable FishingEffect by fishing and (nearly) the same regression tree was obtained. In the remaining part of this section, the same approach (GAM combined with regression trees) is applied to (i) the 2002 data, (ii) the 2003 data and (iii) the combined 2002-2003 data (as above).

Data divided in 2002, 2003 and 2002-2003

The following model was applied to the 2002-2003 data, and to data of 2002 and 2003 separately:

$$S_i = constant + b_1Fishing_i + b_2Year_i + f_3(Sediment\ variable) + e_i$$

For the 2002 data and the 2003 data, the year effect was omitted. Figure 3.7 shows the smoothing curves for the sediment variable fine sand. The upper left graph shows the

fit for the 2002-2003 data, the lower left for 2002 and lower right for 2003. For the 2003 data and 2002-2003 data, the nominal variable fishing was significantly different from 0 at the 5% level, but it was not significant for the 2002 data. This means that for the 2002 data, there is no area 2 effect, which makes sense because fishing activities took place after sampling. The fact that for the 2003 data fishing is significant indicates that there is a fishing activity effect. For the 2002-2003 data, we also used the variable FishingEffect instead of the variable fishing, but results were (nearly) identical.

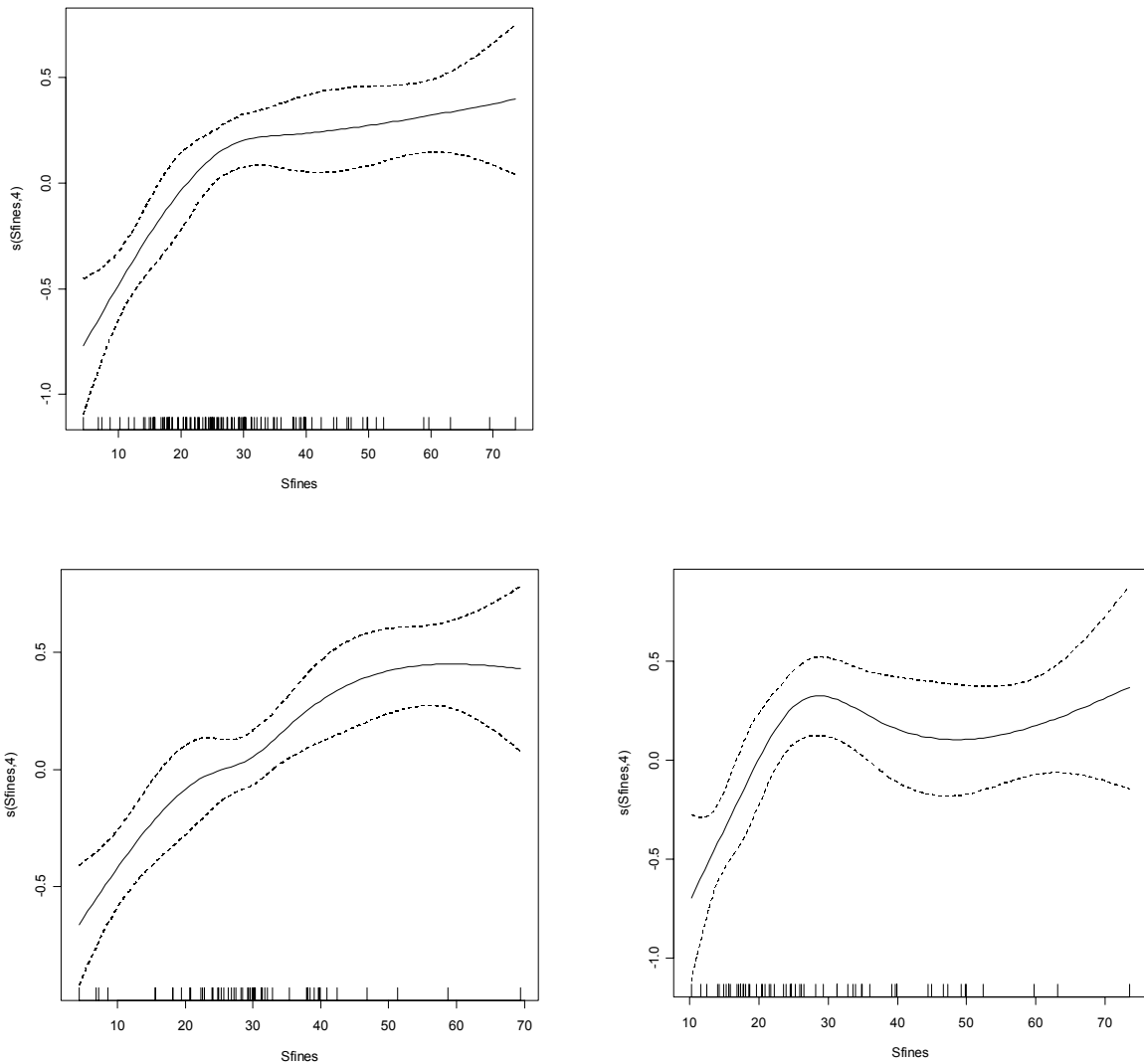


Figure 3.7. Smoothing curve for fine sand content obtained by GAM. The upper left graph shows the fit for the 2002-2003 data, the lower left for 2002 and lower right for 2003.

Note that the distribution of the index function along the fine sand gradient changed from 2002 to 2003. It went from a nearly linear to a “step-function type” pattern. The model for the 2002-2003 data picked up the 2003 pattern but as a consequence the confidence intervals are larger. The contribution of fishing in all models was negative indicating that at stations in area 2 the species diversity was smaller.

Because of high multi-collinearity results for other variables are similar. For example, GAM models using either grain size or silt content showed the same change over time as in Figure 3.7. And both models had a non-significant fishing parameter in 2002 (no area 2 effect) and significant (negative) fishing effects in 2003 and 2002-2003.

Section 3.3. Differences between area –Visualisation–

In the previous section, the aim of the analyses was to find a relationship between the index function and the nominal variables “fishing” and “FishingEffect”. This answered the question whether there were (i) differences between sites in area 2 and the other sites and (ii) whether fishing activities in 2002 had any effect. However, some tools (e.g. the dotplot) suggested that there are area effects within non-fished sites. Recall that fishing took only place in area 2 (after sampling in 2002). Areas 1 and 3 are both non-fishing areas (they both have fishing=0). In this section, we look at area effects. If results suggest that there are differences between areas (and in particular between area 1 and 3), it is better to focus the analyses on area differences.

Figure 3.8 shows a series of boxplots of the Shannon-Weaver index function conditional on area, area and year, and year and area. The upper left boxplot (which is conditional on area) indicates that area 2 has a lower diversity than the other two areas. The lower left boxplot is conditional on area and year and it suggests that there is an increase over time in each areas of the species diversity. The lower right boxplot is conditional on year and area and indicates that there are differences between area 1 and 3 in 2002.

A coplot of the Shannon-Weaver index function along the sediment variable median grain size conditional on area is presented in Figure 3.9. Note that the range of median grain size (values along the x-axis) in area 2 is smaller. In all 3 areas there is a positive relationship between the index function and median grain size. The same holds for medium sand and fine sand (not shown here). Silt content has a negative relationship with the Shannon-Weaver index function in all 3 areas. Figure 3.10 shows the coplot for very fine sand conditional on area. This is the only sediment variable that has a different relationship in area 2 compared to the other two areas (as judged by the regression curve).

