



HAL
open science

Techniques géostatistiques au service de l'aménagement de la pêche céphalopodière marocaine

Abdelmalek Faraj

► **To cite this version:**

Abdelmalek Faraj. Techniques géostatistiques au service de l'aménagement de la pêche céphalopodière marocaine. Mathématiques [math]. École Nationale Supérieure des Mines de Paris, 2009. Français. NNT : 2009ENMP1663 . pastel-00005805

HAL Id: pastel-00005805

<https://pastel.hal.science/pastel-00005805>

Submitted on 10 Feb 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



ED n°398 – Géosciences et Ressources Naturelles, Paris

N° attribué par la bibliothèque

|||||

T H E S E

pour obtenir le grade de
Docteur de l'École des Mines de Paris
Spécialité "Géostatistique"

présentée et soutenue publiquement par
Abdelmalek FARAJ

le 1^{er} décembre 2009

**TECHNIQUES GEOSTATISTIQUES AU SERVICE DE
L'AMENAGEMENT DE LA PÊCHERIE CEPHALOPODIERE
MAROCAINE**

Jury

M. Nicolas BEZ
M. Eduardo BALGUERIAS
M. Xavier EMERY
M. Pascal MONESTIEZ
M. Pierre PETITGAS
M. Jacques RIVOIRARD

Co-Directeur de thèse
Examineur
Rapporteur (Président)
Rapporteur
Examineur
Directeur de thèse

REMERCIEMENTS

Tout d'abord, permettez-moi de remercier Nicolas Bez. Il m'a enseigné la géostatistique, il m'a encadré, conseillé et a su m'orienter. Lorsque je me lançais dans d'autres projets, il a su me repêcher des grandes profondeurs halieutiques... Bravo pour cette prouesse. J'espère que l'on poursuivra cette merveilleuse collaboration ! En écrivant ces lignes, je ne peux m'empêcher d'avoir une pensée émue pour Flo qui m'a si souvent et si chaleureusement accueilli lorsque je venais travailler avec Nicolas !

Merci également à Jacques Rivoirard de m'avoir fait confiance, d'avoir fait preuve de beaucoup de patience et d'avoir toujours montré de l'intérêt aux questions halieutiques qui me tenaient à cœur.

Lors de mes quelques passages au centre de géostatistique, j'en ai profité pour aller « embêter » Christian Lantuéjoul ou Christian Lajaunie. Merci pour ces rares et précieux moments.

Merci à Nathalie Dietrich, Didier Renard et Jean-Paul Chilès dont la présence à ma soutenance m'a beaucoup touché. Merci également à Dominique Vassiliadis pour son aide sur les aspects administratifs.

Ce travail n'aurait pu être réalisé sans l'accord et le soutien d'Abdellatif Berraho, Directeur Général de l'INRH. Je lui en suis très reconnaissant. Je remercie également Salah Bencherifi, Chef du Département des Ressources Halieutiques de m'avoir encouragé et rappelé les échéances.

Je remercie tous mes collègues de l'INRH qui m'ont beaucoup soutenu dans mon travail, en particulier Khalid Manchih qui m'a aidé dans les différents projets du laboratoire afin de me libérer l'esprit pour me consacrer un peu plus à la géostatistique. Je lui en suis très reconnaissant. Un grand merci à Hicham Masski pour son aide, sa disponibilité et ses conseils. Merci également à Rachid Errouagui pour sa patience et son dévouement au laboratoire.

Merci à tous mes collègues et amis, marins et scientifiques, avec qui j'ai passé du temps en missions à terre ou en mer, ils m'ont tant appris et tant donné !

Ce travail a également bénéficié du soutien de l'Institut de Recherche pour le Développement. Pour cela, je voudrais remercier Pierre Chavance, Directeur de l'unité OSIRIS, ainsi que Philippe Curry, Directeur du Centre de Recherche Halieutique de Sète, dont le livre « *Une mer sans poissons* » si gentiment offert, m'a particulièrement passionné. Je voudrais également remercier Hervé Demarq pour ses conseils en Linux ainsi que Christophe Lett pour ses remarques pertinentes sur ma présentation.

Plus qu'une lecture, le travail réalisé par Nicolas et Jacques ainsi que par les rapporteurs Xavier Emery et Pascal Monestiez a beaucoup contribué à l'amélioration de la qualité du manuscrit. Je les remercie pour leurs remarques très pertinentes et leur minutieux travail de correction. Avec les autres membres du jury, Eduardo Balguerias et Pierre Petitgas, je les remercie de s'être déplacé parfois d'assez loin - Santiago du Chili, Madrid, Sète, Avignon, Nantes et Fontainebleau - et pour leurs interventions fort constructives.

J'aimerais également remercier tous les « pauvres » lecteurs de mon manuscrit. Il leur fallait une bonne dose de courage et beaucoup de temps à sacrifier. Merci donc à Vio, tu dis n'y avoir rien compris mais ça ne t'a pas empêché de déceler un bon nombre de fautes, bravo pour ta patience. Merci également à Khalid, Hicham et Matrix pour vos corrections et suggestions. Merci enfin à Papa pour ta précieuse intervention. Je n'osais pas demander l'aide d'un écrivain, qui plus est mon père. Je ne l'ai pas regretté, au contraire, cela m'a aidé à rendre le texte plus lisible. Merci beaucoup.

Un grand merci à Nicolas Jeannée (et Tatianna) qui a pris le temps avec Nico de me coacher durant les dernières heures avant le grand jour. C'était bon de se retrouver ensemble comme avant...

Merci à tous ceux qui m'ont fait la bonne surprise d'être présents le 1er décembre. Merci à Papa et Maman qui sont venus de Rabat, Bompa et Cloclo de Colmar pour finalement faire le tour du Luxembourg avec Itto et Mahir, Yannick qui a pu déplacer sa garde, Fred qui s'est trouvé des « RDV » à Paris, Julien, Matrix, Nacer, Emilie, Fabrice, Flo et Ftoum qui est toujours là quand j'ai besoin d'elle. Je sais que les Fish (Knouz et Khalidou), Simon et Marion, et bien d'autres auraient aimé être là, ou qu'ils ont failli être là (Etienne), merci à eux. Merci à Juju pour l'organisation du pot, comme d'hab, on peut toujours compter sur toi pour organiser une fête. Merci à tous les Manesmaniens qui m'ont organisé un comité d'accueil. Désolé d'avoir décalé le retour !

Enfin, j'ai reçu un flot d'encouragements et de félicitations. Un grand merci donc à tous mes amis et ma famille qui m'ont encouragé et surtout pressé de finir. Merci à Maman, Papa, à mes sœurs de m'avoir toujours soutenu. Vio, merci de m'avoir suivi dans cette aventure, de l'avoir si longtemps supporté et d'avoir toujours cru en moi, c'est un peu grâce à toi que j'y suis arrivé. Merci à mes chers enfants : Mahir et Itto. Sans le savoir, vous avez beaucoup contribué à la finalisation de ce travail.

RESUME

TECHNIQUES GEOSTATISTIQUES AU SERVICE DE L'AMENAGEMENT DE LA PECHERIE CEPHALOPODIERE MAROCAINE

L'aménagement de la pêche céphalopodière au Maroc est principalement axé sur la régulation des captures du poulpe (*Octopus vulgaris*), l'espèce prioritaire. Son potentiel exploitable est déterminé sur la base des évaluations directes à travers des campagnes de prospection scientifiques. Il s'agit de (i) fournir un estimateur de bonne qualité – sans biais et précis – de l'abondance globale, accompagné de sa variance d'estimation et des cartes de distribution du stock, (ii) suivre la dynamique spatio-temporelle du poulpe dont la connaissance est indispensable pour la gestion. Pour y parvenir :

- Les propriétés spatiales de la densité du poulpe sont décrites et les conditions de stationnarité sont analysées sur une série de données historique.
- Des méthodes d'estimation globale – transitives et intrinsèques – sont appliquées en tenant compte des conditions particulières des données, notamment la non-stationnarité concernant l'approche probabiliste intrinsèque et l'échantillonnage non contrôlé concernant l'approche déterministe transitive.
- La stratégie d'occupation de l'espace par le poulpe est décrite à l'aide d'indicateurs géostatistiques. Elle se caractérise par un schéma de reproduction étendu sur le plateau continental et un succès du recrutement essentiellement côtier. D'importantes implications en matière de gestion sont discutées.

Pour finir, ce travail est replacé dans son contexte plus global de l'aménagement de la pêche céphalopodière, et de la nouvelle stratégie de la pêche. De nouvelles perspectives pour l'application des techniques géostatistiques et des statistiques spatiales sont envisagées pour les évaluations de stocks, en particulier du poulpe.

Mots clefs : Estimation globale, stationnarité, méthodes transitives et intrinsèque, effet proportionnel, indicateurs spatiaux, Aménagement de la pêche.

GEOSTATISTICAL TECHNIQUES FOR THE MANAGEMENT OF THE MOROCCAN CEPHALOPODS FISHERY

The regulation of the cephalopod fishery off Morocco is mainly focused on catch limitation of the target specie, octopus (*Octopus vulgaris*). Its exploitable biomass is estimated by direct assessments through scientific surveys. These have to (i) provide a good estimator - unbiased and accurate – of the global abundance with its estimation variance and stock distribution maps, (ii) monitor the spatio-temporal dynamic of the octopus, whose knowledge is essential for management. To achieve this:

- The spatial features of the octopus densities are described and the conditions of stationarity are analyzed on the basis of historical data.
- Methods for global estimation - transitive and intrinsic - are applied taking into account the data characteristics, including non-stationarity on the probabilistic intrinsic approach and the uncontrolled sampling on the deterministic transitive approach.
- The spatial pattern of the octopus is described using geostatistical indicators. It is characterized by a widespread distribution of the spawning stock over the continental shelf and a coastal recruitment success. Some important implications for management are discussed.

Finally, this work is seen within larger context of the cephalopod fishery management and the new fishing policy. New perspectives for the application of the geostatistical techniques and the spatial statistics are considered for stock assessments, especially of the octopus.

Keywords: Global Estimation, stationarity, transitive and intrinsic methods, proportional effect, spatial indicators, fishery policy.

PREFACE

L'évaluation des stocks d'espèces marines exploitées constitue l'une des principales missions de l'Institut National de Recherche Halieutique du Maroc (INRH). Pour cela, l'INRH se doit de mettre en œuvre tous les moyens dont il dispose afin de (i) collecter l'information nécessaire, par des campagnes de prospection scientifique en mer et par des programmes d'échantillonnage de la pêche commerciale ; (ii) étudier la biologie et l'écologie des espèces exploitées pour estimer les paramètres biologiques nécessaires aux évaluations ; (iii) élaborer et appliquer des modèles mathématiques et des outils statistiques robustes afin d'évaluer l'état des stocks. Le but ultime est de fournir aux gestionnaires un avis scientifique pertinent sur le potentiel exploitable des stocks et sur les différentes alternatives d'aménagement et de mesures de gestion de la pêche.

Le poulpe qui est exploité au Maroc depuis plus de 40 ans, est une espèce primordiale dans le secteur de la pêche du fait de l'importance économique et sociale que revêt la pêcherie céphalopodière dont il est la cible. Il figure parmi les espèces prioritaires pour l'INRH, dont l'attention, le temps et les moyens consacrés à l'évaluation n'ont cessé de croître depuis le début des années 80. Dans le cadre de sa nouvelle stratégie de recherche, l'INRH a mis en place en 1998 un programme d'estimation directe d'abondance basé sur les campagnes de prospection scientifique par chalutage et sur l'utilisation des techniques géostatistiques pour l'estimation d'abondance accompagnée de la variance d'estimation et de cartes de distribution. Pour la réalisation de ce programme, l'INRH a bénéficié de soutiens financiers, logistiques et humains venant du projet UTF/MOR/017/MOR (1996-2001) intitulé « Modernisation et Développement du secteur de la pêche » de la FAO (Food and Agriculture Organisation). Le projet visait notamment à doter l'INRH des moyens technologiques (SCANMAR, DGPS...) et humains (Expert FAO), nécessaires à l'amélioration des évaluations directes des stocks de céphalopodes. L'expert FAO (G. Conan) avait pour mission d'aider l'INRH à instaurer une nouvelle méthodologie pour les campagnes d'évaluation directe des céphalopodes, inspirée de ses travaux sur l'évaluation directe des crabes des neiges (Conan et al., 1988). Il avait également pour mission d'initier le personnel de l'INRH à l'utilisation des techniques géostatistiques pour l'évaluation des stocks.

Ce projet consistait finalement à donner une nouvelle impulsion au programme de suivi direct des ressources démersales initié et suivi par l'INRH depuis 1980. A l'aide des navires de recherche Ibn-Sina puis Charif Al Idrissi, ce programme avait pour but d'évaluer quantitativement les effets de la pêche sur les ressources (céphalopodes et sparidés) en mesurant les variations des indices d'abondance des stocks et les modifications de leurs structures démographiques. Le projet FAO a donné une nouvelle orientation au programme. Celle d'évaluer l'abondance en vue d'estimer le potentiel exploitable directement à travers les campagnes. On ne cherchait plus à mesurer des rendements demi-horaires mais plutôt des densités qui permettent de déduire des abondances et des biomasses. Pour cela, l'INRH a équipé son navire de recherche N/R Charif Al Idrissi du SCANMAR et du GPS Différentiel afin de réduire les erreurs de mesures et de calculer des densités plus précises. Par ailleurs, l'INRH a adopté une nouvelle stratégie d'échantillonnage en vue de traitements géostatistiques. Une réorientation de la politique de coopération a cependant conduit au départ anticipé de l'expert résident qui a été remplacé par un consultant en géostatistique de courte durée (1999).

L'objectif de cette consultation était de permettre à l'INRH de poursuivre ses efforts entrepris dans les évaluations directes. Le consultant (N. Bez) avait pour mission d'initier les chercheurs en charge des évaluations directes aux techniques géostatistiques. Il devait également proposer les solutions pour le développement des compétences en géostatistique dans le cas où il jugeait opportun que l'INRH applique ces techniques. A l'issue de cette consultation, N. Bez a finalement recommandé une formation en géostatistique pour les chercheurs intéressés du laboratoire d'évaluation directe pour que l'INRH soit en mesure de poursuivre ses évaluations et de contrôler la qualité de ses travaux d'estimation.

C'est dans ce contexte que j'ai participé à la formation CFSG (Cycle de Formation Spécialisée en Géostatistique) délivrée par le Centre de Géostatistique de Fontainebleau de l'Ecole des Mines de Paris. Le choix d'une thèse est venu après, dans l'idée d'approfondir l'utilisation de la géostatistique dans le suivi et d'évaluation du poulpe au sein du laboratoire Approches et Méthodologies.

Je qualifierai donc ce document comme un « retour d'expérience » sur l'application de la géostatistique dans l'évaluation directe de l'abondance du stock de poulpes.

L'évaluation directe est une question cruciale en halieutique. Bien que les techniques géostatistiques constituent un moyen naturel pour la résolution de cette question, elles ne sont pas toujours appliquées. Il y a vraisemblablement deux raisons à cela. La première est que les méthodes géostatistiques requièrent une certaine technicité qu'un biologiste des pêches accoutumé aux statistiques classiques n'a peut-être pas l'envie ou le courage d'acquiescer. La seconde raison vient du fait qu'il est rarement possible de modéliser par des fonctions aléatoires (FA) stationnaires les distributions des poissons alors que les techniques géostatistiques les plus courantes (connues) sont justement basées sur les hypothèses stationnaires ou intrinsèques (à accroissements stationnaires). Parallèlement à cela, il est de plus en plus courant de trouver des modules de géostatistique avec des procédures semi-automatisées dans les logiciels SIG, qui rendent les techniques géostatistiques plus accessibles notamment en ce qui concerne la cartographie par krigeage. Ils présentent l'intérêt d'encourager leur application mais peuvent conduire à une utilisation sans contrôle des conditions de validité des modèles en jeu, entraînant des résultats faussement bons.

De ces constatations, la question de fond qui guidera une grande partie de ce travail est de savoir si des régionalisations comme les distributions de poulpe peuvent être traitées avec les techniques courantes de la géostatistique linéaire, puis de présenter les méthodes et la démarche à adopter pour une analyse géostatistique adaptée aux caractéristiques de la densité de poulpes. J'espère que ce travail y répondra et qu'il sera utile à certains de mes collègues de l'INRH qui ont la charge d'évaluer les stocks des diverses ressources marines exploitées. Je tiens à préciser que j'ai rédigé ce document avec le souci de transmettre certains éléments méthodologiques qui me paraissaient importants pour l'application de la géostatistique aux questions d'évaluation directe des stocks halieutiques. Etant dédié également à des halieutes, il contient des rappels et des explications qui seraient non justifiées pour le lecteur géostatisticien. L'objectif est qu'elles permettent au lecteur halieute de suivre le discours sans trop d'interruptions. Ces quelques passages ne peuvent cependant pas remplacer les nombreux cours de géostatistique linéaire dont je me suis inspirés et qui expliquent en détail toutes les bases que j'ai eu à résumer.

TABLE DES MATIERES

Remerciements	iii
Résumé	v
Préface	vii
Introduction générale	1
1. Données, modèles et analyses préliminaires	3
1.1. Introduction	3
1.2. Les campagnes d'évaluation du poulpe	4
1.2.1. Objectifs.....	4
1.2.2. L'espèce cible : le poulpe.....	4
1.2.2.1. <i>Biologie</i>	4
1.2.2.2. <i>Phases sensibles</i>	5
1.2.2.3. <i>Facteurs environnementaux de variabilité</i>	6
1.2.3. Déroulement des campagnes.....	6
1.2.3.1. <i>Zone de prospection</i>	6
1.2.3.2. <i>Période</i>	6
1.2.3.3. <i>Navires et engin de pêche</i>	7
1.2.3.4. <i>Opération de chalutage</i>	7
1.2.3.5. <i>Définition de la densité</i>	7
1.2.4. Stratégies d'échantillonnage.....	9
1.2.4.1. <i>Principes généraux</i>	9
1.2.4.2. <i>Schéma régulier (SR), 1980-1992</i>	9
1.2.4.3. <i>Schéma aléatoire stratifié statistique (SASS), 1993-1997</i>	10
1.2.4.4. <i>Schéma aléatoire stratifiée géostatistique (SASG), 1998-2006</i>	12
1.3. Concepts théoriques des approches transitive et intrinsèque	14
1.3.1. Introduction aux concepts généraux de la géostatistique.....	14
1.3.2. Le schéma intrinsèque.....	16
1.3.2.1. <i>Le modèle stationnaire d'ordre 2</i>	16
1.3.2.2. <i>Le modèle intrinsèque</i>	17
1.3.2.3. <i>Les modèles quasi-stationnaire et quasi-intrinsèque</i>	19
1.3.2.4. <i>Remarques sur la dimension probabiliste de l'approche intrinsèque</i>	20
1.3.3. La représentation transitive.....	20
1.3.3.1. <i>Définition et hypothèses</i>	20
1.3.3.2. <i>Le covariogramme transitif</i>	20
1.3.3.3. <i>Le covariogramme géométrique</i>	22

1.3.4.	La covariance non centrée : lien entre le transitif et l'intrinsèque	23
1.3.5.	Le changement de support.....	24
1.3.5.1.	<i>Formalisme mathématique</i>	24
1.3.5.2.	<i>Effet du changement de support sur les densités de poulpes</i>	25
1.4.	Confrontation des modèles aux données.....	27
1.4.1.	Peut-on représenter la densité de poulpes par une FA stationnaire ?.....	27
1.4.1.1.	<i>Calcul de cartes moyennes</i>	27
1.4.1.2.	<i>Les distributions directionnelles</i>	28
1.4.1.3.	<i>Les covariances non centrées</i>	29
1.4.2.	Autres propriétés statistiques et spatiales.....	31
1.4.2.1.	<i>Distribution dissymétrique</i>	31
1.4.2.2.	<i>Effet proportionnel</i>	31
1.4.2.3.	<i>Hétérogénéité spatiale</i>	32
1.4.3.	Analyse variographique des densités de poulpes	36
1.4.3.1.	<i>Considérations générales</i>	36
1.4.3.2.	<i>Les variogrammes expérimentaux</i>	37
1.4.3.3.	<i>Les covariogrammes expérimentaux</i>	45
1.4.3.4.	<i>Les modèles de variogramme et de covariogramme théoriques</i>	47
1.4.4.	Synthèse	53
2.	Estimations globales géostatistiques du poulpe	55
2.1.	Introduction.....	55
2.2.	Estimation de la moyenne globale en intrinsèque.....	57
2.2.1.	Théorie de la variance dans un schéma intrinsèque	57
2.2.1.1.	<i>Les différentes variances du schéma intrinsèque</i>	57
2.2.1.2.	<i>Les formulations particulières de la variance d'estimation</i>	59
2.2.1.3.	<i>Passage à un modèle de FA quasi-intrinsèque avec effet proportionnel</i>	63
2.2.2.	Cas d'applications	67
2.2.2.1.	<i>Schéma SASS</i>	67
2.2.2.2.	<i>Schéma SASG</i>	75
2.3.	Estimation de l'abondance en transitif.....	85
2.3.1.	Formalisme théorique des variances d'estimation	86
2.3.1.1.	<i>Schéma régulier (SR)</i>	86
2.3.1.2.	<i>Schéma SASG</i>	88
2.3.1.3.	<i>Schéma aléatoire (SA)</i>	91
2.3.1.4.	<i>Schéma aléatoire préférentiel (SAP)</i>	92
2.3.2.	Application aux campagnes de poulpe.....	94
2.3.2.1.	<i>Test empirique de la robustesse des estimations transitives en SASG et SR</i>	94
2.3.2.2.	<i>Estimation transitive dans le cadre SAP</i>	99
2.3.3.	Synthèse des résultats	105
2.4.	Conclusions et recommandations.....	107

3. Indicateurs, patterns, conflits spatiaux et impacts de la pêche	109
3.1. Introduction	109
3.1.1. Problématique	109
3.1.1.1. Délimitation des stocks	109
3.1.1.2. Définition du schéma spatial	111
3.1.1.3. Conflits spatiaux	111
3.1.2. Méthodologie et données utilisées	112
3.2. Les outils d'analyse spatiale	113
3.2.1. Indicateurs spatiaux	113
3.2.1.1. Introduction	113
3.2.1.2. Contexte méthodologique	113
3.2.1.3. Formulation des indicateurs spatiaux	114
3.2.2. Analyse cartographique	116
3.2.2.1. Cartographie par krigeage transitif	116
3.2.2.2. Indice d'accessibilité du stock reproducteur à la pêche	118
3.3. Résultats	119
3.3.1. Caractérisation spatiale du cycle de vie du poulpe	119
3.3.1.1. Identification de la zone d'étude	119
3.3.1.2. Analyse des tendances d'indicateurs spatiaux	120
3.3.1.3. Distribution spatiale et variabilité	123
3.3.2. Impact potentiel sur le stock reproducteur	125
3.4. Discussion	126
3.4.1. Hypothèses sur le schéma spatial	126
3.4.2. Indice d'agrégation, vulnérabilité	127
3.4.3. Analyse du conflit entre les flottilles industrielle et artisanale	127
4. Bilan et Perspectives	131
4.1. Bilan du suivi et de l'aménagement du poulpe	131
4.1.1. Les enseignements tirés de l'aménagement	131
4.1.1.1. Des premières mesures	131
4.1.1.2. Du premier plan d'aménagement	131
4.1.1.3. Protection des nourriceries et des frayères	132
4.1.2. Le suivi scientifique pour déterminer le potentiel	132
4.1.2.1. Les indices d'abondance	132
4.1.2.2. Le processus de détermination du quota saisonnier	133
4.1.2.3. Le modèle de déplétion	135
4.2. Perspectives	136
4.2.1. Contexte futur	136

4.2.2. Généralisation des estimations géostatistiques	137
4.2.3. Spatialisation du modèle de déplétion.....	137
Conclusion générale.....	139
Références.....	141
Annexe 1 : La pêcherie céphalopodière.....	147
Annexe 2 : Calendrier des périodes de repos biologique.....	155
Annexe 3 : Carrés statistiques	157
Annexe 4 : Atlas des propriétés spatiales par campagne	159

INTRODUCTION GENERALE

Le poulpe revêt une importance socio-économique de premier ordre au Maroc. La pêche céphalopodière dont le poulpe est l'espèce cible a produit en 2000 plus de 121 000 tonnes (céphalopodes et poissons) comprenant 105 000 tonnes de poulpe. Cette production, dédiée essentiellement à l'export, représentait 13 % de la production halieutique totale, ce qui équivaut en valeur à plus de 4 milliards de dirhams (350 millions €), soit 59 % de la production en valeur. La pêche céphalopodière génère 42 000 emplois directs et 53 000 emplois indirects, ce qui représente environ 15 % de l'emploi généré par la pêche. Enfin, c'est la seule pêche qui bénéficie actuellement d'un plan d'aménagement et d'une gestion par quotas.

Ces indicateurs socio-économiques expliquent l'effort déployé par l'Institut National de Recherche Halieutique (INRH) pour étudier et évaluer le stock de poulpes et produire un avis scientifique régulier destiné à l'aménagement de la pêche. Les techniques d'évaluation des ressources halieutiques (Hilborn and Walters, 1992) sont traditionnellement effectuées à l'aide de modèles de la dynamique des populations (par ex. Scheafer, 1954 ; Beverton and Holt, 1957 ; Ricker, 1975). Elles s'appuient sur les données de la pêche commerciale. Concernant le poulpe, le modèle le plus couramment utilisé est le modèle de surplus de production (Hilborn and Walters, 1992). Il a notamment été utilisé par le groupe de travail du COPACE¹ d'évaluation des ressources démersales de la région nord ouest africaine (FAO, 2006). Bien qu'il permette d'estimer, entre autres, le MSY (rendement maximum soutenable), terme de référence très pratique en aménagement, ce type de modèle ne peut servir qu'à effectuer un diagnostic de l'état du stock et à évaluer le niveau d'exploitation sur le long terme. Le processus d'évaluation du stock est généralement complété avec des évaluations directes² qui consistent notamment à estimer les structures démographiques des espèces et les indices d'abondance dont la série temporelle permet d'analyser l'évolution de l'état du stock ou de servir comme paramètre des modèles ajustés dans les évaluations indirectes. Le modèle global peut s'avérer particulièrement inapproprié pour des espèces à vie courte comme le poulpe. Par ailleurs ce type de modèle est particulièrement sensible à la qualité des données qui, provenant de la pêche commerciale, ne sont pas toujours fiables. C'est en partie pour ces raisons que l'estimation directe de l'abondance du stock de poulpes par l'INRH est devenue, ces dernières années, un élément clé pour la détermination du potentiel exploitable et dans le processus de formulation du quota.

Le premier objectif de cette étude est d'analyser les différentes techniques d'estimation globale de la géostatistique linéaire (Matheron, 1970) puis d'identifier les plus appropriées aux données de poulpe. Le deuxième objectif est de caractériser la dynamique spatiale du poulpe pour des considérations d'aménagement de la pêche. Le travail sera donc structuré en quatre parties.

La première partie consiste à analyser les caractéristiques spatiales du poulpe et à les confronter aux conditions de validité des modèles. On envisage d'utiliser ici les schémas intrinsèques et les représentations transitives.

La seconde partie présente des méthodes d'estimation globale (intrinsèques et transitives), notamment celles qui pourraient être appliquées dans un cadre peu stationnaire comme celui du poulpe. Plusieurs cas d'application sont mis en œuvre pour différents types d'échantillonnage dont les résultats seront analysés et comparés.

La troisième partie est dédiée à l'analyse du schéma spatial du cycle de vie du poulpe à l'aide d'indicateurs spatiaux. Une fois les frayères et les nourriceries caractérisées, on s'intéressera à évaluer l'impact relatif des segments sur le stock des géniteurs.

Pour finir, nous replaçons la contribution géostatistique de ce travail dans son contexte plus global de l'aménagement de la pêche céphalopodière et proposons quelques perspectives futures.

¹ Le Comité des Pêches de l'Atlantique Centre-Est est un organe régional de la FAO pour l'aménagement des pêches. Une revue sur les méthodes d'évaluation utilisées par les groupes de travail du COPACE figure comme rendu du projet européen ISTAM (ISTAM, 2009a).

² Les évaluations directes désignent les évaluations de stocks qui sont effectuées à travers les données de campagnes de prospection scientifique qu'on juge non biaisées et fiables. Elles offrent une image instantanée de l'état du stock. Les évaluations indirectes s'appuient au contraire sur les données de la pêche commerciale qui peuvent être fortement biaisées. Elles utilisent des modèles de la dynamique des populations pour reconstituer l'état du stock théorique à l'équilibre.

1. DONNEES, MODELES ET ANALYSES PRELIMINAIRES

1.1. Introduction

Il s'agit d'estimer l'abondance (ou la biomasse) du stock de poulpes par des techniques géostatistiques à partir des données de campagnes³. Le recours à la géostatistique en halieutique a commencé relativement tard. L'approche intrinsèque (Matheron, 1965) est la première à avoir été appliquée (Conan, 1985 ; Laloe 1985 ; Gohin, 1987) et elle a été abondamment utilisée depuis (Rivoirard et al., 2000 ; Petitgas, 2001). Les méthodes transitives (Matheron, 1965) l'ont été beaucoup moins (Petitgas, 1991 ; Bez et al., 1995 ; Bez, 2002) notamment par le fait qu'elles demeurent peu connues par les halieutes.

On envisagera le recours aux représentations transitives et aux schémas intrinsèques. Le but est d'analyser à partir des densités de poulpes la portée de chacune des méthodes afin de choisir celle qui convient au mieux. A noter que la qualité de l'estimation ne dépend pas que du modèle *choisi* mais également du protocole d'échantillonnage.

On confrontera les modèles aux données (Chap. 1.4) à deux niveaux (Figure 1) :

Le premier niveau oppose les hypothèses des modèles aux propriétés des données, ce qui conduit au choix du modèle primaire⁴ (Chap. 1.4.2 et 1.4.1).

Le deuxième niveau de confrontation est désigné par l'analyse variographique (Chap. 1.4.3). En plus d'une analyse critique du modèle primaire choisi, il permet entre autre de spécifier le modèle spatial nécessaire à l'estimation globale (Chap. 2).

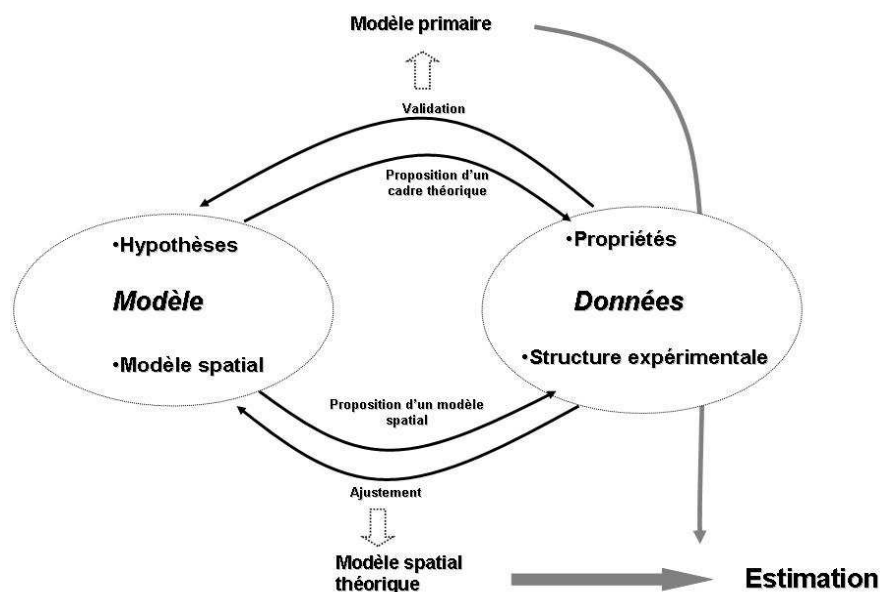


Figure 1 : Schéma de confrontation des données au modèle pour définir les choix méthodologiques.

³ On parle ici d'estimations directes car elles utilisent des données scientifiques qu'on juge non biaisées et fiables.

⁴ La définition du modèle primaire consiste par exemple à faire le choix entre l'approche intrinsèque et l'approche transitive.

1.2. Les campagnes d'évaluation du poulpe

1.2.1. Objectifs

L'INRH réalise des campagnes de prospection par chalutage dans la région saharienne au sud du Maroc depuis 1980 (Idelhaj, 1984b). A cette période, les produits de la pêche de la région étaient débarqués au port de Las Palmas (Espagne), ce qui privait les organismes publics marocains d'un suivi direct des débarquements, nécessaire à l'aménagement de la pêcherie. L'Institut Scientifique des Pêches Maritimes (ISPM) qui deviendra l'INRH en 1997 a démarré un programme de recherche par la réalisation de campagnes de prospection scientifique par chalutage, notamment pour le suivi et l'évaluation des espèces exploitées par la pêcherie céphalopodière (Annexe 2).

Bien que les données issues des campagnes scientifiques ne puissent se substituer aux données issues de l'activité de la flotte de pêche, elles fournissent néanmoins d'importantes informations sur la biologie des espèces exploitées ainsi que sur leur niveau d'abondance. Les campagnes de prospection par chalutage qui ont été réalisées entre 1980 et 1997 avaient deux principaux objectifs :

Mesurer les rendements demi-horaires (quantité capturée par demi-heure de chalutage, en $\text{kg}/\frac{1}{2}\text{h}$) qui servaient d'estimateur des indices d'abondance des principales espèces.

Estimer leurs structures démographiques, mesurer leurs paramètres biologiques et collecter du matériel biologique (gonades, contenus stomacaux...). Cela concernait les trois espèces majoritaires de céphalopodes (*Octopus vulgaris*, *Loligo vulgaris* et *Sepia officinalis*) ainsi que certains poissons blancs à haute valeur commerciale tel que les sparidés.

La variance d'estimation était mesurée selon la formule de la théorie des sondages (Cochran, 1977). Ce qui avait conduit à abandonner le réseau d'échantillonnage régulier en faveur d'un plan aléatoire stratifié (1993) dans la mesure où le premier schéma (régulier) ne permettait pas de calculer une variance d'estimation en appliquant la théorie des sondages. A partir de 1998, l'INRH a adopté la géostatistique pour effectuer ses estimations. Il s'est doté des moyens technologiques nécessaires pour mesurer les positions et les surfaces balayées des stations échantillonnées avec précision afin d'utiliser des densités plutôt que des rendements comme indices d'abondance. Le but ultime étant d'estimer l'abondance totale (relative) des principales espèces assortie de variances d'estimation et de cartographier leurs distributions spatiales.

1.2.2. L'espèce cible : le poulpe

1.2.2.1. Biologie

Le poulpe (*Octopus vulgaris*) qui est l'espèce cible de la pêcherie céphalopodière l'est également pour les campagnes de prospection par chalutage de la zone Sud. C'est une espèce benthique d'une longévité très courte (de l'ordre d'une année). Elle est semelpare, i.e. elle se reproduit une seule fois dans sa vie (Mangold, 1987). Les femelles meurent quelques jours après l'éclosion des larves (Tait, 1987) tandis que les mâles entreraient en phase de sénescence seulement quelque jours après l'accouplement (Anderson et al, 2002). L'éclosion a lieu après une période d'incubation relativement longue (par rapport à la longévité de l'espèce) qui est de un à trois mois, selon la température de l'eau, la vitesse d'éclosion lui étant inversement proportionnelle (Semmens et al, 2004).

Durant le développement embryonnaire, cachées dans leurs abris ou terriers, les femelles prennent soin des œufs assemblés en grappes, en les oxygénant et les protégeant d'éventuels prédateurs. Une fois les larves (paralarves) écloses, elles remontent à la surface et entrent en phase pélagique, pour se nourrir de zooplancton pendant un à deux mois, durée qui dépendra de la température de l'eau et de la disponibilité en nourriture. Une fois le seuil de taille critique ($LM > 7.5\text{mm}$) atteint, les larves entrent dans la phase de fixation benthique pour redescendre vers le fond et commencer leur phase juvénile benthique (Itami, 1963 ; Villanueva, 1995).

Le poulpe juvénile connaît une croissance rapide qui dépend de la disponibilité d'espèces-proies comme les bivalves et les crustacés. Selon Semmens et al. (2004), la croissance suivrait un modèle exponentiel puis à partir de l'âge adulte elle suivrait un modèle *puissance* où le taux de croissance relatif diminue du fait qu'une partie de l'énergie est consacrée à la maturation de l'individu. La croissance se caractérise par une forte variabilité individuelle (Domain et al, 2000). Après une phase de trois à six mois de croissance, le poulpe clôt son cycle de vie par la reproduction. La fécondité du poulpe est de l'ordre de 100 000 à 500 000 œufs (Boyle and Rodhouse, 2005).



La femelle pond dans des abris naturels. Dans les zones sablo-vaseuses du plateau continental, elle a tendance à créer son propre abri à partir de débris constitué de coquilles de praires qui ont servies également de proie (Caverivière et al. 2002). Les déchets de la flotte industrielle et surtout les pots de la pêche artisanale constituent des lieux de ponte idéaux mais souvent aussi des pièges fatals.

1.2.2.2. Phases sensibles

La reproduction et le recrutement⁵ du poulpe sont deux phases importantes de son cycle de vie qui peuvent s'avérer sensibles à l'exploitation et qu'il faut protéger le cas échéant. Il est relativement aisé de les observer. La reproduction qui se produit théoriquement toute l'année se constate par le niveau de maturation des femelles ou par la présence d'œufs fécondés. Elle s'intensifie au printemps (pic principal) et en automne (pic secondaire moins intense). Après six mois d'incubation, de développement larvaire et de fixation benthique, les juvéniles entrent dans la phase de recrutement qui se produit essentiellement sur deux périodes. Le pic principal, issu de la ponte du printemps, a lieu en automne, tandis que le pic secondaire, issu de la ponte automnale et de moins forte intensité, apparaît soit au printemps soit en été.

⁵ Le recrutement est déterminé par l'entrée des juvéniles en phase exploitable

1.2.2.3. Facteurs environnementaux de variabilité

Plusieurs études ont montré le rôle des facteurs environnementaux sur la biologie du poulpe. Une récente revue sur ces travaux a été réalisée par Pierce et al. (2008). Les conditions hydrodynamiques particulières au système d'upwelling de la région liées au régime de vent et des remontées de masses d'eaux froides riches en sels minéraux sont assurément des facteurs de contrôle importants. Le plus probable est qu'elles agiraient par la température de l'eau sur le développement embryonnaire des œufs (1 à 3 mois) soit par l'effet de dispersion engendrée par le vent et la dérive du courant, pouvant entraîner une mortalité élevée durant la phase larvaire pélagique (environ 2 mois).

Les processus physiques et environnementaux exacts qui sont derrière la stratégie écologique du poulpe sont loin d'être élucidés. Les facteurs abiotiques (température, vent) qui sont pressentis être prépondérants dans le succès côtier du recrutement ne sont probablement pas les seuls. Les facteurs d'ordre trophique semblent jouer un rôle tout aussi majeur, le poulpe pouvant être selon la phase, une proie ou un prédateur. Le succès du recrutement automnal serait conditionné par ces facteurs écologiques donnant lieu à une configuration côtière récurrente (Chap. 3.3.1).

1.2.3. Déroulement des campagnes

1.2.3.1. Zone de prospection

Les campagnes d'évaluation ciblaient au départ la zone d'activité de la flotte céphalopodière marocaine qui se limitait principalement à la zone au nord de Cap Barbas. Ce n'est qu'à partir des années 90 que le plateau continental saharien (Figure 2) a été intégralement couvert par les campagnes scientifiques.

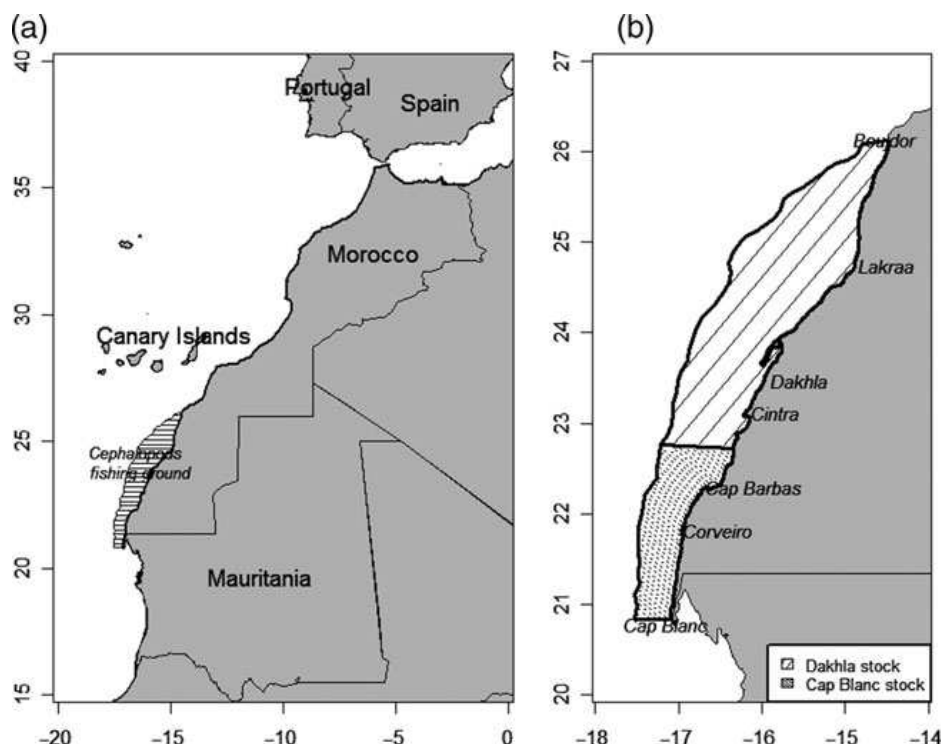


Figure 2 : Zone de prospection des campagnes de céphalopodes (a). les zones relatives aux deux stocks de poulpe sont également présentés (b).

1.2.3.2. Période

Les campagnes sont globalement programmées en automne et au printemps ciblant le recrutement et la reproduction du poulpe. Cette règle générale n'est cependant pas toujours été respectée. La durée des campagnes est fixée par l'autonomie du navire et par sa disponibilité. Il leur est généralement consacré 2 à 3 semaines effectives de chalutage dans la zone de prospection.

1.2.3.3. Navires et engin de pêche

Jusqu'en 1986, les campagnes de chalutage étaient conduites à bord du N/R IBN-SINA, un chalutier de 39m, de 257 TJB et de 1100 CV. Il a été remplacé par le N/R CHARIF AL IDRISSEI dont les caractéristiques (Table 1) sont assez proches du premier et sont similaires à la moyenne des congélateurs céphalopodières opérant en cette période dans la zone. Le chalut de fond (Photo 1 et 2 p. 8) dont les caractéristiques ont été conservées jusqu'à aujourd'hui est du type espagnol « VACCA ». Le sac du chalut⁶ a un maillage de 60 mm. Il est maintenu couvert par une nappe non sélective de maille égale à 25 mm (Idelhaj, 1984).

1.2.3.4. Opération de chalutage

Les traits de chalut ont une durée d'environ 30 minutes. Les opérations de chalutage peuvent être décomposées en trois. Le *filage* est la mise à l'eau du chalut et le déroulage des câbles jusqu'à ce que le chalut atteigne le fond et soit entièrement stabilisé. Ce n'est qu'à ce moment que la phase de *chalutage* commence et que le chalut balaie le fond à une vitesse plus ou moins constante proche des 3 nœuds. L'engin est alors en pêche. Le *virage* consiste à remonter le chalut à bord.

Le support d'échantillonnage est mesuré en calculant la surface effectivement balayée par le chalut. Cette tâche était relativement ardue lorsqu'on ne disposait pas des capteurs du type SCANMAR (Figure 3, p. 8). Ces derniers, qui ont été installés à bord du N/R CHARIF AL IDRISSEI en 1998, transmettent en temps réel les informations sur le comportement du chalut durant l'opération de pêche, notamment la vitesse de trainée, la distance du fond et l'ouverture des ailes (Figure 4, p. 8). Les profils de vitesse et de profondeur du chalut permettent de détecter le début et la fin du balayage et de s'assurer que l'engin est bien en configuration de pêche pendant toute la trainée. La surface balayée par le chalut est calculée en multipliant l'ouverture horizontale du chalut par la distance parcourue durant le balayage, valeurs fournies par le GPS et le SCANMAR. L'ouverture horizontale du chalut qui dépend non seulement des caractéristiques du chalut mais également des conditions de pêche (profondeur, courants, direction de chalutage et types de panneaux...) peut varier dans le cas du chalut espagnol entre 18 et 30 m. Pour les campagnes précédant l'acquisition du SCANMAR, l'ouverture horizontale a été arbitrairement estimée à 24 m.

1.2.3.5. Définition de la densité

Les rendements de poulpe sont standardisés et exprimés en fonction du temps de chalutage ou de la surface balayée. Bien que le temps de chalutage soit relativement constant, les surfaces balayées ne sont pas identiques d'un trait à l'autre. Les différences restent cependant faibles et le support d'échantillonnage est considéré comme constant. Pour estimer l'abondance du stock (Nb) ou la biomasse (Tonne), la variable étudiée est la densité de poulpes par unité de surface (en T/n.mi.² ou en Nb/n.mi.²). Pour une demi-heure de chalutage, la surface balayée est en moyenne de l'ordre de 0.02 n.mi.², ce qui représente un ratio de $1.38 \cdot 10^{-6}$ par rapport au domaine échantillonné. La densité de poulpes mesurée (d_o) n'est que la fraction capturable de la quantité présente. Elle est supposée proportionnelle à la densité réelle (d) d'un coefficient de capturabilité (q): $d_o = q \cdot d$. La *capturabilité* comprend deux composantes (Godø, 1998), l'*efficacité* du chalut (q_e) et la *vulnérabilité* du poisson au chalut (q_a): $q = q_e \cdot q_a$. La vulnérabilité est la proportion de poisson qui se trouve disponible à l'intérieur du volume d'eau balayé par le chalut, alors que l'efficacité définit la fraction effectivement capturée de la fraction vulnérable. La fraction d'individus qui arrivent à échapper au chalut constitue le taux d'échappement. Comme les femelles restent dans leur terrier pendant la ponte, on soupçonne une diminution de la vulnérabilité du poulpe par rapport à la période de croissance où elles sont au contraire à l'extérieur des terriers à la recherche de proies.

Noter que la capturabilité qui est définie ici se réfère à une quantité locale et s'oppose à celle utilisée dans les modèles dynamiques, qui elle désigne la fraction capturée par une unité d'effort de l'abondance totale du stock. Par convention, on consacre le terme de capturabilité (de l'ordre de 0.00001 pour une unité de 1 bateau/jour de la flotte hauturière céphalopodière) au contexte global d'une pêcherie et on utilise le terme d'efficacité (de l'ordre de 0.5 pour un trait de chalut du navire de recherche) pour décrire la capturabilité locale relative à un engin de pêche donné. Cette dernière grandeur gagnerait à être validée par une étude ad hoc.

⁶ Le sac du chalut est la partie la plus arrière qui se présente soit sous forme d'un entonnoir, soit sous forme cylindrique. Il est constitué d'une ou de plusieurs pièces de même maillage reliées entre elles latéralement, dans l'axe du chalut par un laçage auquel des ralingues de coté peuvent être fixées.

Comme le chalut ne capturerait que la moitié des poulpes présents au moment de son passage, l'estimation effectuée est tout au plus une abondance relative ou une biomasse relative (à l'efficacité du chalut). Pour éviter d'alourdir le texte, on parlera cependant d'abondance totale en ayant conscience que pour avoir sa valeur « absolue », il faudrait corriger à l'aide du coefficient d'efficacité du chalut.



Photo du N/R CHARIF AL IDRISSEI

Année de construction	1986
Longueur hors tout :	41 m
Largeur hors membres	8,80 m
Tirant d'eau moyen :	3,90 m
Vitesse Maximum :	12,3 nœuds
Vitesse croisière :	10,8 nœuds
Cale à poisson :	41,35 m ³
Jauge brute :	397 TJB
Puissance	1100 CV
Autonomie de prospection,	30 jours
Effectif scientifique :	9 personnes

Table 1 : caractéristiques du N/R CHARIF AL IDRISSEI

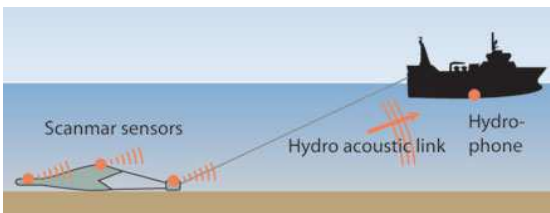


Figure 3 : Schéma de fonctionnement du SCANMAR : Les capteurs embarqués sur le chalut transfèrent les données acoustiques à l'hydrophone qui est installé sous la coque du bateau qui transmet à son tour à l'unité centrale installée en passerelle

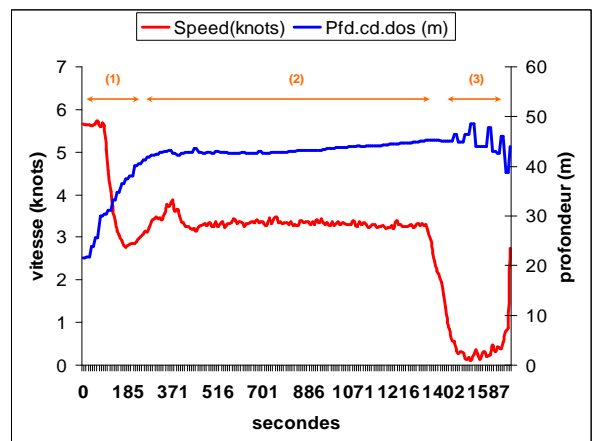


Figure 4 Profils des vitesses et des profondeurs durant les trois phases d'une opération de pêche par chalutage : (1) filage, (2) chalutage, (3) virage. Données SCANMAR-CHARIF AL IDRISSEI-Sept 2001.



Photo (2) du chalut avant le filage avec les capteurs SCANMAR accrochés au chalut

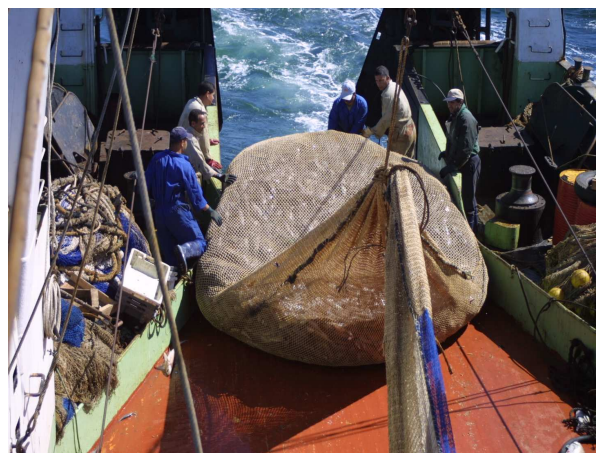


Photo (2) d'un chalut à la fin du virage contenant une capture d'environ 2 tonnes

1.2.4. Stratégies d'échantillonnage

1.2.4.1. Principes généraux

Quelle que soit la méthode statistique d'estimation, le protocole d'échantillonnage vise à produire un échantillon représentatif de la population qui restitue sa composition et sa complexité.

En statistique classique, la représentativité ne peut être assurée que par un processus aléatoire pur (selon une loi uniforme) au point où on en est venu à confondre les caractères *aléatoire* et *représentatif* de l'échantillon (Scherrer, 1984). Toutes les unités d'échantillonnage de la population ont une probabilité non nulle et égale d'être tirées pour appartenir à l'échantillon sélectionné (Scherrer 1984). Dans le cas contraire, une partie de la population a une probabilité non nulle de ne pas être touchée par l'échantillonnage.

Lorsque la population échantillonnée est spatialement structurée et qu'on a recours aux techniques géostatistiques, les enjeux de l'échantillonnage changent et la nécessité d'un tirage aléatoire cède la place à la nécessité d'une couverture spatiale suffisante. La géostatistique décrit et formalise l'auto-corrélation spatiale de la régionalisation à travers les modèles structuraux et l'intègre dans le calcul de la précision de l'estimation. Au lieu de s'attacher à son caractère aléatoire, il faut s'assurer que l'échantillonnage couvre l'ensemble de la population, ce qui explique que les réseaux systématique ou aléatoire stratifié sont couramment utilisés en géostatistique.

1.2.4.2. Schéma régulier (SR), 1980-1992.

L'échantillonnage régulier (SR) consiste à répartir les observations de manière systématique. Il présente l'avantage d'assurer une meilleure couverture spatiale. En géostatistique, on dit que le dispositif est centré lorsque les points d'observation sont centrés à l'intérieur des cellules de la grille régulière et que le dispositif est fermé lorsque les points sont implantés sur les sommets des cellules. Un réseau de radiales (transects), très courant en halieutique et en particulier en acoustique constitue un exemple de dispositif fermé. Cette distinction entre les dispositifs, fermé ou centré, est utile lorsqu'on veut calculer la variance d'estimation à partir de formules approchées (Matheron, 1965). On distingue le réseau à mailles régulières à implantation flottante du réseau à mailles régulières à implantation préférentielle. Le premier, qui est utilisé dans le cadre de la géostatistique transitive, suppose une implantation aléatoire de l'origine de la grille d'échantillonnage, tandis que le second, qui est utilisé dans les modèles intrinsèques, suppose une implantation fixe et connue par rapport à la régionalisation.

Entre 1980 et 1992, le réseau d'échantillonnage des campagnes de prospection est constitué d'une grille régulière de radiales espacées de 25 milles nautiques. Les stations de chalutage sont placées le long des radiales à raison d'une station tous les 10 milles nautiques de la côte à la sonde des 120 m. Seules les stations dont la durée de chalutage a atteint 30 minutes sont conservées. Dans les zones de concentration du poulpe, des radiales supplémentaires ont été ajoutées.

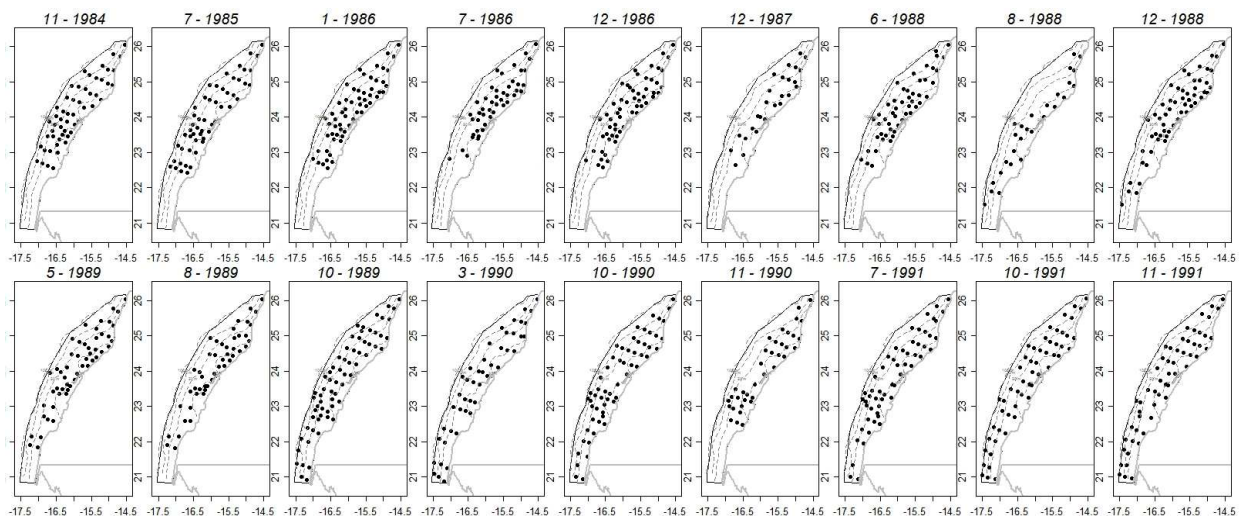


Figure 5 : Plans d'échantillonnage entre 1984 et 1991.

L'aire de couverture du réseau d'échantillonnage a été délimitée en fonction de la zone d'activité de la flotte céphalopodière sous pavillon marocain (Idelhaj, 1984). Jusqu'en 1988, les transects couvraient généralement toute la largeur du plateau saharien mais ne dépassaient pas la limite sud du Cap Barbas (Figure 5, p. 9). Ce n'est qu'à partir de l'automne 1989 que l'aire de distribution du poulpe de la zone marocaine est intégralement couverte. Le nombre de stations est assez variable d'une campagne à l'autre (Table 2). Trois d'entre elles ont une couverture spatiale très incomplète. Il est fort probable qu'elles aient été réalisées dans un but qualitatif : mesurer des indicateurs biologiques et contrôler l'état d'avancement des phases de ponte ou de recrutement.

<i>Campagne</i>	<i>No stations</i>	<i>Limite Sud</i>	<i>Observations</i>
11 / 84	53	22.57N	
07 / 85	52	22.43N	
01 / 86	59	22.55N	
07 / 86	46	22.82N	
12 / 86	57	22.58N	
12 / 87	26	22.65N	Couverture spatiale incomplète
06 / 88	50	22.63N	
08 / 88	27	21.53N	Couverture spatiale incomplète
12 / 88	56	21.53N	
05 / 89	51	21.85N	
08 / 89	47	21.82N	
10 / 89	64	21.26N	
03 / 90	42	21.26N	
10 / 90	56	21.33N	
11 / 90	37	22.48N	Couverture spatiale incomplète
07 / 91	53	21.33N	
10 / 91	50	21.28N	
11 / 91	51	21.33N	

Table 2: Effort d'échantillonnage entre 1984 et 1991

1.2.4.3. Schéma aléatoire stratifié statistique (SASS), 1993-1997.

L'échantillonnage aléatoire stratifié statistique (SASS) consiste à subdiviser la population en sous-ensembles plus homogènes formant des *strates mutuellement exclusives et collectivement exhaustives* (Scherrer, 1984) qu'on échantillonne indépendamment selon un protocole aléatoire simple. L'intérêt majeur de la stratification est d'obtenir des estimations plus précises en réduisant la variabilité au sein de chaque strate. Comme les strates sont échantillonnées de manière indépendante, la variance d'estimation globale est égale à une moyenne pondérée des variances d'estimation par strate. L'effort d'échantillonnage relatif à chaque strate peut être proportionnel à la taille de la strate ou proportionnel au niveau d'hétérogénéité. La variance d'estimation diminue lorsque l'effort augmente. Plusieurs facteurs peuvent entrer en jeu dans la délimitation des strates et il est préférable d'utiliser la variable la plus corrélée à la régionalisation (Scherrer, 1984). Dans le cas du poulpe, il a été choisi la profondeur et la latitude.

Dix campagnes d'évaluation des céphalopodes ont été réalisées entre 1993 et 1997 suivant un plan SASS, remplaçant le schéma SR dans le but de pouvoir calculer la variance d'estimation globale à partir de la formule statistique de la théorie des sondages (Cochran, 1977).

La zone d'échantillonnage qui s'étend sur l'ensemble du plateau continental saharien est d'une superficie de 14 718 milles nautiques carrés. Elle est divisée en deux secteurs géographiques (Nord et Sud de Dakhla) séparés par le parallèle 24° N. Chaque secteur est subdivisé en 4 strates bathymétriques (0-30 m, 30-50 m, 50-75 m, 75-100 m). Les positions d'échantillonnage sont disposées aléatoirement et uniformément à l'intérieur des 8 strates de manière indépendante suivant une densité d'échantillonnage variable qui peut être appréciée par le niveau de gris de chaque strate dans la Figure 6 (p. 11).

L'effort d'échantillonnage varie d'une campagne à l'autre entre 50 et 58 stations avec une moyenne de 54 stations par campagne. La densité d'échantillonnage (nombre de points alloués à chaque strate) varie également entre 4 et 10 points (Table 3). Elle est assez faible, produisant en moyenne une observation pour une surface d'environ 270 n.mi.² (16.5 x 16.5).

Strate	0-30 m Nord	30-50 m Nord	50-75 m Nord	75-100 m Nord	0-30 m Sud	30-50 m Sud	50-75 m Sud	75-100 m Sud	Total
Superficie (n.mi. ²)	1415	1786	1915	2278	1758	2322	1938	1306	14718
Campagnes	Nombre de points (No) / Densité d'échantillonnage (x10 ³ No/n.mi. ²)								Total
05/1993	6 / 4.2	5 / 2.8	10 / 5.2	7 / 3.1	10 / 5.7	6 / 2.6	10 / 5.2	4 / 3.1	58 / 4
10/1993	6 / 4.2	8 / 4.5	7 / 3.7	7 / 3.1	8 / 4.6	8 / 3.4	8 / 4.1	4 / 3.1	56 / 3.8
04/1994	5 / 3.5	7 / 3.9	6 / 3.1	4 / 1.8	8 / 4.6	10 / 4.3	8 / 4.1	2 / 1.5	50 / 3.4
10/1994	5 / 3.5	9 / 5	5 / 2.6	7 / 3.1	7 / 4	7 / 3	10 / 5.2	4 / 3.1	54 / 3.7
06/1995	6 / 4.2	8 / 4.5	8 / 4.2	5 / 2.2	7 / 4	6 / 2.6	7 / 3.6	4 / 3.1	51 / 3.5
10/1995	6 / 4.2	8 / 4.5	8 / 4.2	6 / 2.6	7 / 4	7 / 3	7 / 3.6	6 / 4.6	55 / 3.8
04/1996	4 / 2.8	8 / 4.5	9 / 4.7	4 / 1.8	6 / 3.4	6 / 2.6	9 / 4.6	4 / 3.1	50 / 3.4
10/1996	6 / 4.2	8 / 4.5	8 / 4.2	4 / 1.8	6 / 3.4	8 / 3.4	7 / 3.6	5 / 3.8	52 / 3.6
04/1997	7 / 4.9	7 / 3.9	10 / 5.2	4 / 1.8	7 / 4	8 / 3.4	11 / 5.7	2 / 1.5	56 / 3.8
10/1997	7 / 4.9	8 / 4.5	8 / 4.2	4 / 1.8	6 / 3.4	8 / 3.4	8 / 4.1	5 / 3.8	54 / 3.8
Moyenne	5.8 / 4.1	7.6 / 4.3	7.9 / 4.1	5.2 / 2.3	7.2 / 4.1	7.4 / 3.2	8.5 / 4.4	4 / 3.1	

Table 3 : Répartition de l'effort d'échantillonnage par campagne entre 1993 et 1997

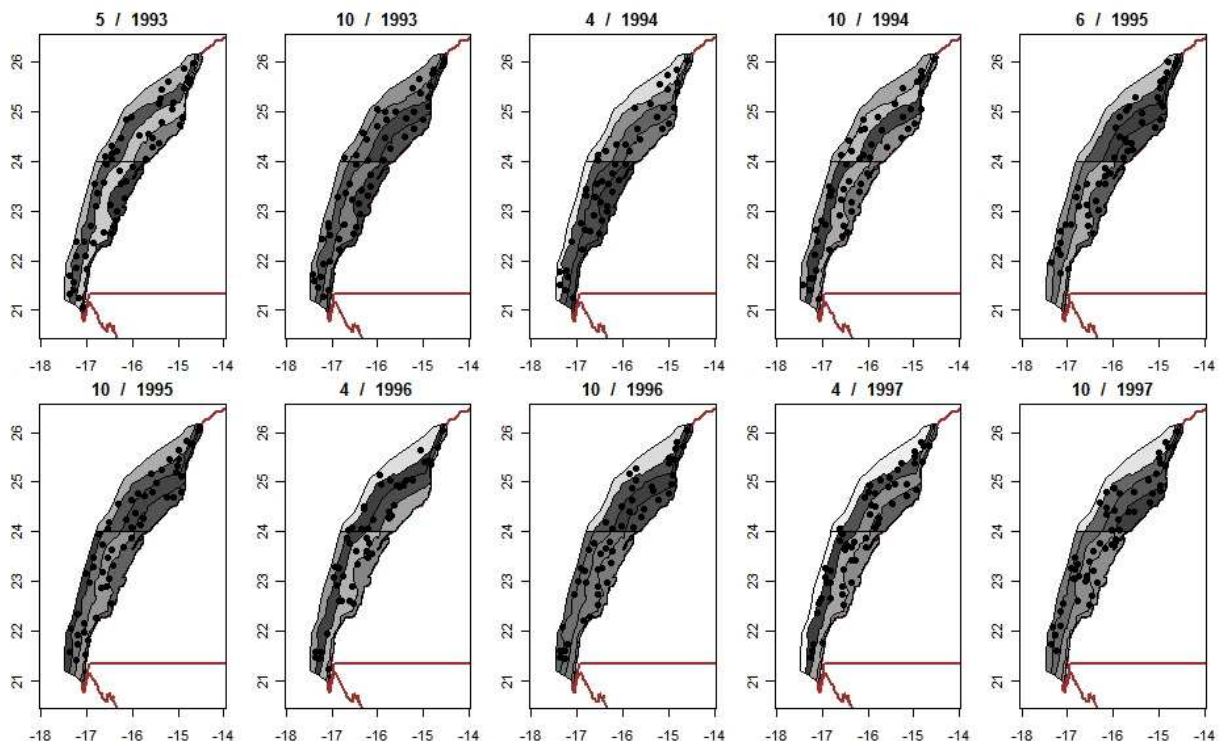


Figure 6 : Effort d'échantillonnage par strate des campagnes de prospections réalisées entre 1993 et 1997 selon un réseau aléatoire préférentiel stratifié. Le niveau de gris des strates est proportionnel à la densité d'échantillonnage qui n'est pas constante.

1.2.4.4. Schéma aléatoire stratifiée géostatistique (SASG), 1998-2006

A partir de 1998, l'INRH a changé sa stratégie d'échantillonnage dans le but d'effectuer une meilleure couverture du plateau continental et d'utiliser un réseau d'échantillonnage plus adapté aux techniques géostatistiques, à savoir un schéma aléatoire stratifié géostatistique (SASG), à l'instar de ce qui a été réalisé pour le crabe des neiges (Conan et al, 1988). Celui-ci est un réseau de points positionnés aléatoirement et individuellement à l'intérieur de *zones d'influence jointives, égales entre elles et qui ne se recouvrent pas* (Matheron, 1965). En pratique, une grille à maille régulière rectangle ou carrée est définie et les points (un par cellule) sont positionnés aléatoirement selon une loi uniforme. Ce réseau constitue en fait un cas particulier du SASS. Il se distingue par son découpage régulier du domaine qui produit des strates identiques contenant chacune un seul point d'observation et en dehors de toute considération d'homogénéité de la variable régionalisée.

Un premier polygone a été défini sur la base de l'aire moyenne d'occurrence du poulpe observée entre 1980 et 1997 et qui correspond à l'étendue du plateau continental saharien jusqu'à 120 m de profondeur entre Cap Boujdor et Cap Blanc (Figure 7a). Cette zone comprend la totalité de la zone d'activité de la pêche céphalopodière marocaine. Un réseau SASG est alors généré en ne conservant que les points se trouvant à l'intérieur du polygone. Jusqu'en automne 2001, la maille carrée de la grille régulière était d'environ 11 n.mi.², produisant une centaine de points d'observations, répartis sur l'ensemble du plateau continental de manière relativement homogène. Par ailleurs, entre 1998 et 2002, le support d'échantillonnage (Chap. 1.3.5) avait été réduit à 15 min de chalutage. Cette réduction était motivée par le nécessaire compromis entre le temps de chalutage et le nombre de points à effectuer dans la mesure où la durée de la campagne n'est pas extensible (environ 4 semaines).

La stratégie adoptée en 1998, visant essentiellement à optimiser l'estimation de la biomasse du poulpe, consistait à considérer qu'il était plus important d'augmenter le nombre de stations, quitte à réduire le temps de chalutage en passant de 30 à 15 min. Un changement de support de cet ordre n'a qu'un effet minime sur la variance d'estimation (Chap. 1.3.5), tandis que l'augmentation du nombre de points ne peut que réduire la variance d'estimation.

Alors que cette stratégie pouvait être payante pour le poulpe elle l'était vraisemblablement moins pour les autres espèces démersales ciblées par la pêche céphalopodière. Au contraire du poulpe qui est une espèce abondante et dont la vulnérabilité est faiblement corrélée avec le temps de chalutage, les poissons associés comme les sparidés sont nettement moins abondants et leur capturabilité dépendrait du temps de chalutage. D'après les capitaines de pêche opérant dans la région, l'efficacité du chalut de fond vis-à-vis des sparidés se trouverait fortement réduite en dessous de 30 minutes de chalutage. Noter que les chalutiers commerciaux ont des temps de chalutage de 2 h en moyenne.

Dans la mesure où le poulpe ne constitue pas l'unique objectif des campagnes et que les autres espèces d'intérêt commercial devaient être également suivies, l'INRH a dû réviser sa stratégie d'échantillonnage en ramenant le temps de chalutage à 30 minutes, ce qui l'a forcé à revoir à la baisse le nombre de stations de chalutage par campagne. A partir de 2002, la grille régulière d'échantillonnage adoptée avait donc une maille carrée d'environ 12.5 n.mi.², générant entre 80 et 90 stations de chalutage. A cette époque, le polygone délimitant le domaine d'échantillonnage a également été modifié en éliminant la bande côtière inférieure à 40 m de profondeur de la zone se trouvant au sud de Cap Barbas (22.3°N) en raison de ses fonds non chalutables. Les quelques rares sondages qui y avaient été faits ont montré que le poulpe y est en de faibles quantités par rapport aux fortes abondances du large, confortant ainsi le choix de l'éliminer du domaine d'échantillonnage.

Les réseaux de points échantillonnés différaient légèrement de leurs configurations initiales prévues avant les campagnes. L'élimination ou le déplacement des points qui se trouvaient dans les zones rocheuses non chalutables en est la raison principale.

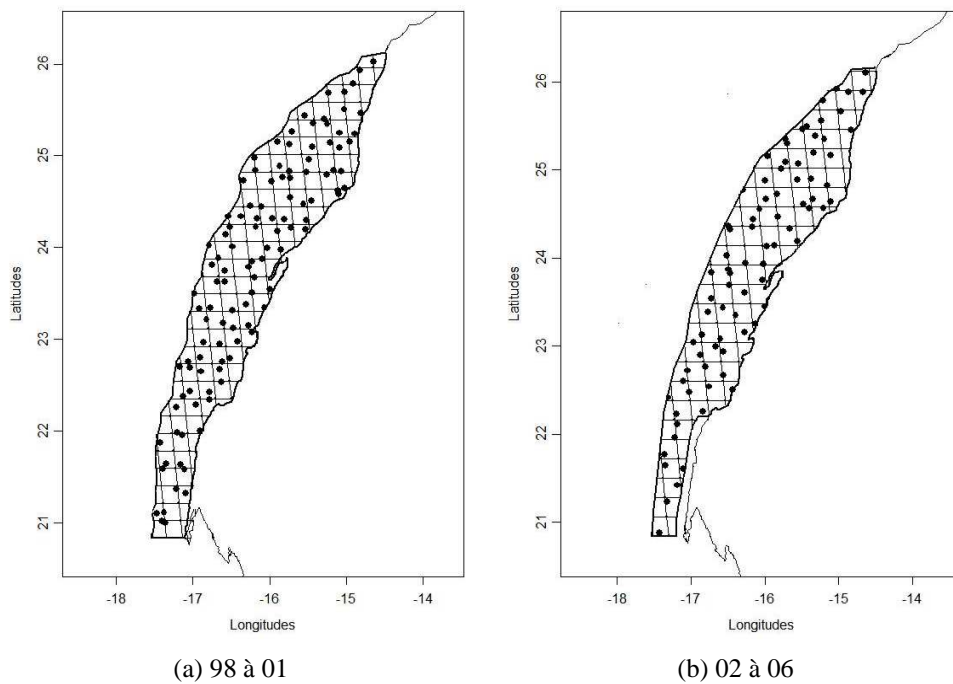


Figure 7 : Plan d'échantillonnage aléatoire stratifié simple. Entre 1998 et 2001, la maille carrée est d'environ 11 n.mi.² (a). A partir de 2002, le polygone d'échantillonnage est légèrement modifié (au sud) et la maille de la grille est élargie à 12.5 n.mi.² (b).

<i>Campagne</i>	<i>No stations</i>	<i>Surface d'influence Moyenne (N.mi.²)</i>	<i>Maille de la grille régulière</i>	<i>Observations</i>
10 / 98	103	140	11.5	Support d'échantillonnage équivalent à 15 min de chalutage. Superficie prospectée : 14 947 n.mi. ²
04 / 99	90	161	12	
10 / 99	104	138	11.5	
03 / 00	105	138	11.5	
10 / 00	98	148	12	
03 / 01	106	137	11.5	
09 / 01	124	118	11	-> post-échantillonnage en face de Dakhla
03 / 02	74	200	12.5	Support d'échantillonnage équivalent à 30 min de chalutage. Superficie prospectée : 14 432 n.mi. ²
09 / 02	87	159	12.5	
04 / 03	90	157	12.5	
10 / 03	87	160	12.5	
12 / 03	88	160	12.5	
02 / 04	80	179	12.5	
04 / 04	79	176	12.5	
07 / 04	82	166	12.5	
09 / 04	96	146	12.5	
12 / 04	83	166	12.5	
05 / 05	92	152	12.5	
06 / 05	87	162	12.5	
11 / 05	86	159	12.5	
05 / 06	87	159	12.5	

Table 4 : Récapitulatif de l'effort d'échantillonnage selon un réseau aléatoire stratifié simple durant la période comprise entre l'automne 98 et le printemps 06.

1.3. Concepts théoriques des approches transitive et intrinsèque

1.3.1. Introduction aux concepts généraux de la géostatistique

Notion de régionalisation

De la méthode choisie pour résoudre le problème d'estimation, dépendra la nature de l'objet mathématique : en statistique classique on traite de variables aléatoires tandis qu'en géostatistique on traite des régionalisations (variables régionalisées). Le phénomène régionalisé (stock de poulpes) est décrit par une régionalisation (densité de poulpes) qu'on représente par une fonction numérique $z(x)$, exprimée en fonction de la position géographique x . A l'image du phénomène qu'elle décrit, elle peut être une fonction fort irrégulière présentant deux aspects contradictoires, un aspect *erratique* dans la mesure où ses variations sont localement imprévisibles et un aspect structuré, reflétant une structure globale sous-jacente du phénomène qu'elle est censé représenter (Matheron, 1970). Les valeurs numériques de la régionalisation, les densités assorties de leurs coordonnées géographiques, ne sont connues que pour quelques prélèvements. Ceux-ci permettront néanmoins de définir la structure spatiale et l'aire de distribution qu'on désigne en géostatistique par le champ de la régionalisation.

Notion de fonction aléatoire

La régionalisation qu'on traite ici est donc la densité de poulpes. On lui accorde deux statuts différents selon la technique géostatistique utilisée : celui d'une fonction déterministe en transitive qui traite directement la régionalisation, ou celui d'une fonction aléatoire en géostatistique intrinsèque qui donne à la variable régionalisée une dimension probabiliste. Cette introduction délibérée de l'espace des probabilités fait que la variable régionalisée $z(x)$ est interprétée comme une réalisation d'une fonction aléatoire Z . Par convention, la majuscule désigne une variable aléatoire ou une fonction aléatoire et la minuscule désigne une variable régionalisée déterministe.

La fonction aléatoire (FA) est constituée d'un ensemble de variables aléatoires $Z(x)$ distribuées dans l'espace géographique et issues d'une « probabilisation » conventionnelle de chacun des éléments de la régionalisation $z(x)$ pour donner des variables aléatoires $Z(x)$ reliées entre elles par des corrélations qui sont à l'origine de la structure spatiale du phénomène régionalisé. La FA doit être elle-même vue comme un vecteur aléatoire à une infinité de composantes. La pertinence de cette interprétation probabiliste est toutefois conditionnée par l'estimation d'une certaine catégorie de grandeurs (appelées « régionales ») et par le recours à des hypothèses de stationnarité, car en pratique, il est impossible de connaître la loi spatiale de FA :

$$P\left(Z(x_1) \leq x_1, Z(x_2) \leq x_2, \dots, Z(x_n) \leq x_n\right), \text{ pour tous les entiers } n \text{ et les points } \{x_1, x_2, \dots, x_n\}.$$

Notion de stationnarité

En statistique classique, la validité de l'inférence repose sur la pertinence du choix du modèle de loi qui est « confronté » à la loi empirique reconstituée à partir des données expérimentales composées de plusieurs réalisations de la variable aléatoire. En géostatistique intrinsèque, la démarche est plus complexe dans la mesure où les observations constituent désormais une seule et unique réalisation (d'une partie) de la FA. Il serait donc illusoire d'espérer, à l'instar du cas de la statistique classique, inférer la loi spatiale de la fonction aléatoire à partir de cette réalisation unique. Pour contourner ce problème, des conditions de stationnarité sont requises.