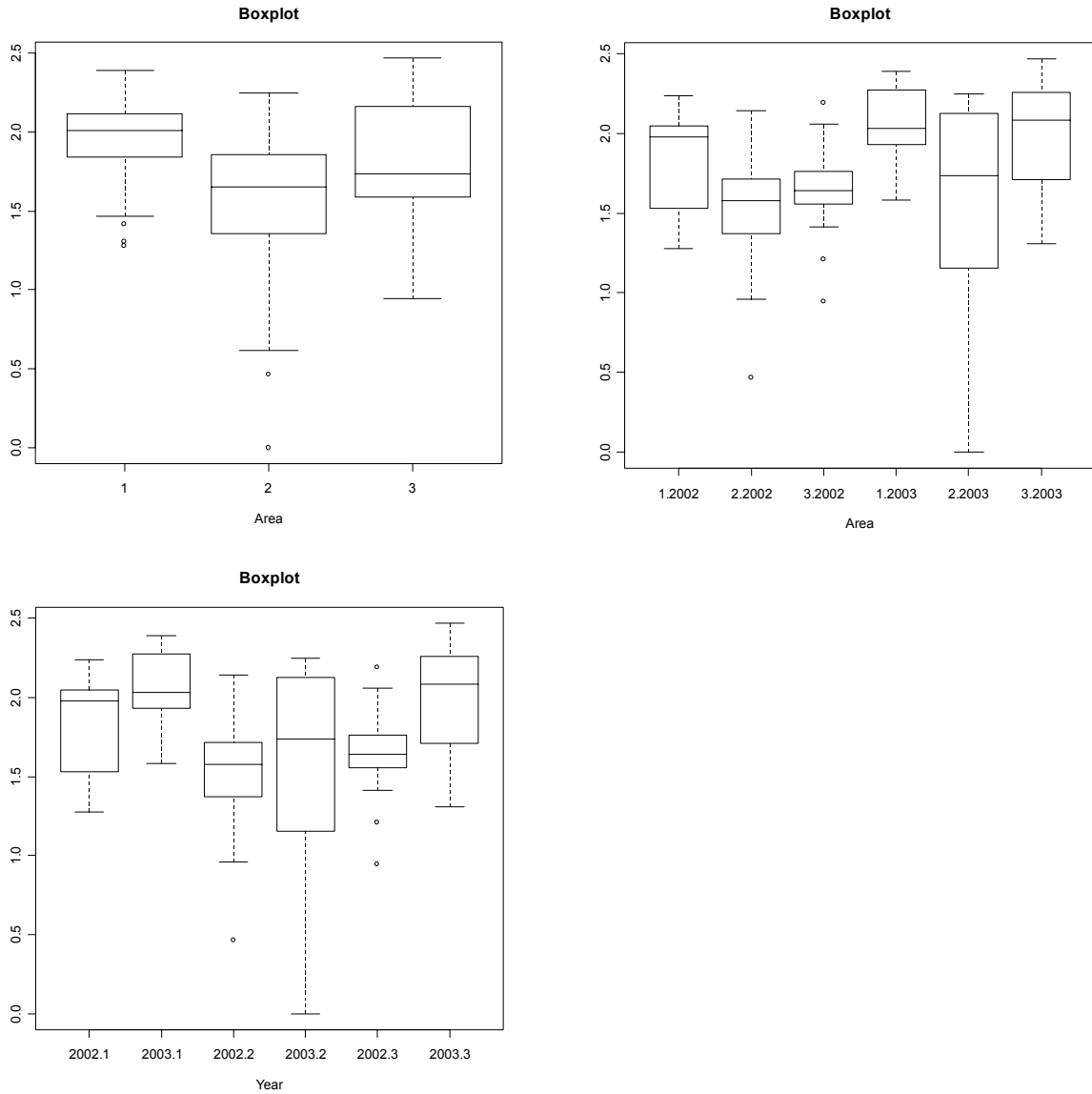


Figure 3.8. Boxplot of Shannon-Weaver index function conditional on area (upper left), area and year (upper right) and year and area (lower left).

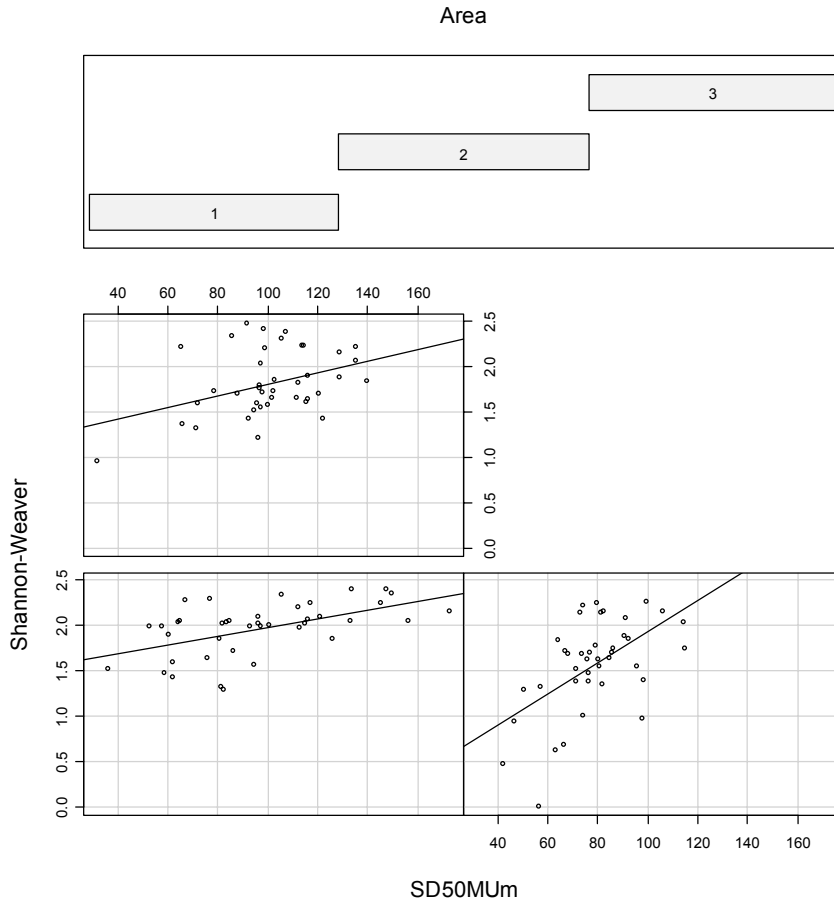


Figure 3.9. Coplot of Shannon-Weaver index. The lower left panel shows the relationship between the index function and median grain size at stations in area 1, the lower right panel for area 2 and the upper left panel for area 3.

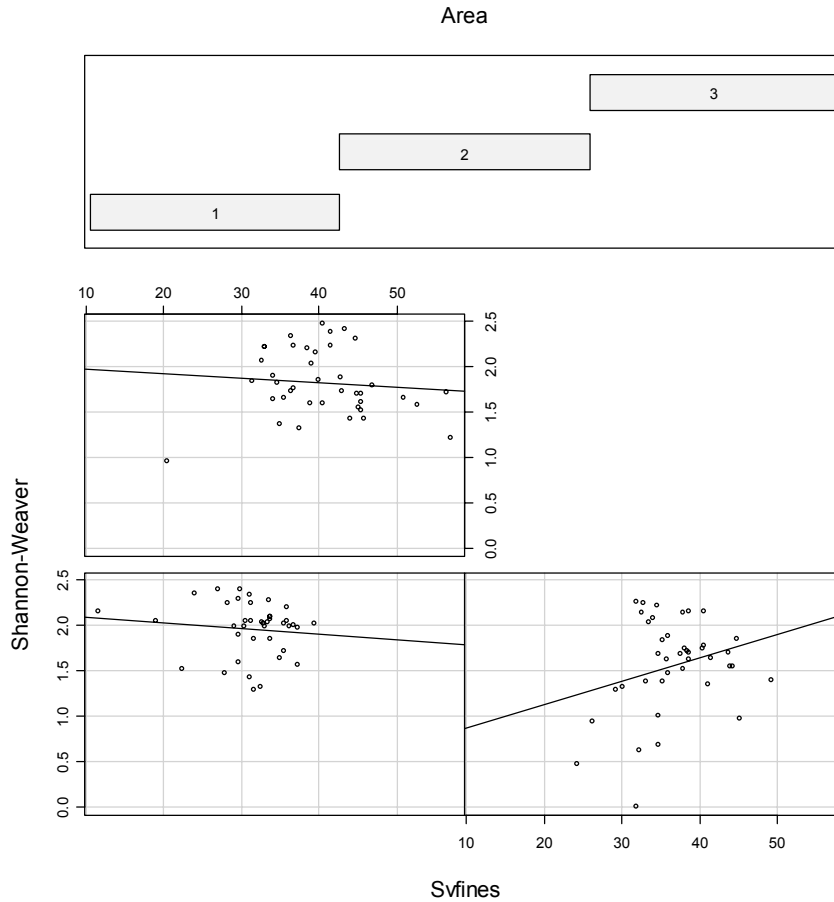


Figure 3.10. Coplot of Shannon-Weaver index. The lower left panel shows the relationship between the index function and very fine sand at stations in area 1, the lower right panel for area 2 and the upper left panel for area 3.

Section 3.4. Area effects –GAM and regression trees–

In this section GAM and regression trees are used to analyse whether there is an area effect. We are particular interested whether there are differences between area 1 and 3.

Various GAM models were applied to the 2002-2003 data, to the 2002 data and to the 2003 data. For the 2002-2003 data, the following model was applied:

$$S_i = constant + b_1Area_i + b_2Year_i + f_3(Sediment\ variable) + e_i$$

No year effect was used for the 2002 and 2003 data. Figure 3.11 shows the results for the sediment variable median grain size. The upper left graph shows the fit for the 2002-2003 data, the lower left for 2002 and lower right for 2003. For all data sets there was a significant area effect and for the 2002-2003 data there was also a significant year effect. Results show that the diversity-grain size relationship was linear in 2002 and changes to a non-linear relationship in 2003. Note that the change in relationship is mainly at sites with grain sizes larger than 90 micro. The smoothing curve for the 2002-2003 data is similar to that of 2003. Another interesting point is

that the area effect is significant for the 2002 data, the 2003 data and the 2002-2003 data. The only difference between the nominal variables fishing and area is that area splits up the “non-area 2” sites in area 1 and 3 (fishing represents area 2 versus not area 2). The fact that fishing is not significant and area is significant indicates that area 1 and 3 are not the same, at least not for the 2002 data.