L'idée sous-jacente à l'hypothèse de stationnarité, associée à l'idée d'homogénéité de la variable régionalisée dans l'espace, est qu'en ne pouvant compter sur plusieurs réalisations de la FA, on s'appuie sur la similitude statistique entre les données (échantillons) de l'espace pour se doter virtuellement d'un jeu de réalisations d'une même loi (répétition) pour pouvoir inférer les principaux paramètres de cette loi. En d'autres termes, l'information gagnée grâce à la répétition du phénomène est remplacée intentionnellement par la répétition dans l'espace sous condition de stationnarité (et d'ergodicité).

La définition de la stationnarité stricte est l'invariance par translation de la loi spatiale de la fonction aléatoire. Elle signifie que les lois de distribution des variables aléatoires constituant la fonction aléatoire sont toutes identiques. Cette hypothèse reste cependant un cas théorique très contraignant car elle suppose l'invariance dans l'espace de l'ensemble des caractéristiques et des lois de la FA. Comme on le verra par la suite, il est possible d'alléger l'hypothèse de stationnarité de telle sorte de ne plus se soucier du comportement de la loi spatiale et de se préoccuper uniquement de la stationnarité des deux premiers moments de la FA Z .

L'ergodicité

L'ergodicité peut s'exprimer de la manière suivante. Soit une FA Z définie dans le domaine D :

$$\lim_{D \rightarrow \infty} \frac{1}{D} \int_D Z(x) dx = E\{Z\}$$

L'ergodicité est une propriété accordée à la FA qui constitue la deuxième hypothèse nécessaire à l'inférence statistique du modèle. Alors que la stationnarité signifie que *tout se passe de la même façon dans toutes les régions de l'espace*, l'ergodicité signifie que *lorsque les domaines sont de plus en plus grands, les moyennes spatiales convergent vers l'espérance mathématique* (Chauvet, 1999). Cette propriété permet donc de faire le lien entre la loi spatiale de la FA et la structure de ses réalisations et d'inférer les moments de la FA à partir d'une réalisation unique (Emery, 2001) et en particulier l'espérance de la FA par la moyenne spatiale.

L'ergodicité n'est pas une propriété comme la stationnarité que l'on peut contrôler a priori à partir des données expérimentales car c'est une notion stochastique qui n'a pas de sens au niveau de la variable régionalisée. Elle peut être cependant validée a posteriori après que le modèle ait été inféré et ses paramètres spécifiés, opération rarement mise en pratique (Lantuéjoul, 1990). En général, quand on parle de FA stationnaire, sans le mentionner on sous-entend qu'elle est également ergodique mais en toute rigueur, la stationnarité n'implique pas forcément l'ergodicité.

Les outils structuraux

La variable régionalisée qui décrit un phénomène naturel déployé dans un champ géographique tel la densité de poulpes est une fonction complexe qu'il serait illusoire d'espérer formaliser mathématiquement. Pour la décrire, on a recours à des statistiques qui synthétisent l'information. Les outils de la statistique descriptive comme l'histogramme, la moyenne et la variance décrivent la variable globalement, tandis que les statistiques qui mettent en jeu au minimum deux points différents sont fournies par la géostatistique, comme la fonction de covariance, le variogramme et le covariogramme transitif. Ce sont des outils structuraux qui permettent de décrire et modéliser les interactions spatiales de la variable régionalisée. Ils mesurent en quelque sorte le degré de parenté ou de dissemblance spatiale entre deux valeurs prises par la densité de poulpes en fonction de la distance qui les sépare. En intrinsèque, ces fonctions théoriques représentent des moments d'ordre 2 de la fonction aléatoire mais peuvent également être exprimées sous la forme d'une régionale déterministe (le variogramme régional ou le covariogramme régional) dont l'estimateur est une approximation discrète faite à partir des valeurs expérimentales (variogramme expérimental). Ce dernier sert également à ajuster le modèle spatial théorique censé représenter la FA. En transitif, sans la dimension probabiliste, l'outil structural est une fonction déterministe qui est une grandeur régionale qu'on estime par une approximation expérimentale.

Quand utiliser la géostatistique pour une estimation globale ?

Lorsque les données sont spatialement corrélées, telles les densités de poissons, ou que les points de prélèvement ne sont pas indépendants, comme c'est souvent le cas dans les campagnes d'échantillonnage des ressources halieutiques, la géostatistique apparaît comme l'outil naturel. La statistique classique suppose que les observations sont indépendantes et identiquement distribuées. Or lorsque la régionalisation est spatialement structurée, la condition d'indépendance n'est plus valable.

1.3.2. Le schéma intrinsèque

Le schéma intrinsèque comprend plusieurs cas de figure de stationnarité relative à la FA. On présente ici les modèles : stationnaire d'ordre 2, intrinsèque et quasi-intrinsèque.

1.3.2.1. Le modèle stationnaire d'ordre 2

Définition

On considère la densité de poulpes, une régionalisation $z(x)$, comme une réalisation de la FA $Z(x)$ stationnaire d'ordre 2 et de champ A . Les deux premiers moments de la FA $Z(x)$, c'est-à-dire l'espérance et la variance *a priori*, existent et sont invariantes par translation. Elle possède également deux autres moments d'ordre 2, la covariance et le variogramme qui ne dépendent que du vecteur h entre points d'appui.

$$E\{Z(x)\} = m$$

$$Var\{Z(x)\} = \sigma^2$$

$$Cov\{Z(x+h), Z(x)\} = C(h)$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} Var\{Z(x+h) - Z(x)\}$$

Un modèle de FA stationnaire d'ordre 2 décrit un phénomène régionalisé qui fluctue autour d'une moyenne constante dans l'espace dans un intervalle restreint, i.e. qu'il ne s'écarte pas trop longtemps ni trop loin de la moyenne.

La fonction de covariance et le variogramme associés à la FA sont des outils structuraux qui décrivent les interactions spatiales de la FA. Ils formalisent la structure spatiale de la FA (modèle spatial). On présente ci-dessous quelques propriétés de la fonction de covariance. Le variogramme sera présenté dans le cadre du modèle strictement intrinsèque.

Propriétés du modèle spatial : la fonction de covariance

La covariance associée à une FA stationnaire d'ordre 2 $Z(x)$ présente les propriétés suivantes :

- $C(h) = E\{(Z(x+h) - m)(Z(x) - m)\} = E\{Z(x+h)Z(x)\} - m^2$
- $C(0) = Var\{Z(x)\} = \sigma^2$: la variance *a priori*
- $C(h) = C(-h)$
- $|C(h)| \leq C(0)$: inégalité de Cauchy-Schwarz
- Par définition : $Var\left\{\sum_{i=1}^k \lambda_i Z(x_i)\right\} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \lambda_i \lambda_j C(x_i - x_j)$. Pour assurer la positivité de la variance de toute les combinaisons linéaires possibles de $Z(x)$, $C(h)$ doit être une fonction de type positif.
- $C(h) = C(0) - \gamma(h)$

Cette dernière relation d'équivalence entre la covariance et le variogramme n'est valable que dans un schéma stationnaire. Elle est très importante car elle permet de travailler indifféremment avec le variogramme ou la covariance. En pratique, la fonction de covariance est rarement utilisée dans la mesure où généralement les variables régionalisées étudiées et en particulier les densités de poissons ne permettent pas de travailler sur des FA stationnaires d'ordre 2.

Si toutefois la FA est stationnaire, l'estimateur discret de la fonction de covariance est la covariance expérimentale :

$$\widehat{C}(h) = \frac{1}{N_h} \sum_1^{N_h} [z(x_i + h) - \bar{z}][z(x_i) - \bar{z}]$$

Avec :

$$\bar{z} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z(x_i), \text{ l'estimateur de l'espérance de } Z(x);$$

n le nombre d'observations dans le champ A et N_h le nombre de paires de points distants de h appartenant à $|A \cap A_{-h}|$, avec A_{-h} le translaté de A de h .

La covariance expérimentale $\widehat{C}(h)$ est un estimateur biaisé car elle remplace l'espérance (m) par la moyenne expérimentale (\bar{z}). Le biais sera d'autant plus important que le nombre de points est réduit. Cet estimateur présente également le problème de confronter dans son calcul $z(x+h)$ à une moyenne expérimentale \bar{z} fixée constante et non calculée sur $|A \cap A_{-h}|$, ce qui conduit certains à le désigner comme un calcul « ergodique ».

1.3.2.2. Le modèle intrinsèque

Définition

On considère la densité de poulpes, une régionalisation $z(x)$, comme une réalisation de la FA $Z(x)$ intrinsèque de champ A . la FA se caractérise par des accroissements de moyenne nulle et de variance stationnaire :

$$E\{Z(x+h) - Z(x)\} = 0$$

$$\text{var}\{Z(x+h) - Z(x)\} = 2\gamma(h)$$

La variance des accroissements ne dépend que de la distance h . Le modèle intrinsèque se justifie lorsque le phénomène régionalisé présente une capacité de dispersion infinie et que la variance augmente au fur et à mesure qu'on élargit le champ, car les conditions de stationnarité d'ordre 2 ne sont plus acceptables pour la FA représentant le phénomène (variance et covariance ne sont pas définies). On envisage alors des conditions moins restrictives correspondantes à la stationnarité intrinsèque. Le modèle intrinsèque est donc un élargissement du cadre stationnaire. Une fonction aléatoire stationnaire est toujours intrinsèque mais pas l'inverse. Une fonction aléatoire est dite strictement intrinsèque lorsque le variogramme n'est pas borné et que la covariance n'existe pas. Les FA intrinsèques et leurs variogrammes associés permettent de prendre en compte des processus plus généraux que les FA stationnaires et leurs covariances associées.

Propriétés du variogramme

Si on se place maintenant dans le cadre d'une FA intrinsèque $Z(x)$ et qu'on considère la densité de poulpes $z(x)$ comme une réalisation de $Z(x)$, il existe une fonction désignée par le variogramme telle que :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \text{Var}\{Z(x) - Z(x+h)\} = \frac{1}{2} E\{(Z(x) - Z(x+h))^2\}$$

Le variogramme présente les propriétés suivantes :

- $\gamma(h) = \gamma(-h)$
- $\gamma(0) = 0$
- $\gamma(h) \geq 0$
- $\lim_{|h \rightarrow \infty} \frac{\gamma(h)}{|h|^2} = 0$: le variogramme est borné et croît moins vite qu'une parabole.
- Pour toute combinaison linéaire autorisée ($\sum_i \lambda_i Z(x_i)$ telle que $\sum_i \lambda_i = 0$), on a :

$$\text{var} \left\{ \sum_{i=1}^k \lambda_i Z(x_i) \right\} = - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i - x_j).$$

Pour assurer la positivité de la variance de toutes les combinaisons linéaires autorisées, $\gamma(h)$ doit être une fonction de type négatif conditionnel.

Dans la pratique, l'estimation du variogramme théorique se fait par un ajustement du variogramme expérimental qui est estimé, dans le cas d'une FA intrinsèque sans dérive, par :

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2} \frac{1}{N_h} \sum_1^{N_h} [z(x_i + h) - z(x_i)]^2$$

Le variogramme expérimental est une approximation discrète du variogramme régional :

$$\gamma_r(h) = \frac{1}{2} \frac{1}{K(h)} \int_{A \cap A_{-h}} (z(x+h) - z(x))^2 dx$$

où A_{-h} est le translaté de A par $-h$ et $K(h)$ est l'aire correspondant à l'intersection de A et A_{-h} .

Le variogramme expérimental est étroitement lié à la variance expérimentale, qu'il est possible de reformuler en termes d'écart au carré des paires de points expérimentaux :

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[z(x_i) - \frac{\sum_{j=1}^n z(x_j)}{n} \right]^2 = \frac{1}{2n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [z(x_i) - z(x_j)]^2$$

La variance apparaît alors comme la moyenne de l'ensemble des valeurs prises par le variogramme, ce qui est logique dans la mesure où ce dernier décompose la variance expérimentale totale selon les directions et les classes de distance pour décrire la structure spatiale du phénomène étudié en termes de variabilité spatiale.

D'un point de vue théorique, le variogramme régional est une fonction déterministe et une grandeur objective (régionale). Il décrit de manière exhaustive la structure spatiale de la densité $z(x)$ dans le champ A , indépendamment de l'interprétation probabiliste. Il mesure la dissemblance entre les densités prises par deux points distants de h , à l'inverse de la fonction de covariance qui mesure plutôt le degré de parenté entre eux. Dans le cadre stationnaire, comme l'indique la formule d'équivalence, le variogramme et la covariance ont une forme inverse (Figure 8). Le variogramme évolue entre 0 et le palier. Ce dernier, égal à la variance théorique (variance *a priori*) de la fonction aléatoire $Z(x)$, est atteint lorsque les points sont séparés par une distance supérieure ou égale à la portée. Au-delà de cette distance limite, les points ne sont plus corrélés et le variogramme se stabilise.

Lorsque la densité suit un modèle de fonction aléatoire strictement intrinsèque, c'est-à-dire qu'elle n'est pas stationnaire d'ordre 2, le variogramme ne présente ni palier ni portée car la variance *a priori* est infinie et la fonction de covariance n'existe pas.

Le variogramme présenté à titre d'exemple (Figure 8, p. 19) est isotrope c'est-à-dire qu'il est identique pour toutes les directions. Lorsqu'il dépend de la direction du vecteur h séparant les paires de points, on dit qu'il est anisotrope, caractérisant des densités qui s'étendent davantage ou varient différemment en fonction de la direction.

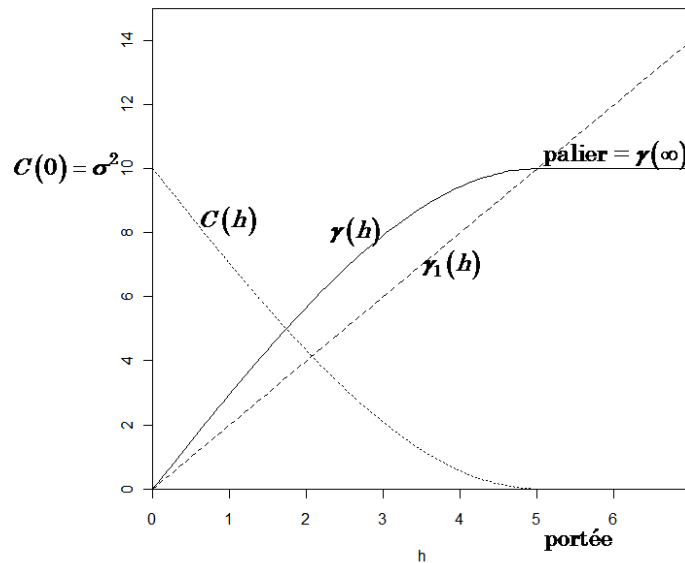


Figure 8 : Représentation schématique du variogramme et de la fonction de covariance théoriques

Compte tenu de la relation entre la variance expérimentale, la variance *a priori* et le variogramme, la variance expérimentale n'est pas forcément égale à la variance *a priori*. Dans le cas d'une structure isotrope, on pourra le constater :

- Lorsque la FA est strictement intrinsèque et que la variance *a priori* est infinie.
- Lorsque la portée du variogramme est grande par rapport au champ, la variance expérimentale qui est la moyenne des points du variogramme est forcément positionnée en dessous du palier, car de nombreux points du variogramme seront bien en dessous du palier.

Lorsque la variance *a priori* est finie comme pour une FA stationnaire, elle peut être égale à la variance expérimentale dans le cas d'une structure isotrope si la portée de celle-ci est suffisamment petite par rapport au champ.

1.3.2.3. Les modèles quasi-stationnaire et quasi-intrinsèque

La quasi-stationnarité est primordiale car elle permet d'affaiblir les conditions de stationnarité pour les rendre plus en adéquation avec la réalité physique ou biologique des phénomènes étudiés, élargissant ainsi le champ d'application des modèles probabilistes intrinsèques.

La quasi-stationnarité consiste à réduire la portée de la stationnarité des deux premiers moments à une échelle locale suffisamment réduite équivalente à la maille d'échantillonnage ou éventuellement à un domaine un peu plus grand. L'inférence du modèle spatial n'est théoriquement acceptable qu'à l'échelle locale. Dans certaines conditions d'échantillonnage (SR ou SASG), cette hypothèse n'est pas trop contraignante dans la mesure où la variance d'estimation globale dépend majoritairement du comportement du variogramme aux distances inférieures à la maille d'échantillonnage (Chap. 2.2). Matheron (1970, p. 97-100) a démontré que le caractère quasi-stationnaire pouvait constituer l'hypothèse minimale requise pour l'estimation globale, intrinsèque, pourvu que la FA ne soit pas dérivable en moyenne quadratique c'est à dire trop régulière à petite échelle.

Pour cela, on exprime la FA $Z(x)$ en fonction d'une dérive lentement variable $m(x)$ qui est peut être considérée comme constante à l'échelle locale (au voisinage d'une maille élémentaire) et d'une FA stationnaire $Y(x)$ à l'échelle globale pondérée par $w(x)$ un facteur de proportionnalité (effet proportionnel) également lentement variable à l'échelle globale mais constant à l'échelle locale :

$$Z(x) = m(x) + w(x)Y(x)$$

$$\text{Avec, } E\{Y(x)\} = 0$$

$Z(x)$ est donc localement stationnaire de moyenne $E\{Z(x)\} = m(x)$ et de covariance (Chap. 2.2) : $C(x, y) = w(x)w(y)C_0(x - y)$ avec $C_0(x - y)$ la covariance stationnaire de $Y(x)$.

De la même manière, on pourrait construire un modèle de FA quasi-intrinsèque où le variogramme est localement stationnaire et ne se déformant que lentement dans l'espace (Matheron, 1970). Ce qui constituerait l'hypothèse minimaliste à respecter pour résoudre le problème d'estimation globale.

L'examen d'une série de données de densités de poulpes a montré l'inadéquation de l'hypothèse de stationnarité, ce qui est généralement le cas pour de nombreuses régionalisations. Par contre, comme l'indique Petitgas (1991, p. 25), la stationnarité locale est physiquement acceptable signifiant que *le poisson présente le même processus de structuration à l'échelle de petits domaines spatiaux, n'importe où dans le champ*. Ce que l'on pourrait éventuellement considérer être le cas pour la densité de poulpes.

1.3.2.4. Remarques sur la dimension probabiliste de l'approche intrinsèque

On pourrait s'interroger sur la pertinence d'interpréter un phénomène unique (l'état du stock de poulpes à un moment donné) comme une réalisation d'un phénomène aléatoire modélisé par une FA. Mesurer une abondance de poisson et la doter d'une probabilité est certes utile pour le gestionnaire qui accorderait au résultat d'autant plus de confiance que sa probabilité est grande mais il n'en reste pas moins que cette démarche n'est pas des plus évidentes. L'emploi des probabilités se justifie habituellement lorsqu'il est possible de répéter l'expérience (tirage) un certain nombre de fois. Mais quel sens donner à la probabilité d'un tirage unique qui ne peut être reproduit et par conséquent, ne peut être ni vérifié ni falsifié ?

De ces questions qui ont fait l'objet d'un essai de Matheron (1978), on retiendra que le recours aux probabilités se justifie comme moyen intermédiaire calculatoire et conventionnel puissant mettant à disposition les outils mathématiques de la théorie des probabilités. Certains principes directeurs doivent être toutefois respectés comme celui de la reconstruction opératoire qui consiste à reformuler les résultats issus d'un modèle probabiliste en termes objectifs et concrets en accord avec la réalité physique.

Matheron définit l'objectivité d'un résultat, d'un concept ou d'un paramètre par leur capacité à être formulés en termes de régionales. Celles-ci sont par définition des grandeurs dont on aurait la valeur si on connaissait la réalité de manière exhaustive. La moyenne ou l'abondance totale sont des régionales, donc des concepts objectifs. L'objectivité qui est en question ici est dite interne, en opposition à l'objectivité externe qui signifie que malgré le caractère unique des phénomènes régionalisés, ils peuvent appartenir à des classes de phénomènes ayant des similarités statistiques et spatiales pour faire l'objet d'une méthodologie spécifique (Matheron, 1978).

Finalement, la stationnarité constitue une condition clé de l'utilisation opérationnelle du modèle intrinsèque, car elle permet de s'affranchir de la répétition temporelle grâce à la répétition spatiale. C'est un exemple de concept non objectif car en dépit d'une connaissance intégrale de la variable $z(x)$, la stationnarité dépendra également du domaine et de l'échelle d'observation. Néanmoins, comme c'est une hypothèse de validité d'une « manipulation » calculatoire intermédiaire et conventionnelle, son objectivité n'est pas indispensable du moment qu'elle est décidée en cohérence avec les observations empiriques.

1.3.3. La représentation transitive

1.3.3.1. Définition et hypothèses

Contrairement aux modèles intrinsèques, la représentation transitive est une approche purement déterministe. Elle consiste à modéliser la structure spatiale de la régionalisation directement à partir des observations. Pour qu'on puisse travailler en représentation transitive, la principale condition méthodologique est que le réseau d'échantillonnage couvre entièrement le champ de la régionalisation.

1.3.3.2. Le covariogramme transitif

En représentations transitives, on travaille avec le covariogramme transitif. C'est une grandeur régionale objective car sa valeur exacte serait mesurable si la variable régionalisée était connue de manière exhaustive.

Soit la densité de poulpes, une régionalisation $z(x)$ distribuée dans un espace à deux dimensions. Le covariogramme transitif $g(h)$ qui lui est associé est une fonction déterministe égale à :

$$g(h) = \int z(x)z(x+h)dx$$

Comme la densité de poulpe $z(x)$ est une variable positive, $g(h)$ est une fonction positive et même strictement positive pour des distances inférieures au diamètre du champ A dans la direction de calcul pour lequel les valeurs $z(x)$ sont non nulles :

$$g(h) \geq 0 \quad \text{si} \quad z(x) \geq 0$$

Le covariogramme transitif est une fonction symétrique, positive, globalement décroissante et bornée entre zéro et $g(0)$ qui est la somme intégrale dans l'espace du carré de la variable :

- $\forall h \in \mathbb{R}^2, g(h) = g(-h)$
- Selon l'inégalité de Cauchy-Schwartz : $\forall h \neq 0, g(h) < g(0)$
- $g(0) = \int z(x)^2 dx$
- $\int g(h)dh = Q^2$ avec $Q = \int z(x)dx$ (abondance)
- $\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \lambda_i \lambda_j g(x_i - x_j) \geq 0$, pour tout entier $k > 0$ et réels $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$: le covariogramme transitif est une fonction de *type positif*. Notons que cette propriété est difficile à vérifier pour une fonction quelconque et il est recommandé de se limiter aux fonctions conventionnelles (théoriques) que l'on sait déjà de type positif pour s'assurer de la cohérence des résultats, notamment de la positivité de la variance d'estimation.

Alors que le covariogramme transitif réel (exact) présente de nombreuses irrégularités le long de sa tendance décroissante, le modèle théorique est par construction régulier et continu (Figure 9, p. 22) sauf au niveau de deux points de discontinuité, situés au voisinage de 0 et de la portée a . La portée est la distance suivant laquelle le covariogramme devient nul (Figure 9). Elle correspond à la limite du champ de la variable régionalisée dans la direction où le covariogramme est calculé. Pour la densité de poulpes, elle indique les limites de distribution du stock. C'est un paramètre doté d'un caractère purement géométrique, contrairement au cadre intrinsèque où la portée renferme une signification propre à la régionalisation.

Au voisinage de 0, le comportement de $g(h)$ découle directement des propriétés de continuité de la densité. Il décrit sa structure à très petite échelle, incluant toute la variabilité liée aux distances inférieures au support d'observation. Bez and Rivoirard (2001) ont d'ailleurs proposé de l'interpréter comme un descripteur du niveau d'agrégation (Chap. 3.2.1). Le niveau de discontinuité est représenté par l'effet de pépité.

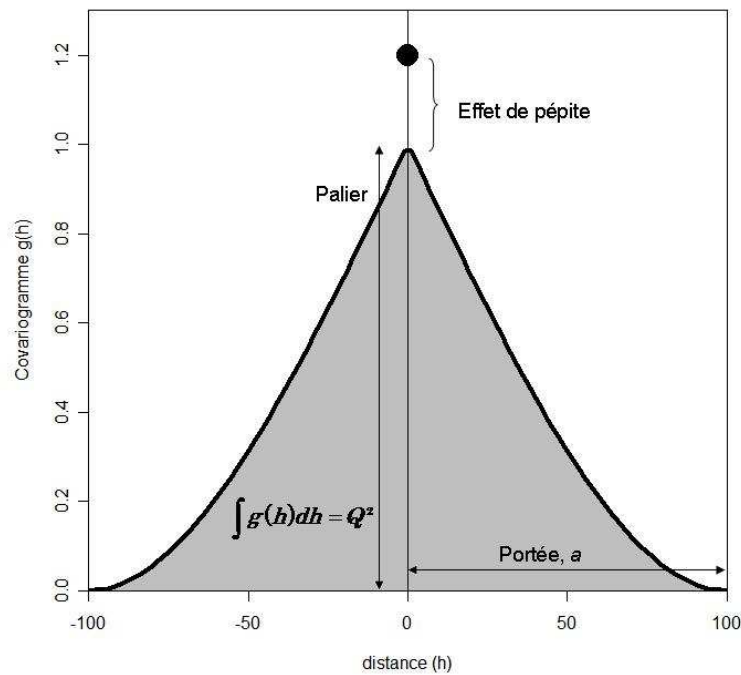


Figure 9 : Exemple de covariogramme théorique, modèle sphérique + effet de pépite.

Finalement, le modèle théorique du covariogramme transif constitue une représentation simplifiée du covariogramme transif vrai auquel il n'est pas possible d'accéder. Cette version simplifiée peut être considérée comme la moyenne de toutes les structures expérimentales possibles. Interprétation lourde de sens, car si au départ le covariogramme a une signification purement géométrique, l'interprétation du modèle comme une moyenne constitue *un équivalent camouflé d'un passage à l'espérance mathématique* (Matheron, 1970) et un lien vers l'approche probabiliste. D'ailleurs, les méthodes d'approximation des variances d'estimation sont très instructives à ce niveau car elles présentent beaucoup de similitudes entre les deux approches, montrant ainsi la proximité des deux approches.

1.3.3.3. Le covariogramme géométrique

Alors que le covariogramme transif décrit la structure spatiale de la densité de poulpes combinée aux caractéristiques géométriques de son champ de répartition, le covariogramme géométrique $K(h)$ décrit exclusivement la géométrie du champ de la densité dont il offre une mesure exacte de la surface. En d'autres termes, c'est le covariogramme transif de l'indicatrice de présence/absence du poulpe.

$$K(h) = \int k(x)k(x+h)$$

Avec $k(x)$ l'indicatrice de $z(x)$: $k(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \notin A \\ 1 & \text{si } x \in A \end{cases}$

Sachant que : $k(x)k(x+h) = \begin{cases} 1 & \text{si } x \in A \cap A_{-h} \\ 0 & \text{si } x \notin A \cap A_{-h} \end{cases}$

$$\text{Alors : } K(h) = \int k(x)k(x+h) = |A \cap A_{-h}|$$

Le covariogramme géométrique mesure la surface de l'intersection du champ A avec son translaté par $-h$. De ce fait, il caractérise la structure du contour géométrique de A . Comme le covariogramme transif, le covariogramme géométrique a les propriétés suivantes :

$$K(h) = K(-h)$$

$$|A| = K(0)$$

$$|A|^2 = \int K(h)dh$$

1.3.4. La covariance non centrée : lien entre le transitif et l'intrinsèque

La covariance non centrée est un outil structural qui présente l'avantage de faire le lien entre la fonction de covariance et le covariogramme et de servir d'outil pour tester la dépendance au champ de la variable régionalisée (Bez, 1997 ; Emery, 2001). Nous appliquerons ce test à la densité de poulpes (Chap. 1.4.1).

Soit un modèle de FA $Z(x)$ stationnaire décrivant la densité de poulpe $z(x)$. On désigne sa covariance non centrée par :

$$C_{nc}(h) = E[Z(x+h)Z(x)]$$

Puisque la FA $Z(x)$ est le fruit d'un processus stationnaire et ergodique, $C_{nc}(h)$ se stabilise autour d'un palier égal au carré de l'espérance de Z , m^2 .

Plaçons-nous dans la situation où l'on connaît la régionalisation $z(x)$ de manière exhaustive. L'estimateur de $C_{nc}(h)$, désigné par la covariance non centrée régionale $\hat{c}_{nc}(h)$, est la moyenne spatiale du produit des densités de poulpes :

$$\hat{c}_{nc}(h) = \frac{1}{|A \cap A_{-h}|} \int_{A \cap A_{-h}} z(x+h)z(x)dx$$

Si on étend le domaine à tout l'espace en y ajoutant des zéros, dans l'hypothèse où l'on a couvert l'intégralité du champ A , comme lorsqu'on est en transitif, la covariance non centrée régionale devient égale à :

$$\hat{c}_{nc}(h) = \frac{\int z(x+h)z(x)dx}{K(h)} = \frac{g(h)}{K(h)}$$

Comme elle est calculée à partir d'une réalisation de la FA $Z(x)$, $\hat{c}_{nc}(h)$ constitue une réalisation d'une variable aléatoire $\hat{C}_{nc}(h)$ dont l'espérance est égale à : $E\{\hat{C}_{nc}(h)\} = C_{nc}(h)$, ce qui nous autorise à considérer $\hat{c}_{nc}(h)$ comme un estimateur de la covariance non centrée théorique $C_{nc}(h)$ (Bez 1997 ; Emery, 2001).

Maintenant qu'on a pu établir une équivalence entre la covariance non centrée régionale et la covariance non centrée théorique, on se replace dans le cadre expérimental (discret). La covariance non centrée théorique peut être approximée expérimentalement à partir du quotient du covariogramme transitif par le covariogramme géométrique qui, sous réserve de stationnarité et d'ergodicité, devrait se stabiliser autour d'un palier égal à m^2 dans les grandes distances. Ainsi, La covariance non centrée régionale peut donc constituer un moyen de tester la validité de l'hypothèse de stationnarité et la pertinence d'utiliser l'approche intrinsèque.

Par ailleurs, si on interprète la stabilité aux grandes distances du quotient $g(h)/K(h)$ comme étant le signe d'une proportionnalité entre ces deux grandeurs, sachant que le comportement de $K(h)$ dépend uniquement de la géométrie du champ, cela implique que le comportement de $g(h)$ l'est également. C'est-à-dire qu'il est indépendant des valeurs prises par $z(x)$ pour h grand. Ce qui signifierait l'absence de l'effet de bord et l'indépendance de la densité de poulpes par rapport au champ. Ceci est logique car la covariance atteint son palier lorsque les densités ne sont plus corrélées et qu'elles n'ont plus d'influence entre elles. Le covariogramme, qui décrit simultanément la variabilité « intrinsèque » aux densités avec celle de la géométrie du champ, ne contient en lui à ce stade (lorsque la covariance atteint son palier) plus que la variabilité liée au champ.

Au regard de cette interprétation (Emery, 2001), la covariance non centrée régionale permet également de contrôler l'indépendance de la densité de poulpes par rapport au champ ainsi que l'effet de bord.

1.3.5. Le changement de support

Lorsqu'on procède à une campagne d'échantillonnage, la taille des prélèvements et la dimension topologique dans laquelle on travaille influencent les caractéristiques statistiques et spatiales des données expérimentales. Le support géométrique est l'équivalent de l'unité d'échantillonnage de la statistique classique. Il peut être un point ($dim = 0$), une ligne ($dim = 1$), une surface ($dim = 2$) ou un volume ($dim = 3$). Sa taille et sa forme agissent sur les valeurs expérimentales et notamment sur leur distribution. Plus le support est petit, plus on a de chances de rencontrer des valeurs extrêmes et dispersées. Dans le cas contraire, plus le support est grand plus les valeurs sont regroupées autour d'une valeur moyenne. Le changement de support, comme passer de prélèvements ponctuels à des prélèvements par cellules ou par blocs, entraîne une chute de variance et constitue le processus de régularisation. L'intérêt de la géostatistique est qu'elle tient compte de ces aspects dans les différents calculs d'estimation. On rappelle les formules de régularisation dans le cadre d'une représentation transitive ou d'un schéma intrinsèque. Comme l'échantillonnage a subi un changement de support durant une période de 3 ans, nous allons évaluer les conséquences sur les structures spatiales afin de prendre en compte ce changement de support dans le calcul de la variance d'estimation. Cette opération a été faite uniquement dans le cadre transitif.

1.3.5.1. Formalisme mathématique

Cas d'une représentation transitive

La régularisation s'opère lorsqu'on augmente la taille ou la dimension topologique du support. On devine bien que, derrière ce changement de support, il y a une opération d'intégration spatiale à l'échelle du nouveau support. Soit $z(x)$ la densité de poulpes, une variable à support ponctuel. On obtient par régularisation la densité moyenne du nouvel échantillon (ou support) v prélevé au point x , de la manière suivante :

$$z_v(x) = \frac{1}{|v|} \int_v z(x+h) dh$$

On peut également calculer le covariogramme transitif $g_v(h)$ de la nouvelle variable $z_v(x)$ qui bien sûr change par rapport à celui de la variable régionalisée de support ponctuel. Matheron (1965, p. 27-28) montre que $g_v(h)$ représente la valeur moyenne du covariogramme $g(h)$ lorsque les deux extrémités de h parcourent deux volumes v_1 et v_2 égaux à v :

$$g_v(h) = \frac{1}{v^2} \int_{v_1} \int_{v_2} g(u_1 - u_2) du_1 du_2$$

En appliquant la formule de Gauchy (Chilès and Delfiner, 1999), il vient :

$$g_v(h) = \frac{1}{v^2} \int g(u+h) K(u) du \text{ où } K(h) \text{ est le covariogramme géométrique de } v.$$

On a en particulier $g_v(0) = \frac{1}{v^2} \int g(h) K(h) dh$ qui représente la valeur moyenne du covariogramme $g(h)$ lorsque les deux extrémités de h balayent, chacune pour leur compte, le volume v .

Comme $g(h)$ est toujours inférieur à $g(0)$, il en découle deux résultats importants : $g_v(0) \leq g(0)$ et surtout la réduction de la variance $Var\{z_v(x)\} \leq Var\{z(x)\}$ (Bez, 1997).

Cas d'un schéma intrinsèque

Plaçons-nous maintenant dans le cadre d'une FA stationnaire $Z(x)$ de support ponctuel et v le nouveau support inclus dans le champ A . Par définition, on a :

$$Z(v) = \frac{1}{|v|} \int_v Z(x) dx$$

$Z(v)$ est la régularisée de $Z(x)$ sur le support v . Comme en transitif, le changement de support laisse l'espérance inchangée et entraîne des changements de variance, de covariance et de variogramme.

On montre :

$$\text{Var}\{Z(v)\} = \frac{1}{|v|^2} \iint_v C(x-y) dx dy$$

$$\text{Var}\{Z(v)\} = \bar{C}(v, v)$$

L'effet de support (les valeurs régularisées sont moins dispersées que les valeurs ponctuelles) est alors facilement mis en évidence :

$$\begin{cases} \text{Var}[Z(x)] = C(0) \\ |C(x-y)| \leq C(0) \end{cases} \Rightarrow \text{Var}[Z(v)] \leq \text{Var}[Z(x)]$$

Sachant que v_h est le translaté de v par h , on montre également que la covariance de la régularisée est :

$$C_v(h) = \frac{1}{|v|^2} \iint_{v, v_h} C(x-y) dx dy$$

$$C_v(h) = \bar{C}(v, v_h)$$

Et que le variogramme est :

$$\gamma_v(h) = \frac{1}{|v|^2} \iint_{v, v_h} \gamma(x-y) dx dy - \frac{1}{|v|^2} \iint_v \gamma(x-y) dx dy$$

$$\gamma_v(h) = \bar{\gamma}(v, v_h) - \bar{\gamma}(v, v)$$

Où $\bar{C}(v, v_h)$ et $\bar{\gamma}(v, v_h)$ sont les valeurs moyennes respectivement de la covariance et du variogramme lorsque chaque extrémité de h parcourt v et v_h .

Quand h est grand par rapport à la taille de v , $\bar{\gamma}(v, v_h)$ est approximativement égal à $\gamma(h)$, ce qui conduit à :

$$\gamma_v(h) = \gamma(h) - \bar{\gamma}(v, v)$$

Cette expression implique que lorsque la structure du support ponctuel contient un effet de pépite, la régularisation entraîne forcément la perte de l'effet de pépite.

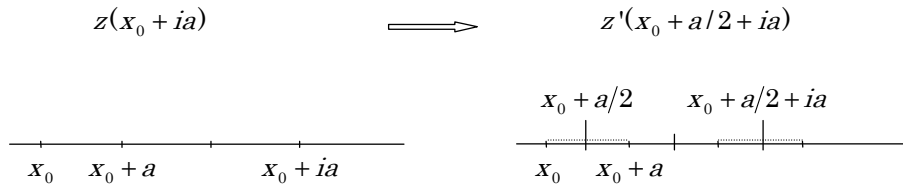
1.3.5.2. Effet du changement de support sur les densités de poulpes

Le support géométrique d'échantillonnage des densités de poulpes est la surface. Il est particulièrement adéquat pour le poulpe car c'est une espèce benthique. Pour le calmar qui est au contraire une espèce semi-pélagique, son échantillonnage devrait être effectué par un support volumique (volume d'eau balayé par le chalut).

Sachant que la taille du support (de l'ordre de 0.01 n.mi.²) est extrêmement petite par rapport aux dimensions du champ (14000 n.mi.²) et surtout par rapport à la portée de la structure spatiale de la densité de poulpes, on peut assimiler le support d'échantillonnage à un support ponctuel.

Entre 1998 et 2000, le support d'échantillonnage a été réduit de moitié dans le but de gagner du temps sur le chalutage et d'augmenter le nombre d'échantillons, passant d'un trait d'une durée de 30 minutes à un trait d'environ 15 minutes. Ce changement de support n'est pas tout à fait classique dans le sens géostatistique car, bien qu'il y ait une réduction de moitié de la taille du support, les deux supports restent tous deux extrêmement petits par rapport aux dimensions de la portée et ils peuvent tous deux être assimilés à des supports ponctuels. Cependant, on se doute bien que les histogrammes expérimentaux et surtout les structures spatiales ne seront pas identiques selon le support. En prenant un exemple simple à 1D (Bez, comm. Pers.), on modélise l'effet d'un doublement du support qu'on tentera d'appliquer au cas présent, dans le cadre d'une représentation transitive.

On part d'une variable régionalisée $z(x)$ échantillonnée à pas régulier (a) sur une ligne. Doubler la taille du support reviendrait à mesurer une nouvelle variable $z'(x)$ dont les positions sont médianes et les valeurs sont les moyennes des valeurs voisines (moyenne mobile). On passe d'un support de a à un support de $2a$



Vérifions tout d'abord que la nouvelle variable régularisée estime la même abondance :

$$\begin{aligned} Q' &= a \sum_i z'(x_0 + a/2 + ia) = a \sum_i \frac{z(x_0 + ia) + z(x_0 + ia + a)}{2} \\ &= \frac{a \sum_i z(x_0 + ia) + a \sum_i z(x_0 + ia + a)}{2} = \frac{Q + Q}{2} = Q \end{aligned}$$

Voyons l'expression du covariogramme $g'(h)$ de la variable régularisée $z(x)$:

$$\begin{aligned} g'(ka) &= a \sum_i z'(x_0 + a/2 + ia) \cdot z'(x_0 + a/2 + ia + ka) \\ &= a \sum_i \frac{z(x_0 + ia) + z(x_0 + ia + a)}{2} \cdot \frac{z(x_0 + ia + ka) + z(x_0 + ia + a + ka)}{2} \\ &= \frac{1}{4} \left[\begin{aligned} &a \sum_i z(x_0 + ia) \cdot z(x_0 + ia + ka) + \\ &a \sum_i z(x_0 + ia + a) \cdot z(x_0 + ia + a + ka) + \\ &a \sum_i z(x_0 + ia) \cdot z(x_0 + ia + a + ka) + \\ &a \sum_i z(x_0 + ia + a) \cdot z(x_0 + ia + ka) \end{aligned} \right] \\ &= \frac{1}{4} [g(ka) + g(ka) + g(ka + a) + g(ka - a)] \\ g'(ka) &= \frac{g(ka)}{2} + \frac{g(ka + a) + g(ka - a)}{4} \end{aligned}$$

Comme on le verra un peu plus tard, la variance d'estimation dépend uniquement du comportement du covariogramme au voisinage de zéro. Il est donc important pour nous de trouver une équivalence entre $g'(0)$ et $g(0)$.

$$g'(0) = \frac{g(0) + g(a)}{2}$$

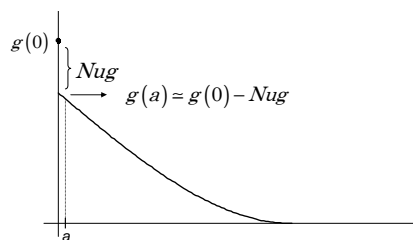
Or si le support initial a est très petit par rapport à la portée comme c'est le cas (quasi ponctuel) et que le covariogramme transitif comporte une composante pépitique non nulle : $\begin{cases} a \ll \text{portée} \\ \text{Nug} > 0 \end{cases}$

Alors :

$$g(a) \approx g(0) - \text{Nug}$$

Et :

$$g'(0) = g(0) - \frac{\text{Nug}}{2}$$



Le covariogramme régularisé se voit réduire son effet de pépite de moitié par rapport au covariogramme d'origine. Afin de standardiser les résultats de la variance d'estimation, on corrigera le covariogramme de la période où le support était divisé par deux en diminuant son effet de pépite de moitié.

1.4. Confrontation des modèles aux données

1.4.1. Peut-on représenter la densité de poulpes par une FA stationnaire ?

Recourir à un modèle intrinsèque pour l'estimation globale du stock de poulpes revient à considérer la densité comme une réalisation d'une FA stationnaire dont il est nécessaire de vérifier les conditions de stationnarité. Selon qu'on utilise l'information d'une seule ou de plusieurs campagnes, l'analyse de la stationnarité suppose deux démarches différentes.

L'utilisation de plusieurs campagnes consiste à les considérer comme des réalisations d'une même FA dont on estimera les deux premiers moments par la moyenne et la variance expérimentales calculées dans le temps. La distribution spatiale de ces dernières (cartes des moyennes et variances en chaque point) offre une image immédiate de la stationnarité. L'intérêt de ce modèle spatio-temporel est de se baser sur plusieurs réalisations de la FA pour en contrôler la stationnarité et d'intégrer l'ensemble de l'information disponible. Bien qu'il soit utile pour analyser la stationnarité ou pour estimer une dérive externe (Matheron, 1970 p. 141), ce type de modèle est toutefois plus difficile à manier. Pour effectuer l'estimation globale, en vertu du principe de parcimonie, on préférera le recours aux modèles spatiaux sans le paramètre *temps*, où l'on traite les campagnes de manière individuelle à l'instar de la seconde démarche proposée pour l'analyse de la stationnarité.

Celle-ci consiste à étudier les conditions de stationnarité à partir d'une réalisation unique de la FA. Elle exige une analyse plus approfondie de l'homogénéité spatiale de la régionalisation car il faut distinguer le signal provenant du processus *aléatoire* et *naturel* de la FA du signal systématique et non-stationnaire comme celui de la dérive ou de l'effet de bord. La méthode la plus simple est de visualiser les nuages directionnels le long de plusieurs axes de l'espace. On peut ainsi apprécier l'évolution, le long de ces axes, des valeurs, de leur tendance moyenne et de leur variabilité. A titre d'exemple, la stabilité de la tendance moyenne et de l'intervalle de fluctuation le long des axes permettrait d'accréditer l'hypothèse de stationnarité. On réalisera également le test de la covariance non-centrée (Chap. 1.3.4).

1.4.1.1. Calcul de cartes moyennes

Le stock est un système dynamique marqué par une variabilité annuelle et saisonnière dont l'étude sera présentée dans la partie 3. Chaque campagne reflète un état particulier du stock. Le caractère annuel du cycle de vie du poulpe fait que le stock se régénère globalement tous les ans, induisant une certaine périodicité annuelle de l'abondance du stock de poulpes. Partant de ces constatations, on prendra comme hypothèse que pour une saison donnée, les densités de poulpes ont des caractéristiques spatiales récurrentes d'une année à l'autre qui sont régies par des facteurs de contrôles environnementaux, écologiques et anthropiques. On distingue deux étapes particulières dans le cycle annuel du poulpe, celle du recrutement qui s'effectue majoritairement en automne et celle de la ponte qui se concentre au printemps. Les campagnes sont donc classées en deux catégories, celles de l'automne – hiver et celles du printemps – été.

L'objet du modèle spatio-temporel est de traiter plusieurs campagnes de manière simultanée et de dégager une image synthétique sur la stationnarité de la densité de poulpes pour chacune des saisons, comme on calculerait une dérive ou une carte de distribution moyenne (Petitgas, 1991). L'idée directrice est de considérer qu'il existe une FA commune à toutes les réalisations (campagnes d'une même saison) qui est indépendante du temps, au lieu de traiter chaque campagne comme une réalisation d'une FA spécifique.

On désigne par $Z_a(x, t)$ et $Z_p(x, t)$ les fonctions aléatoires représentant la densité de poulpes au point x et la campagne t (année), respectivement en automne et au printemps. On standardise la variable régionalisée par la moyenne globale de la campagne afin de filtrer le signal annuel de l'abondance, produisant des pourcentages de densités moyennes globales :

$$p_a(x, t) = \frac{Z_a(x, t)}{m(t)} \cdot 100$$

$$p_p(x, t) = \frac{z_p(x, t)}{m(t)} \cdot 100,$$

où $z_a(x, t)$ et $z_p(x, t)$ sont les densités de poulpes au point x observées respectivement en automne et au printemps durant la campagne t dont la moyenne globale est $m(t)$. On considère alors $p_a(x, t)$ et $p_p(x, t)$ des réalisations des FA $P_a(x)$ et $P_p(x)$ dont les moments d'ordre 1 et 2 sont estimés à partir de la moyenne et de la variance des réalisations calculées sur le temps, $E_t[P_a(x, t)]$, $Var_t[P_a(x, t)]$ et $E_t[P_p(x, t)]$, $Var_t[P_p(x, t)]$. Les répartitions spatiales de ces deux moments donnent une image synthétique de la distribution moyenne du poulpe qui permet de juger de l'état de la stationnarité spatiale de la densité.

En pratique, on calcule la densité de poulpes standardisée (pourcentage de la densité globale moyenne) puis on calcule des « cartes » des moyennes et des variances locales dans un voisinage assez grand pour regrouper suffisamment d'observations par cellule et assez petit par rapport au domaine pour produire une image cohérente de la distribution des moyennes et des variances locales.

Le moment d'ordre 1 de la FA $E_t[P(x, t)]$ constitue la dérive comme l'a définie Matheron dans le cadre du krigeage universel (1970, p. 141). En général, l'identification d'une dérive permet d'améliorer substantiellement les estimations locales par krigeage avec dérive. Dans le cas présent, elle pourrait être assimilée à la composante invariante dans le temps de la FA qu'on retrouve d'une réalisation à l'autre et donc d'une campagne à l'autre.

Le résultat de la cartographie des moyennes et des variances locales ne permet aucun doute (Figure 10, p. 29) : la densité de poulpes ne peut être représentée par une FA stationnaire. Elle présente des zones de forte densité relative qui indiquent un habitat privilégié pour le poulpe qui est variable en fonction de la saison. Au printemps, la carte des moyennes locales révèlent une zone de concentration au sud du plateau continental, tandis qu'en automne, c'est plutôt la bande côtière nord qui présente les plus fortes concentrations, avec une dérive le long de l'axe des profondeurs. Les variances locales présentent également une hétérogénéité spatiale surtout en automne où les plus fortes variances sont au niveau de la bande côtière.

Ce résultat indique que le recours à un modèle probabiliste spatio-temporel ne pourrait s'appuyer sur l'hypothèse de stationnarité stricte ou du second ordre. Il faudrait envisager des modèles non-stationnaires et utiliser éventuellement la dérive externe qui a été estimée.

1.4.1.2. Les distributions directionnelles

On représente les distributions directionnelles des densités de poulpes pour l'ensemble des campagnes (Annexe 4). Calculées dans les deux principales directions, l'axe Nord-Sud (latitudes, parallèle à la côte) et l'axe Est-Ouest (profondeurs, perpendiculaire à la côte), elles nous permettent d'apprécier l'évolution et la tendance des densités le long de ces directions particulières et de détecter une éventuelle distribution préférentielle ou une dépendance vis-à-vis du champ géographique.

Les résultats sont assez inégaux d'une campagne à l'autre. On constate une relative stabilité de la moyenne et de la variance pour plusieurs campagnes. D'autres présentent une dérive directionnelle de la densité plutôt marquée. Elle est visible soit suivant l'axe des profondeurs où les densités sont d'autant plus fortes (et variables) qu'on se rapproche des faibles profondeurs et de la côte, soit suivant l'axe Nord-Sud où les densités sont d'autant plus forte qu'on se rapproche du Cap Blanc. On observe également pour certaines campagnes une distribution préférentielle avec une tendance en forme de dôme le long de l'axe latitudinal dont le sommet se situerait entre 24 et 25° nord et où les densités sont nettement plus élevées et plus variables que dans le reste du champ.

En résumé, on constate des configurations assez différentes d'une campagne à l'autre. La stationnarité ou la non-stationnarité de la moyenne et de la variance ne sont donc pas des caractéristiques que l'on peut attribuer de manière systématique à la densité de poulpes. Elles doivent être examinées individuellement pour chacune des campagnes.

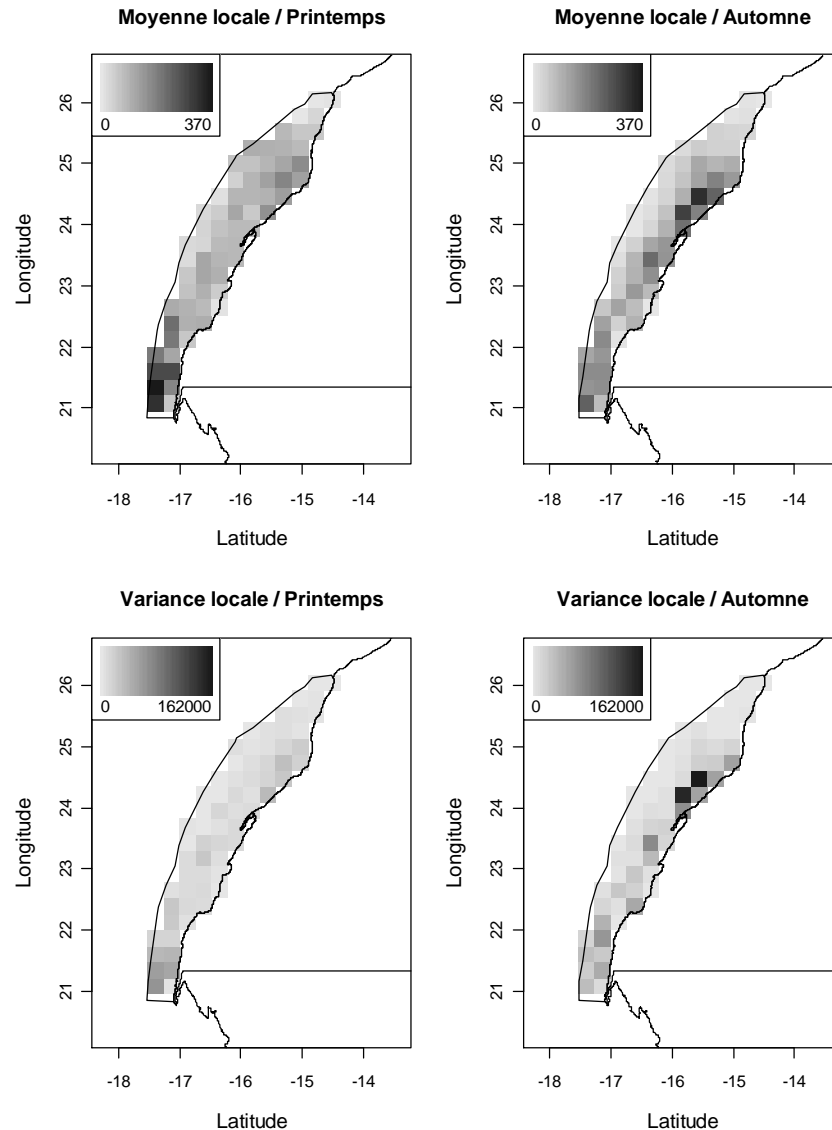


Figure 10 : Cartes des moyennes et des variances locales des pourcentages de densité moyenne globale (densité standardisée) pour les saisons de printemps et d'automne. L'unité est un pourcentage de la moyenne globale.

1.4.1.3. Les covariances non centrées

On représente la covariance non centrée, dont la stabilisation est un bon indicateur de la stationnarité et donc d'absence de l'effet de bord (Chap. 1.3.4). Lorsque la covariance non centrée ($g(h)/k(h)$) se stabilise autour la moyenne des carrés, $g(h)$ et $k(h)$ sont proportionnels aux grandes distances (généralement formées par les points situés en bordure du champ), indiquant l'indépendance de la variable par rapport à la géométrie du champ. Par contre l'absence de stabilisation n'est pas une preuve de la présence de l'effet de bord car elle se produit également, comme on pourra le constater, lorsque le variogramme n'a pas de palier ou que le champ est trop petit par rapport à sa portée.

Les covariances non centrées des campagnes réalisées entre 1998 et 2006 calculées pour les deux principales directions (60° et 150°) sont représentées dans la Figure 11. On note que la covariance non centrée ne se stabilise pas toujours. Pour certaines campagnes, lorsqu'il y a un palier, celui-ci n'apparaît pas dans les deux directions, ce qui révèle une anisotropie zonale. La covariance non centrée calculée dans la direction d'angle 150° par rapport à l'axe est-ouest (axe des profondeurs, perpendiculaire à la côte) décroît jusqu'à ce qu'elle s'annule. Elle n'a pas le temps de converger principalement à cause de la dimension trop petite du domaine face à la portée de la covariance. Dans l'autre direction (d'angle 60° , parallèle à la côte), le champ étant nettement plus étendu, on note plusieurs fois une stabilisation de la courbe.

Ceci signifie que, s'il y a un effet de bord, il serait provoqué par les bordures Est (côte) et Ouest (talus). Auquel cas, les densités formeraient un cœur au centre qui aurait tendance à s'atténuer lorsqu'on se rapproche de la côte ou du talus. Ce cœur se présenterait par une tendance en forme de dôme dans la distribution directionnelle suivant l'axe des profondeurs. En fait, il est vrai que les densités ont souvent tendance à diminuer lorsqu'on se rapproche du talus (vers les grandes profondeurs), mais ce n'est généralement pas le cas lorsqu'on s'oriente vers la côte où elles ont au contraire tendance à croître. Ce serait plutôt un phénomène de dérive côte – large qu'un effet de bord.

La méthodologie intrinsèque implique une indépendance de la densité de poulpes par rapport à la géométrie du champ et en particulier l'absence de l'effet de bord. Selon Matheron (1965, p 140), cela signifierait que *les frontières du champ n'exercent aucune influence sur l'allure de la régionalisation, et où tout se passe comme si le champ avait été découpé arbitrairement au sein d'une régionalisation homogène, qui aurait pu se poursuivre, sans changer de nature*. L'analyse de la covariance non centrée confirme le phénomène de dérive mis en évidence par les distributions directionnelles des densités de poulpes mais ne montre pas formellement de phénomène de dépendance à la géométrie du champ comme l'effet de bord. Ce qui rend l'usage des techniques intrinsèques envisageables.

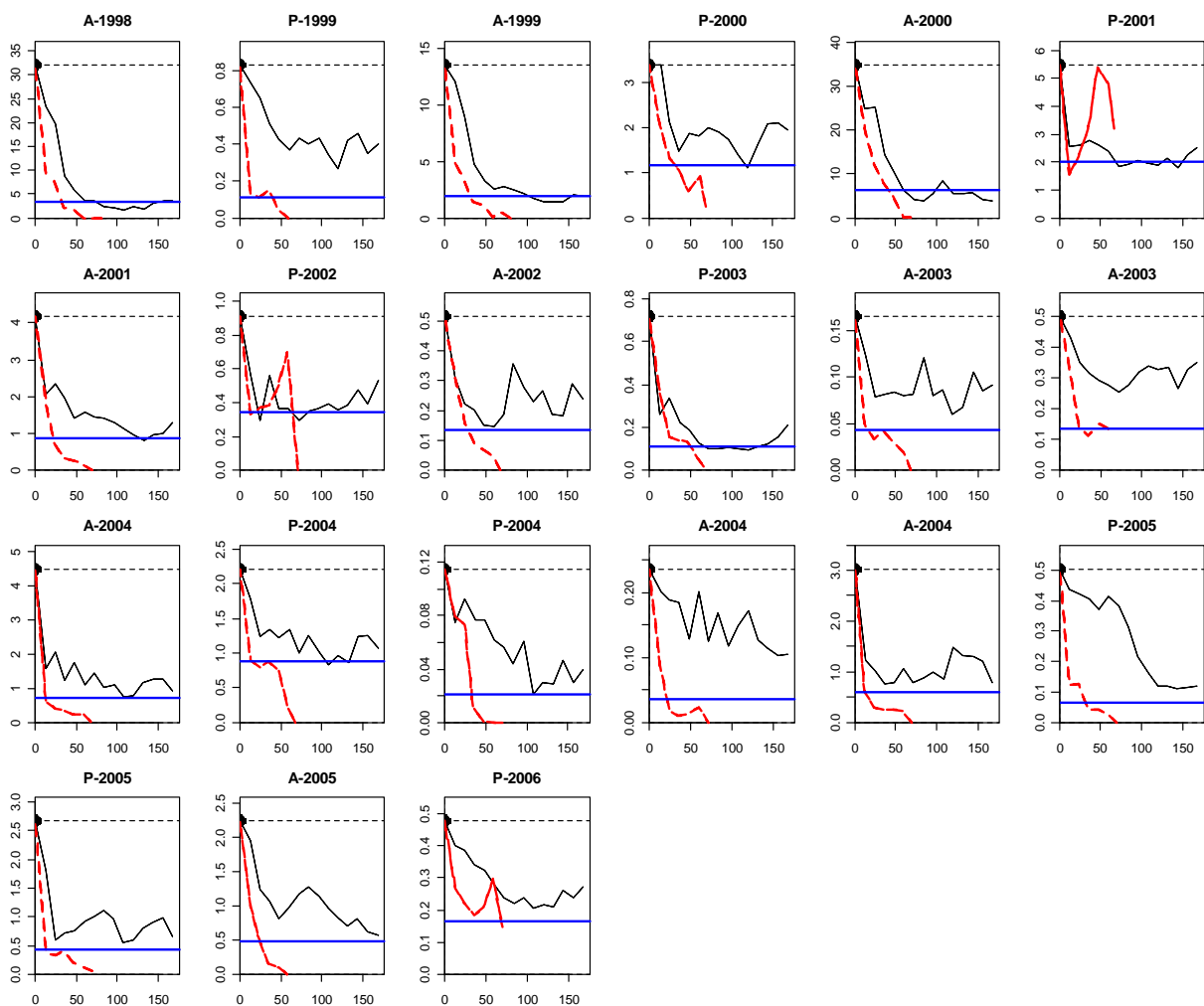


Figure 11 : L'axe des y représente la covariance non centrée ($T^2/N.mi.^2$) pour les directions 60° (trait plein noir) et 150° (trait discontinu rouge). La ligne continue bleue représente la moyenne des carrés des valeurs expérimentales. L'axe des x représente les distances en N.mi.

1.4.2. Autres propriétés statistiques et spatiales.

1.4.2.1. Distribution dissymétrique

Les histogrammes des densités de poulpes sont représentés en Annexe 4 pour les 49 campagnes de prospection réalisées entre 1984 et 2006. Les distributions qui sont très similaires sont fortement dissymétriques. Elles se caractérisent par :

- Un atome en zéro. Il y a un fort pourcentage de valeurs nulles dans les données qui est en moyenne de 23% (Table 5), allant de 6 à 40% (Table 6) ;
- Quelques valeurs fortes formant de longues queues à droite (Annexe 4) ;
- Un mode localisé au niveau des petites densités à gauche de la distribution (Annexe 4, Figure 13 et Table 6).

Les densités maximales varient entre 0.6 et 33.5 T/N.mi.² avec une valeur moyenne de 5.39 T/N.mi.² conduisant à des variations importantes du niveau d'abondance totale alors que les valeurs⁷ moyennes sont comprises entre 0.12 et 2.5 T/N.mi.², avec une valeur moyenne générale de 0.6 T/N.mi.². La médiane étant moins sensible aux valeurs fortes (plus robuste) que la moyenne, elle varie un peu moins d'une campagne à l'autre. Dans la Table 5, on peut voir que son coefficient de variation (CV) est légèrement inférieur.

	Nb	Nb(0)	%(0)	Q25	Q50	Moyenne	Q75	Max	Var	Ecart-type
m	68.18	15.86	23.14	0.06	0.3	0.6	0.7	5.39	2.07	0.96
σ	23.03	8.37	8.93	0.08	0.22	0.5	0.5	6.85	5.07	1.09
CV	0.34	0.53	0.39	1.33	0.73	0.83	0.71	1.27	2.45	1.14

Table 5 : Synthèse des résultats de la Table 6, indiquant la moyenne, l'écart-type et le coefficient de variation des principales statistiques calculées sur l'ensemble des campagnes. (Q25, Q50 et Q75 indiquent les quartiles de la distribution)

Le caractère hétérogène des densités de poulpes conduisant à des distributions très dissymétriques est courant pour les densités de poissons.

1.4.2.2. Effet proportionnel

Définition

Lorsque la variabilité locale est influencée par la moyenne locale et qu'elle est par exemple d'autant plus forte que la moyenne locale est élevée, cela conduit en général à une « déformation » du variogramme. Celui-ci décrit alors plus la variabilité de la moyenne que celle de la structure spatiale de la régionalisation (Chilès and Delfiner, 1999). Ce phénomène produit généralement des variogrammes locaux qui ne diffèrent que d'un *facteur multiplicatif* qui est une fonction de la moyenne locale $\varphi[m(x)]$.

Lorsque cette fonction est croissante, on parle d'*effet proportionnel direct* (Emery, 2001). On peut alors représenter le variogramme local par la relation suivante :

$$\gamma(h) = \gamma_0(h)\varphi[m(x)]$$

Où γ_0 est un variogramme de référence.

⁷ Pour fixer les idées sur ce que représentent les valeurs prises par les densités de poulpe, précisons qu'1 T/mn² équivaut à 20 kg de poulpe capturés dans les conditions standards de chalutage du navire de recherche CHARIF AL IDRISSEI, à savoir pendant ½ heure de chalutage à une vitesse de 3 nœuds et avec une ouverture horizontale du chalut d'environ 25m.

Notons bien que l'effet proportionnel se réfère à la relation entre les variogrammes locaux plutôt qu'à la fonction reliant la variance à la moyenne locale. La situation la plus commune est celle où le palier du variogramme est proportionnel au carré de la moyenne locale. Elle apparaît lorsque la régionalisation a une distribution lognormale. Dans ce cas précis, la variance locale est également proportionnelle au carré de la moyenne locale (Chilès and Delfiner, 1999). De manière générale, le caractère très dissymétrique de la distribution de la régionalisation entraîne souvent un effet proportionnel (Emery, 2001 ; Petitgas, 1991).

Cas de la densité de poulpes

Les densités de poulpe qui ont une distribution très dissymétrique présente également une relation entre les variances locales et les moyennes locales.

$$\sigma^2(x) = \varphi[m(x)]$$

Celle-ci a été modélisée par une fonction croissante pour l'ensemble des campagnes pour lesquelles les moyennes et les variances locales relatives aux strates du SASS des campagnes 93-97 (Chap. 1.2.4) ont été calculées. Les nuages de corrélation entre les variances et les moyennes locales sont représentés en Annexe 4, dont la régression offre un estimateur de la fonction de proportionnalité φ .

Implications sur la stationnarité

L'effet proportionnel n'est pas incompatible avec l'hypothèse de stationnarité, surtout lorsque les données sont strictement lognormales (Matheron, 1974), mais il peut aussi être interprété comme de la quasi-stationnarité si on considère que chaque strate comporte en son sein une moyenne et une variance stationnaires, ce qui serait plus cohérent avec les données de densité de poulpes.

Si on prend un modèle intrinsèque avec effet proportionnel, qui serait localement stationnaire (pour les distances intra-strates), le variogramme local γ_i de la strate i , conditionné à la moyenne locale, serait proportionnel au variogramme de référence γ_0 dont l'estimateur serait tout simplement le variogramme global moyen γ_m calculé sur l'ensemble du champ. On appliquera ce modèle pour l'estimation globale des campagnes selon la méthodologie proposée par Petitgas (1991) pour l'estimation globale dans le cas d'un plan SASS.

1.4.2.3. Hétérogénéité spatiale

On a vu que les données de densités présentent des distributions très dissymétriques, caractéristiques d'une hétérogénéité statistique. Cependant, en vue d'une analyse structurale des densités, on s'intéresse plus aux aspects spatiaux. Pour étudier l'hétérogénéité spatiale, on examine le nuage de corrélation différée, représentant les valeurs de $z(x)$ en des points x en fonction des valeurs $z(x+h)$ en des points voisins, pour chacune des campagnes. Comme l'échantillonnage n'est pas régulier, afin d'identifier le point voisin de chacun des points échantillonnés, on prend la distance maximale de 12 milles nautiques comme rayon d'action du voisinage à l'intérieur duquel on sélectionne le point le plus proche.

Au lieu de représenter l'ensemble des nuages de corrélation différée, on synthétise l'information contenue dans la dispersion des points du nuage de corrélation par le coefficient de corrélation, dont on présente l'évolution pour l'ensemble des campagnes (Figure 12, a) ainsi que leur histogramme (Figure 12, b). On note que le niveau d'hétérogénéité spatiale est très variable d'une campagne à l'autre mais dans l'ensemble, il est relativement important (plus le coefficient est proche de zéro, plus l'hétérogénéité est forte). On note également qu'il est possible de distinguer deux périodes dans l'évolution des coefficients de corrélation. La première correspond aux campagnes réalisées avant 1998 (de la campagne n°11 à 38, sur la Figure 12a). L'évolution est en dents de scie. La seconde période qui présente une tendance plus stable autour de valeurs supérieures (plus d'homogénéité), correspond aux dernières campagnes réalisées à partir de 1998. On attribue cette différence au mode d'échantillonnage. Comme l'effort d'échantillonnage a été intensifié, les points sont en moyenne plus proches. Donc, pour un même rayon (12 N.mi.), le fait de sélectionner le point le plus proche fait que pour les campagnes les plus récentes, les points sont en moyenne plus proches les uns des autres, ce qui conduit à plus d'homogénéité apparente dans le nuage de corrélation différé.

Par ailleurs, un test de comparaison (test de Student) a été effectué entre les coefficients de corrélation de l'automne et ceux du printemps, montrant qu'ils étaient significativement différents (p -value = 0.13), ceux du printemps étant en moyenne plus petits (moyenne de 0.25) que ceux de l'automne (moyenne de 0.41). Ceci indique que les densités du printemps seraient plus hétérogènes que celles de l'automne. Cette information nous servira dans la caractérisation spatiale du cycle de vie du poulpe traitée dans la partie 3.

A travers ces résultats, on note que pour certaines campagnes, l'hétérogénéité spatiale peut être très élevée, ce qui peut entraîner une augmentation de l'effet de pépité ainsi qu'un manque de robustesse du variogramme expérimental. Celui-ci est par ailleurs sensible aux fortes valeurs, dont le carré produit des valeurs considérables pouvant alors masquer l'ensemble des autres valeurs et produisant un variogramme peu représentatif de la structure spatiale. Le covariogramme transitif est par construction moins sensible à l'hétérogénéité spatiale et à la présence de valeurs fortes.

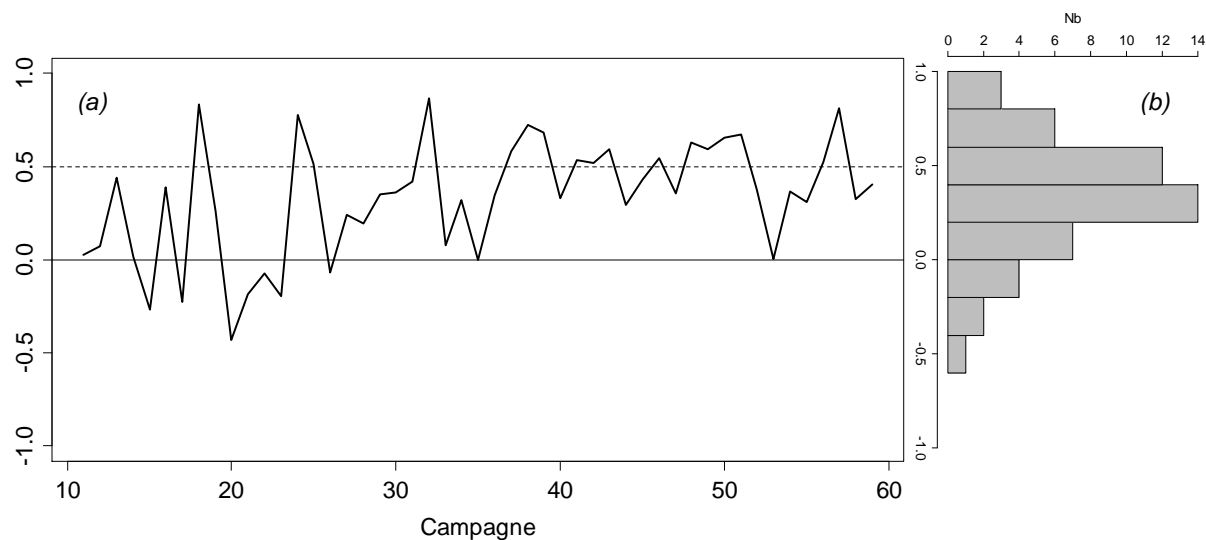


Figure 12 : Evolution des coefficients de corrélation (a) calculés à partir des nuages de corrélation différée des campagnes. Un histogramme de ces coefficients de corrélation est également représenté (b).

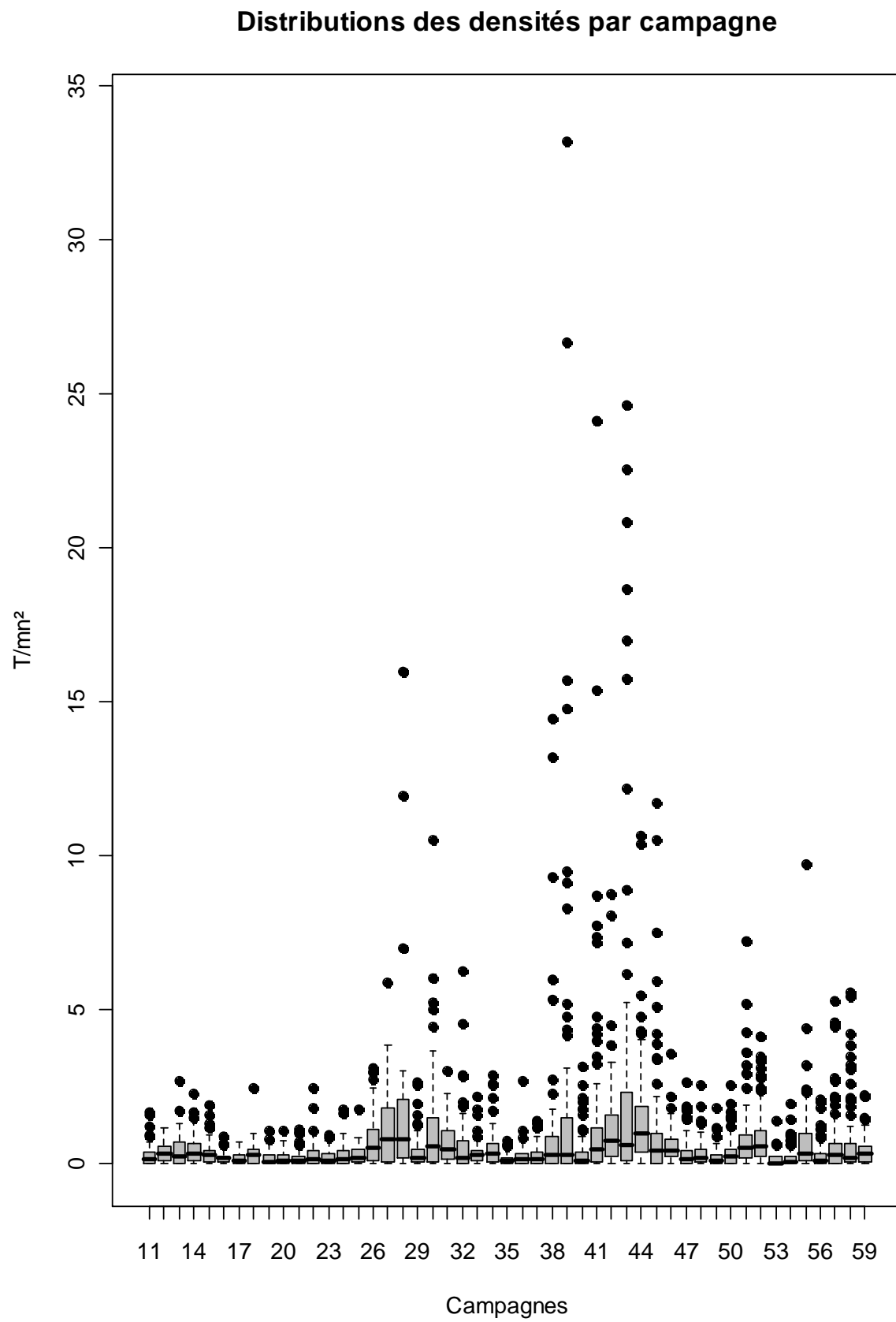


Figure 13 : Distribution des densités de poulpes par campagne

N°	Date	Sais	Nb	Nb(0)	%(0)	Q25	Q50	Moy.	Q75	Max	Var	StdDev
11	11-1984	A	53	11	21	0.03	0.16	0.28	0.37	1.66	0.14	0.38
12	07-1985	P	52	7	13	0.11	0.33	0.37	0.57	1.16	0.09	0.31
13	01-1986	A	59	14	24	0.02	0.26	0.43	0.69	2.71	0.27	0.52
14	07-1986	P	46	6	13	0.13	0.34	0.50	0.64	2.26	0.27	0.52
15	12-1986	A	57	9	16	0.08	0.27	0.36	0.45	1.93	0.16	0.40
16	12-1987	A	26	4	15	0.07	0.18	0.23	0.25	0.90	0.05	0.23
17	06-1988	P	50	14	28	0.00	0.11	0.17	0.28	0.69	0.04	0.19
18	08-1988	P	27	7	26	0.01	0.30	0.39	0.46	2.49	0.26	0.51
19	12-1988	A	56	21	38	0.00	0.08	0.18	0.28	1.10	0.06	0.25
20	05-1989	P	51	15	29	0.00	0.09	0.18	0.30	1.06	0.05	0.23
21	08-1989	P	47	19	40	0.00	0.08	0.20	0.24	1.13	0.08	0.29
22	10-1989	A	64	19	30	0.00	0.14	0.29	0.39	2.47	0.19	0.43
23	03-1990	P	42	15	36	0.00	0.09	0.20	0.33	0.95	0.07	0.26
24	10-1990	A	56	14	25	0.00	0.14	0.25	0.37	1.75	0.11	0.33
25	11-1990	A	37	6	16	0.06	0.20	0.31	0.45	1.76	0.13	0.36
26	07-1991	P	53	10	19	0.10	0.52	0.86	1.12	3.11	0.90	0.95
27	10-1991	A	50	11	22	0.07	0.80	1.16	1.58	5.87	1.66	1.29
28	11-1991	A	51	3	6	0.18	0.76	1.49	1.91	16.00	7.45	2.73
29	05-1993	P	58	12	21	0.05	0.19	0.40	0.46	2.65	0.35	0.59
30	10-1993	A	56	12	21	0.04	0.56	1.19	1.43	10.50	3.68	1.92
31	04-1994	P	50	8	16	0.14	0.49	0.70	1.07	3.04	0.48	0.70
32	10-1994	A	54	14	26	0.00	0.18	0.66	0.72	6.26	1.39	1.18
33	06-1995	P	51	5	10	0.10	0.27	0.37	0.40	2.19	0.19	0.44
34	10-1995	A	55	11	20	0.07	0.33	0.55	0.65	2.88	0.48	0.69
35	04-1996	P	50	19	38	0.00	0.09	0.15	0.21	0.77	0.04	0.19
36	10-1996	A	52	16	31	0.00	0.14	0.26	0.34	2.68	0.18	0.42
37	04-1997	P	56	17	30	0.00	0.15	0.26	0.36	1.42	0.11	0.33
38	10-1997	A	54	13	24	0.02	0.30	1.31	0.87	14.46	8.88	2.98
39	10-1998	A	103	30	29	0.00	0.29	1.84	1.43	33.19	23.05	4.80
40	04-1999	P	90	37	41	0.00	0.08	0.29	0.28	3.14	0.28	0.53
41	10-1999	A	104	23	22	0.08	0.46	1.41	1.14	24.11	9.86	3.14
42	03-2000	P	105	19	18	0.24	0.74	1.09	1.59	8.77	1.88	1.37
43	10-2000	A	98	18	18	0.09	0.61	2.48	2.23	24.65	24.62	4.96
44	03-2001	P	106	8	8	0.36	0.97	1.40	1.84	10.67	2.93	1.71
45	09-2001	A	124	34	27	0.00	0.41	0.93	1.00	11.74	3.13	1.77
46	03-2002	P	74	5	7	0.23	0.41	0.59	0.81	3.57	0.33	0.58
47	09-2002	A	87	20	23	0.02	0.15	0.33	0.39	2.63	0.24	0.49
48	04-2003	P	90	18	20	0.05	0.17	0.33	0.47	2.57	0.19	0.43
49	10-2003	A	87	23	26	0.00	0.11	0.21	0.29	1.79	0.08	0.29
50	12-2003	A	88	25	28	0.00	0.22	0.36	0.46	2.58	0.23	0.48
51	02-2004	A	80	11	14	0.18	0.52	0.85	0.93	7.23	1.44	1.20
52	04-2004	P	79	13	16	0.22	0.54	0.87	1.07	4.11	0.90	0.95
53	07-2004	P	82	32	39	0.00	0.01	0.12	0.22	0.67	0.03	0.18
54	09-2004	A	96	30	31	0.00	0.05	0.18	0.22	1.95	0.10	0.32
55	12-2004	A	83	9	11	0.11	0.35	0.76	0.97	9.73	1.68	1.30
56	05-2005	P	92	32	35	0.00	0.09	0.25	0.30	2.07	0.18	0.42
57	06-2005	P	87	19	22	0.07	0.27	0.63	0.64	5.30	1.00	1.00
58	11-2005	A	86	19	22	0.03	0.20	0.62	0.53	5.57	1.23	1.11
59	05-2006	P	87	20	23	0.05	0.28	0.40	0.53	2.22	0.21	0.46

Table 6 : Statistiques des densités de poulpes par campagne de prospection

1.4.3. Analyse variographique des densités de poulpes

1.4.3.1. Considérations générales

L'analyse variographique consiste à estimer la structure spatiale expérimentale puis à l'ajuster pour définir un modèle théorique. L'objet de ce chapitre est de décrire les conditions techniques de calcul des structures expérimentales qui, pour certaines, sont communes aux cadres de la géostatistique transitive et de la géostatistique intrinsèque.