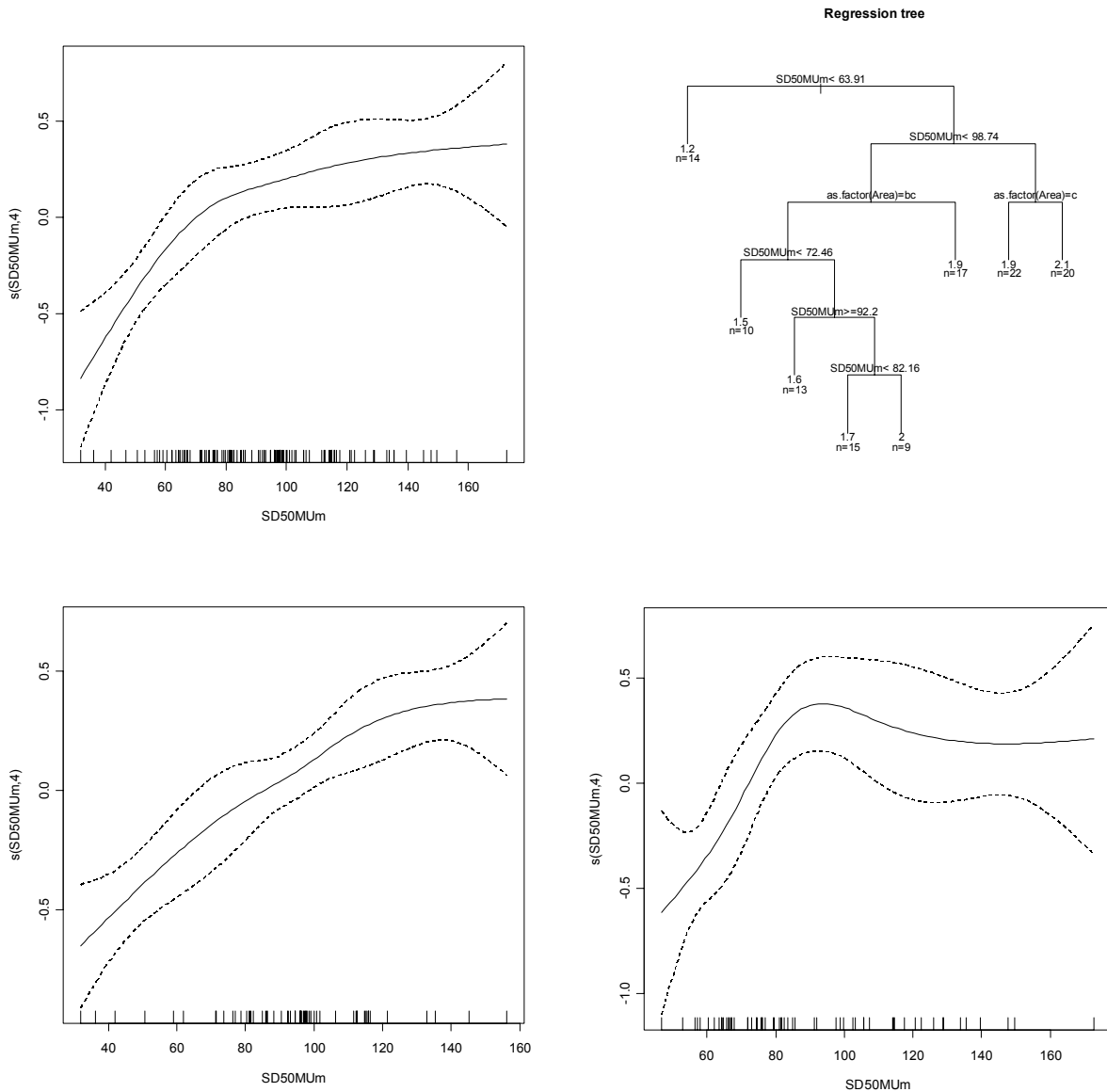


Figure 3.11. Smoothing curve for sediment variable median grain size obtained by GAM. The upper left graph shows the fit for the 2002-2003 data, the lower left for 2002 and lower right for 2003. The upper right graph contains the regression tree for the 2002-2003 data.

The regression tree for the 2002-2003 data is presented in the upper right graph in Figure 3.11. It shows that the index function is first partitioned based on grain size (at the value of 63.91 micron). The area effect is important for stations with median grain size between 63.91 and 98.74 (area 1) and larger than 98.74 (area 3). The results for the GAM models with fine sand as sediment variable are similar. The GAM curves

for silt content also show a similar change, but now the regression tree indicates that area effect (area 1 versus 2 and 3) is more important than silt content.

Summary of Chapter 3

Boxplots of the Shannon-Weaver index function conditional on the nominal variables fishing and year indicated that the species diversity is lower at sites in area 2. Other index functions gave similar information. A dotplot showed that there were no extreme sites, but it also suggested that the diversity in areas 1 and 3 are different in the same year.

Coplots conditional on median grain size, fishing and year indicated that:

- **The relationship between grain size and species diversity is different at sites in area 2.**
- **Sites in area 2 in 2003 have a steeper regression curve compared to**
 - **Sites in area 2 in 2002.**
 - **Sites in area 1 and 3 in 2002.**
 - **Sites in area 1 and 3 in 2002.**
- **The range of median grain size in area 2 is smaller (in both years).**

The second point is suggestive evidence for an effect of fishing activities.

GAM models and regression trees showed that area 2 is significantly different for the 2003 data, combined 2002-2003 data but not for the 2002 data. It had a negative effect in the first two data sets. FishingEffect was significantly different from 0 as well for the 2002-2003 data but it was not possible to discriminate between fishing and FishingEffect. Regression trees indicated that the sediment variables are more important than the variables fishing, FishingEffect or year.

Boxplots and coplots indicated that there might be differences between areas 1 and 3. No fishing took place at both sites. Using more formal methods like GAM and regression trees, it was shown that there is a significant area effect for the 2002 data, the 2003 data and the combined 2002-2003 data. This means that for the 2002 data, there are differences between area 1 and 3 (both are non-fished).

Chapter 4. Analysis of key benthic species

In this chapter, we focus on the multivariate nature of the benthic data. Multivariate statistical methods like discriminant analysis (DA), principal component analysis, redundancy analysis (RDA) or canonical correspondence analysis (CCA) are typically used for this. These methods show the species-environmental relationships. A complicating factor is that various species behaved rather patchy. For optimal biological interpretation of these methods, it is better to work on a sub-selection of the data that contain less zero observations. Obviously, any selection of species is subjective and open to criticism. In this chapter, only those species were used that were measured at 10 or more sites.

Section 4.1. Sub-selection of benthic species

Table 4.1 shows the benthic key-species (technically: 15 species and 2 classes) that were used in this chapter. These species represent 98% of the total number of species in the data set. A data exploration on index function level (using the Shannon-Weaver, total abundance and species richness index functions) applied to the selection of key benthic species showed the same results as in Chapter 3. Hence, our selection of key benthic species does not show any different patterns compared to the full data set (at key species level).

Table 4.1. Benthic key-species used in Chapter 4.

No.	Used Species	No.	Used Species
1	<i>A. marioni</i>	10	<i>Nereis sp.</i>
2	<i>C. capitala</i>	11	<i>Oligochaeta</i>
3	<i>C. edule</i>	12	<i>P. cornuta</i>
4	<i>C. crangon</i>	13	<i>P. elegans</i>
5	<i>Ensis sp.</i>	14	<i>S. armiger</i>
6	<i>H. filiformis</i>	15	<i>S. martinensis</i>
7	<i>L. koreni</i>	16	<i>S. bombyx</i>
8	<i>M. balthica</i>	17	<i>S. benedicti</i>
9	<i>M. arenaria</i>		

Section 4.2. Differences between area 2 and non-area 2 sites

The question we address in this section is: Are the interactions (correlation) between the 17 key-species different at area 2 and non-area 2 sites? Formulated differently, can we discriminate between samples (sites) from area 2 and non-area 2 sites? Discriminant analysis (DA) is without no doubt the most appropriate method to answer this question. The graphical output of DA is presented in Figure 4.1. Data from 2002-2003 were used. A square root transformation was applied to the benthic species data to reduce the effect of large observations. Other transformations were tried as well, but tools like QQ-plots, histograms, boxplots and dotplots indicated that

the square root transformation was the most optimal transformation (with respect to normality).