Système de projection

Les structures spatiales expérimentales (variogramme, covariance et covariogramme) sont des fonctions des distances séparant les couples d'observations expérimentales possibles. Leurs positions sont mesurées en coordonnées géographiques du système géodésique MERCHICH. Les distances séparant les paires de points ne peuvent être calculées en unités géographiques car elles ne représenteraient pas, selon la latitude des points, la même distance réelle, symbolisée par l'arc formé par les deux points à la surface de la mer. Rappelons que la distance d'un degré de longitude est variable selon la latitude, allant en décroissant de l'équateur, où elle est égale à un degré de latitude (60 milles nautique), jusqu'au pôle Nord ou le pôle Sud où elle s'annule. Pour tenir compte de cette distorsion des distances il faut projeter les points avant de procéder au calcul des distances. Pour cela, nous avons adopté le système de projection le plus simple qui assimile la terre à une sphère et qui consiste à multiplier les longitudes par un facteur correctif égal au cosinus de la latitude du point. Ce système de projection minimaliste est suffisant dans la mesure où le domaine d'étude est suffisamment petit et que les corrections induites ne sont pas très importantes.

Tolérances de calcul

Les structures spatiales expérimentales, qui constituent des séries de valeurs discrètes et non des fonctions continues, sont généralement estimées avec des tolérances de calcul. Prenons l'exemple du variogramme sachant qu'on peut généraliser ce qui suit aux autres structures spatiales.

Reprenons la formule de l'estimateur du variogramme :

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2} \frac{1}{N_h} \sum_1^{N_h} [z(x_i + h) - z(x_i)]^2$$

A chaque vecteur h formé par un nombre de couples de points N_h – il y en a n^2 possibles pour les n observations – correspond une valeur du variogramme qui est égale à la demi-moyenne des écarts au carrés des N_h couples de points. Or, dès lors que le réseau de points est irrégulier, à chaque vecteur h correspondrait rarement plus qu'un couple de points, produisant alors un variogramme expérimental sans interprétation et exploitation possibles tellement sa forme est chaotique. Il faut donc introduire des intervalles de tolérances autour de chaque vecteur h qui permettent de regrouper plus de couples de points pour chaque h , et produire des variogrammes plus robustes et représentatifs de la structure spatiale de la variable régionalisée. La tolérance est généralement spécifiée au niveau de la longueur de h ($\pm\Delta h$) et de son angle d'orientation ($\pm\Delta\theta$).

Champ de distribution

Délimitation du champ pour un schéma intrinsèque

La délimitation du champ géométrique de la régionalisation est une opération nécessaire dans le cadre d'un modèle intrinsèque. L'estimateur global est une moyenne spatiale qui ne peut être définie que si l'on délimite le domaine à estimer. Bien que la distribution spatiale du poulpe s'étende sur l'ensemble du plateau continental de la région saharienne, elle présente d'importantes variations saisonnières et annuelles qu'il est impossible de prévoir avant l'exécution du plan d'échantillonnage. En règle générale, le champ de distribution du poulpe ne correspond pas au domaine observé qui lui, comprend souvent de nombreuses zones non occupées par le poulpe.

La première option serait de se contenter de l'aire totale d'observation couverte par le réseau d'échantillonnage pour effectuer l'estimation globale, mais les densités nulles (zéros) biaiseraient la moyenne globale en la sous-évaluant et pourraient conduire à estimer un variogramme peu robuste. Ceci provient notamment d'un effet déstructurant induit par la présence de valeurs nulles à proximité de valeurs fortes.

L'autre option radicale serait de ne conserver que les valeurs strictement positives lorsqu'on délimite le champ de distribution du poulpe mais cela pourrait se révéler irréaliste car la zone de distribution serait couverte de trous de densités.

Il est d'usage fréquent de distinguer entre deux types de zéros pour la délimitation du champ (Petitgas, 1991 ; Bez, 1997). Le zéro indiquant l'absence effective du poulpe est caractéristique d'une zone non occupée par le poulpe, et le zéro qui est le fruit d'une très faible quantité de poulpes à l'erreur de mesure près, est caractéristique des zones de faible densité de poulpe. On distingue ces deux types de zéros par leur situation spatiale relative. Lorsque le zéro est isolé parmi des points d'occurrence du poulpe, il est probable que celui-ci représente plutôt une aire de faible densité pouvant être incluse dans l'aire de distribution du poulpe qu'une aire d'absence absolue du poulpe. Au contraire lorsque plusieurs zéros sont voisins, il est probable que cela signifie qu'on se trouve dans une zone non occupée par le poulpe. C'est cette règle relativement intuitive qui a guidé la délimitation des champs de distribution du poulpe, effectuée en vue d'une estimation globale par les techniques intrinsèques des campagnes de prospection (Annexe 4).

Couverture intégrale en transitif

La méthodologie transitive est construite dans l'hypothèse que le réseau d'échantillonnage couvre la totalité du champ géométrique et déborde au-delà de ses limites afin que celles-ci soient clairement identifiées. Ceci n'a pas toujours été le cas dans les campagnes de poulpe, notamment celles réalisées avant 1990 qui visaient la zone d'activité de la flotte marocaine plutôt que l'aire de distribution du stock de poulpes. Par la suite, même si le plateau était entièrement couvert, on constate que les échantillons ne dépassaient pas toujours les limites du champ de distribution du poulpe. En d'autres termes, les limites du champ n'étaient pas toujours expérimentalement observées et la question est de savoir si le poulpe s'étendait au-delà de la zone d'échantillonnage.

Le plateau continental (Figure 2) est bordé à l'est par la ligne de côte. En bordure Ouest, il est délimité par la ligne de sonde des 100 m de profondeur qui marque la frontière entre le plateau continental et le talus continental et qui constitue une limite écologique du poulpe. La bordure Nord, qui est très étroite se trouve au niveau du Cap Boujdor (26°N) qui constitue la limite Nord du stock de Dakhla. Au Sud, le plateau est limité par le Cap Blanc qui forme également une zone de rétrécissement du plateau ainsi qu'une ligne de front des masses d'eaux mais ne constitue pas une zone de délimitation de la distribution du poulpe qui s'étend bien au delà vers le sud.

En résumé, la côte est une limite naturelle, les bordures Ouest et Nord constituent des frontières écologiques qu'il n'a pas été jugé nécessaire de dépasser pour s'assurer expérimentalement de l'absence du poulpe, et seule la bordure Sud constitue une limite artificielle de la distribution du poulpe qu'on impose de manière arbitraire. L'utilisation de l'approche transitive dans ces conditions reviendrait alors à étendre le réseau d'échantillonnage avec des valeurs nulles tout autour du plateau, ce qui est globalement acceptable.

Pour les campagnes réalisées avant 1992 selon un protocole régulier, comme la majorité des campagnes (jusqu'en 90) visaient plutôt la zone d'activité des chalutiers hauturiers battant pavillon marocain qui ciblaient plutôt le stock de Dakhla qui s'étend jusqu'au Cap Barbas, on se limitera à l'estimation globale du stock de Dakhla. Nous avons donc calculé les covariogrammes transitifs expérimentaux à partir des points sélectionnés appartenant à cette zone. Nous nous sommes ainsi assurés de couvrir l'intégralité de l'aire de distribution du stock (de Dakhla) et restons donc cohérents avec les conditions d'application des techniques transitives.

1.4.3.2. Les variogrammes expérimentaux

Qualité de l'estimateur

Si on considère que la densité de poulpes $z(x)$ est une réalisation d'une FA intrinsèque sans dérive Z , alors :

$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2} \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{N_h} [z(x_i + h) - z(x_i)]^2$ est un estimateur sans biais du variogramme.

En cas de présence d'une dérive, la moyenne des écarts au carré ne pourrait être considérée comme un estimateur sans biais de la variance des écarts et donc du variogramme, car la moyenne n'est pas constante dans l'espace (cf. p17). Le biais lié à la dérive sera d'autant plus grand que h est grand. Dans la mesure où l'on utilise le variogramme pour l'estimation de la variance d'estimation globale, l'effet du biais peut être considéré comme négligeable lorsque l'échantillonnage est SR ou SASG car seul le domaine des petites distances du variogramme est utilisé. Par contre, l'effet du biais risque d'être important pour un échantillonnage quelconque car l'ensemble du variogramme est alors sollicité.

Par ailleurs, la présence de valeurs extrêmes, le niveau d'hétérogénéité des données et le type de distribution de la variable régionalisée influencent considérablement la qualité de l'estimateur du variogramme expérimental qu'on considère généralement peu robuste. Il est en effet particulièrement sensible aux valeurs fortes, car lorsqu'elles sont couplées à des petites valeurs, le carré de leur écart peut atteindre des valeurs considérables qui masquent les valeurs issues des autres paires de points, ce qui entraîne généralement des variogrammes déstructurés avec de fortes variations. Il est alors très difficile de dégager ou d'identifier une structure spatiale.

Lorsque l'hétérogénéité est plutôt statistique, elle affecte le variogramme surtout pour les grandes distances. Lorsque les densités présentent une forte hétérogénéité spatiale, que l'on peut simplement assimiler à un manque de structure spatiale, cela affecte également les petites distances et contribue à augmenter l'effet de pépite.

En résumé, le manque de robustesse du variogramme tel qu'il est calculé est une difficulté majeure à laquelle on sera confronté pour les densités de poule. Pour remédier à ce problème, il y a plusieurs alternatives :

- Utiliser la covariance non-centrée comme estimateur du variogramme. Dans le cadre d'une FA stationnaire, comme : $C(h) = C_{nc}(h) - m^2$, et $\gamma(h) = C(0) - C(h)$, alors $\gamma(h) = C_{nc}(0) - C_{nc}(h)$. L'estimateur de la covariance non centrée $\hat{C}_{nc}(h) = \frac{1}{N(h)} \sum_1^{N(h)} (z(x_i + h)z(x_i))$ est nettement moins sensible aux valeurs fortes. Il peut servir d'estimateur robuste du variogramme : $\hat{\gamma}(h) = \hat{C}(0) - \hat{C}(h)$. C'est une méthode d'estimation sans biais du variogramme qui peut être intéressante dans le cadre de distributions dissymétriques mais qui exige l'hypothèse de stationnarité.
- On peut également utiliser d'autres estimateurs de variogramme plus robustes que le variogramme classique (moyenne des carrés d'incrément). De nombreux auteurs en ont proposé de différentes formes qui répondent généralement au même principe qui est de chercher à atténuer l'influence des valeurs extrêmes, soit en diminuant le degré de puissance de l'incrément, soit en prenant un estimateur qui est insensible aux valeurs extrêmes comme la médiane (Chilès and Delfiner, 1999, p41). Parmi ces variogrammes robustes, on peut citer celui de Dowd (1984) qui calcule la médiane des incréments au carré ou encore celui de Cressie and Hawkins (1980) qui calcule la moyenne de la racine carrée des incréments. Ces estimateurs de variogrammes robustes peuvent servir à titre descriptif à identifier la structure spatiale de la FA mais ne peuvent cependant pas être assimilés au variogramme classique requis dans le calcul de la variance d'estimation (car biaisés). Il faut alors recourir à une formule de retour qui permet de passer du variogramme robuste au variogramme classique mais elle n'existe que moyennant des hypothèses sur la loi spatiale, notamment de normalité. Dans le cas de l'estimateur de Cressie et Hawkins, la FA $Z(x)$ doit être bi-gaussienne.
- Une autre alternative est de transformer les données et de calculer le variogramme des données transformées. La transformation logarithmique ou log-translatée, qui est la plus courante et la plus logique pour des données fortement dissymétriques du type lognormale, permet alors de nous rapprocher des conditions de normalité et de réduire l'écart entre les valeurs fortes et faibles. Là encore, le variogramme (de la variable transformée) ne peut être assimilé au variogramme requis dans les calculs de la variance d'estimation, et il faudra passer par une formule de retour (Matheron, 1974 ; Guiblin et al., 1995).
- Enlever les valeurs extrêmes (Rivoirard, 2003).
- La dernière alternative, qui est de loin la moins contraignante est de calculer un variogramme pondéré (Rivoirard 2001 ; Emery, 2007). On pourra utiliser la surface d'influence des points si on veut « corriger » l'effet de l'irrégularité de l'échantillonnage ou alors les fréquences de distribution pour contrer l'effet distributionnel dissymétrique (Emery, 2001).

🐙 Cas de la densité du poulpe

L'analyse statistique exploratoire de la densité de poulpes (Chap. 1.4.2) a montré la présence, dans le cas de plusieurs campagnes, d'une dérive suivant l'axe des profondeurs (150°) ou l'axe latitudinale (60°). L'estimateur du variogramme sera probablement biaisé, en particulier dans les grandes distances. Ce biais pourrait être ignoré uniquement dans le cas d'une estimation globale avec un échantillonnage SASG.

Les densités de poulpes se caractérisent par une distribution très dissymétrique et d'une plus ou moins forte hétérogénéité spatiale. Ceci affaiblit la robustesse des variogrammes et pour remédier à ce problème, nous avons testé les deux dernières alternatives (variogramme des données log-translatées ou pondérées par les fréquences de distribution), avec les données de l'ensemble des campagnes de prospection réalisées entre 1984 et 2006. Notons que les deux premières options n'étaient pas envisageables dans la mesure où les données ne remplissaient pas les hypothèses requises, de stationnarité dans le premier cas et de normalité dans le deuxième cas.

Variogrammes « robustifiés »

Comme le préconisent Guiblin et al. (1995) qui ont expérimenté différentes méthodes d'estimation de la structure spatiale lorsque la distribution est dissymétrique comme pour le hareng écossais, on a procédé à la transformation log-translatée $\text{Log}(1 - z(x)/m)$ des densités de poulpes afin d'éviter le problème des logarithmes de zéros non définis en les laissant inchangés, tout en réduisant l'importance relative des valeurs fortes. Les données log-translatées ne sont cependant pas bi-gaussiennes ni même gaussiennes (Figure 14) ce qui nous interdit d'utiliser la formule de retour proposée par les mêmes auteurs.

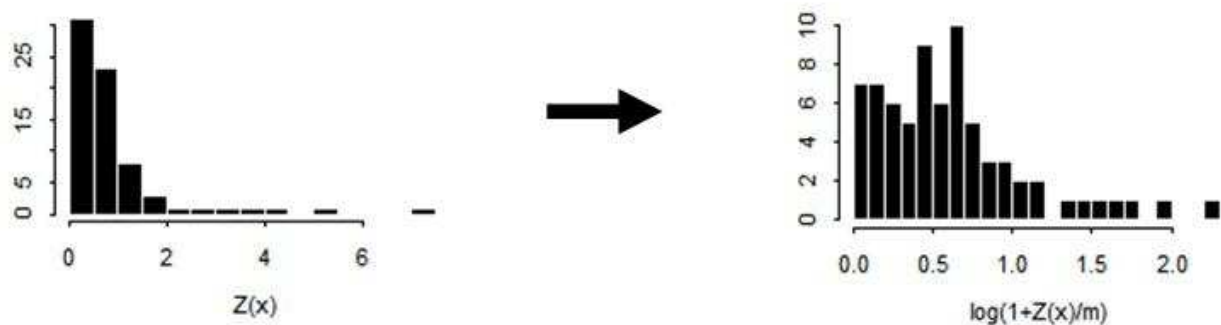


Figure 14 : Histogramme des données brutes et transformées de la campagne 02/04.

Nous avons également calculé le variogramme pondéré par les fréquences de distribution relatives afin de réduire l'importance relative des quelques rares valeurs fortes dans le variogramme.

Les deux types de variogrammes robustes sont comparés au variogramme classique en représentant leurs formes normées par la variance expérimentale (Figure 15 et Figure 16). On constate que l'effet de « robustification » des variogrammes est très faible dans une majorité de campagnes, en particulier dans la période d'avant 1997 (Figure 15). Après cette date (qui correspond à un changement de stratégie d'échantillonnage), il est plus courant d'observer l'effet de la pondération ou de la transformation log-translatée sur le variogramme comme dans le cas des campagnes de mars 2002, avril 2003 et de février 2004 (Figure 16).

Ce faible effet de la transformation logarithmique sur le variogramme est assez étonnant. On explique cela par le caractère très dissymétrique des données que la transformation ne suffit pas à normaliser. Comme on peut le constater dans l'exemple présenté dans la Figure 14, l'histogramme des données log-transformées reste dissymétrique. On verra d'ailleurs que les distributions des densités peuvent être modélisées par une loi gamma (Chap. 4.2).

Par ailleurs, on soupçonne que le plan d'échantillonnage est à l'origine de la différence entre les deux périodes (avant et après 1997). En fait, on suppose que l'instabilité du variogramme expérimental (manque de robustesse) est le fruit d'un effet combiné d'une distribution hétérogène des données et d'un effort d'échantillonnage insuffisant. Or, comme ce dernier a été augmenté de plus de 30% après 1997, on pourrait se demander si l'instabilité des variogrammes des campagnes d'avant 1997 ne serait pas surtout liée à un faible échantillonnage. Ainsi, l'action corrective d'origine distributionnelle (pondération ou log-transformation) n'aurait quasiment pas d'effet sur le variogramme. Au contraire, lorsqu'on a un effet correctif visible sur le variogramme par transformation ou pondération comme c'est le cas de plusieurs campagnes post-1997, on peut supposer que l'effort d'échantillonnage a été suffisant pour leur niveau d'hétérogénéité et que l'instabilité du variogramme est surtout d'origine distributionnelle.

Bien que la méthode de « robustification » basée sur la pondération n'exige aucune hypothèse sur la donnée et qu'elle ne nécessite théoriquement pas de formule de retour, le variogramme pondéré par les fréquences de distribution ne peut être utilisé directement car la pondération modifie la variance totale du variogramme. Celui-ci doit être recalé *empiriquement* sur la variance expérimentale des données brutes avant tout ajustement.

Finalement, vu le faible effet qu'entraînent les méthodes de « robustification » dans la majorité des cas, on a préféré travailler par défaut avec les variogrammes des données brutes.

Analyse de l'anisotropie

La représentation de la covariance non centrée (Figure 11, p. 30) a décelé pour certaines campagnes la présence d'une anisotropie zonale. Elle apparaît moins nettement à travers les variogrammes expérimentaux (Figure 17 p. 43 et Figure 18 p. 44) qui sont calculés dans 4 directions distinctes (15° , 60° , 105° , 150°). Ils présentent des structures très irrégulières probablement à cause du faible nombre de paires de points servant au calcul et ne permettent donc pas d'analyser l'anisotropie de manière satisfaisante.

L'anisotropie zonale trouve peu de fondements biologiques dans la mesure où il est improbable d'observer une distribution de densités de poissons organisée en couches distinctes peu diffuses entre elles avec des niveaux de variabilité très distincts comme pourraient l'être des strates pédologiques. L'origine de l'anisotropie zonale observée pour les covariances non-centrées est donc attribuée à l'échelle de travail et en particulier au fait que la largeur du champ soit petite par rapport à la portée de la covariance.

Finalement l'observation des covariances permet d'attester de la présence d'une anisotropie (géométrique) qu'il est cependant difficile de formaliser à travers les variogrammes expérimentaux. Pour des raisons techniques, on ajustera donc des modèles de variogrammes omnidirectionnels.

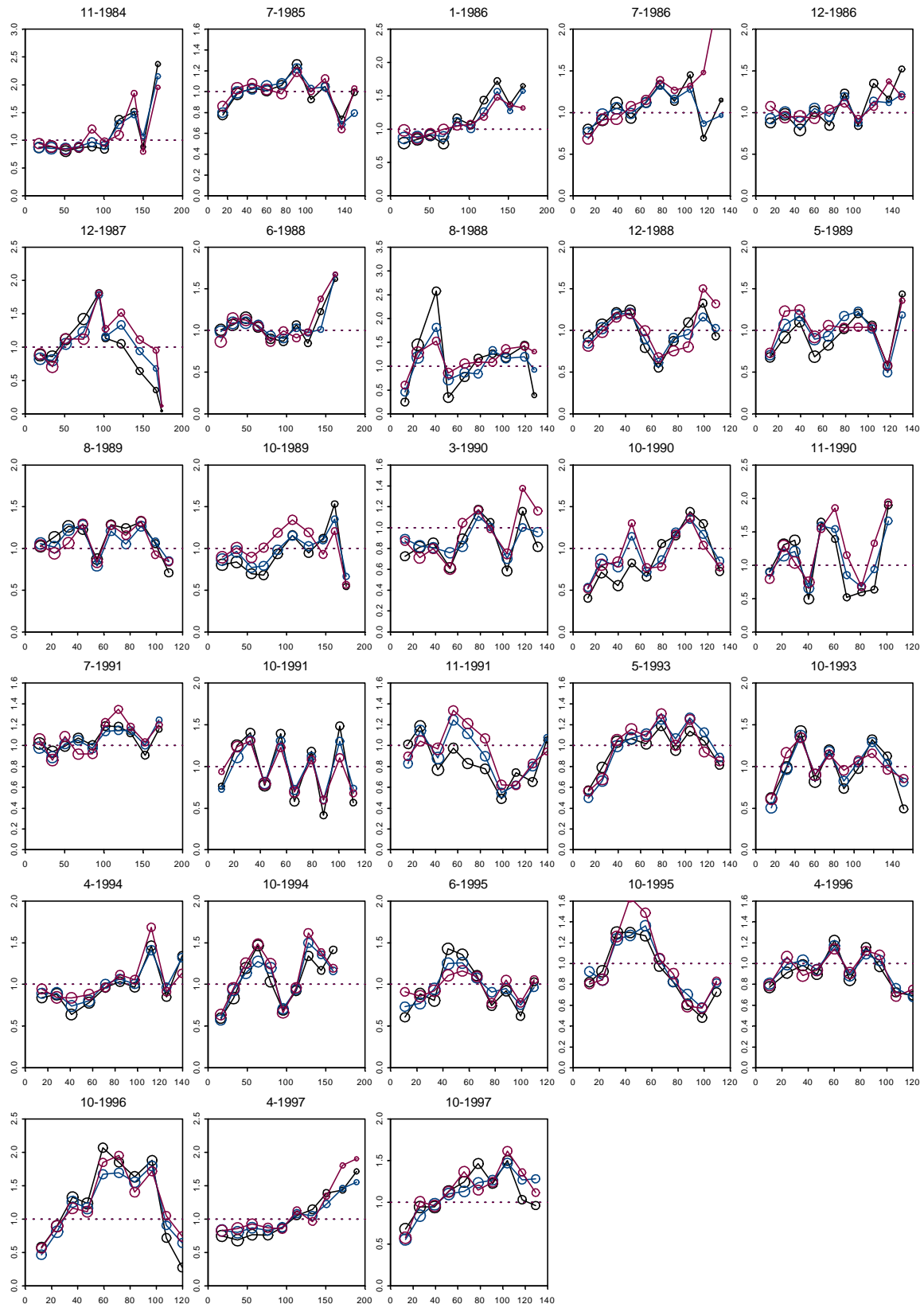


Figure 15 : Représentation des variogrammes expérimentaux normés calculés par l'estimateur classique (trait noir), l'estimateur lognormal (trait rouge) et l'estimateur pondéré par les fréquences de distribution (trait bleu) pour la période 84-97

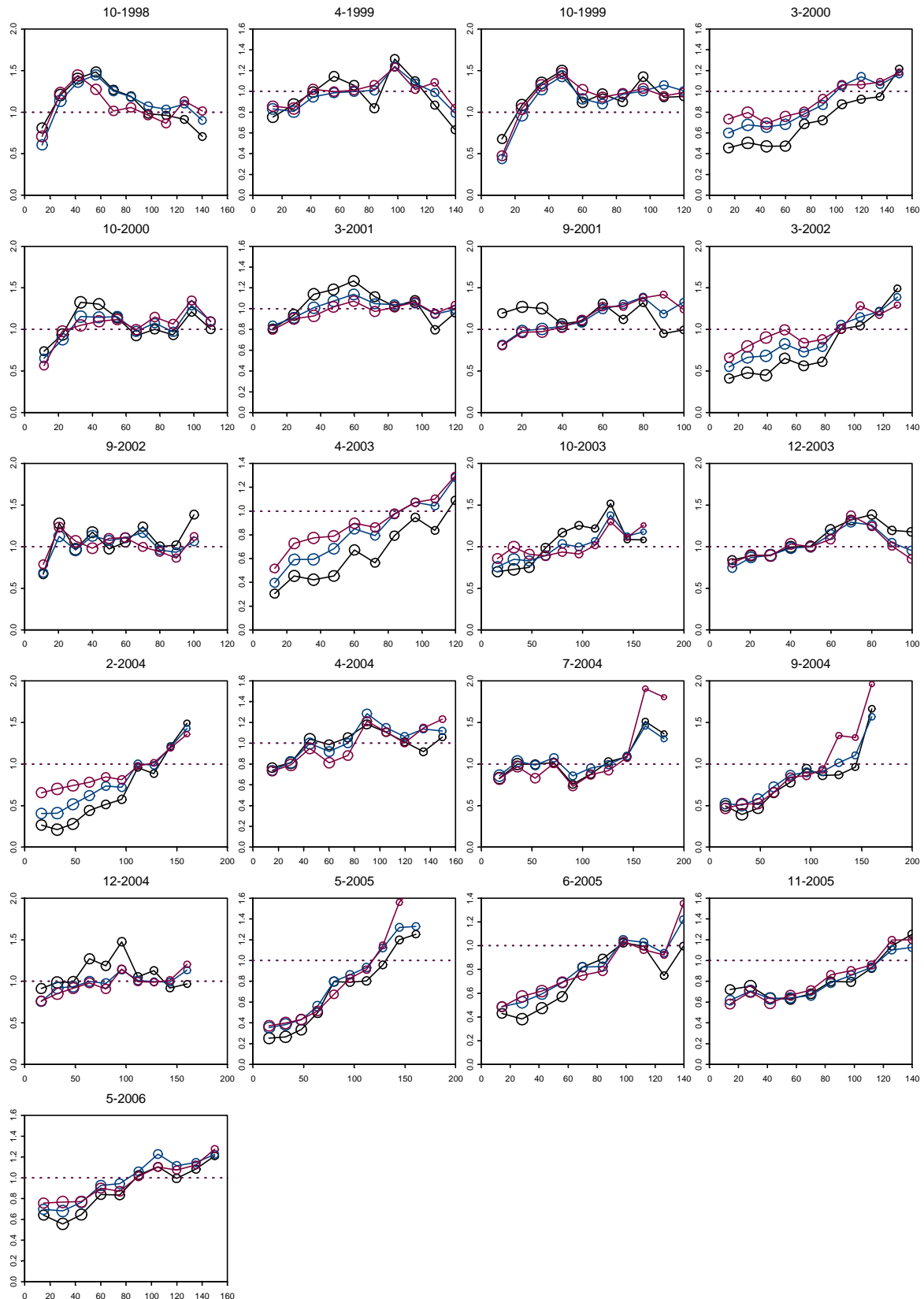


Figure 16 : Représentation des variogrammes expérimentaux normés calculés par l'estimateur classique (trait noir), l'estimateur lognormal (trait rouge) et l'estimateur pondéré par les fréquences de distribution (trait bleu) pour la période 98-06

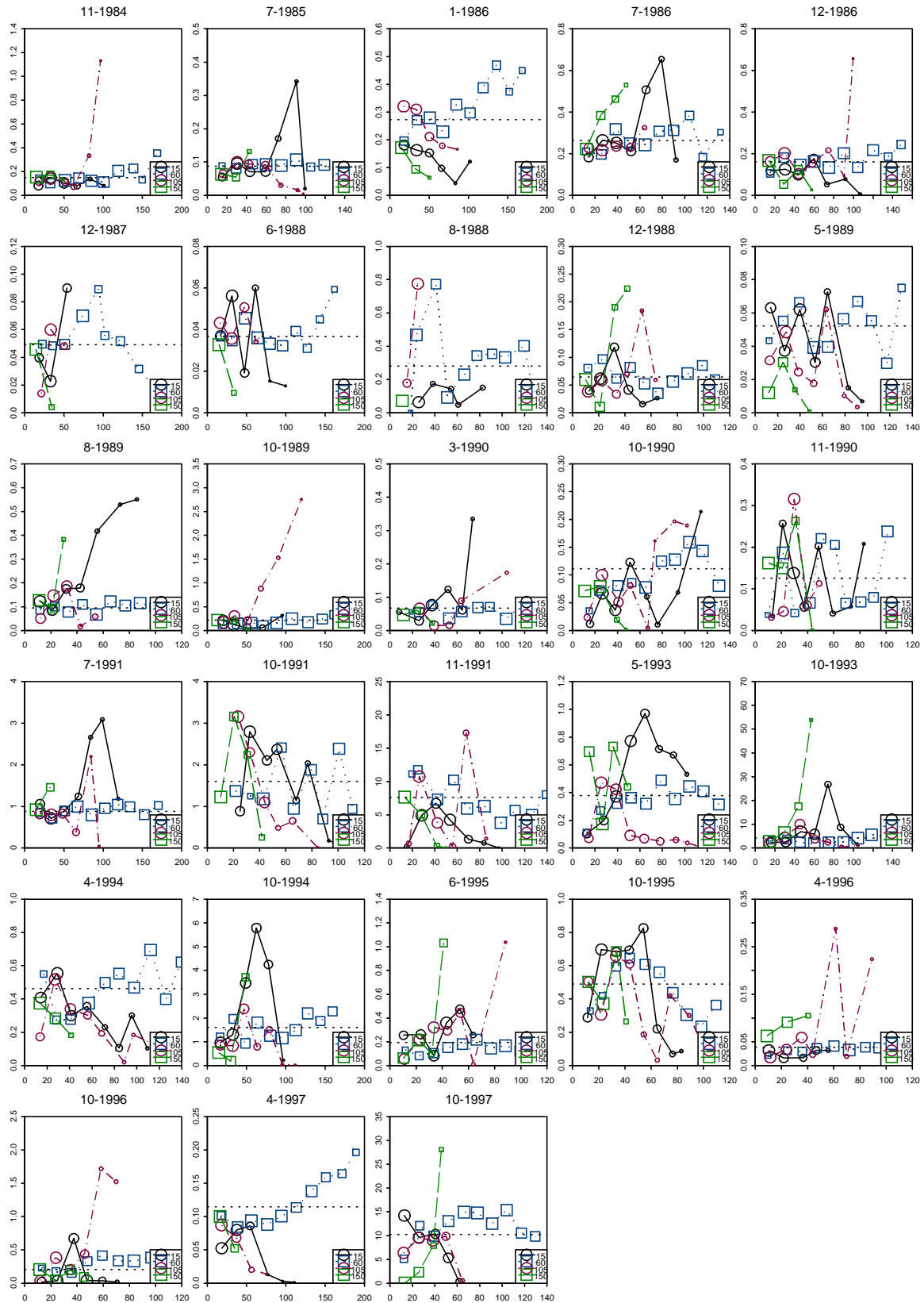


Figure 17 : Représentation des variogrammes expérimentaux calculés dans les quatre directions principales, noir (15°), bleu (60°), rouge (105°) et vert (150°), pour la période 84-97

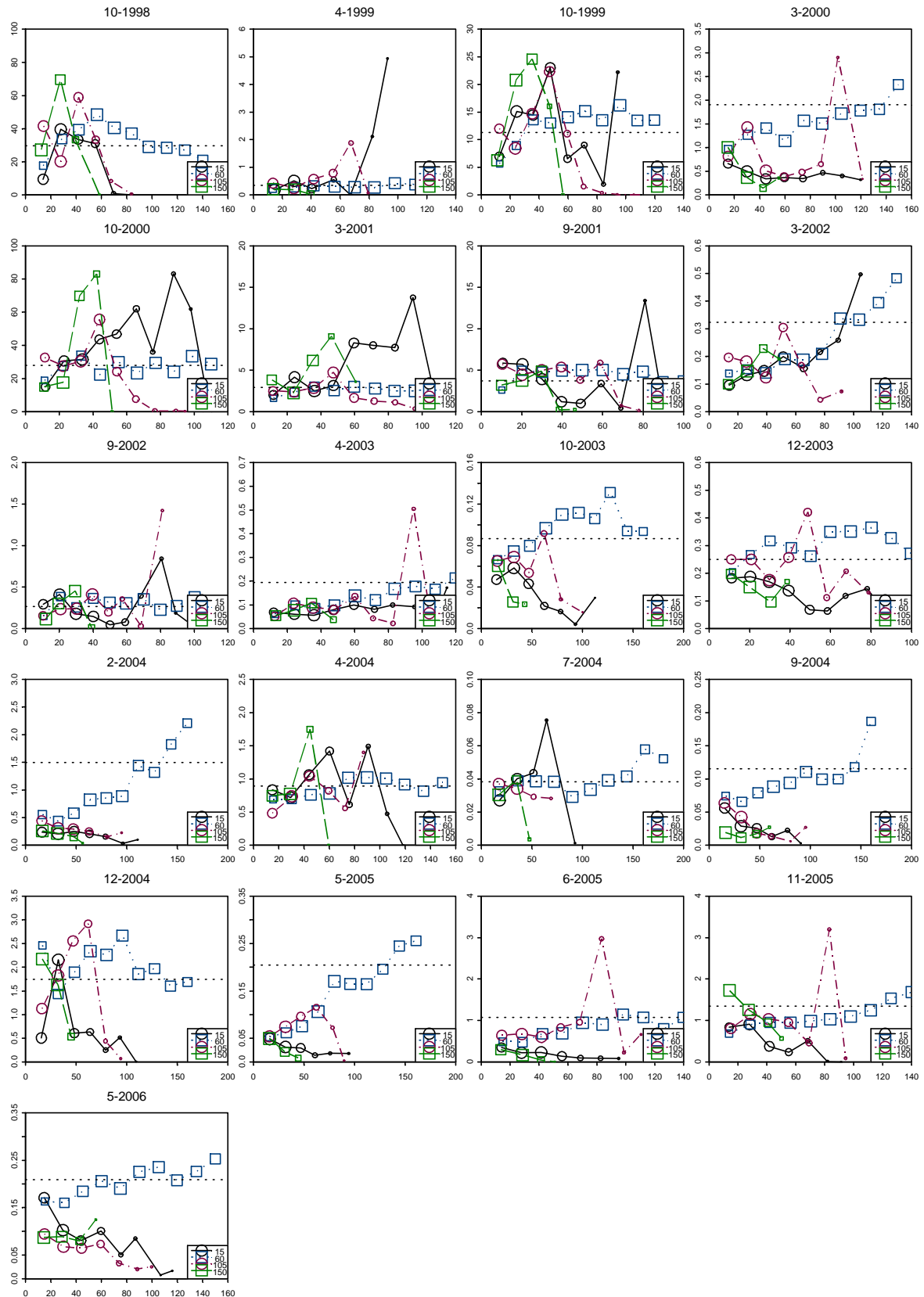


Figure 18 : Représentation des variogrammes expérimentaux calculés dans les quatre directions principales, noir (15°), bleu (60°), rouge (105°) et vert (150°), pour la période 98-06

1.4.3.3. Les covariogrammes expérimentaux

✦ Méthodes d'estimation

Le développement des techniques transitives a été effectué à l'origine pour un réseau d'échantillonnage régulier. Pour un réseau régulier de maille (a_1, a_2) et d'origine (x_0, y_0) , déployé dans un champ à 2 dimensions, l'estimation du covariogramme transitif est immédiate avec l'estimateur suivant :

$$\hat{g}(k_1 a_1, k_2 a_2) = a_1 a_2 \sum_i \sum_j z(x_0 + i a_1, y_0 + j a_2) z(x_0 + i a_1 + k_1 a_1, y_0 + j a_2 + k_2 a_2).$$

Comme le covariogramme transitif est une somme dans l'espace, son approximation consiste à étendre la valeur de chacun des points expérimentaux à sa surface d'influence, ce qui revient analytiquement à pondérer la valeur de chaque point par sa surface d'influence (Chap. 2.3). La démarche est aisée lorsque la maille est régulière car tous les points ont une surface d'influence identique qui se factorise, réduisant la somme pondérée à une simple somme de produits des couples de points distants de h . Cette opération n'est plus possible lorsque le maillage est irrégulier car les surfaces d'influences des points expérimentaux sont alors inégales et ne peuvent se factoriser. De plus, on perd le pas régulier qui permet de passer naturellement d'une intégrale à une somme discrète. Ces raisons expliquent pourquoi l'approximation discrète proposée par Matheron (1970) n'est possible que dans le cadre régulier, or bien souvent, comme dans le cas des campagnes de prospection des céphalopodes au Maroc, le réseau de points est irrégulier. Afin d'étendre le champ d'utilisation du transitif, Bez et al. (1995) ont proposé différentes solutions pour l'estimation du covariogramme dans le cadre plus général d'échantillonnages irréguliers.

Méthode de migration sur grille régulière

Lorsque le maillage est irrégulier, la première solution est de faire migrer les données expérimentales vers un réseau à mailles régulières et d'utiliser la formule proposée par Matheron (1970) pour le cas régulier. Dans le cas d'un échantillonnage aléatoire stratifié, la première méthode de « migration » est de déplacer le point aléatoire vers le centre de la strate, se retrouvant ainsi avec une grille régulière de maillage équivalent à celui de la grille de départ. Il est évident que cette approche est approximative surtout si la variable régionalisée présente de fortes irrégularités aux petites distances.

La deuxième méthode (Bez et al., 1995) de migration plus rigoureuse qui pourrait s'appliquer quel que soit le type de réseau irrégulier, est de créer une nouvelle grille nettement plus fine que la grille d'observation et d'affecter à chaque nœud de cette nouvelle grille la valeur du point d'observation le plus proche. La différence principale par rapport à la solution précédente est que, plutôt que d'affecter les valeurs à la nouvelle grille de manière arbitraire sur le seul critère d'appartenance à la cellule au risque de modifier la structure spatiale aux petites distances, on affecte les valeurs selon le principe de proximité. Cette dernière solution présente par ailleurs l'avantage d'être cohérente avec le mode de calcul de l'abondance qui consiste à faire la somme des densités pondérées par les surfaces d'influences. Mais elle présente également le défaut de « linéariser » le covariogramme rendant « faussement » la variable régionalisée plus continue et plus régulière aux petites distances.

Le fait d'étendre la valeur de chaque observation $z(x)$ à toute sa surface d'influence (S) fait qu'on produit une nouvelle variable régionalisée « régularisée » $\hat{z}(x)$:

$$\hat{z}(x) = \sum_i^n z(x_i) \cdot 1_{S_i}(x)$$

Son covariogramme :

$$\begin{aligned}\hat{g}(h) &= \int \hat{z}(x) \hat{z}(x+h) dx = \int \sum_i^n z(x_i) \cdot 1_{S_i}(x) \sum_j^n z(x_j) \cdot 1_{S_j}(x+h) dx \\ &= \sum_i^n \sum_j^n z(x_i) z(x_j) \cdot \int \underbrace{1_{S_i}(x) 1_{S_j}(x+h)}_{\substack{1 \text{ si } x \in S_i \text{ et } (x+h) \in S_j \\ 0 \text{ sinon}}} dx \\ \hat{g}(h) &= \sum_i^n \sum_j^n z(x_i) z(x_j) |S_i \cap S_{j-h}|, \forall h\end{aligned}$$

Cette estimation du covariogramme régional de $\hat{z}(x)$ revient à calculer la somme des produits des points de la nouvelle grille pondérés par la surface d'intersection entre les aires de x_i et x_j translaté de h . Par construction elle produit un covariogramme plus régulier aux petites distances que le covariogramme transitif « vrai », ce qui fait qu'en toute logique, l'estimation devrait être réalisée uniquement aux distances disponibles dans la maille d'origine.

Méthode de Régression

Partant du même principe de pondération par l'aire d'influence que dans le cas précédent, l'estimateur du covariogramme par régression est obtenu en partant de la formule suivante, très proche de la précédente :

$$\hat{g}(h) = \sum_i^n z(x_i) z(x_i+h) |S_i|$$

Celle-ci signifierait qu'on pondère le produit par l'aire d'influence du seul point d'appui x_i . Dans le cas d'une maille régulière cela revient à calculer l'estimateur classique de Matheron puisque les aires d'influences sont identiques. Si les données sont irrégulières, pour un point d'appui x_i et un vecteur h donnés, il est peu probable d'avoir une valeur d'observation positionnée exactement à x_i+h à moins d'admettre une tolérance sur la distance et l'angle du vecteur de séparation h , et auquel cas, pour chaque point d'appui x_i et un vecteur h +/- (tolérance), il est probable de se retrouver avec plusieurs candidats à représenter le second point d'appui, x_i+h . Le principe de régression est de calculer un second point d'appui « moyen » des points candidats dont la valeur est la moyenne des valeurs pondérées par leurs surfaces d'influence respectives. L'estimateur du covariogramme devient alors :

$$\hat{g}(h) = \sum_i^n z(x_i) \frac{\sum_j^{N_i+h} z(x_j) |S_j|}{\sum_j^{N_i+h} |S_j|} |S_i|$$

Avec N_i+h l'ensemble des points x_j candidats à former le second point d'appui, tel que : $x_i - x_j \approx h$

Etant donné que ce mode de calcul n'assure pas la parité du covariogramme, on procède au calcul de la moyenne entre h et $-h$:

$$\hat{g}^*(h) = \frac{1}{2} (\hat{g}(h) + \hat{g}(-h))$$

Méthode de la Covariance

La dernière méthode est d'utiliser la relation qui relie le covariogramme transitif à la covariance non centrée (Bez et al, 1995) :

$$g(h) = c_{nc}(h) K(h)$$

Comme la covariance non centrée est une moyenne, il est aisé de l'estimer par classe de distances. Une pondération par les aires d'influence peut être effectuée dans le calcul de la covariance pour tenir compte de l'irrégularité de l'échantillonnage. L'estimateur du covariogramme est alors :

$$\hat{g}(h) = \hat{K}(h) \frac{\sum_i^n \sum_{j=i+h}^n z(x_i)z(x_j)S_iS_j}{\sum_i^n \sum_{j=i+h}^n S_iS_j}$$

Application aux densités de poulpes

Dans ce cas d'application, on utilisera la méthode de régression pour l'estimation du covariogramme des densités de poulpes, sachant que la méthode par migration a été automatiquement éliminée à cause de son effet de linéarisation et que la méthode de la covariance produisait, au vue des tests préliminaires, des structures moins robustes.

L'unique « contrainte » par rapport à l'estimation du variogramme du cadre intrinsèque est la nécessité de calculer les aires d'influence des échantillons et de vérifier une relative homogénéité des surfaces d'influence. Des surfaces d'influence trop hétérogènes qui reflètent un échantillonnage trop hétérogène risquent de conduire à des covariogrammes transitifs peu robustes, à l'image du variogramme.

1.4.3.4. Les modèles de variogramme et de covariogramme théoriques.

Importance du modèle théorique

Le modèle théorique de la structure spatiale est obtenu par un ajustement de la structure expérimentale préalablement estimée. Le rôle méthodologique du modèle théorique apparaît de manière évidente lorsqu'on formule les variances d'estimation de l'estimation globale transitive ou intrinsèque (Partie 2). D'un point de vue pratique, l'intérêt du passage d'une structure expérimentale au modèle théorique réside dans le fait qu'il n'est pas possible d'utiliser directement la structure expérimentale car étant une version discrète calculée par tranches de distances, elle ne comprend pas toute l'information relative à la structure spatiale de la régionalisation nécessaire au calcul de la variance d'estimation. Par ailleurs, lorsqu'on a présenté les propriétés des outils structuraux (Chap. 1.3), on a vu que pour satisfaire la positivité de la variance de toute combinaison linéaire autorisée, le variogramme doit être une fonction de type négatif conditionnel et le covariogramme doit être une fonction de type positif. On a donc tout intérêt à choisir un modèle parmi ceux dont on sait être de ces types là et que l'on ajuste au plus près de la structure expérimentale.

L'ajustement du modèle théorique n'est pas une opération automatique. La pertinence du modèle est généralement le fruit d'une bonne traduction des caractéristiques spatiales de la régionalisation en propriétés analytiques que le modèle a à décrire, en particulier au voisinage de son origine. Cette transposition des caractéristiques spatiales du phénomène physique en propriétés analytiques requiert une bonne connaissance du phénomène étudié. Par exemple, plus la régionalisation est continue et régulière, plus la fonction du modèle spatial est continue à l'origine. Alors qu'une température de surface généralement très continue dans l'espace serait modélisable par une fonction parabolique à l'origine, une densité de poissons organisés en bancs irrégulièrement répartis dans l'espace le serait par une fonction qui présenterait une discontinuité à l'origine (effet de pépite) et d'une structure soit sphérique soit linéaire, selon que l'on observe ou non un palier.

Le modèle sphérique de portée a et de palier C est :

$$\gamma(h) = \begin{cases} C \left(\frac{3h}{2a} - \frac{h^3}{2a^3} \right) & \text{pour } 0 \leq h \leq a \\ C & \text{pour } h \geq a \end{cases}$$

Pour les modèles strictement intrinsèques, le modèle linéaire de pente p est :

$$\gamma(h) = ph$$

🐙 Conditions d'ajustement des variogrammes et covariogrammes

Comme les variogrammes de nombreuses campagnes, en particulier celles d'avant 1998, sont peu robustes et se caractérisent par d'importantes variations qui empêchent l'identification de structures spatiales, l'ajustement des modèles théorique est peu aisé. En dépit de ces contraintes, on a tenté d'ajuster un modèle de variogramme pour chacune des campagnes.

A l'exception de deux campagnes, les structures nous sont généralement apparues isotropes. Comme les petites distances sont faiblement échantillonnées, on a dû avancer des hypothèses. Par défaut, on a imposé un modèle de structure gigogne composé d'un effet de pépite et d'une structure linéaire ou sphérique, en fonction de l'absence ou de la présence d'un palier. Comme les structures expérimentales sont peu robustes, on s'est aidé des distributions directionnelles afin de valider la présence de dérives qui impliquent généralement l'absence de palier. Etant donnée l'hétérogénéité des données et le maillage relativement large, l'effet de pépite apparaît incontournable pour modéliser la densité de poulpes, d'autant plus qu'il intègre toute la structure spatiale inférieure à la taille de la maille d'échantillonnage et donc non détectable par le réseau d'échantillonnage.

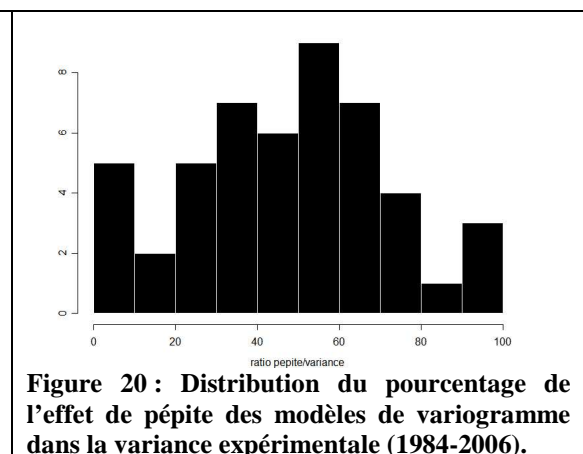
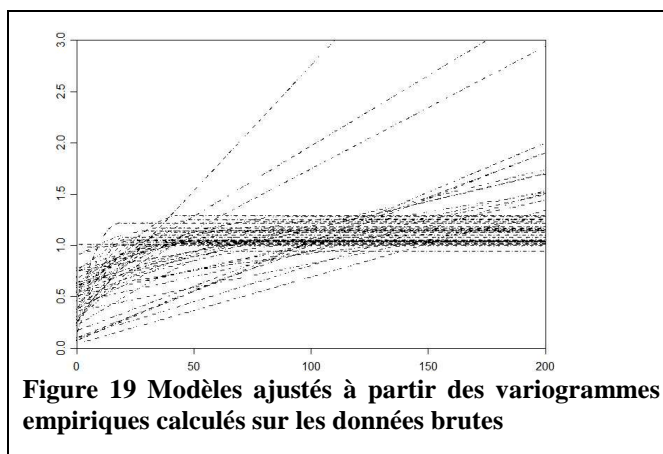
Comme les covariogrammes expérimentaux estimés sont dans l'ensemble nettement plus robustes que les structures variographiques, leur ajustement a été nettement plus aisé. Par définition, les structures sont anisotropes dans la mesure où le covariogramme intègre la géométrie du champ qui n'est pas isotrope dans l'espace. Les directions de l'anisotropie des covariogrammes sont donc dictées par les deux principaux axes du plateau continental, à savoir, la direction 60°, parallèle à la côte et la direction 150°, perpendiculaire à la côte. Le choix de ces seules directions comme directions d'anisotropie se justifie d'autant plus que l'absence d'anisotropie dans le schéma intrinsèque conforte l'origine géométrique du champ de l'anisotropie des covariogrammes transitifs. On notera cependant que l'anisotropie de la composante intermédiaire du covariogramme reflète plus les densités de poulpes et diffère de celle de la composante relative aux grandes distances.

🐙 Synthèse de l'analyse structurale des densités de poulpes

Schéma intrinsèque

Les paramètres d'ajustement des modèles de variogramme sont consignés dans la Table 7. Ils sont relativement variables, en raison de structures spatiales assez différentes d'une campagne à l'autre (Figure 19). On notera par exemple que la portée des structures sphériques varie de 20 à plus de 160 milles nautiques indiquant des échelles de structure très différentes. La pente du modèle linéaire varie également fortement, allant de modèles très structurés à des modèles quasi-pépites. Rappelons que toutes les structures empiriques et les modèles théoriques des campagnes sont représentés individuellement en annexe 4.

L'effet de pépite dû à l'hétérogénéité des données ainsi qu'à une probable insuffisance de l'effort d'échantillonnage est globalement élevé. Représenté en ratio par rapport à la variance expérimentale totale, il peut atteindre jusqu'à 100% mais en moyenne il est d'environ 50%. Comme la variance *a priori* n'est pas toujours définie comme dans le cas du modèle strictement intrinsèque, c'est la variance expérimentale qui sert d'indicateur de la variance totale servant au calcul du ratio pépitique. Ces modèles doivent être considérés avec précaution, sachant que les structures expérimentales utilisées pour l'ajustement s'avèrent peu robustes.



Campagnes	Date	Pépite (T ² /n.mi. ²)	Type	Palier (2) (T ² /n.mi. ²)	Portée (2) (n.mi.)	Pente (T ² /n.mi.)	Var (T ² /n.mi. ²)	% Nugget
11	11-1984	0.09	linéaire	-	-	8.0 10 ⁻⁴	0.15	62
12	07-1985	0.05	sphérique	0.04	48		0.09	59
13	01-1986	0.17	linéaire	-	-	1.5 10 ⁻³	0.27	64
14	07-1986	0.20	sphérique	0.11	91		0.26	75
15	12-1986	0.12	linéaire	-	-	6.0 10 ⁻⁴	0.16	75
16	12-1987	0.03	linéaire	-	-	6.0 10 ⁻⁴	0.05	55
17	06-1988	0.03	sphérique	0.01	30		0.04	91
18	08-1988	0.07	sphérique	0.25	40		0.28	24
19	12-1988	0.05	sphérique	0.02	33		0.06	75
20	05-1989	0.03	sphérique	0.03	46		0.05	49
21	08-1989	0.09	sphérique	0.02	30		0.09	90
22 *	10-1989	0.13	linéaire	-	-	3.8 10 ⁻³	0.21	60
23	03-1990	0.04	sphérique	0.03	83		0.07	54
24	10-1990	0.02	sphérique	0.10	99		0.11	22
25	11-1990	0.06	sphérique	0.07	21		0.13	50
26	07-1991	0.86	linéaire	-	-	8.0 10 ⁻⁴	0.88	98
27	10-1991	0.61	sphérique	1.05	24		1.61	38
28	11-1991	7.69	pépite	-	-		7.62	100
29	05-1993	0.11	sphérique	0.29	53		0.38	29
30 *	10-1993	1.28	linéaire	-	-	0.13	4.17	31
31	04-1994	0.28	sphérique	0.20	86		0.46	61
32	10-1994	0.44	sphérique	1.41	65		1.61	27
33	06-1995	0.07	sphérique	0.14	44		0.19	35
34	10-1995	0.31	sphérique	0.18	35		0.49	63
35	04-1996	0.03	sphérique	0.01	51		0.04	68
36	10-1996	0.05	sphérique	0.21	50		0.20	24
37	04-1997	0.06	linéaire	-	-	6.0 10 ⁻⁴	0.11	51
38	10-1997	5.89	sphérique	7.21	92		10.21	58
39	10-1998	10.77	sphérique	22.78	35		28.61	38
40	04-1999	0.20	sphérique	0.21	70		0.44	47
41	10-1999	3.99	sphérique	10.45	45		11.18	36
42	03-2000	0.67	linéaire	-	-	8.7 10 ⁻³	1.88	36
43	10-2000	13.13	sphérique	17.79	40		27.35	48
44	03-2001	2.08	sphérique	1.01	46		2.98	70
45	09-2001	1.68	sphérique	2.80	18		3.68	46
46	03-2002	0.05	linéaire	-	-	2.8 10 ⁻³	0.32	17
47	09-2002	0.04	sphérique	0.26	20		0.28	13
48	04-2003	0.01	linéaire	-	-	1.9 10 ⁻³	0.19	7
49	10-2003	0.03	sphérique	0.08	112		0.09	38
50	12-2003	0.16	sphérique	0.15	79		0.25	64
51	02-2004	0.06	linéaire	-	-	9.7 10 ⁻³	1.49	4
52	04-2004	0.56	sphérique	0.54	110		1.06	53
53	07-2004	0.03	sphérique	0.03	178		0.06	55
54	09-2004	0.01	linéaire	-	-	1.0 10 ⁻³	0.12	10
55	12-2004	1.33	sphérique	0.68	82		1.70	78
56	05-2005	0.02	linéaire	0.00	-	1.4 10 ⁻³	0.20	10
57	06-2005	0.09	sphérique	1.36	163		1.24	7
58	11-2005	0.65	linéaire	0.01	-	7.3 10 ⁻³	1.46	45
59	05-2006	0.10	linéaire	0.00	-	1.0 10 ⁻³	0.20	51

Table 7 : Paramètres de spécification des modèles de variogramme théorique ajustés sur les variogrammes expérimentaux calculés sur les données brutes. Les (*) indiquent une structure anisotrope dans les directions (50° et 140°) de coefficient d'anisotropie égal à 0.18 (n°22) et 0.25 (n°30).

Représentation transitive

Le fait que les covariogrammes aient été modélisés selon un schéma de structures gigognes, formant un assemblage de structures élémentaires emboîtées les unes dans les autres, permet de décrire la structuration de la variabilité des densités de poulpe selon plusieurs échelles de distances. La visualisation de ces modèles en mode normé par la valeur expérimentale de $g(0)$, égale à $\sum z(x)^2$ et équivalente à une variance expérimentale totale (qu'on désignera par variance totale), met en évidence un schéma stable d'une campagne à l'autre (Figure 21), qu'il est difficile de constater avec les variogrammes. Il y a deux raisons à cela :

- La distribution fortement dissymétrique, l'hétérogénéité spatiale et l'effort d'échantillonnage probablement insuffisant pour certaines des campagnes entraînent des structures expérimentales peu robustes qui sont à l'origine de modèles peu représentatifs de la réalité. Le covariogramme est par construction moins sensible à ces contraintes et donc plus robuste.
- Par ailleurs, contrairement au variogramme, le comportement du covariogramme intègre la forme géométrique du champ qui contribue à une stabilisation du schéma « covariographique ». D'une part, parce que la géométrie du champ change relativement peu d'une campagne à l'autre et d'autre part, parce qu'elle configure le comportement du covariogramme aux grandes distances notamment en le forçant à s'annuler au niveau de la portée, et ce par défaut sachant qu'en transitif, le champ de distribution est supposé fini dans l'espace et couvert par le réseau d'échantillonnage.

Le fait que les portées soient relativement stables indique que le champ de distribution l'est également. Or l'abondance varie énormément d'une campagne à l'autre. Comme $Q^2 = \int g(h)$, les fluctuations de l'abondance se répercutent sur la hauteur de $g(0)$, ce qui explique la stabilité des covariogrammes normés. Globalement cela voudrait dire que la distribution de poulpe ne serait pas densité-dépendante. L'augmentation de l'abondance interviendrait sur le niveau d'agrégation plus que sur l'aire de distribution. Cette conclusion mériterait cependant d'être approfondie notamment par les méthodes proposées à cet effet par Petitgas (1998).

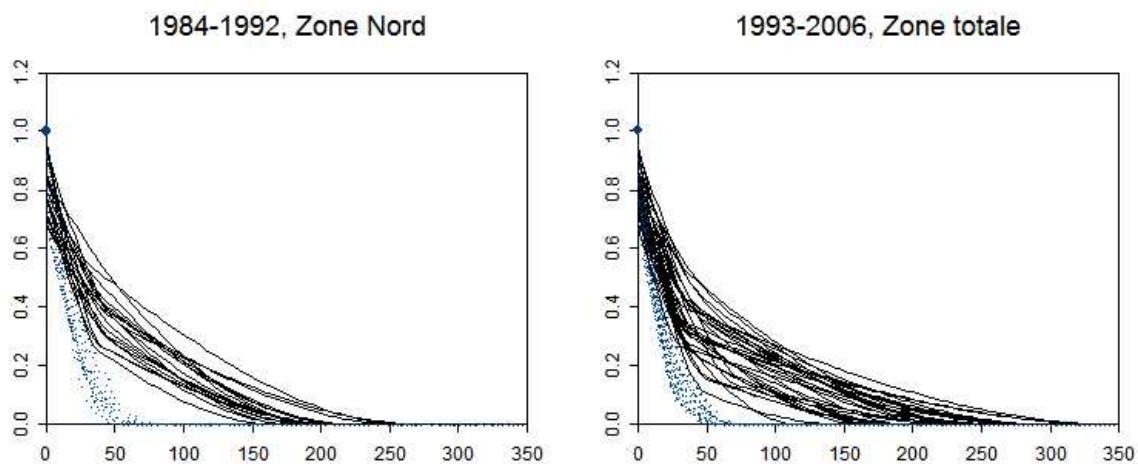


Figure 21 Modèles de covariogramme normés superposés pour la zone nord (1984-1992) et la zone totale (1993-2006). Les distances sont représentées en milles nautiques et le covariogramme s'exprime en $T^2/n.mi.^2$.

La stabilité du schéma covariographique a facilité sa modélisation pour l'ensemble des campagnes formé d'une composante pépitique et de deux composantes sphériques, dont les paramètres sont consignés ci-dessous (Table 8). Globalement, à un niveau de variance (et d'abondance) près, tous ces modèles présentent la même configuration et reflèteraient donc une structuration des densités de poulpes relativement stable d'une campagne à l'autre.

L'effet de pépite qui mesure le niveau de discontinuité du modèle au voisinage de zéro reflète le niveau d'hétérogénéité spatiale des densités de poulpes intégrant les possibles erreurs d'échantillonnage. La variabilité issue d'une microstructure (Matheron, 1970), c'est-à-dire d'une structuration de la variabilité des densités à une échelle de distances bien inférieure au pas d'échantillonnage et donc non détectable par le réseau d'observation est également assimilée à l'effet de pépite par le covariogramme (à l'instar du variogramme).

Pour mesurer son importance par rapport à la variabilité totale, on calcule les ratios par rapport à $g(0)$ et on constate qu'ils sont relativement faibles par rapport à ce que l'on observe pour les variogrammes dont l'effet de pépite occupe une grande part de la variabilité (jusqu'à 100%).

Dans le cas des covariogrammes, les ratios varient entre 3.7% et 33.5% avec une moyenne de 18.9% (Figure 22). On attribue cette différence d'importance relative de l'effet de pépite à la différence entre le covariogramme et le variogramme quant à la robustesse des structures expérimentales ainsi qu'à l'effet structurant du champ géométrique dans le covariogramme.

L'effet de pépite est la composante « déstructurée » du covariogramme en zéro (N dans la Figure 23) et sa composante « structurée » est la somme des paliers des deux structures sphériques (S1+S2 dans la Figure 23). L'estimation de l'importance relative de chacune de ces composantes (contribution dans la variance totale) est le fruit d'un processus purement subjectif qui consiste à interpoler des points expérimentaux dans l'axe des ordonnées. Or, comme on le verra par la suite lors de la formulation des variances d'estimation selon des différents scénarios d'échantillonnage, la variance d'estimation dépend essentiellement du covariogramme au voisinage de l'origine. On notera donc l'importance et l'attention à apporter au comportement du covariogramme aux petites distances au moment de l'ajustement du modèle.

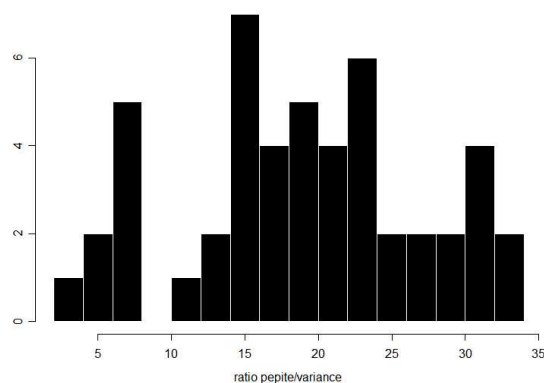


Figure 22 : Distribution du pourcentage de l'effet de pépite dans la variance totale des modèles de covariogramme (1984-2006).

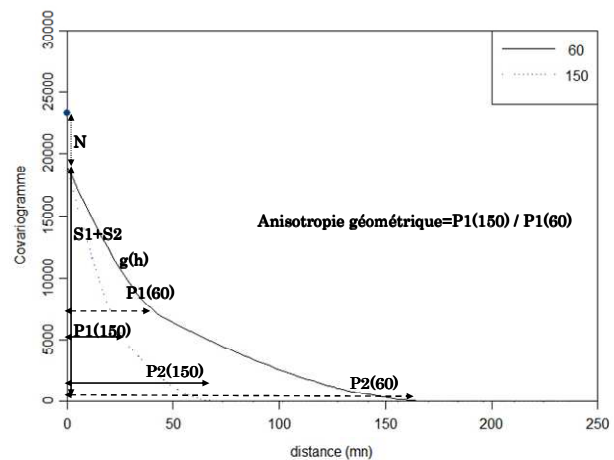


Figure 23 : Configuration type du covariogramme pour la structuration des densités de poulpes

La première composante sphérique du covariogramme (forte pente) décrit la forte variabilité des densités de poulpes liée aux zones de concentrations qui s'étendent dans l'axe des profondeurs sur une distance de 20 à 40 milles nautiques selon la campagne (P1(150) dans Figure 23). Par anisotropie géométrique, ces zones de concentrations s'étendent sur de plus grandes distances (entre 30 et 50 N.mi.) dans l'axe des isobathes (portée P1(60) dans Figure 23) et présentent un rapport d'anisotropie (quotient entre la plus faible et la plus forte portée) qui est en moyenne 0.7 (Table 8).

La seconde composante sphérique (de faible pente) qui décrit une plus faible variabilité des densités de poulpe sur une échelle de distances plus grandes est quant à elle liée aux densités de poulpes qui s'étendent au reste du champ de distribution. Les portées (P2(60) et P2(150) dans Figure 23) qui sont plus étendues que celles du premier niveau de structuration représentent simplement les limites géométriques du champ : 60 à 70 N.mi. pour l'axe 150° et 150 à 350 N.mi. pour l'axe 60° donnant un rapport d'anisotropie de 0.3 en moyenne.

Concernant la direction 60° (parallèle à la côte), la portée est très variable à cause du réseau d'échantillonnage qui n'atteignait pas toujours la limite sud du plateau. L'amplification de l'anisotropie est liée à la forme géométrique du champ de distribution particulièrement allongée.

D'une campagne à l'autre on note des différences dans la transition entre les deux composantes sphériques. Plus la transition est marquée (point d'inflexion très marqué), plus les zones de fortes concentrations se distinguent du reste du champ de distribution. En effet, les points d'inflexion des covariogrammes définissent l'étendue de la portée directionnelle de la première composante et permettent donc de distinguer la structuration des zones concentrées de celle des zones moins concentrées et plus étendues. La différence des rapports d'anisotropie montre par ailleurs que les zones concentrées présentent leurs propres anisotropies indépendantes de celle du champ.

N°	Date	Pépité (T ² /n.mi. ²)	Palier 1 (T ² /n.mi. ²)	Portée 1 (n.mi.)	C. ani. 1 (%)	Palier 2 (T ² /n.mi. ²)	Portée 2 (n.mi.)	C. ani. 2 (%)	Direct° (°)
11	11-1984	816	757	34	0.70	1247	68	0.30	50/140
12	07-1985	430	500	30	0.90	1800	80	0.30	60/150
13	01-1986	404	2940	33	0.70	2569	65	0.30	60/150
14	07-1986	1127	1138	40	0.85	3342	75	0.30	50/140
15	12-1986	990	500	30	0.70	1596	65	0.25	60/150
16	12-1987	180	98	30	0.45	828	50	0.25	60/150
17	06-1988	134	365	40	0.70	445	70	0.25	60/150
18	08-1988	327	3333	30	0.80	2216	50	0.30	60/150
19	12-1988	213	196	35	0.70	354	62	0.30	60/150
20	05-1989	143	139	31	0.70	354	61	0.30	60/150
21	08-1989	320	364	36	0.70	737	58	0.30	60/150
22	10-1989	586	221	30	0.70	1054	56	0.25	60/150
23	03-1990	44	703	30	0.70	433	65	0.30	60/150
24	10-1990	261	356	33	0.70	525	62	0.30	50/140
25	11-1990	793	85	35	0.45	1742	50	0.25	60/150
26	07-1991	2756	4459	32	0.70	9277	66	0.30	60/150
27	10-1991	1711	9126	37	0.70	16225	69	0.35	50/140
28	11-1991	11178	19866	31	0.75	18028	75	0.35	60/150
29	05-1993	912	5583	53	0.65	2242	75	0.30	60/150
30	10-1993	17235	18928	30	0.60	44362	75	0.40	60/150
31	04-1994	2814	2920	30	0.50	10423	60	0.25	60/150
32	10-1994	4339	8025	30	0.65	10930	70	0.40	60/150
33	06-1995	704	1773	30	0.85	2144	70	0.20	60/150
34	10-1995	1972	4732	35	0.85	4444	70	0.20	50/140
35	04-1996	146	354	30	0.80	290	70	0.20	60/150
36	10-1996	1103	1490	30	0.60	1278	70	0.30	50/140
37	04-1997	638	1307	35	0.85	1068	70	0.20	60/150
38	10-1997	34031	38174	27	0.70	68846	50	0.40	50/140
39	10-1998	54355	222158	30	0.60	70040	60	0.40	60/150
40	04-1999	1653	2367	30	0.75	3014	65	0.30	50/140
41	10-1999	23598	96050	30	0.60	38817	60	0.30	60/150
42	03-2000	1953	17806	30	0.70	20511	70	0.30	60/150
43	10-2000	33131	285912	30	0.60	109411	60	0.30	60/150
44	03-2001	23279	14532	30	0.60	36507	70	0.25	60/150
45	09-2001	13803	12723	30	0.70	14720	55	0.25	50/140
46	03-2002	2405	4379	30	0.50	5979	70	0.25	60/150
47	09-2002	1400	2098	30	0.80	1992	60	0.20	70/160
48	04-2003	1014	4016	30	0.40	1547	60	0.25	60/150
49	10-2003	253	727	25	0.70	708	60	0.20	60/150
50	12-2003	1105	1396	30	0.70	2444	60	0.20	60/150
51	02-2004	9146	16246	30	0.70	18978	60	0.25	60/150
52	04-2004	3288	8199	26	0.70	13447	75	0.25	70/160
53	07-2004	186	316	25	0.80	491	50	0.25	70/160
54	09-2004	459	357	30	0.70	1533	50	0.20	60/150
55	12-2004	10465	15857	27	0.85	12150	60	0.20	60/150
56	05-2005	255	1101	30	0.60	2473	50	0.25	60/150
57	06-2005	1680	12712	30	0.75	8797	60	0.20	60/150
58	11-2005	6961	3799	30	0.60	11342	50	0.20	60/150
59	05-2006	632	1210	30	0.60	2957	70	0.30	60/150

Table 8 : Paramètres des modèles de covariogrammes transitifs ajustés pour l'ensemble des campagnes. Noter que jusqu'en 1991 (n°28), les covariogrammes sont calculés sur la zone nord uniquement.

1.4.4. Synthèse

L'analyse exploratoire des densités de poulpes qui a été réalisée en vue d'une confrontation des modèles géostatistiques envisagés aux données a permis de dégager les éléments suivants :

Les cartes de la moyenne et de la variance des densités locales ont mis en évidence des zones de présences préférentielles du poulpe avec une certaine dérive spatiale qui dévoilent l'inadéquation de l'hypothèse de stationnarité. Seules l'hypothèse de quasi-stationnarité ou encore l'hypothèse d'un modèle quasi-intrinsèque sont à envisager à côté de modèles non-stationnaires. Ceci est confirmé par l'analyse du comportement aux grandes distances de la covariance non centrée qui, sans pouvoir affirmer avec certitude l'effet de bord, montre bien un phénomène de dérive directionnelle. Celle-ci est par ailleurs mise en évidence pour de nombreuses campagnes au moyen de diagrammes de distribution directionnelle des densités de poulpes.

L'analyse variographique des densités de poulpe qui a été réalisée dans le cadre d'un schéma intrinsèque a montré qu'en raison de distributions très dissymétriques et une hétérogénéité spatiale relativement importante, les variogrammes expérimentaux s'avèrent peu robustes. Ceci est d'autant plus marqué que l'effort d'échantillonnage est relativement faible concernant les campagnes effectuées avant 1998. Les différentes méthodes de « robustifications » ne sont pas soit pas compatibles avec le caractère très dissymétrique des distributions (variogramme des données log-translatées), ou n'ont qu'un léger effet stabilisateur, et cela uniquement pour certaines des campagnes (variogramme pondéré par les fréquences de distribution).

On a rencontré beaucoup de difficultés à modéliser les variogrammes à cause de la faible robustesse des structures expérimentales. Bien que les covariances non-centrées aient révélé une anisotropie apparente, celle-ci semble inaccessible sur les variogrammes. Afin de réduire leur instabilité et leurs fluctuations liées au manque de robustesse on a souvent eu recours à des pas de calcul très grands, ce qui a permis de mettre en évidence des structures à grande échelle, mais leur comportement aux petites distances ne pouvait donc pas être modélisé avec précision, d'autant plus qu'on ne dispose que de très peu de paires de points appartenant à l'intervalle des petites distances. Certaines campagnes ont cependant présenté une structuration relativement évidente aux petites distances et on a alors favorisé sa modélisation plutôt que celle des grandes distances dans la mesure où le calcul de la variance d'estimation dépend essentiellement de la forme du variogramme aux petites distances.

L'analyse variographique réalisée dans le cadre d'une représentation transitive a montré au contraire que les covariogrammes expérimentaux sont nettement plus stables et semblent être un outil spatial particulièrement adapté aux données, et de manière générale aux données de densité de poissons (Bez et al. 1995). Le fait que le covariogramme transitif décrive simultanément les propriétés des densités et du champ géométrique a pour effet de le stabiliser et d'en faire un outil nettement plus robuste que le variogramme. Le covariogramme est d'autant plus intéressant pour l'analyse variographique qu'à cette étape, on est dans un cadre d'analyse descriptive des caractéristiques spatiales de la régionalisation et qu'on ne se préoccupe pas encore des considérations probabilistes ou d'estimation. La modélisation des structures expérimentales de l'ensemble des campagnes a mis en évidence une structuration constituée de trois composantes emboîtées d'échelles de distances différentes, traduisant des caractéristiques physiques réelles de la distribution du poulpe qui sont résumées dans la Table 9.

Modèle de structure	Echelle de distances (axe bathymétrique)	Anisotropie	Domaine de structuration
Effet de pépite	~ 1 N.mi.	-	Support (hétérogénéité spatiale, erreurs d'échantillonnage)
Modèle sphérique	< 30 N.mi.	0.7	Zones de concentrations
Modèle sphérique	> 30 N.mi.	0.25	Aire de distribution

Table 9 : Synthèses des caractéristiques structurales des densités de poulpes décrites dans le cadre transitif

En vue d'une estimation globale par les techniques géostatistiques (Chap. 2), on devra donc tenir compte de toutes ces conclusions pour définir les choix méthodologiques qu'on aura à effectuer par la suite.

A ce propos, il est important de noter que la géostatistique s'appuie essentiellement sur le modèle spatial qu'on peut considérer comme l'élément clé de tous les calculs d'estimation. Contrairement à la statistique classique on ne s'intéresse pas à la distribution statistique de la régionalisation. Cette « indifférence » vis-à-vis de la distribution statistique n'est cependant qu'apparente car en fait, elle intervient indirectement sur la qualité de la précision (géostatistique) de l'estimateur.

En effet, si on pouvait répéter plusieurs échantillonnages successifs ou simuler une série d'échantillons d'une même réalité physique, on verrait que chaque échantillonnage produirait un variogramme (covariogramme) expérimental différent. Les variogrammes (covariogrammes) expérimentaux relatifs aux différents échantillonnages fluctueraient à l'intérieur d'une fourchette plus ou moins grande dont l'amplitude dépendrait directement de la distribution statistique de la variable régionalisée. Plus celle-ci est dissymétrique comme pour la densité de poulpes, plus la fourchette serait importante, de même qu'elle s'élargirait d'autant plus que l'effort d'échantillonnage serait réduit. Cette fourchette de fluctuation des variogrammes (covariogrammes) expérimentaux conduirait à son tour à une fourchette de fluctuation de modèles inférés dont la plus ou moins grande amplitude affaiblirait de manière plus ou moins conséquente la qualité de la précision géostatistique de l'estimation globale. La qualité de la précision pourrait être mesurée (Petitgas, 1991) si on considère que le modèle inféré servant au calcul de la variance d'estimation globale (transitif ou intrinsèque), spécifique à un échantillonnage donné, est une variable aléatoire qui a pour variance l'espérance de l'erreur quadratique entre la structure inférée $\gamma^*(h)$ et la structure réelle $\gamma_r(h)$: $E[\gamma^*(h) - \gamma_r(h)]^2$. Ainsi, plus cette variance est importante, plus le choix du modèle théorique qu'on effectuera pour le calcul de variance d'estimation perd de sa pertinence et de sa qualité.