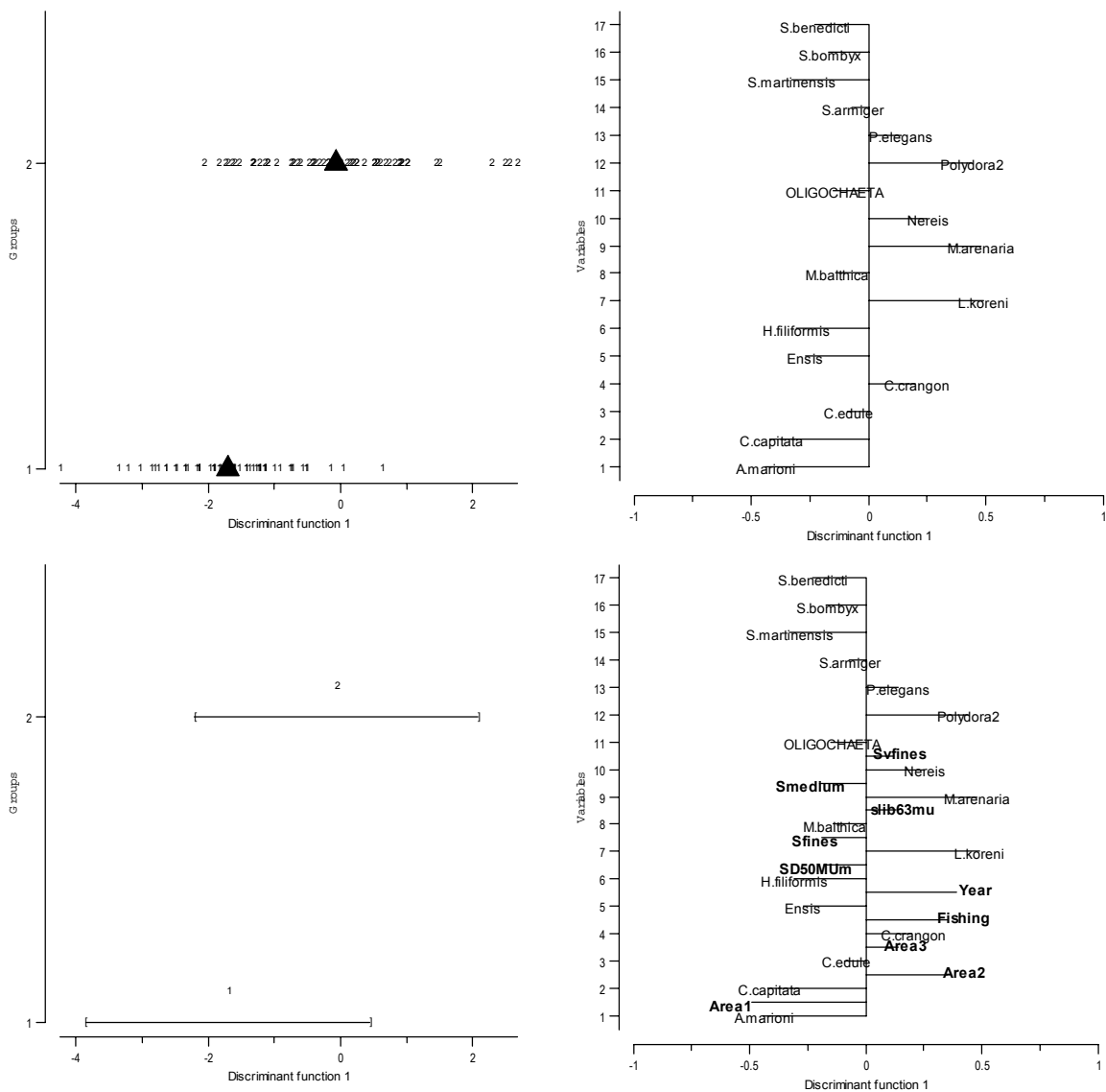


Figure 4.1. Results of DA for key species. Upper left: DA scores based on discrimination on the nominal variable fishing. Upper right: canonical correlations. A long line indicates that the species was important for the discrimination. Lower left: Group means with 90% confidence intervals. Lower right: Canonical correlations and correlations with explanatory variables.

The interpretation of Figure 4.1 is as follows.

1. The upper left panel shows the scores. The symbols “1” and “2” refer to non-area 2 (fishing=0) and area 2 (fishing=1) sites respectively. A triangle represents the group mean. Hence, the group mean of the area 2 sites is on the right hand side of the origin, and that of the non-area 2 sites on the left side. The scores can be projected on the horizontal line (which is the first and only axis). DA will try to plot the scores of the same group as close as possible to

- each other, and scores of different groups as far as away from each other. For these data, there is a reasonable amount of overlap between the two groups.
2. Instead of numbers and triangles, one can also draw 90% confidence bands, see the lower left panel in Figure 4.1. These confidence bands confirm that there is a certain degree of overlap.
 3. The upper right panel shows the correlation between the original species and the discriminant axis. A long line indicates that the species was important for the discrimination. Results indicate that group 2 (area 2 sites) is different due to the values of *Polydora*, *M. arenaria* and *L. koreni*. Group 1 is different because of *S. martinensis*, *C. capitata* and *A. marioni*.
 4. The lower right panel in Figure 4.1 shows the same information, except that the correlation with explanatory variables is superimposed (these lines visualise the correlation between the axis and the explanatory variables). Correlations between the DA axis and the sediment variables are low.

Discriminant analysis also comes with numerical output. If one is willing to assume normality of the data, it can be tested whether the DA axis is significant. In this case it is significant at the 5% level. This means that under the assumption of normality, the discrimination based on area 2 and non-area 2 sites is significant. Formulated differently, there is a significant difference between the interactions (correlation) of the 17 key species at area 2 sites. Note that this does not say anything about differences in absolute values because DA is based on the correlation coefficient. Also, area or year effects might cause these differences. Another potential problem is that the numbers of sites where no fishing took place is 80 whereas at 40 sites fishing did take place. We did not apply DA conditional on FishingEffect because the number of sites per group would be 20 and 100 respectively (DA assumes approximate equal number of samples per group).

DA with area and year effects

In the previous paragraph we mentioned that the significant DA axis might be caused by area and year effect. To investigate this, DA was used to analyse whether interactions between the species differed over the three areas and the 2 years. Technically, DA is applied to 6 groups of 20 samples (sites). The groups consist of 20 samples per area per year. The square root transformed key species measured in 2002-2003 were used. The results are presented in Figure 4.2. The numerical output indicated that the discrimination along the first two axes were significant at the 5% level. This is based on the normality assumption, which is a reasonable assumption due to the transformation. The following comments can be made:

1. The scores are presented in the upper left panel of Figure 4.2. The numbers 1 to 3 refer to areas 1, 2 and 3 in 2002. The numbers 4 to 6 correspond to areas 1, 2 and 3 in 2003. Note that group 5 is of special interest because it represents area 2 in 2003, the only area for which we might detect effects of fishing activities. The position of the group means and width of the 90% confidence bands indicate that the interactions between species at sites from area 1, 2 and 3 in 2002 are similar, but dissimilar from the areas in 2003. Group 5 does not show any clear dissimilarity.
2. In 2003, species interactions in areas 2 and 3 are similar but species in area 1 behave different. The upper right panel suggests that this is due to absence of *M. arenaria*, or high values of *C. capitata* or *A. Marioni*.

3. There are no large correlations between the DA axes and the sediment variables (lower right panel).
4. The biplot shows a clear year and area effect.

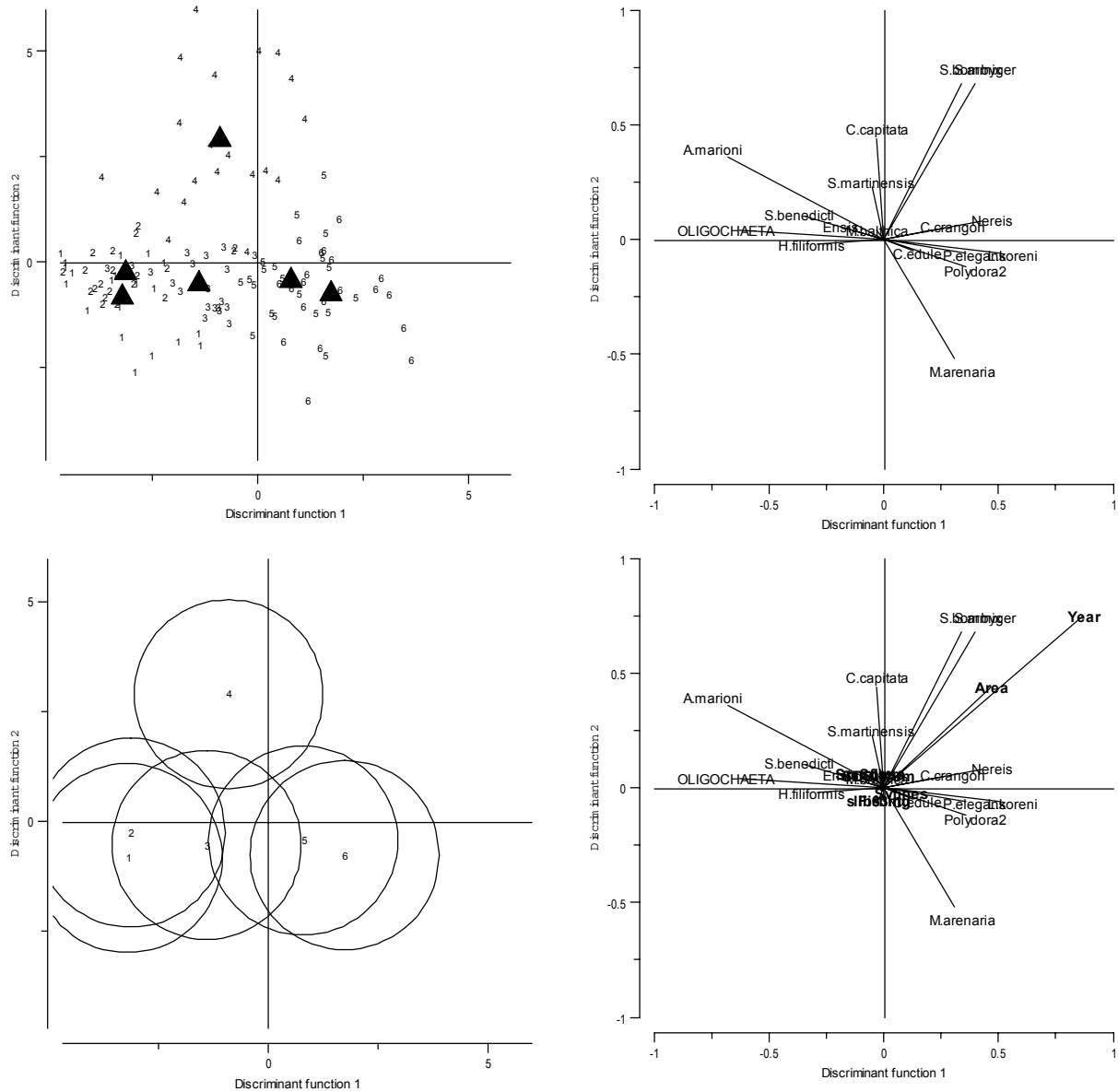


Figure 4.2. Results of DA conditional on area-by-year for all selected key benthic species. Upper left: DA scores based on discrimination on area and year. Upper right: canonical correlations. A long line indicates that the species was important for the discrimination. Lower left: Group means with circles representing 90% confidence bands. Lower right: Canonical correlations and correlations with explanatory variables. The numbers 1 to 3 refer to areas 1, 2 and 3 in 2002. The numbers 4 to 6 correspond to areas 1, 2 and 3 in 2003.