Finalement, la conséquence directe de ce constat est qu'à cause du caractère hétérogène et dissymétrique des densités de poulpes, on devra donc s'attendre à inférer des modèles structuraux dotés d'une fourchette de fluctuation d'échantillonnage nettement plus importante dans le cas d'un schéma intrinsèque que dans le cas d'une représentation transitive en raison de la bien plus grande robustesse des covariogrammes transitif. Ceci entraînera une sensible diminution de l'efficacité de la variance d'estimation de la moyenne globale (intrinsèque) par rapport à la variance d'estimation de l'abondance totale d'une représentation transitive.

2. ESTIMATIONS GLOBALES GEOSTATISTIQUES DU POULPE

2.1. Introduction

L'estimation directe de l'abondance des stocks de poissons à partir des données de campagne est une problématique courante pour laquelle la géostatistique a souvent été appliquée. Cependant ces cas d'applications ont souvent concerné le cadre stationnaire ou intrinsèque (Conan, 1985 ; Conan et al. 1989). L'écart des conditions stationnaires comme la présence d'un effet proportionnel, était parfois détecté et pris en compte par le calcul d'un variogramme relatif à la moyenne locale (Conan et al., 1992 ; Maynou 1998) ou de manière un peu plus élaborée comme nous allons voir par la suite (Petitgas, 1991). Pour les données qui s'éloignent des conditions de stationnarité, l'approche transitive a été proposée (Bez et al., 1995 ; Bez, 2002) mais elle a été jusqu'à présent très peu utilisée. Les analyses préliminaires que l'on a effectuées dans la partie 1 ont montré que les hypothèses de stationnarité exigées par les modèles intrinsèques étaient peu réalistes. Il faut donc faire appel aux modèles non stationnaires qu'on pourrait caractériser par une espérance de la FA non constante dans l'espace qui représenterait la dérive. Celle-ci correspondrait bien à la réalité des données de poulpe.

Parmi les modèles non stationnaires basés sur l'approche probabiliste, Petitgas (2001) a défini dans une revue dédiée aux méthodes géostatistiques en halieutiques, deux grandes classes de modèles non stationnaires. Les modèles locaux cherchent à déterminer le comportement moyen de la dérive à l'intérieur d'une fenêtre de travail locale (quasi-intrinsèques, FAI-k). Les modèles globaux cherchent au contraire à spécifier explicitement la dérive dans l'ensemble du domaine en s'appuyant sur la distinction dans la FA d'une composante déterministe (dérive) et d'un résidu aléatoire (Krigage universel, GAM/GLM...). Cependant, les modèles non stationnaires géostatistiques mentionnés ci-dessus concernent généralement des problématiques d'estimation locale et ne sont valides qu'à l'échelle du voisinage glissant choisi à cet effet (Emery, 2001). Ils ne sont donc pas ou peu adaptés aux estimations globales, à l'exception du modèle quasi-intrinsèque, dont l'intérêt pour l'estimation globale a déjà été illustré par les travaux sur la cartographie et l'estimation de l'abondance du merlu de Petitgas and Poulard (1989) ou de Petitgas (1991).

En fait, les conditions quasi-intrinsèques supposent que la dérive est suffisamment régulière pour qu'à l'échelle locale les conditions de stationnarité (intrinsèques) soient à peu près remplies. Le modèle quasi-intrinsèque est donc une extension du modèle intrinsèque à des conditions moins restrictives qui entraînent en contrepartie une réduction du champ d'action du modèle (intrinsèque) à une fenêtre spatiale localisée. Procéder à des estimations dans les conditions quasi-intrinsèques revient donc à les effectuer en conditions intrinsèques à travers des fenêtres spatiales locales, ce qui permet de traiter un grand nombre de phénomènes qui sont à priori non stationnaires. Autant cette démarche peut paraître naturelle pour les estimations locales (krigeage ponctuel) car on n'y utilise généralement que le voisinage du point à estimer, autant elle l'est nettement moins pour l'estimation globale qui, par définition, sollicite l'ensemble des points du champ. Cependant, certaines conditions particulières d'échantillonnage permettent de réunir les conditions nécessaires à l'estimation avec un modèle quasi-intrinsèque, notamment en SASS (Petitgas, 1991). Dans le cadre de deux schémas d'échantillonnage différents (SASS et SASG) et à travers différents cas d'application, on tente de présenter les différentes manières d'effectuer une estimation globale, allant du cadre intrinsèque stricte au cadre quasi-intrinsèque et passant de modèles intrinsèques à des modèles conditionnels à la moyenne locale (Chap. 2.2).

Au contraire de l'approche intrinsèque, l'approche transitive dont le caractère déterministe élude la question de stationnarité, propose une méthodologie adaptée aux processus non stationnaires. Cette méthode dont l'estimateur est *design-based* et la variance d'estimation est *model-based* ne peut s'appliquer pour un échantillonnage quelconque. Développée au départ dans le cadre d'une grille régulière (Matheron, 1965), Petitgas (1991) l'a appliquée dans un cadre particulier sur des données acoustiques. Bez et al. (1995) ont proposé un élargissement de son champ d'application au cas d'une grille irrégulière suivant un plan SASG et l'ont appliqué au cas des données de chalutage du merlu, puis Bez (2002) proposa une méthodologie d'estimation de l'abondance par les techniques transitives pour le protocole SASG. Or lorsque sa réalisation n'est pas strictement respectée, les déformations peuvent fragiliser la pertinence des résultats. On propose donc de considérer le plan SASG déformé comme le fruit d'un processus ponctuel aléatoire à densité régionalisée et d'utiliser la variance d'estimation formulée à cet effet par Emery (2001). On verra que cette démarche permet de produire un estimateur plus robuste, dont la variance d'estimation est plus pertinente qu'avec celle du SASG (Chap. 2.3).

Pour faciliter la lecture des analyses qui vont suivre, rappelons ci-dessous quelques définitions :

Champ	Zone de présence du poulpe (densité non nulle)
Domaine	La surface échantillonnée correspondant au plateau continental
SR	Schéma d'échantillonnage régulier
SASS	Schéma aléatoire stratifié statistique.
SASG	Schéma aléatoire stratifié géostatistique
SAP	Schéma aléatoire préférentiel
SASG PS	Schéma aléatoire stratifié géostatistique post-stratifié (à définir ultérieurement)

2.2. Estimation de la moyenne globale en intrinsèque

2.2.1. Théorie de la variance dans un schéma intrinsèque

2.2.1.1. Les différentes variances du schéma intrinsèque

En géostatistique intrinsèque, plusieurs variances sont sollicitées dans l'expression de la variance d'estimation. On présente ici les principales notions de variance qui seront nécessaires à la compréhension de la théorie de la variance.

Variance expérimentale et dispersion statistique

La variance expérimentale décrit la dispersion des observations autour de la moyenne expérimentale \bar{z} :

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z(x_i) - \bar{z})^2$$

Cette variance expérimentale et statistique est une approximation discrète de la dispersion statistique de la variable régionalisée de support ponctuel $z(x)$ au sein de V :

$$s^2(\circ|V) = \frac{1}{|V|} \int_V [z(x) - z(V)]^2 dx$$

Quand V représente le domaine auquel appartiennent les points x_i , $i \in [1, n]$ et que $z(V) = \bar{z} = \frac{1}{|V|} \int_V z(x) dx$

A la différence de la variance expérimentale, la dispersion statistique est une grandeur géostatistique car elle dépend de la géométrie de V .

Variance a priori

La variance *a priori* est la variance théorique de la fonction aléatoire $Z(x)$:

$$\sigma^2 = \text{Var}\{Z(x)\} = E\{(Z(x) - m(x))^2\} = E\{Z(x)^2\} - m(x)^2$$

Cette variance théorique n'existe pas toujours et peut être infinie lorsque la capacité de dispersion de la variable est illimitée. En cas de stationnarité de la FA, la variance expérimentale peut être un estimateur de la variance *a priori* si toutefois la portée de la structure spatiale de $Z(x)$ est bien inférieure aux limites du champ.

Variance d'extension et variance d'estimation

Variance d'extension

Soit $Z(x)$ une fonction aléatoire intrinsèque. $Z(V)$ et $Z(V')$ sont les densités moyennes (régularisées) dans les domaines V et V' .

La variance d'extension est la variance de l'écart entre ces deux densités moyennes : $\sigma_e^2(V, V') = \text{Var}\{Z(V') - Z(V)\}$. Elle exprime la variance de l'erreur que l'on commet en attribuant à V' la densité moyenne $Z(V)$ de V (Matheron, 1970).

Par définition, elle est égale à :

$$\sigma_e^2(V, V') = \text{Var}\{Z(V')\} + \text{Var}\{Z(V)\} - 2\text{Cov}\{Z(V), Z(V')\}$$

La variance d'extension peut alors être exprimée soit en termes de covariance soit en termes de variogramme pour aboutir à l'expression générale :

$$\sigma_e^2(V, V') = \bar{C}(V, V) + \bar{C}(V', V') - 2\bar{C}(V, V')$$

$$\begin{aligned}\sigma_e^2(V, V') &= 2\bar{\gamma}(V, V') - \bar{\gamma}(V, V) - \bar{\gamma}(V', V') \\ &= 2\frac{1}{|V||V'|} \iint_{V, V'} \gamma(x-y) dx dy - \frac{1}{|V|^2} \iint_{V, V'} \gamma(x-y) dx dy - \frac{1}{|V|^2} \iint_{V, V'} \gamma(x-y) dx dy\end{aligned}$$

Variance d'estimation

Si on se place dans le cadre particulier qui nous concerne qui est celui de l'estimation d'une moyenne globale $Z(V)$ de la FA Z pour le domaine V , à partir de l'ensemble des n valeurs expérimentales

$\{z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_n)\}$ dont la moyenne arithmétique $Z^*(V) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z(x_i)$ est l'estimateur, il suffirait

de reformuler la variance d'extension en considérant le domaine V' comme étant constitué de l'ensemble des points expérimentaux pour obtenir la variance d'estimation qui s'exprimerait alors ainsi :

$$Var\{Z(V)^* - Z(V)\} = 2 \sum_{\alpha=1}^n \frac{1}{n|V|} \int \gamma(x_\alpha - x) dx - \frac{1}{n^2} \sum_{\alpha=1}^n \sum_{\beta=1}^n \gamma(x_\alpha - x_\beta) - \frac{1}{|V|^2} \iint_{V, V'} \gamma(x-y) dx dy$$

On voit clairement la similitude entre la variance d'estimation et la variance d'extension qui ne présentent pas de différence conceptuelle entre elles, si ce n'est que dans le domaine minier on réserve habituellement le terme de variance d'extension à l'estimation d'une « zone d'influence » par son échantillon unique et celui de la variance d'estimation à l'estimation d'un gisement à partir d'un nombre d'échantillons plus important (Matheron 1970).

Variance de dispersion

La variance de dispersion de v dans V communément désignée par $D^2(v|V)$ est une généralisation de la dispersion statistique $s^2(\circ|V)$ au cadre probabiliste des Fonctions Aléatoires qui intègre le formalisme de la notion de support.

En l'introduisant, Matheron (1970) souligne qu'elle n'a de sens précis que lorsque V est exactement la réunion d'un ensemble de supports disjoints et égaux au support v et translatsés les uns des autres. Lorsque le support v est ponctuel, on est dans le cas le plus évident, qui est celui nous intéresse, où V est naturellement la réunion de l'ensemble des points et dont la variance de dispersion est désignée par : $D^2(\circ|V)$

On effectue le passage de la dispersion statistique $s^2(\circ|V) = \frac{1}{|V|} \int_V [z(x) - z(V)]^2 dx$ à sa version probabiliste

en l'interprétant comme étant la variance conditionnelle (à réalisation fixée) de la variable aléatoire $Z(x)$ qui est obtenue en implantant un point x dans V au hasard avec une densité de probabilité uniforme (Matheron, 1970). En déconditionnant la variable aléatoire $Z(x)$ vis-à-vis de sa réalisation pour devenir une fonction aléatoire, ce qui revient à passer de la dimension spatiale à la dimension *topo-probabiliste*, on obtient alors la variance de dispersion $D^2(\circ|V)$ par l'espérance de la dispersion statistique :

$$D^2(\circ|V) = E\{s^2(\circ|V)\} = \frac{1}{|V|} E\left\{\int_V [Z(x) - Z(V)]^2 dx\right\}$$

Par linéarité et stationnarité, on montre que la variance de dispersion est la moyenne des variances d'extension des points de V dans V : $D^2(\circ|V) = \frac{1}{|V|} \int_V E[Z(x) - Z(V)]^2 dx = \frac{1}{|V|} \int_V \sigma_e^2(x, V) dx$

Il est aisé de montrer alors que :

$$D^2(\circ|V) = \frac{1}{|V|^2} \iint_{V, V'} \gamma(x-y) dy dx$$

$$\begin{aligned} D^2(\circ|V) &= \bar{\gamma}(V, V) \\ &= C(0) - \bar{C}(V, V) \end{aligned}$$

La variance de dispersion est égale à la valeur moyenne du variogramme $\gamma(h)$ pour toutes les distances possibles dans le domaine V , ou à la variance *a priori* de la FA moins la variance de sa régularisée dans V (variance de la moyenne globale de $Z(x)$ dans V). Comme la dispersion statistique, elle dépend du domaine V . L'effet de V sur $D^2(\circ|V)$ est d'autant plus faible que V est grand par rapport à la portée de la fonction de covariance. Ce résultat est important lorsqu'il s'agit d'approximer la variance *a priori*. Concrètement, la variance expérimentale est une approximation discrète de la dispersion statistique de $z(x)$ qui, à son tour, est un estimateur de la variance de dispersion en cas de stationnarité. Lorsque le domaine V est grand par rapport à la portée de la covariance de $Z(x)$, la variance de la régularisée devient négligeable par rapport à la variance *a priori* : $\bar{C}(V, V) \ll C(0)$, configuration qui nous conduit à une variance de dispersion à peu près égale à la variance *a priori* : $D^2(\circ|V) \approx C(0)$ et qui nous autorise à considérer la variance expérimentale comme étant un estimateur de la variance théorique de la FA Z . Ceci est également possible lorsque la fonction de covariance est pépitique et que $\bar{C}(V, V) = 0$.

L'expression de la variance de dispersion peut être généralisée au cas d'un support non ponctuel v , sachant que seul le cas où V est la réunion d'un ensemble de supports disjoints tous égaux à v que la variance de dispersion a un sens physique :

$$\begin{aligned} D^2(v|V) &= \bar{\gamma}(V, V) - \bar{\gamma}(v, v) \\ &= \bar{C}(v, v) - \bar{C}(V, V) \end{aligned}$$

Lorsqu'on est dans le cadre intrinsèque strict et que le variogramme n'est pas borné, la variance de dispersion croît indéfiniment à mesure que la taille du champ augmente, sachant que $\bar{\gamma}(V, V)$ augmente indéfiniment avec V . La capacité de dispersion est alors infinie.

2.2.1.2. Les formulations particulières de la variance d'estimation

Cas d'un schéma quelconque (SQ)

Estimateur design-based

On cherche à estimer la moyenne globale de la densité de poulpes $z(x)$ pour un domaine A , dont la valeur est :

$$z(A) = \frac{1}{|A|} \int_A z(x) dx$$

On suppose que $z(x)$ est une réalisation d'une FA $Z(x)$ intrinsèque ou quasi-intrinsèque, ce qui permet de considérer la moyenne à estimer comme une variable aléatoire $Z(A)$. Dans le cas présent, on a choisi A arbitrairement en fonction de l'aire de distribution du poulpe observée expérimentalement. En pratique, A représente pour chaque campagne un polygone qu'on a tracé manuellement pour délimiter l'aire de distribution du poulpe, par élimination subjective des zéros extérieurs.

On utilise ici un estimateur *design-based* car il dépend de la configuration du schéma d'échantillonnage. Dans le cas d'un réseau d'échantillonnage régulier $\{x_\alpha, \alpha = 1, \dots, n\}$, chaque observation $z(x)$ a la même surface d'influence. L'estimateur le plus simple de la moyenne globale est la moyenne arithmétique :

$$Z^* = \frac{1}{n} \sum_{\alpha=1}^n Z(x_\alpha)$$

Dans le cas d'un réseau d'échantillonnage irrégulier, les observations n'ont pas la même surface d'influence. On utilise alors une moyenne pondérée :

$Z^* = \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha} Z(x_{\alpha})$, avec w_{α} qui représente l'importance relative de la surface d'influence par rapport à A .

L'expression de la variance d'estimation a été présentée dans le chapitre précédent (2.2.1) et est de la forme :

$$\text{Var}[Z^* - Z(A)] = 2 \sum_{\alpha=1}^n \frac{w_{\alpha}}{|A|} \int_A \gamma(x_{\alpha} - x) dx - \sum_{\alpha=1}^n \sum_{\beta=1}^n w_{\alpha} w_{\beta} \gamma(x_{\alpha} - x_{\beta}) - \frac{1}{|A|^2} \int_A \int_A \gamma(x - y) dx dy$$

Elle combine les expressions exactes et approchées d'une même intégrale. Elle fait intervenir le modèle spatial (variogramme), la géométrie du domaine à estimer (A), la configuration du réseau d'échantillonnage ainsi que de la disposition des échantillons par rapport au domaine A .

La variance d'estimation sera d'autant plus faible que le réseau d'échantillonnage est dense et homogène dans l'espace et que le variogramme est régulier, c'est-à-dire que la régionalisation (densité de poulpes) est régulière dans l'espace (Matheron 1970). La variance d'estimation apparaît indépendante des valeurs prises par les densités expérimentales, ce qui peut être fort utile lorsqu'on veut programmer une campagne et qu'on a une idée sur le modèle spatial de la régionalisation. On peut alors effectuer une étude de simulation d'échantillonnage préalable et décider du maillage du réseau en fonction du niveau de variance espéré. Cela suppose cependant la connaissance du modèle spatial qu'on tire des campagnes précédentes.

L'intérêt majeur de cette formulation de la variance d'estimation est qu'elle est très générale et applicable quel que soit le dispositif d'échantillonnage ou la configuration du domaine. Elle est facilement calculable du moment qu'on a des valeurs expérimentales, le modèle spatial (variogramme) et le polygone délimitant A . Elle présente cependant un défaut de taille qui est qu'elle fait intervenir le modèle spatial pour toutes les distances à l'intérieur du domaine. Or il est communément établi que le variogramme perd énormément de sa robustesse pour les distances supérieures à la moitié du domaine car le nombre de paires de points servant à son calcul diminue fortement. D'ailleurs, on recommande en général de ne « faire confiance » qu'à la partie du variogramme calculée pour les distances inférieures à la moitié du champ de la variable.

Si on est dans le cadre d'une FA intrinsèque, théoriquement rien ne nous interdit d'utiliser le variogramme pour l'ensemble des distances du domaine auquel appartiennent les points d'échantillonnage x_i . La faible robustesse aura probablement un impact sur l'optimalité de la variance d'estimation mais ne constitue pas un facteur rédhibitoire. Par contre en cas d'hypothèse quasi-intrinsèque, on ne peut pas utiliser le variogramme au-delà d'une échelle locale, autant dire que cette formulation de la variance d'estimation n'est guère valable en quasi-intrinsèque. On verra cependant que pour certains schémas d'échantillonnage particuliers, la quasi-stationnarité devient envisageable.

Estimateur model-based

On peut également estimer la moyenne globale par krigeage. On s'appuie sur les mêmes hypothèses de stationnarité. Au lieu d'imposer un estimateur *design-based* i.e. la moyenne arithmétique ou pondérée, on détermine un estimateur *model-based* linéaire (combinaison linéaire des observations expérimentales) qui soit optimal i.e. dont les poids minimisent la variance d'estimation.

Le krigeage est généralement considéré comme une technique d'estimation locale. Il permet d'effectuer des estimations ponctuelles avec le krigeage ponctuel ou des estimations de blocs avec le krigeage par bloc. Cependant, le krigeage par bloc présente la méthodologie pour l'estimation globale. Il suffit d'étendre le bloc à tout le domaine.

L'exemple de krigeage le plus courant est celui du *krigeage ordinaire* qui correspond à la situation, assez commune, où la moyenne est supposée inconnue.

Soit Z une FA intrinsèque. On veut estimer $Z(A)$, la moyenne de Z dans le domaine A , par :

$$Z^* = \sum_{\alpha=1}^n \lambda_{\alpha} Z(x_{\alpha}) \text{ où } \lambda_{\alpha} \text{ sont les poids qu'on cherche à déterminer en fonction des conditions (1) de non-biais}$$

et (2) d'optimalité. Pour cela on exprime la variance de l'erreur d'estimation qui est, notons au passage, identique à la variance d'estimation globale formulée dans le cas d'un estimateur *design-based* :

$$\text{Var}[Z^* - Z(A)] = 2 \sum_{\alpha=1}^n \frac{\lambda_{\alpha}}{|A|} \int_A \gamma(x_{\alpha} - x) dx - \sum_{\alpha=1}^n \sum_{\beta=1}^n \lambda_{\alpha} \lambda_{\beta} \gamma(x_{\alpha} - x_{\beta}) - \frac{1}{|A|^2} \int_A \int_A \gamma(x - y) dx dy$$

Sous la condition d'universalité $\sum_{\alpha=1}^n \lambda_{\alpha} = 1$ qui est imposée par la contrainte d'autorisation du cadre intrinsèque et qui entraîne automatiquement le non-biais, et la condition d'optimalité qui minimise la variance ci-dessus, on définit un système d'équations dont la résolution produit les poids λ_{α} et le *multiplicateur de Lagrange* μ qui sert à ajouter la condition d'universalité à celle de l'optimalité. Une fois les poids spécifiés, la variance d'estimation devient :

$$\text{Var}[Z^* - Z(A)] = \sigma_{ko}^2 = \sum_{\alpha}^n \lambda_{\alpha} \bar{\gamma}(x_{\alpha}, A) - \mu - \bar{\gamma}(A, A)$$

L'avantage que présente le krigeage sur l'estimation globale « classique » est que l'estimateur est optimal. Cela peut être également sa faiblesse car étant *model-based*, sa qualité est conditionnée par la pertinence du choix du modèle spatial qui a été ajusté. Comme on peut voir dans l'expression de la variance, on sollicite le variogramme dans tout le domaine. Comme pour le cas précédent, l'estimation globale par krigeage ne peut donc être appliquée dans un cadre quasi-intrinsèque. On notera cependant que le krigeage ponctuel ou par bloc effectués pour des estimations locales (cartographie) avec un voisinage glissant correspondent exactement à l'idée sous-jacente de la quasi-stationnarité : on estime un point à partir de points expérimentaux interne à un voisinage où la fonction aléatoire est stationnaire. Les caractéristiques de la FA se modifient lentement, de telle sorte que lorsque le voisinage glissant se déplace d'un point à l'autre, il conserve l'hypothèse stationnaire mais les propriétés de la FA ne sont plus forcément identiques à celles des positions précédentes du voisinage glissant.

Cas de schémas particuliers

Matheron (1965) a proposé des simplifications ou des approximations selon le type d'échantillonnage, développées également dans le cadre transitif. On s'y intéresse ici pour mieux comprendre les contributions respectives de la structure spatiale et du processus d'échantillonnage dans les mécanismes de calcul de la variance d'estimation globale.

La méthode de simplification est basée sur le même principe qu'on soit en schéma aléatoire pur (SA) ou en SASG (Matheron, 1965). Elle est basée sur la décomposition de l'erreur globale en erreurs partielles et considère un estimateur égal à la moyenne arithmétique des observations. Il apparaît que la variance globale est composée d'une somme de variances partielles qui n'ont pas la même importance selon le schéma. En SA, chaque point est positionné aléatoirement dans le champ global. L'erreur qui lui est associée est par conséquent relative à la moyenne globale du champ, produisant une variance qui n'est rien d'autre que la variance de dispersion d'un point dans le champ. En aléatoire stratifié, chaque point est positionné aléatoirement dans une cellule élémentaire de la grille, indépendamment des autres points. L'erreur partielle qui lui est associée est relative à la moyenne de la cellule et non à celle du champ. Sa variance partielle n'est rien d'autre que la variance de dispersion d'un point dans la cellule. D'où les résultats suivants.

Schéma aléatoire (SA)

Pour un réseau SA, la variance d'estimation devient : $\sigma_{SA}^2 = \frac{D^2(\circ | A)}{n}$. Cette expression est similaire à celle formulée dans le cadre de la théorie des sondages : s^2/n (Cochran, 1977).

Or $D^2(\circ | A) = \bar{\gamma}_{A,A}$ peut être correctement estimée par la variance expérimentale s^2 si la portée du variogramme (γ) est très petite par rapport au domaine. Elle est même égale la variance *a priori* σ^2 si la structure spatiale est pépitique.

Dans ces conditions $\sigma_{SA}^2 = s^2/n$, les variances d'estimation géostatistique et classique sont identiques.

En dehors de ces conditions, notamment structurales, les variances d'estimation sont différentes en raison de la prise en compte de la géométrie du domaine dans $D^2(\circ | A)$.

On note que pour le schéma SA, le variogramme est entièrement sollicité à l'intérieur du domaine A.

Schéma aléatoire stratifié (SASG)

Pour un réseau SASG la variance d'estimation devient $\sigma^2_{SASG} = \frac{D^2(\circ | \nu)}{n}$. C'est la variance de dispersion d'un point au sein de la cellule élémentaire ν divisée par le nombre de cellules. Notons que $D(\circ | \nu) = \bar{\gamma}_{\nu, \nu}$.

Au contraire de la formule générale, la formule simplifiée du réseau SASG fait intervenir γ uniquement pour les distances inférieures aux dimensions de la cellule élémentaire et ne dépend plus ni du domaine ni de la configuration effective des points. Ceci constitue un avantage majeur du réseau SASG par rapport au SQ.

D'après la formule de Krige, $D^2(\circ | A) - D^2(\nu | A) = D^2(\circ | \nu)$: la dispersion d'un point dans la cellule est logiquement inférieure à la dispersion d'un point dans le champ conduisant au résultat bien connu selon lequel la variance d'estimation d'un schéma d'échantillonnage SASG est toujours inférieure à celle d'un schéma SA.

De ce point de vue, sans préjuger du choix entre le transitif et l'intrinsèque à faire pour l'estimation globale, le choix effectué en 1997 de passer d'un réseau aléatoire stratifié classique à un réseau aléatoire stratifié géostatistique semble opportun dans la mesure où il entraîne une diminution de la variance d'estimation.

Réseau régulier (SR)

L'expression de la variance d'estimation ne peut se simplifier dans le cas d'un schéma SR et il est nécessaire de faire des approximations. Pour un réseau d'échantillonnage à maille régulière carrée ou rectangle ν (dispositif centré), l'approximation consiste à décomposer la variance globale en variances élémentaires relatives aux erreurs d'estimation de ν par les points et à supposer que les erreurs partielles sont non corrélées (hypothèse d'approximation), ce qui nous conduit à $\sigma^2_{SR} \approx \frac{\sigma_e^2(\circ, \nu)}{n}$.

La comparaison de σ^2_{SR} avec σ^2_{SASG} revient à comparer $D^2(\circ | \nu)$ et $\sigma_e^2(\circ, \nu)$. Or, par définition $D^2(\circ | \nu) = \frac{1}{|\nu|} \int_{\nu} \sigma^2(x, \nu) dx$. Si on part du principe que le meilleur estimateur d'une cellule est son point central (en règle générale), la variance d'extension $\sigma_e^2(\circ, \nu)$ est en générale inférieure à sa moyenne donc à la variance de dispersion, ce qui conduit à considérer que :

$$\sigma^2_{SR} < \sigma^2_{SASG}.$$

Si on garde en vue l'objectif de minimiser de la variance d'estimation, on pourrait se demander pourquoi le schéma régulier n'a pas été choisi lors du changement de stratégie d'échantillonnage auquel l'INRH a procédé en 1998. En fait, le choix d'un schéma SASG était motivé par le fait qu'il pouvait concilier deux objectifs distincts : permettre de diminuer sensiblement la variance et disposer d'une plus grande variété de distances séparant les paires de points, ce qui permet normalement d'avoir des structures plus robustes, surtout aux petites distances.

2.2.1.3. Passage à un modèle de FA quasi-intrinsèque avec effet proportionnel

Contexte et motivations méthodologiques

D'après ce qui précède, dans certaines conditions particulières d'échantillonnage, il est possible de ne s'intéresser qu'à un voisinage local au moment du calcul de la variance d'estimation. On se rapproche des conditions imposées par la quasi-stationnarité, mais le fait d'inférer un modèle intrinsèque qu'on n'utilise que localement n'est pas suffisant car on impose un même modèle partout dans l'espace. La quasi-stationnarité suppose une légère modification des propriétés de la FA dans l'espace imperceptible localement mais qui serait visible aux grandes distances, comme par exemple l'effet proportionnel (Chap. 1.4.2). Celui-ci peut en effet refléter une situation de quasi-stationnarité où l'espérance et la variance seraient considérées localement stationnaires (Chilès and Delfiner, 1999). D'une zone (voisinage V_0 défini par la quasi-stationnarité) à l'autre, la moyenne locale varie ; la variance et le variogramme varient conditionnellement à la moyenne. On peut alors construire la FA quasi-intrinsèque de telle sorte que le modèle local $\gamma(h)$ soit le produit d'un modèle global de référence $\gamma_m(h)$ par une fonction de la moyenne locale $\varphi(m_{V_0})$.

La question maintenant est de savoir comment déterminer $\varphi(m_{V_0})$. Sans rentrer dans la théorie complexe du variogramme conditionnel que Matheron (1974) a formalisé dans le cadre d'une reformulation du problème de l'estimation et du krigeage dans le cas lognormal, notons qu'il est notamment montré que pour une distribution lognormale, $\varphi(m_{V_0})$ était simplement $m_{V_0}^2$. Ce résultat doit être manié avec prudence car une mauvaise inférence de l'effet proportionnel en raison d'un écart du cas lognormal conduirait à des résultats encore moins bons que ceux obtenus à partir d'un modèle globalement stationnaire (Clark, 1979). La distribution des densités de poulpes ne suit pas une loi lognormale, bien qu'elle s'en rapproche parfois. Ce modèle est donc éliminé par défaut et l'effet proportionnel est inféré expérimentalement. Au lieu de procéder à l'approche classique qui consiste à régresser la variance locale sur la moyenne locale, on adopte la démarche proposée par Petitgas (1991) qui permet d'inférer l'effet proportionnel dégagé de l'effet géométrique. Cette démarche se justifie dans la mesure où le modèle quasi-intrinsèque (conditionnel à la moyenne) est inféré sur la base d'une stratification irrégulière. L'ensemble des voisinages est constitué de zones de formes et de superficies inégales.

Correction géostatistique de la variance d'estimation statistique

Le formalisme proposé par Petitgas (1991) est repris ici pour l'inférence d'un modèle de FA quasi-stationnaire dans le cas d'un schéma SASS. Cela consiste à inférer un modèle de variogramme conditionnel à la moyenne locale en passant par l'inférence de l'effet proportionnel.

Soit la densité de poulpes échantillonnée suivant un réseau SASS dans un domaine d'exploration V . Pour chaque strate v_i , $i \in [1, \dots, N]$, les points sont disposés aléatoirement suivant une loi uniforme.

La moyenne globale du domaine V est la moyenne pondérée des moyennes par strate i :

$$Z_V^* = \sum_N w_i Z_{v_i}^*, \text{ avec } w_i = \frac{V_i}{V} \text{ égale à surface relative de la strate } i.$$

La variance d'estimation globale est la somme pondérée des variances de dispersion par strate :

$$\sigma_{est}^2 = \sum_N w_i^2 \frac{D_i^2}{\underbrace{n_i}_{\sigma_{est}^2(v_i)}} \text{ avec } D_i^2 = D^2(\circ | v_i)$$

Démarche statistique

Dans le cadre de la théorie des sondages, comme les points sont aléatoirement distribués, la variance de dispersion D_i^2 de la strate i est estimée par sa variance expérimentale s_i^2 . Cet estimateur est d'autant plus approximatif que le nombre d'observations est réduit. De plus, comme la moyenne est généralement mieux estimée que la variance, l'estimateur Z_{vi}^* de la moyenne de la strate i (Z_{vi}) sera un meilleur estimateur que ne l'est s_i^2 pour D_i^2 . On serait donc tenté de régresser s_i^2 sur Z_{vi}^* - qui n'est rien d'autre que la modélisation de l'effet proportionnel - pour améliorer l'estimation de D_i^2 . Cette estimation statistique de D_i^2 , qui est basée sur la régression de l'effet proportionnel, ne tiendrait pas compte de l'influence géométrique de la strate sur la variance de dispersion. En effet, pour deux strates de superficies et de géométries distinctes mais de moyennes égales, la régression produirait des variances de dispersion D_i^2 égales, alors que théoriquement, elles devraient être différentes à l'instar de leurs estimateurs s_i^2 qui le sont toutefois pour des raisons différentes. C'est le point d'entrée de la géostatistique.

Inférence empirique de l'effet proportionnel

En fait, dans le cadre géostatistique d'un modèle intrinsèque, la valeur exacte de D_i^2 est, par définition, la moyenne du variogramme sur la strate i : $\bar{\gamma}(v_i, v_i)$. Contrairement au cadre statistique, elle prend en compte la structuration spatiale des densités ainsi que la taille et la géométrie de la strate. L'idée est donc d'approcher au maximum cette valeur exacte des D_i^2 afin d'estimer au mieux la variance d'estimation globale σ_{est}^2 .

Lorsque les strates épousent parfaitement la géométrie de la régionalisation, définissant ainsi des zones où la variabilité inter-strate est nettement supérieure à la variabilité intra-strate, l'inférence d'un variogramme global sur l'ensemble du champ n'aurait pas de sens. Les valeurs inter-strate (impliquant des points de strates différentes) n'ayant pas le même ordre de grandeur que les valeurs intra-strate (impliquant des points d'une même strate), la forme du variogramme serait extrêmement irrégulière et inutilisable (Chilès et Delfiner, 1999. p 45-46). Il suffit alors d'inférer des variogrammes $\gamma_i(h)$ spécifiques à chaque strate pour déduire la variance de dispersion D_i^2 . Mais un tel scénario, qui est assez rare, nécessite en outre un effort d'échantillonnage par strate suffisamment important pour pouvoir calculer les $\gamma_i(h)$.

Le cas qui nous concerne est celui d'une stratification plutôt arbitraire par rapport à la régionalisation et les zones définies par les strates ne correspondent pas aux zones naturelles de la régionalisation. Ceci limite les différences entre les modèles spécifiques à chaque strate et suppose l'inférence d'un modèle global moyen.

On se propose donc de définir un modèle de référence, le variogramme moyen global $\gamma_m(h)$ qui est calculé sur l'ensemble du champ A de la régionalisation. Puis de strate en strate, on définit un modèle spatial localement stationnaire équivalent au variogramme moyen mais dont le palier serait calé à la variance locale par l'effet proportionnel entre la variance et la moyenne. Ce qui revient donc à définir pour chaque strate un variogramme spécifique $\gamma_i(h)$ proportionnel à $\gamma_m(h)$ de coefficient k_i .

Comme la variance de dispersion d'une surface donnée est la valeur moyenne du variogramme dans cette surface, k_i est également le ratio entre les variances de dispersion calculées avec $\gamma_i(h)$ et $\gamma_m(h)$.

$$\frac{\gamma_i(h)}{\gamma_m(h)} = k_i = \frac{\bar{\gamma}_i(v_i, v_i)}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)} = \frac{D_i}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}$$

Ne connaissant pas k_i , on pourrait l'estimer en prenant la régression k_i^* de $\frac{s_i^2}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}$ sur Z_{vi}^* . Pour les mêmes raisons que dans le cadre statistique (ci-dessus), la régression devrait produire un meilleur estimateur de $\frac{D_i}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}$ que la valeur empirique $\frac{s_i^2}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}$. De plus la régression devrait être d'une plus grande précision que celle de s_i^2 sur Z_{vi}^* en raison d'une réduction de la variance résiduelle (Petitgas, 1991).

Cette régression infère l'effet proportionnel filtré de l'influence géométrique des strates.

On peut alors estimer $D_i^2 = k_i^* \bar{\gamma}_m(v_i, v_i)$. La variance de dispersion de chaque strate est égale à la variance de dispersion calculée par le variogramme moyen, pondérée par l'effet proportionnelle dégagé de l'effet géométrique.

La variance d'estimation globale est donc :

$$\sigma_{est}^2 = \sum_N w_i^2 k_i^* \frac{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}{n_i}$$

L'intérêt de cette nouvelle formulation de la variance d'estimation globale est qu'on estime la variance de strate par le modèle spatial corrigé de l'effet proportionnel en puisant l'information dans l'ensemble des points.

Construction du modèle de FA quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale

La formule précédente est une correction *géostatistique* de la variance d'estimation statistique d'un schéma SASS. Au lieu d'utiliser s_i^2 comme estimateur de D_i^2 pour le calcul des variances d'estimation de strate $\sigma_{est}^2(v_i)$, on utilise $k_i^* \bar{\gamma}_m(v_i, v_i)$. Partant de là, on peut appliquer la correction liée à l'effet proportionnel, non plus à l'estimateur de D_i^2 mais directement à $\gamma_i(h)$ qu'on utilise pour l'estimation de $\sigma_{est}^2(v_i)$ quel que soit le mode d'échantillonnage à l'intérieur de la strate. Il ne serait plus nécessaire qu'il soit aléatoire uniforme comme en SASS. De plus, même si l'échantillonnage n'a pas été stratifié au départ, on pourrait juger nécessaire de travailler par strates et procéder à une « post-stratification » pour l'estimation. On peut alors appliquer un modèle de FA quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale avec effet proportionnel et d'en tirer les avantages dans le cas de configurations d'échantillonnages autre que le SASS.

Lorsque l'échantillonnage n'est pas stratifié dans le sens de la théorie des sondages, il n'y a théoriquement pas de raison de passer par l'estimation de moyennes de strates pour obtenir l'estimation globale. Cependant, si la régionalisation présente un effet proportionnel, il serait préférable d'en tenir compte et d'inférer empiriquement un modèle de variogramme conditionnel à la moyenne locale pour le calcul des variances d'estimation locales et de la variance d'estimation globale. Rappelons qu'une des limites du modèle intrinsèque (non conditionnel) appliquée pour un schéma quelconque (SQ) est que la variance d'estimation, qui est donnée par la formule générale $\sigma_{est}^2 = 2\bar{\gamma}_{V,i} - \bar{\gamma}_{i,j} - \bar{\gamma}_{V,V}$, ne pourrait être valide dans le cadre minimaliste de l'hypothèse quasi-intrinsèque car le modèle spatial est biaisé par la présence d'une dérive et d'un effet proportionnel. Dans les conditions quasi-intrinsèques, on a tout intérêt à prendre en compte l'effet proportionnel. En dépit d'un échantillonnage non stratifié, on décompose arbitrairement le domaine expérimental en une mosaïque de strates dans le but d'inférer l'effet proportionnel ainsi que le modèle conditionnel à la moyenne locale. Ceci présente l'avantage d'utiliser le modèle pour des tranches de distances plus petites, circonscrites à la taille de la strate et non au champ de la variable régionalisée, et de tenir compte de l'évolution de la variabilité dans l'espace au moment de l'inférence du modèle de variogramme.