Section 4.3. Pure area effects

Redundancy analysis (RDA) and canonical correspondence analysis (CCA) were applied to find a relationship between species and explanatory variables, and in

particular the nominal variables area, FishingEffect and fishing. The difference between RDA and CCA is that the first method is based on the correlation matrix (and therefore explores linear relationships) whereas CCA uses the Chi-square metric and analyses unimodal relationships. Results for both methods were similar and therefore we concentrate on RDA. In first instance, RDA was applied to the combined 2002-2003 data. The 17 key species were used and data were square root transformed. Prior to the analyses, some of the sediment variables had to be omitted due to high multicollinearity (high VIF values). The following explanatory variables were used: Year, Area, Svfines, Smedium and median grain size.

Part of the graphical output of RDA is presented in Figure 4.3, namely the biplot of species and explanatory variables. Before discussing the graph, we first inspect the numerical information from RDA.

Column 3: eigenvalue as percentage of total inertia

Column 4: idem, but cumulative

Column 5: eigenvalue as percentage of sum of all canonical eigenvalues

Column 6: idem, but cumulative

Col 1	Col 2	Col 3	Col 4	Col 5	Col 6
1	0.13	12.61	12.60	48.08	48.08
2	0.06	6.37	18.92	24.16	72.24

Total inertia or total variance: 1.00

Sum of all canonical eigenvalues: 0.26

The first two axes explain 72% of the information that can be explained with all explanatory variables. All explanatory variables explain 26% of the variation in the species data. The first two axes explain 19% of the variation in the species data. For ecological studies, 19% is rather common. The ratio of the first two eigenvalues is approximately two and this indicates that the patterns along the first axis are considerably more important than along the second axis.

Explanatory variables important for the first axis are median grain size (SD50Mum) and medium sand (Smedium). These variables are also important for the second axis. There is no strong year effect and the area effect is relative small as well. All sediment variables are highly correlated with each other. By comparing the direction of the lines with the species and sites (Figure 4.2), further information can be derived. For example, *S. armiger*, *S. bombyx*, *C. capitata* and *S. martinensis* (among others) were highly correlated with the sediment variables. However, there are also species that are not correlated with the sediment variables, e.g. *Ologochaeta*, *A. marioni*, *Nereis*, *L. koreni*.

The variables fishing and FishingEffect were not used in the analysis because they were confounded with some of the other variables (fishing is identical to Area 2).

Forward selection

To assess which explanatory variables were important in the RDA triplot, one can either look at the length of the lines or apply a forward selection procedure. In a forward selection procedure, RDA is first applied using only one explanatory variable. The variable that explains most variation is selected. In the second step, this variable

is combined with each of the remaining variables and the combination that explains most variation is selected. This process is continued until a specified number of variables is reached. Because of the high correlation between the sediment variables, we did not apply a forward selection procedure.

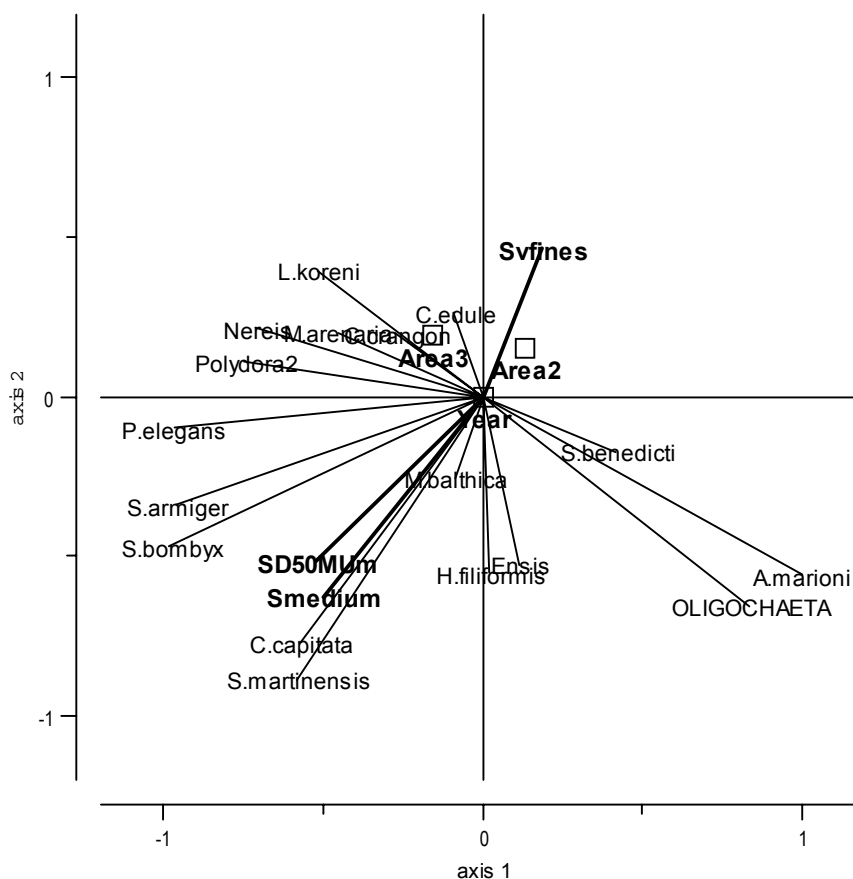


Figure 4.2. RDA triplot. Square transformed species data were used. Thick lines represent the explanatory variables.

Variance partitioning

The explanatory variables can be split up into two sets, namely:

1. Area and fishing.
2. The sediment variables Sv fines, Smedium and median grain size and the nominal variable year.

Using variance partitioning, it is possible to identify the amount of variation in the species data, which is purely related to area (or fishing). Variance partitioning is explained in the Appendix 1. As explained in the appendix 1, variance partitioning requires the application of 3 RDA analysis and 2 partial RDA analyses. The amount of variation explained by each of the RDA analyses is given in Table 4.1. The explained variances of the five models can be used to decompose the total variance in a pure area effect, a pure “sediment and year” effect, the shared component and the residual information, see Table 4.2. A justification of these calculations is given in the Brodgar manual (www.brodgar.com).

Table 4.1. Results of various RDA and partial RDA analysis for the benthic data. Total inertia is 1.00. Percentages are obtained by dividing the explained variance by total inertia.

Step	Explanatory variables	Explained variance	%
1	Area and others (sediment and year)	0.26	26
2	Area	0.09	9
3	Others	0.20	20
4	Area with other variables as covariable	0.06	6
5	Other variables with area as covariable	0.17	17

Table 4.2. Variance decomposition table showing the effects of area and other variables for the benthic species.

Component	Source	Calculation	Variance	%
A	Pure area		0.06	6
B	Pure other (sediment and year)		0.17	17
C	Shared	0.20-0.17	0.03	3
D	Residual	1 - 0.26	0.74	74
Total			1	100

Results show that 6% in the species variation is purely due to area effects, 17% is due to the other explanatory variables (sediment and year) and 74% cannot be explained with the available explanatory variables. The shared amount of information between area variables and the other variables is only 3%.

Variance partitioning was repeated for the 2002 and for the 2003 data. Only those species, which were measured at more than 10 sites per year, were used. Results were as follows. For the 2002 data, the pure area effect was 10%, the effect of the sediment variables was 17% and the shared amount of information was 1%. For the 2003 data, results were slightly different. The pure area effect was 12%, the pure sediment effect was 9% and the shared amount of information was also 9%. Hence, in 2003 there is more interaction between the sediment and area than for the 2002 data.

Figure 4.3 shows the partial RDA plot for the 2003 data; effects of the sediment variables were “partialled” out. The first class of the nominal variable area was set to 0. Area 2 is identical to the nominal variable fishing, and is positively related to the species *L. koreni* and negatively to various other species (e.g. *S. benedicti*).

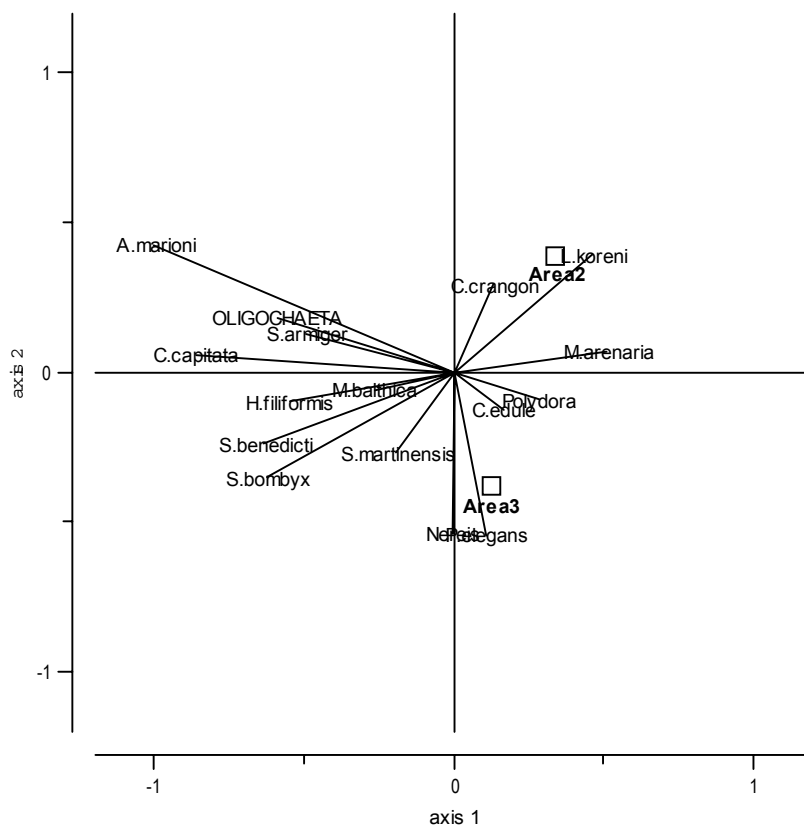


Figure 4.3. Partial RDA triplot for 2003 data.

Summary of Chapter 4

In first instance 17 key-species were selected. This selection was based on presence at more than 10 sites. Discriminant analysis was applied to investigate whether interactions (correlation) between the key species differed at fishing and non-fishing sites. The discrimination was significant. However, a discriminant analysis applied to each area (by year) indicated that area 1 in 2003 was different from areas 2 and 3 in 2003. Furthermore, areas 1 and 2 seem to be different from area 3 in 2002. It is possible to identify which species were causing these differences. The sediment variables had low correlations with the DA axes.

Redundancy analysis and variance partitioning applied to the 2002-2003 data showed that 6% of the variation in the species data is purely related to area. Because area contains more information than fishing, the amount of variation purely related to fishing will even be lower.

Variance partitioning was also applied to the 2002 data and the 2003 data. For the 2002 data, 10% of the variation in the species data was purely related to area, and for the 2003 data this was 12%. This is 1/2 of the variation in the species data that can be explained with all explanatory variables. For the 2003 data, there was also 9% of shared information between area and sediment (shared means that no distinction between these two classes could be made).

Chapter 5. Analysis on class level

One of the problems in the statistical analysis of benthic data is the large number of zero observations. The aim of selecting key species in the previous chapter was to obtain data that contain reasonable numbers of non-zero observations. To further reduce the number of zero observations, the analyses were repeated on class level.

The community organisation may be assessed by grouping the benthic organisms to a higher taxonomic level (Class, Family) and/or trophics groups (Fauchard & Jumars 1979, Ferraro & Cole 1990). The utility of the class, family and/or groups concept in ecology is generally used in delineating overall relationships along the spatial and temporal gradients that provide a readily interpretable guide to changing ecological structure in response to disturbance.

In this particular study, total density for the following classes were calculated:

1. Polychaeta
2. Bivalvia
3. Crustacea
4. Oligochaeta

The square root transformation was applied to the class data. This was based on the results of QQ-plots, boxplots, histograms and dotplots. A graphical data exploration was carried out. Figure 5.1 shows conditional boxplots for 3 classes conditional on the nominal variables area and year. The following comments can be made.

1. Results for Polychaeta (upper panel) showed that area 2 in 2003 had the lowest median value. Recall that data from area 2 in 2003 might indicate effects of fishing activities. Furthermore, there is an increase over time for the median at each area.
2. The third class (not shown in Figure 5.1), Crustacea, had mainly zero observations in 2002.

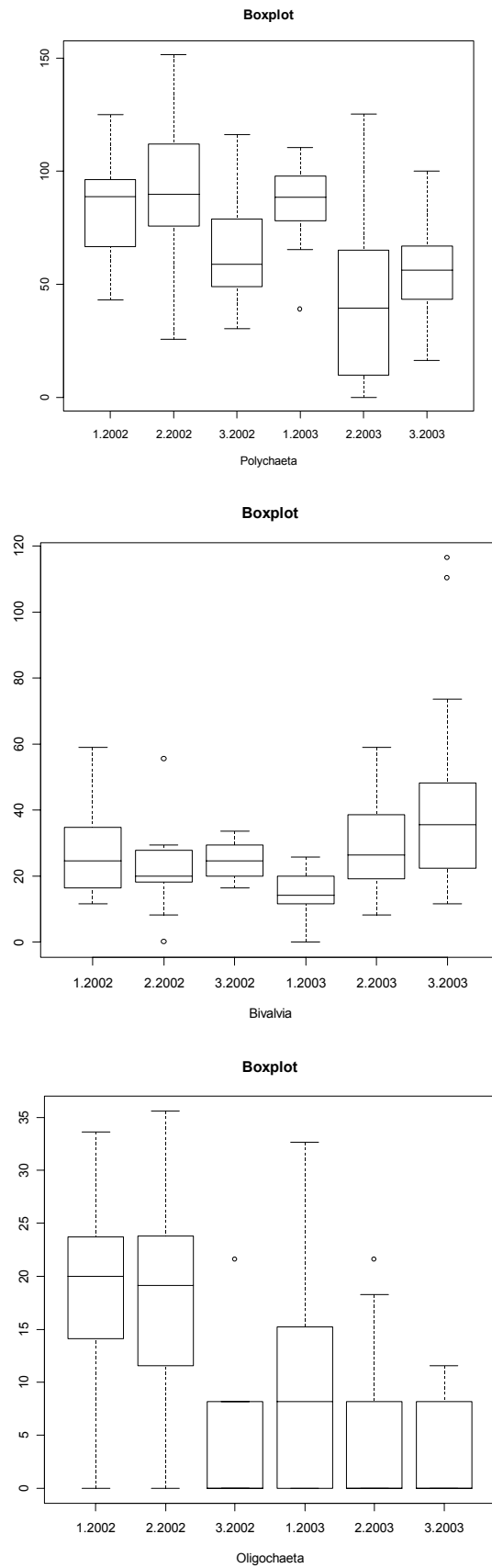


Figure 5.1. Conditional boxplots plot for three classes. The conditional variables are area and year. Total density (square root transformed) per class was used.

Figure 5.2 shows a coplot of Polychaeta versus fine sand, conditional on the nominal variables year and fishing. To aid visual interpretation, regression curves were added. The direction of the regression lines suggests that there is a difference between area 2 and non-area 2 sites along the fine sand gradient. The upper right panel might suggest that there is an effect of fishing activities. Figure 5.3 shows the same coplot, except that the nominal variable area was used instead of fishing. The figure shows that along the fine sand gradient there are large differences between the areas. There is no clear relationship between area 1 and 3.

The coplots for Bivalvia and Oligochaeta (not shown here) show similar patterns.

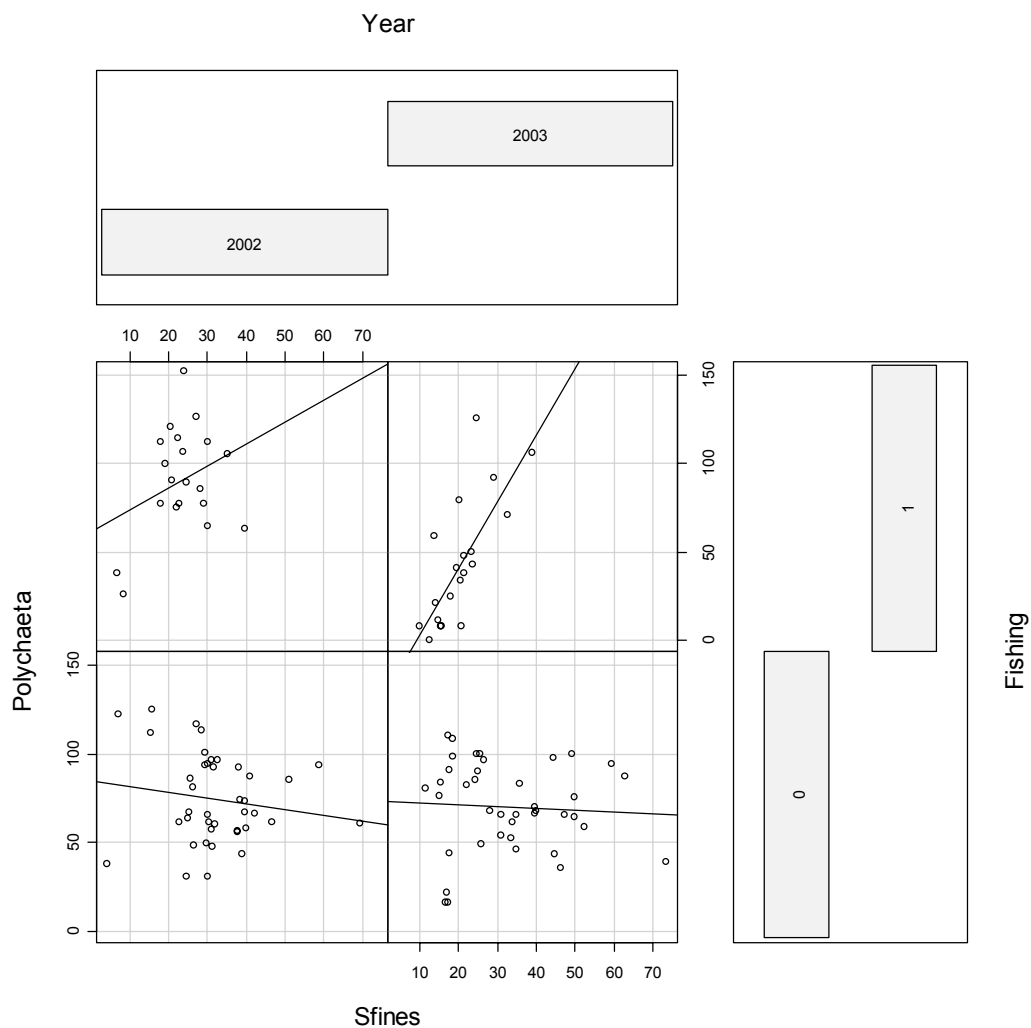


Figure 5.2. Coplot of total density for the Polychaeta plotted versus fine sand, conditional on year and fishing.

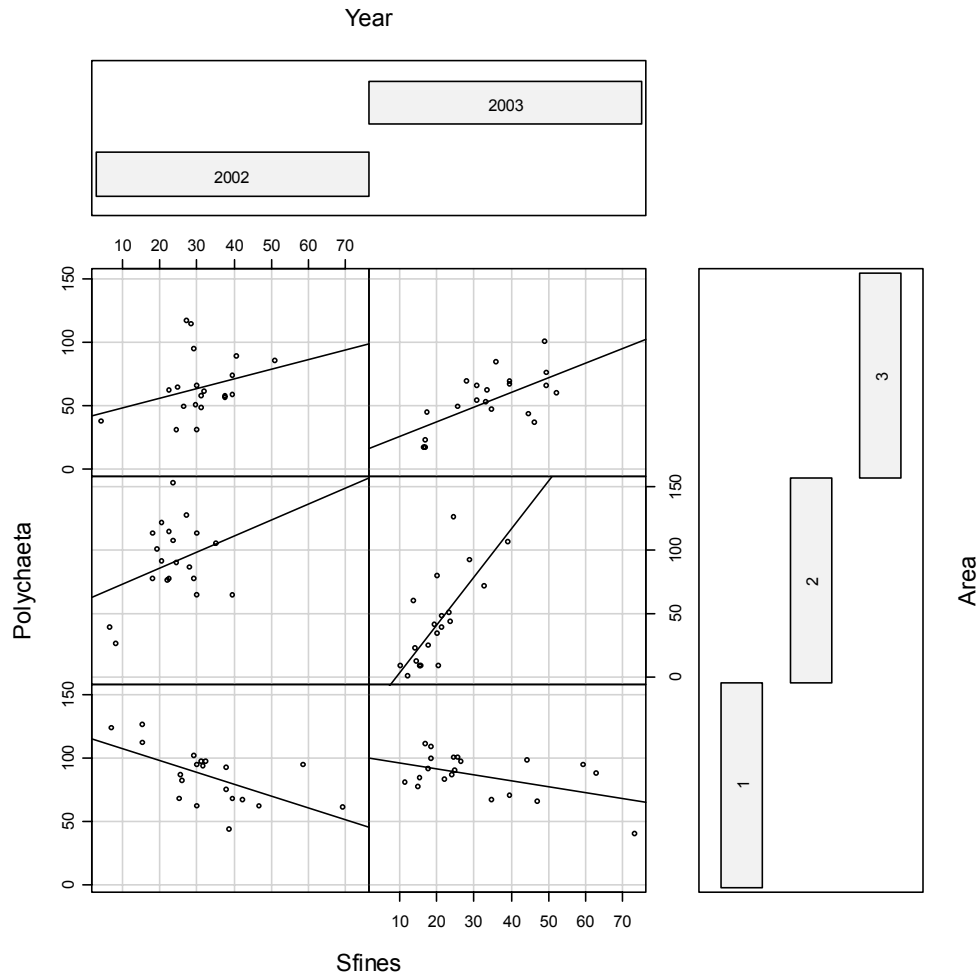


Figure 5.3. Coplot of total density for the Polychaeta plotted versus fine sand, conditional on year and area.

GAM

Generalised additive modelling (using a Poisson distribution) was applied to model the relationship between total density of each class and the explanatory variables for the combined 2002-2003 data. Standard errors were corrected for overdispersion (quasi-likelihood method). For each class, the following model (in words) was fitted:

$$Y_i \sim \text{Poisson}(u_i)$$

where

$$\log(u) = \text{constant} + \text{nominal variables} + f(\text{sediment variable})$$

The nominal variables were area, fishing, year and/or FishingEffect. Because of high multi-collinearity, only one sediment variable could be used in the model.

Polychaeta

For this class, the most optimal model was:

$$\log(u) = \text{constant} + b_1 \text{FishingEffect} + b_2 \text{Area} + f(\text{Sfines})$$

The partial fit of Sfines is given in Figure 5.3 and shows a non-linear relationship between Sfines and Polychaete although the non-linearity is caused by a few samples at the end of the gradient. The numerical output is given by:

Parametric coefficients:

	Estimate	std. err.	t ratio	Pr(> t)
(Intercept)	4.3219	0.08382	51.56	< 2.22e-16
as.factor(Area)2	0.039155	0.09805	0.3993	0.69042
as.factor(Area)3	-0.40547	0.08937	-4.537	1.441e-05
as.factor(FishingEffect)1	-0.67466	0.1358	-4.967	2.4569e-06

Approximate significance of smooth terms:

	edf	chi.sq	p-value
s(Sfines)	4	11.119	0.025257

The output indicates that area and FishingEffect are significantly different from zero at the 5% level. If the variable FishingEffect is replaced by the nominal variable fishing, then this variable is not significant in the GAM model. Hence, there is evidence that Polychaete is affected by fishing activities.

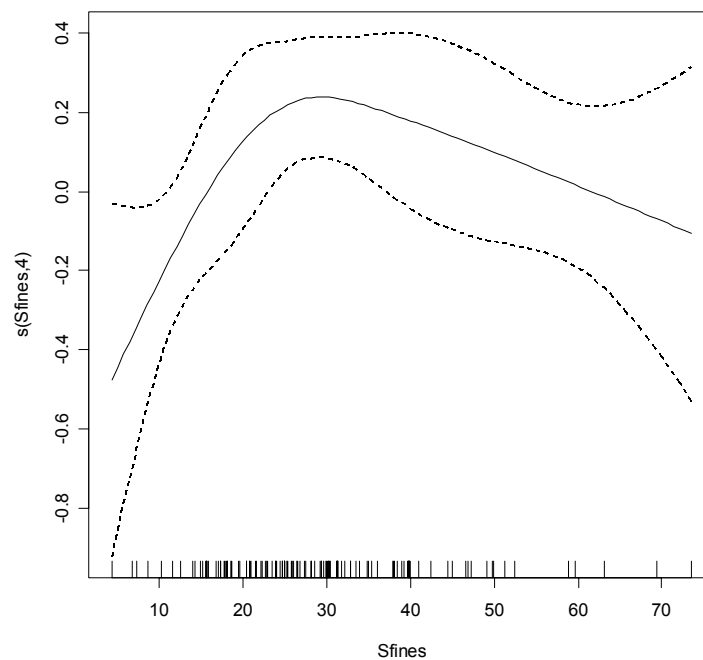


Figure 5.3. Smoothing curve for fine sand obtained by GAM for Polychaeta.

Bivalvia

For Bivalvia, both median grain size and Sfines gave a good fit. Results of the model with Sfines are presented. The partial fit of this sediment variable is given in Figure 5.4 and indicates a weak non-linear relationship. The numerical output (not given here) showed that there is a significant area effect but FishingEffect was not significant ($p=0.06$). It is interesting to note that although FishingEffect was not significant at the 5% level, its estimated parameter was positive! The nominal variable

fishing was not significant. Hence, there is no (strong) evidence that Bivalvia is affected by fishing activities.

Crustacea

Only one sediment variable had a significant relationship with Crustacea, namely silt. Its partial fit is presented in Figure 5.5 and the numerical output is given below and shows that there is a significant year effect but no area effect. Replacing area by fishing or FishingEffect resulted in non-significant parameters for these variables. Hence, there is no evidence that Crustacea is affected by fishing activities.

Family: quasipoisson

Link function: log

Formula:

Y1 ~ s(slib63mu, fx = T, b = 5) + as.factor(Area) + as.factor(Year)

Parametric coefficients:

	Estimate	std. err.	t ratio	Pr(> t)
(Intercept)	-0.10545	0.4636	-0.2275	0.82047
as.factor(Area)2	-0.066912	0.4208	-0.159	0.87394
as.factor(Area)3	0.20057	0.4127	0.486	0.62791
as.factor(Year)2003	1.8734	0.4539	4.127	7.0879e-05

Approximate significance of smooth terms:

	edf	chi.sq	p-value
s(slib63mu)	4	14.66	0.0054618

R-sq. (adj) = 0.258 Deviance explained = 28.3%

GCV score = 7.2672 Scale est. = 6.7828 n = 120

Oligochaeta

This class had a weak non-linear relationship with Svfinest (very fine sand) and a significant area and year effect. It was difficult to discriminate between Year and FishingEffect, but using year instead of FishingEffect resulted in a slightly better model.

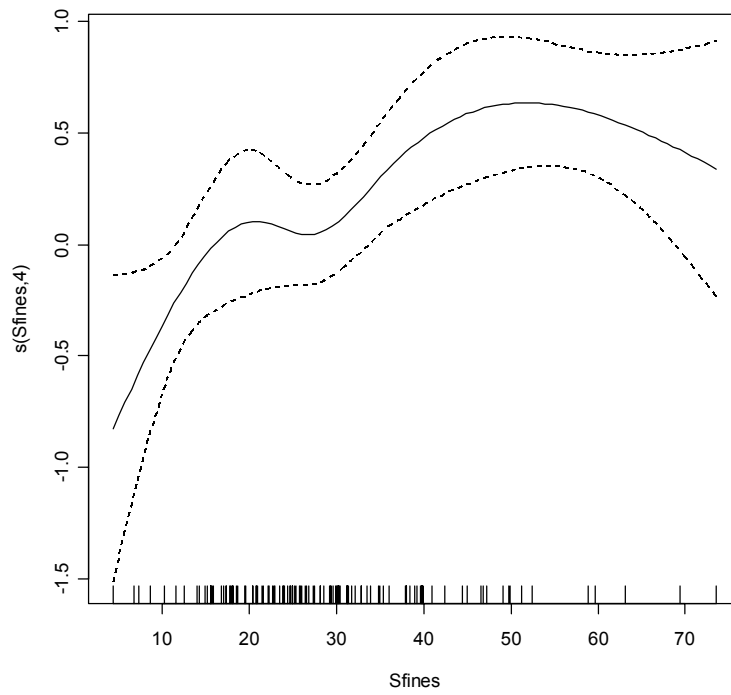


Figure 5.4. Partial for of Sfines for Bivalvia.

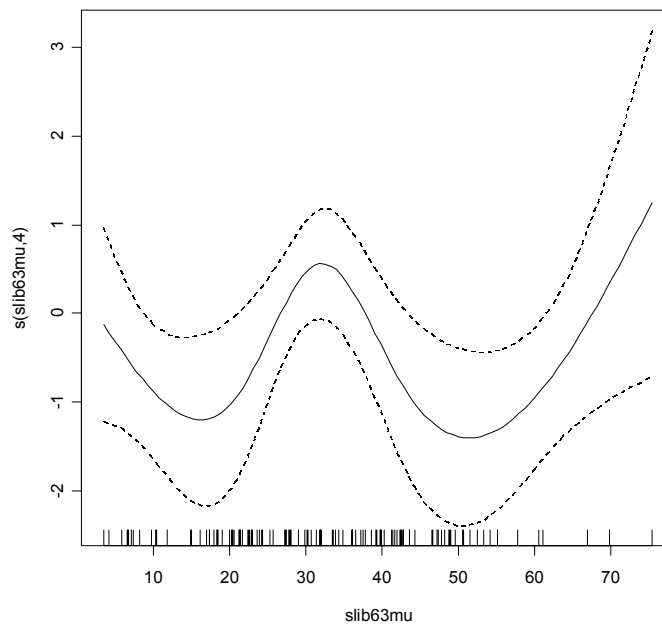


Figure 5.5. Partial for of Sfines for Crustacea.

Regression trees

To identify which variables were more important in the GAM models, regression trees were applied. If a regression tree would show that the first split is based on area (or fishing), then this would indicate that this nominal variable is more important than the sediment variables or the year variable. However, for all classes, the first few splits were based on sediment variables or year.

Multivariate analysis

To explore the multivariate nature of the data, partial redundancy analysis was applied. The effects of the sediment variables and year were partialled out. The resulting biplot is given in Figure 5.6. The pure area effect is 10%. The biplot in Figure 5.6 indicates that area 3 is characterised by low values of Polychaeta and Oligochaeta. Area 2 is important for the vertical axis and might be related to low values of Polychaeta and high values of Bivalvia. This is in line with the GAM results.

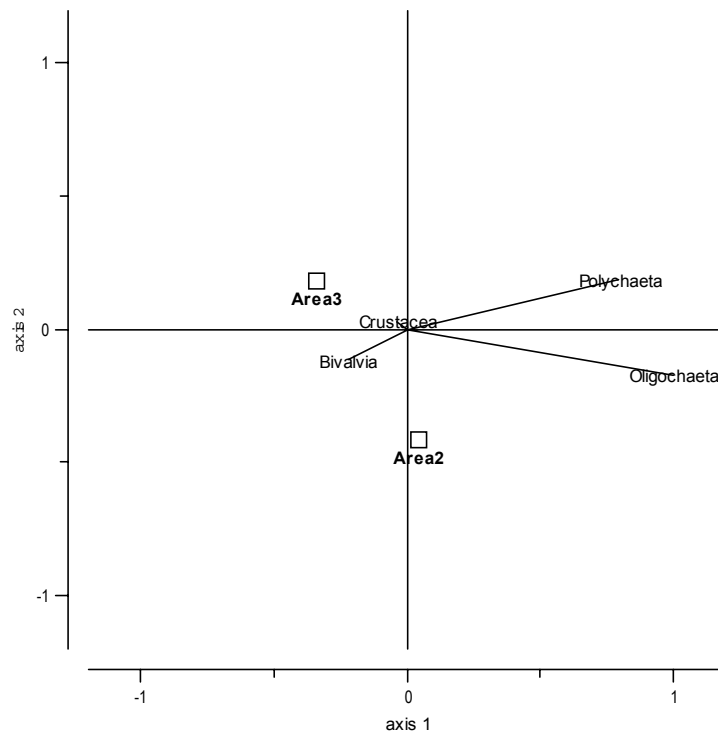


Figure 5.6. Partial RDA biplot for benthic class data.

Summary Chapter 5.

Total density for 4 classes were calculated, namely Polychaeta, Bivalvia, Crustacea and Oligochaeta. Coplots showed that the distributions of density along the sediment gradients differed between area 2 and non-area 2 sites, but also for area 1 and 3 (both are non-fishing). The coplot for Polychaeta indicated that there might be an effect due to fishing activities.

GAM indicated that there are significant relationships between total density of each class and (at least one of) the sediment variables. There was a significant (negative) relationship between Polychaeta and fishing activities. The parameter for FishingEffect for Bivalvia was positive but had a p-value of 0.06.

A partial RDA suggests that area 3 is different because of low values of Polychaete and Oligochaeta. Area 2 might be related to low values of Polychaeta and high values of Bivalvia. The amount of variation in the 4 classes purely related to area is 10%.

Chapter 6. Discussion and conclusions

In Chapter 3, simple graphical tools like the boxplot, dotplot and coplot showed that (i) the species diversity is lower at sites from area 2, and (ii) there is an increase in species diversity over time at fished and non-fished sites respectively. GAM models and regression trees showed that sites from area 2 had a significant negative effect on species diversity for the 2003 and combined 2002-2003 data. But there was no significant effect for the 2002 data. This indicates that species diversity is affected by fishing activities.

In the same chapter, area effects were analysed. Using again methods like GAM and regression trees, it was shown that there is a significant area effect for the 2002 data, the 2003 data and the combined 2002-2003 data. Hence, for the 2002 data there is no significant area 2 effect, but there is a significant area effect. The only difference between the nominal variables area and fishing is the division of non-area 2 sites in two area classes. This means that area 2 is statistically not different from area 1 and 3 (in 2002), but area 1 and 3 are different from each other (in 2002).

In Chapter 4, 17 key-species were selected. Discriminant analysis showed that the 17-key species had significantly different interactions at area 3 and non-area 2 sites. However, a separate discriminant analysis showed that there were also differences between the areas and years:

- Area 1 in 2003 is different from areas 2 and 3 in 2003.
- Area 1 and 2 are different from area 3 in 2002.
- Area 2 in 2003 is not different from the other areas (if this would be the case, interactions of the 17 key species would be affected by fishing activities).

Hence, there is no evidence that fishing activities affected interactions between the 17 key species.

Redundancy analysis and variance partitioning applied to the 2002-2003 data showed that 6% of the variation in the species data is purely related to area. Because area contains more information than fishing or FishingEffect, the amount of variation purely related to fishing or FishingEffect is even lower. For the 2002 and 2003 data, these figures were as follows:

- For the 2002 data, 10% of the variation in the species data was purely related to area.
- For the 2003, 12% of the variation in the species data was purely related to area. There was also 9% of shared information between area and sediment.

In Chapter 5, total density of four classes were analysed, namely Polychaeta, Bivalvia, Crustacea and Oligochaeta. GAM indicated that there are significant relationships between density and the sediment variables for most classes. There is a statistical significantly negative relationship between fishing activities and Polychaete densities. For Bivalvia, this relationship was positive but not significant ($p=0.06$).

A partial RDA analysis showed that the amount of variation in the 4 classes purely related to area is 10%. This analysis also indicated that area 2 might be related to Polychaete and Bivalvia.

Underlying questions

These results show that there are indeed differences between areas that were fished and that were not fished. However, there are also considerable differences within the sites that were not fished. For some analysis (e.g. for Polychaete and Crustacea) this resulted in non-significant fishing effects but significant area effects.

The multivariate analysis indicated that the pure area effect (which is larger than the pure fishing effect) is only between 6% for the 2002-2003 data (and around 10-12% for the 2002 and 2003 data sets).

The RDA analyses showed that there are various key species related to sediment variables. The same holds for the class level data.

GAM and partial RDA showed that there is a statistical significant negative relationship between Polychaeta and fishing activities.

It might be interesting to continue the analyses for particular Polychaete species in order to understand which species are affected by fishing activities.

References

De'ath, G. and Fabricus, K. A. 2000. Classification and Regression Trees: A Powerful yet Simple Technique for Ecological Data Analysis. *Ecology*, Vol. 81, No. 11, 3178-3192.

Fauchard K., and Jumars, A. 1979. The diet of worm: a study of polychaete feeding guilds. *Oceanography marine biology annual Review*, 17 193-284.

Ferraro, S. P., Cole, F. A., De Ben, W.A., and Swartz, R. C. 1989. Power-cost efficiency of eight macrobenthic sampling schemes in Puget Sound, Washington, USA. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 46, 2157-2165.

Hastie, T. and Tibshiranie, R. 1990. *Generalised Additive Models*. Chapman and Hall, London.

Legendre, P. and Legendre, L. 1998. *Numerical Ecology*. 2nd. English edition.

Quinn, G. P. and Keough, M. J. 2002. *Experimental Design and Data Analysis for Biologists*. Cambridge University Press.