En résumé, on voit dans la post-stratification le moyen de passer du cadre intrinsèque à un cadre quasi-intrinsèque qui tienne compte de la faible stationnarité de la FA et de l'effet proportionnel. On décompose la zone en strates homogènes pour inférer l'effet proportionnel et les modèles conditionnels, au lieu de travailler avec un modèle intrinsèque moyen (non conditionnel) et peu réaliste. De ce point de vue, l'objectif de la stratification diffère de celui effectué en théorie des sondages qui vise à établir des zones homogènes échantillonnées indépendamment afin de diminuer la variance d'estimation globale.

On se propose donc de construire un modèle *ad hoc* basé sur l'hypothèse de quasi-stationnarité et sur l'inférence empirique d'un modèle spatial conditionnellement à la moyenne locale par l'intermédiaire de l'effet proportionnel.

Comme elle est proposée au départ (Matheron, 1970 p97), la quasi-stationnarité suppose une stationnarité locale qui se situerait à l'échelle de la maille d'échantillonnage. On propose de l'appliquer à une échelle plus large équivalente aux strates, à l'instar de la démarche de Petitgas (1991) dans le cadre d'un schéma SASS. Les modèles de variogrammes locaux ne différeraient que d'un facteur multiplicatif par rapport au modèle moyen calculé sur l'ensemble du champ.

Pour le calcul de la variance d'estimation globale, les erreurs d'estimation des strates doivent être indépendantes entre elles. Cela était assuré par construction pour un mode d'échantillonnage stratifié, mais ça ne l'est plus pour un schéma post-stratifié et il faudra l'adopter comme hypothèse d'approximation.

Résumé

On prend comme estimateur de la moyenne globale la moyenne pondérée des moyennes par strate v_i :

$$Z_V^* = \sum_{i=1}^N w_i Z_{v_i}^* \text{ avec } Z_{v_i}^*, \text{ la moyenne arithmétique de la strate } v_i \text{ et } w_i = v_i/A, \text{ le poids relatif de la strate } v_i.$$

Grace à l'hypothèse d'approximation, la variance d'estimation globale est la moyenne pondérée des variances d'estimation élémentaires par strate $\sigma_{est}^2(v_i)$: $\sigma_{est}^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_{est}^2(v_i)$.

Pour chaque strate, on estime la moyenne globale et la variance d'estimation qui lui est associée, selon un modèle locale de FA quasi-intrinsèque. Le variogramme associé à chaque strate γ_i est calculé à partir du variogramme moyen global γ_m pondéré par l'effet proportionnel k_i : $\gamma_i = k_i \gamma_m$.

On infère l'effet proportionnel (dégagé de l'influence géométrique de la strate) par la régression k_i^* de $\frac{s_i^2}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}$ sur $Z_{v_i}^*$, qui sert d'estimateur du facteur multiplicatif pour le passage de γ_m à γ_i .

Il ne reste plus qu'à calculer la variance d'estimation par strate qui peut éventuellement être obtenue par

$$\sigma_{est}^2(v_i) = 2 \sum_{\alpha=1}^{n_i} \frac{1}{n_i v_i} \int_{v_i} \gamma_i(x_\alpha - x) dx - \frac{1}{n_i^2} \sum_{\alpha=1}^{n_i} \sum_{\beta=1}^{n_i} \gamma_i(x_\alpha - x_\beta) - \frac{1}{v_i^2} \int_{v_i} \int_{v_i} \gamma_i(x - y) dx dy$$

si l'estimateur de la moyenne par strate est la moyenne arithmétique. Si on choisit comme estimateur la moyenne calculée par krigage global, la variance d'estimation par strate serait alors

$$\sigma_{ko}^2(v_i) = \sum_{\alpha} \lambda_{\alpha} \bar{\gamma}_i(x_{\alpha}, v_i) - \mu - \bar{\gamma}(v_i, v_i).$$

2.2.2. Cas d'applications

2.2.2.1. Schéma SASS

On propose de comparer les résultats de 8 méthodes d'estimation qui appliquent notamment les modèles intrinsèque et quasi-intrinsèque. Comme les strates (au nombre de 8) sont définies par le protocole d'échantillonnage, il ne sera pas nécessaire de procéder à une post-stratification pour appliquer le modèle quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale (p. 63).

Contexte structural des données

Des dix campagnes configurées en SASS, seules quatre (Figure 24) ont été retenues en raison de l'apparence acceptable (robuste) et stationnaire de leur variogramme. On a choisi deux campagnes de printemps : Mai/93 - Juin/95 et deux campagnes d'automne : Oct. /94 - Oct. /96. Les densités de poulpes y sont relativement structurées et la dérive y est modérée ou inexistante (Annexe 4). Les modèles de variogramme présentent tous une portée entre 40 et 60 n.mi. (Figure 25). L'existence d'un palier plaiderait pour l'hypothèse d'une FA stationnaire d'ordre 2 mais il est cependant recommandé de se méfier de la portée apparente du variogramme calculé avec des données du type lognormal car la portée peut être artificielle (Matheron, 1974). Il peut même être recommandé d'effectuer une analyse variographique à l'aide de variogrammes logarithmiques pour s'assurer en particulier que le variogramme n'est pas plutôt sans portée (linéaire) et pour contourner le problème de robustesse. A ce propos, rappelons dans le cas des données de poulpe, les variogrammes logarithmiques ont présenté très peu de différences par rapport aux variogrammes calculés sur les données brutes, ce qui donne à penser que l'on n'a probablement pas ce type d'anomalie (portée artificielle). Globalement, comme la stationnarité d'ordre 2 est peu soutenue par l'analyse exploratoire (Chap. 1.4), on travaillera dans les cadres plus généraux d'une FA intrinsèque ou d'une FA quasi-intrinsèque. Cette dernière se justifie d'autant plus que l'effet proportionnel est clairement mis en évidence (Figure 26).

Les variogrammes (Figure 25) ont été calculés sur un champ de densité plus restreint que le domaine expérimental, suite à l'exclusion des zéros extérieurs (Figure 24). On les utilise cependant aussi bien à l'échelle du champ qu'à l'échelle du domaine expérimental, car bien qu'ils soient calculés sur une zone plus restreinte, on est assuré d'avoir des structures plus robustes et plus représentatives des propriétés intrinsèques à la régionalisation et à la FA qui la représente. Comme par définition, la FA est indépendante du champ de la régionalisation, le modèle spatial associé à cette FA peut théoriquement être utilisé au-delà des limites du champ.

Les méthodes utilisées

Les trois premières méthodes estiment la moyenne globale sur le champ de distribution indépendamment des strates d'échantillonnage (Figure 24).

Méthode 1

Elle consiste à estimer la moyenne globale par la moyenne arithmétique sur le champ de distribution A (Figure 24) et à calculer la variance d'estimation géostatistique sur la base d'un modèle intrinsèque (Figure 25).

$$Z^* = \frac{1}{n} \sum_{\alpha=1}^n Z(x_\alpha)$$

$$\sigma_{est}^2(A) = 2\bar{\gamma}(A, \alpha) - \bar{\gamma}(\alpha, \beta) - \bar{\gamma}(A, A)$$

Où α et β désignent les indices des échantillons.

Méthode 2

C'est la même approche sauf qu'on estime la moyenne globale pour A par la moyenne pondérée par les surfaces d'influence afin de corriger l'effet irrégulier de la distribution spatiale. La variance d'estimation géostatistique est calculée sur la base du modèle intrinsèque (Figure 25).

$$Z^* = \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha} Z(x_{\alpha})$$

$$\sigma_e^2 = 2 \sum_{\alpha=1}^n \frac{w_{\alpha}}{|A|} \int_A \gamma(x_{\alpha} - x) dx - \sum_{\alpha=1}^n \sum_{\beta=1}^n w_{\alpha} w_{\beta} \gamma(x_{\alpha} - x_{\beta}) - \bar{\gamma}(A, A)$$

Où α et β désignent les indices des échantillons. w_{α} et w_{β} désignent les coefficients de pondération.

Méthode 3

L'estimateur de la moyenne globale (sur le champ A) est obtenu par krigeage global. On reste dans le cadre de modèles intrinsèques.

$$Z^* = \sum_{\alpha=1}^n \lambda_{\alpha} Z(x_{\alpha})$$

$$\sigma_e^2 = \bar{\gamma}_{\lambda_{\alpha}}(\alpha, A) - \mu - \bar{\gamma}(A, A)$$

Où α désigne l'indice de échantillon et λ_{α} le coefficient de pondération du krigeage.

Rappelons qu'à la différence des deux méthodes précédentes, l'estimateur obtenu par krigeage global, qui est théoriquement optimal (c'est-à-dire qu'il minimise la variance d'estimation), est *model-based*.

Méthode 4

Les méthodes suivantes consistent à estimer la moyenne globale sur l'ensemble du domaine expérimental D couvrant le plateau continental (Figure 24). On tient compte des strates et du caractère indépendant de leur échantillonnage respectif, ce qui permet d'estimer chaque strate indépendamment et de se placer (concernant les méthodes géostatistiques) dans le cadre d'une FA quasi-intrinsèque où le modèle de variogramme (Figure 25) est supposé localement stationnaire, c'est-à-dire à l'échelle de la strate.

Comme les points internes aux strates sont aléatoires et uniformes, on prend l'estimateur de la statistique classique (Cochran, 1977). La moyenne globale est la moyenne pondérée des moyennes arithmétiques de strates et la variance d'estimation, qui est indépendante du modèle spatial (*design-based*), est proportionnelle à la variance expérimentale :

$$Z^* = \sum_{i=1}^N w_i Z_{v_i}^*, \text{ sachant que } Z_{v_i}^* = \frac{1}{n_i} \sum_{\alpha=1}^{n_i} Z_{\alpha} \text{ et } w_i = v_i / D.$$

$$\sigma_{est}^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \frac{S_i^2}{n_i}, \text{ sachant que } S_i^2 = \frac{1}{n_i} \sum_{\alpha=1}^{n_i} (Z_{\alpha} - Z_{v_i}^*)^2$$

Méthode 5

On conserve l'estimateur statistique précédent (*design-based*) et on calcule la variance d'estimation géostatistique. Comme l'échantillonnage est aléatoire et uniforme au sein de chaque strate, la variance d'estimation par strate est proportionnelle à la variance de dispersion. Comparativement à la statistique classique, on voit bien qu'on utilise deux estimateurs différents d'une même grandeur qui est la variance de dispersion. En statistique classique, on utilise la variance expérimentale et en géostatistique on utilise sa valeur exacte qui est $\bar{\gamma}_{v_i v_i}$.

$$Z^* = \sum_{i=1}^N w_i Z_{v_i}^*, \text{ sachant que } Z_{v_i}^* = \frac{1}{n_i} \sum_{\alpha=1}^{n_i} Z_{\alpha} \text{ et } w_i = v_i / D.$$

$$\sigma_{est}^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \frac{\bar{\gamma}(v_i, v_i)}{n_i}, \text{ sachant que } \bar{\gamma}_{v_i v_i} = \frac{1}{|v_i|^2} \iint_{v_i} \gamma(x - y) dx dy$$

Méthode 6

On calcule les moyennes de strate et leurs variances d'estimation associées par krigeage global. Ici, à la différence des deux méthodes précédentes, les estimateurs de la moyenne et la variance sont tous les deux *model-based*.

$$Z^* = \sum_{i=1}^N w_i Z_{v_i}^*, \text{ sachant que } Z_{v_i}^* = \frac{1}{n_i} \sum_{\alpha=1}^{n_i} \lambda_{\alpha} Z(x_{\alpha}) \text{ et } w_i = V_i/D.$$

$$\sigma_{est}^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_{ko}^2(v_i), \text{ sachant que } \sigma_{ko}^2(v_i) = \sum_{\alpha} \lambda_{\alpha} \bar{\gamma}(\alpha, v_i) - \mu - \bar{\gamma}(v_i, v_i)$$

Méthode 7

Pour les deux méthodes qui suivent, on suppose une FA quasi-intrinsèque avec effet proportionnel. Au lieu d'utiliser localement (au niveau de la strate) un modèle spatial unique pour l'ensemble du domaine, on infère des modèles locaux par strate (Figure 27), conditionnels à la moyenne locale que l'on suppose proportionnels au variogramme moyen. On suppose alors que le variogramme moyen global peut être calculé et que la variabilité inter-strate est du même ordre de grandeur que la variabilité intra-strate. Elles sont toutes les deux comprises dans le modèle spatial⁸. En guise de modèles moyens, on prendra les variogrammes globaux calculés sur les champs (Figure 25).

La méthode 7 consiste à estimer la moyenne par strate avec la moyenne arithmétique (*design-based*) et d'utiliser la variance d'estimation corrigée de l'effet proportionnel (*model-based*) comme proposée par Petitgas (1991). L'effet proportionnel est inféré après transformation logarithmique par régression linéaire sur la moyenne (Figure 26 et Table 10).

$$\text{Inférence de l'effet proportionnel par régression linéaire : } \log\left(\frac{s_i^2}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}\right) = a \cdot \log(Z_{v_i}) + \log(b)$$

La régression linéaire des données log transformées assure le non biais avec $\log(b)$ mais la transformation exponentielle fait que b ne l'assure plus. Le coefficient b est donc recalculé pour assurer le non biais en le fixant

$$b = \frac{\left(\frac{s_i^2}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}\right)}{(Z_{v_i})^a} \text{ (Petitgas, 1991 p113).}$$

Finalement, on a :

$$k_i^* = b(Z_{v_i})^a$$

$$Z^* = \sum_{i=1}^N w_i Z_{v_i}^*, \text{ sachant que } Z_{v_i}^* = \frac{1}{n_i} \sum_{\alpha=1}^{n_i} Z_{\alpha} \text{ et } w_i = V_i/D.$$

$$\sigma_{est}^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 k_i^* \frac{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}{n_i}$$

⁸ Comme le variogramme moyen comporte aussi bien la variance intra-strate qu'inter-strate, cette dernière sera transmise à la variance globale par l'intermédiaire du modèle, contrairement à la théorie des sondages qui par construction ne la prend pas en compte. On n'a cependant pas d'autre choix, si ce n'est de calculer les variogrammes spécifiques à chaque zone ou de calculer un variogramme moyen uniquement avec les distances intra-strates mais nous ne disposerions alors pas suffisamment de points.

Méthode 8

Cette dernière méthode consiste à estimer les moyennes de strate et leurs variances d'estimation associées par krigeage global à l'aide des modèles locaux conditionnels à la moyenne locale (Figure 27) qui ont été obtenus en corrigeant le modèle de variogramme moyen de l'effet proportionnel.

Le modèle local est : $\gamma_i(h) = k_i^* \gamma_m(h)$

$$\sigma_{est}^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_{ko}^2(v_i)$$

$$\sigma_{ko}^2(v_i) = \sum_{\alpha=1}^{n_i} \lambda_{\alpha} \bar{\gamma}_i(x_{\alpha}, v_i) - \mu - \bar{\gamma}_i(v_i, v_i)$$

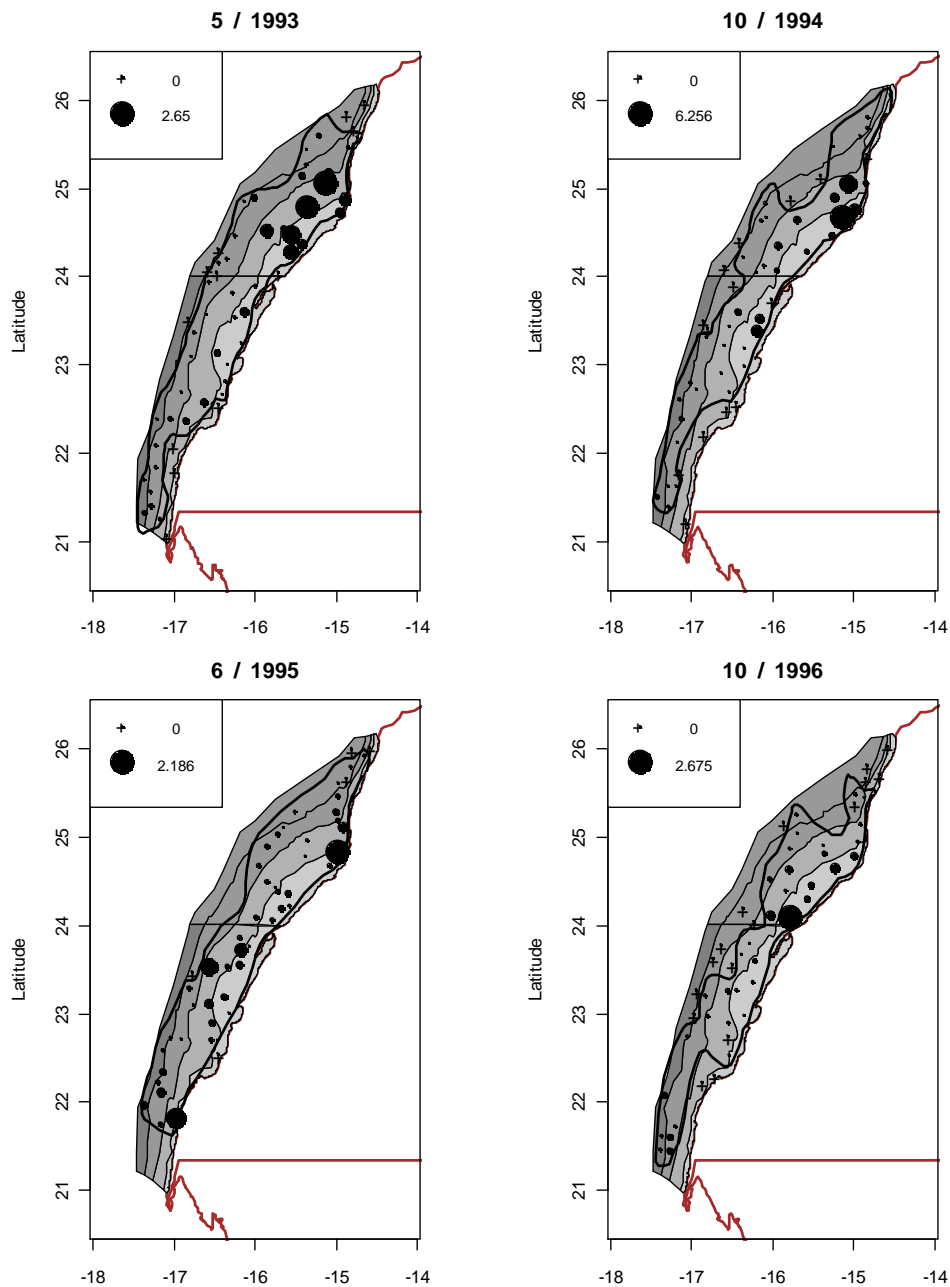


Figure 24: Représentation proportionnelle des densités de poulpe et strates d'échantillonnage des campagnes du cas d'application SASS.

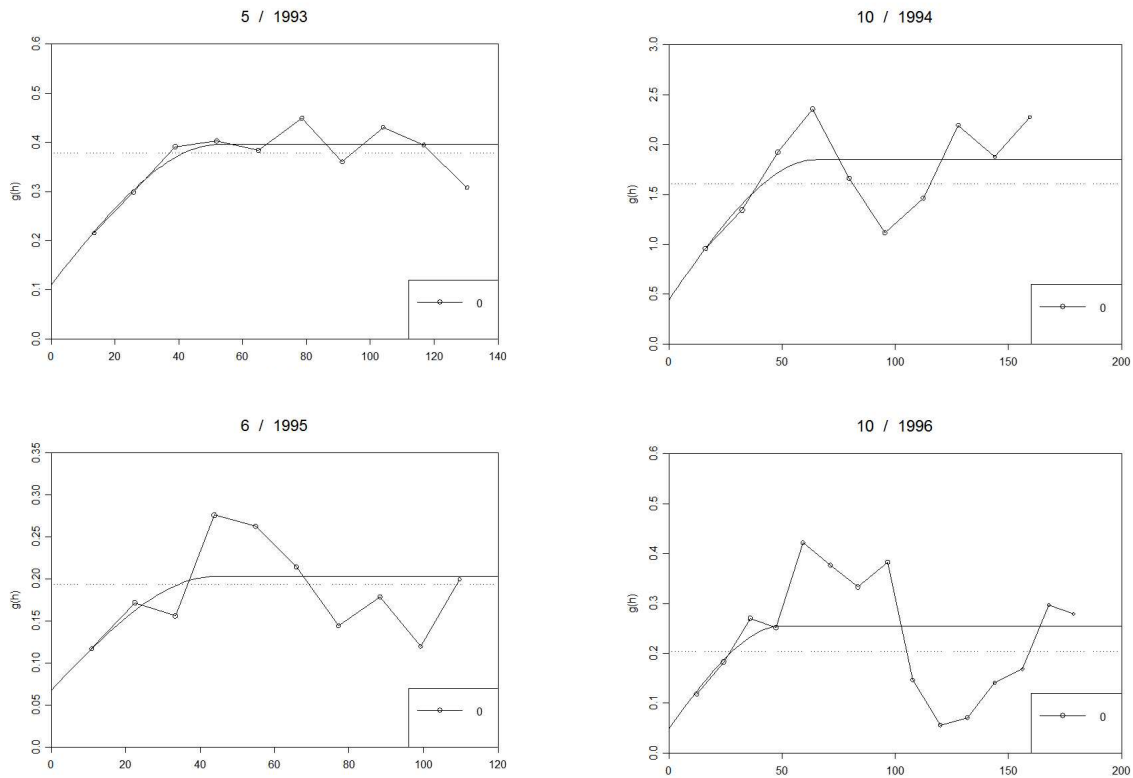


Figure 25 : Variogrammes expérimentaux et ajustés utilisés dans l'application du modèle quasi-intrinsèque en SASS

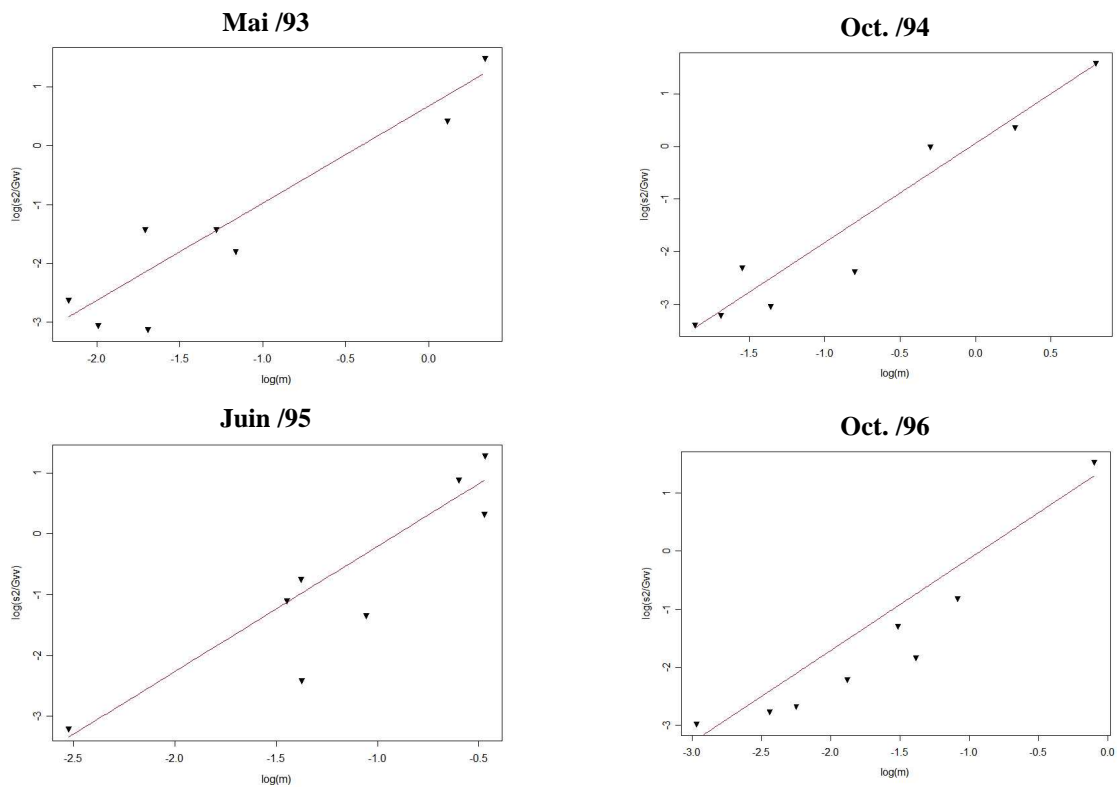


Figure 26 : Relations en log entre $Z_{v_i}^*$ et $\frac{s_i^2}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}$.

	Mai /93	Oct. /94	Juin /95	Oct. /96
a	1.65	1.89	2.06	1.58
b	1.96	1.06	6.37	4.27

Table 10 : Coefficients a et b de l'inférence de l'effet proportionnel par la régression de $s_i^2 / \bar{\gamma}_m(v_i, v_i)$ sur $Z_{v_i}^*$, suivant un modèle puissance de la forme : $k = b \cdot \bar{Z}^a$

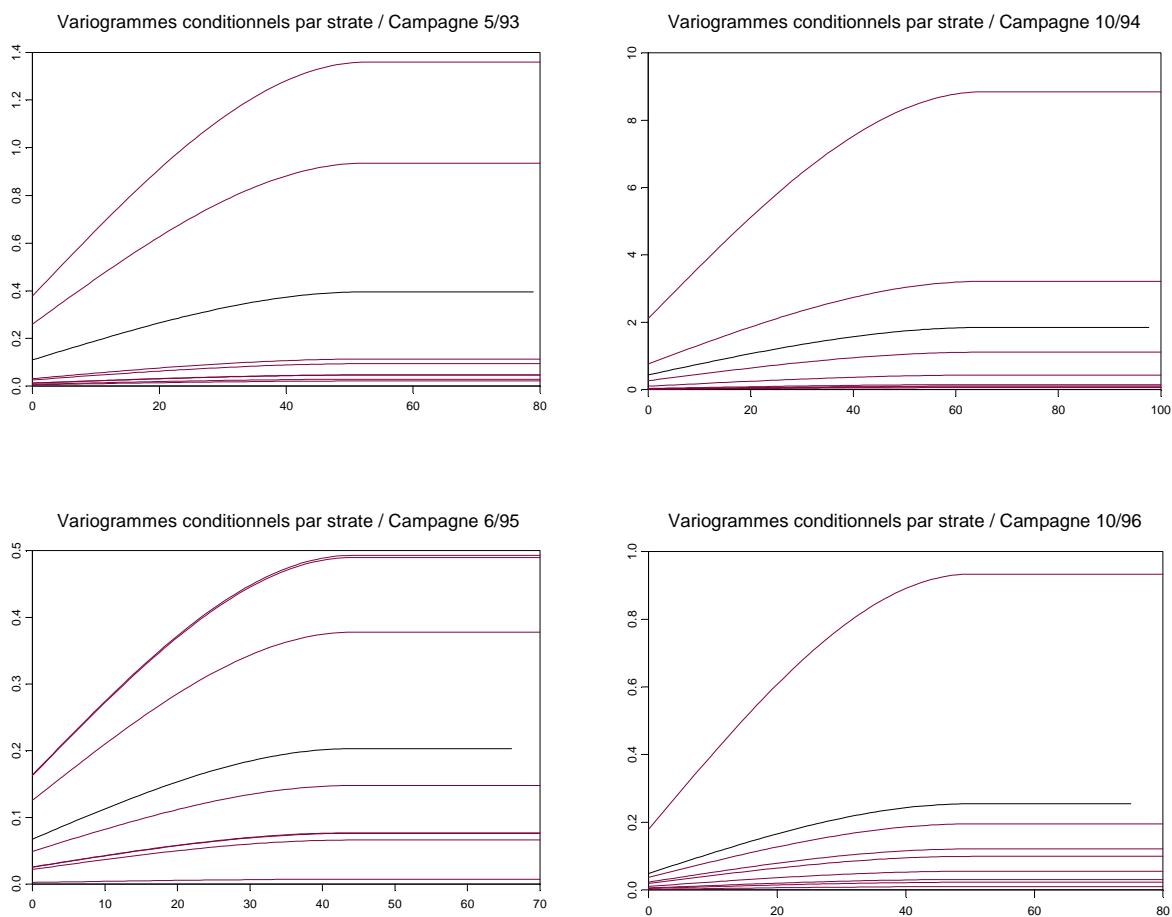


Figure 27 : Modèles de variogramme conditionnels à la moyenne locale ajustés par la régression de l'effet proportionnel dans le cadre quasi-intrinsèque.

Analyse des résultats

Les trois premières méthodes proposent des estimations de moyenne et d'abondance relatives à des superficies variables d'une campagne à l'autre en fonction du polygone de travail (Table 11). Les superficies d'automne sont inférieures à celles du printemps suite à la contraction de l'aire de distribution du poulpe en automne. Cet aspect sera analysé plus en profondeur dans la partie 3. Les méthodes 1, 2 et 3 offrent des estimations assez proches avec des coefficients de variations entre 11 et 15 % pour juin 93, entre 14 et 16 % en octobre 94, entre 12 et 13 % en juin 95 et entre 14 et 18 % en octobre 96. Bien que les trois méthodes s'appuient sur le même modèle spatial intrinsèque (Figure 25), l'estimation par krigeage global (méthode 3) offre sans surprise le coefficient de variation le plus faible. Le krigeage global détermine l'estimateur (moyenne) de telle sorte que la variance d'estimation soit minimale (procédure d'optimisation) tandis que les deux autres méthodes (1 et 2) calculent directement la variance d'estimation d'un estimateur *design-based* et donc sans étape d'optimisation.

Par ailleurs, la méthode 2 présente des résultats très similaires à ceux du krigeage (méthode 3). La pondération par les surfaces d'influence permet de corriger l'effet de la disposition irrégulière des points et de distribuer les poids proportionnellement à leur niveau d'isolement, comme ce qui est à peu près réalisé par la procédure d'optimisation du krigeage.

	Mai 93					Oct. 94				
	Z^*_V	$\sigma^2(10^{-3})$	CV	Q^*	S	Z^*_V	$\sigma^2(10^{-2})$	CV	Q^*	S
Méthode 1	0.50	5.3	0.15	5096	10234	0.87	2.05	0.16	7939	9122
Méthode 2	0.57	4.2	0.11	5838	10234	0.93	1.80	0.15	8446	9122
Méthode 3	0.56	4.0	0.11	5706	10234	0.90	1.68	0.14	8205	9122
Méthode 4	0.44	5.4	0.17	6468	14718	0.62	1.88	0.22	9087	14718
Méthode 5	0.44	6.2	0.18	6468	14718	0.62	2.83	0.27	9087	14718
Méthode 6	0.47	4.1	0.14	6962	14718	0.62	1.93	0.22	9187	14718
Méthode 7	0.44	5.1	0.16	6468	14718	0.62	1.87	0.22	9087	14718
Méthode 8	0.47	3.3	0.12	6955	14718	0.62	1.27	0.18	9171	14718
	Juin 95					Oct. 96				
	Z^*_V	$\sigma^2(10^{-3})$	CV	Q^*	S	Z^*_V	$\sigma^2(10^{-3})$	CV	Q^*	S
Méthode 1	0.40	2.8	0.13	3998	9978	0.36	4.0	0.18	2870	8016
Méthode 2	0.40	2.6	0.13	3980	9978	0.38	2.9	0.14	3036	8016
Méthode 3	0.40	2.4	0.12	3944	9978	0.39	2.8	0.14	3088	8016
Méthode 4	0.36	3.2	0.16	5331	14718	0.23	1.9	0.19	3432	14718
Méthode 5	0.36	3.7	0.17	5331	14718	0.23	4.4	0.29	3432	14718
Méthode 6	0.36	3.6	0.17	5276	14718	0.24	3.4	0.24	3489	14718
Méthode 7	0.36	3.8	0.17	5331	14718	0.23	2.0	0.19	3432	14718
Méthode 8	0.36	3.4	0.16	5283	14718	0.24	1.1	0.14	3485	14718

Table 11 : Résultats des estimations de Z^*_V ($T/n.mi.^2$), σ^2 ($T^2/n.mi.^4$), CV (%), Q^* (T) et de S ($n.mi.^2$) par les différentes méthodes (1 à 8) dans le cadre d'un schéma SASS.

L'estimation de la moyenne globale sur l'ensemble du domaine expérimental (méthodes 4, 5, 6, 7 et 8) produit logiquement une moyenne globale inférieure à celle calculée sur le champ (méthode 1, 2 et 3) car les zéros extérieurs du champ y sont intégrés. La chute de la moyenne varie de 10 à 30 % selon la campagne (Table 11). Par contre, comme le domaine est plus étendu, l'abondance estimée est à chaque fois de l'ordre de 10 % supérieure.

Comme les points sont aléatoires dans les strates, les variances d'estimation des méthodes 4 (théorie des sondages) et 5 (géostatistique) devraient être similaires dans la mesure où elles se fondent respectivement sur S_i^2 et $\bar{\gamma}_{v_i v_i}$ qui sont respectivement un estimateur et la valeur exacte de la même grandeur qui est la variance de dispersion d'un point dans un champ fini v_i . Or, il y a une différence systématique entre les variances d'estimation globale (Table 11).

On explique ce résultat par le fait que le $\bar{\gamma}(v_i, v_i)$ n'est pas calculé avec le modèle spatial adéquat. Conformément au modèle de variogramme qu'on a choisi et au cadre quasi-intrinsèque dans lequel on travaille (stationnarité locale des incréments), on suppose que les caractéristiques spatiales locales se reproduisent dans l'espace, ce qui nous autorise à utiliser localement le même modèle (variogramme moyen global calculé sur le champ) sans tenir compte ni de l'effet proportionnel ni des zéros supplémentaires (extérieurs) qui modifient le niveau de variabilité par rapport à celui décrit par le modèle. D'où l'écart important entre $\bar{\gamma}(v_i, v_i)$ et S_i^2 (Table 11, p. 73 et Table 12, p. 74). Alors que les $\bar{\gamma}(v_i, v_i)$, dont la variabilité vient essentiellement de la géométrie variable des strates, sont stables, les S_i^2 le sont beaucoup moins car ils dépendent des valeurs des points et ne tiennent pas compte de la géométrie des strates, ce qui explique l'effet des zéros sur ces derniers et non sur les $\bar{\gamma}(v_i, v_i)$. On remarquera d'ailleurs que les campagnes où la différence entre les variances d'estimation (statistique et géostatistique) est la plus forte (octobre 94 et 96) correspondent à celles où le pourcentage de zéros dans les données brutes est le plus élevé (Table 6, p. 35).

Avec le modèle quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale avec effet proportionnel (méthode 7), les $\bar{\gamma}(v_i, v_i)$ corrigés baissent globalement et sont alors beaucoup plus proches des S_i^2 . Les zéros extérieurs entraînent une diminution de la moyenne locale et par voie de conséquence une diminution de la variance du modèle conditionnel par rapport au modèle moyen, conformément à l'effet proportionnel qui a été inféré. Les strates se verront donc attribuer des variances de dispersion $k_i^* \bar{\gamma}(v_i, v_i)$ qui sont globalement inférieures aux $\bar{\gamma}(v_i, v_i)$, ce qui entraîne logiquement des variances d'estimation globale inférieures à celles obtenues à partir du modèle quasi-intrinsèque (méthode 5) et plus proches de celles obtenues à partir de la statistique classique (méthode 4).

Mai 93							Oct. 94					
S	S_i^2	$\bar{\gamma}(v_i, v_i)$	K_i^*	$k_i^* \bar{\gamma}(v_i, v_i)$	$\sigma_6^2(v_i)$	$\sigma_8^2(v_i)$	S_i^2	$\bar{\gamma}(v_i, v_i)$	K_i^*	$k_i^* \bar{\gamma}(v_i, v_i)$	$\sigma_6^2(v_i)$	$\sigma_8^2(v_i)$
1	0.45	0.3	2.36	0.72	0.03	0.077	6.23	1.28	4.79	6.14	0.18	0.886
2	1.38	0.32	3.43	1.08	0.04	0.14	1.95	1.37	1.74	2.38	0.1	0.17
3	0.08	0.33	0.24	0.08	0.02	0.006	0.05	1.44	0.03	0.05	0.19	0.006
4	0.02	0.33	0.05	0.02	0.03	0.002	0.07	1.46	0.08	0.12	0.17	0.014
5	0.08	0.32	0.12	0.04	0.02	0.003	1.38	1.4	0.6	0.85	0.1	0.061
6	0.06	0.34	0.29	0.1	0.04	0.012	0.15	1.51	0.06	0.09	0.17	0.01
7	0.01	0.34	0.12	0.04	0.02	0.002	0.06	1.51	0.04	0.07	0.08	0.003
8	0.02	0.34	0.07	0.02	0.06	0.004	0.14	1.5	0.23	0.35	0.22	0.051
Juin 95							Oct. 96					
S	S_i^2	$\bar{\gamma}(v_i, v_i)$	K_i^*	$k_i^* \bar{\gamma}(v_i, v_i)$	$\sigma_6^2(v_i)$	$\sigma_8^2(v_i)$	S_i^2	$\bar{\gamma}(v_i, v_i)$	K_i^*	$k_i^* \bar{\gamma}(v_i, v_i)$	$\sigma_6^2(v_i)$	$\sigma_8^2(v_i)$
1	0.59	0.17	2.43	0.4	0.02	0.054	0.87	0.19	3.66	0.69	0.01	0.051
2	0.08	0.17	0.37	0.06	0.01	0.005	0.09	0.2	0.77	0.15	0.01	0.009
3	0.02	0.18	0.38	0.07	0.02	0.009	0.01	0.21	0.12	0.03	0.02	0.002
4	0.01	0.18	0.04	0.01	0.04	0.002	0.01	0.21	0.04	0.01	0.05	0.002
5	0.42	0.17	1.86	0.32	0.02	0.03	0.02	0.21	0.22	0.04	0.02	0.005
6	0.25	0.18	2.41	0.44	0.03	0.071	0.01	0.22	0.09	0.02	0.02	0.002
7	0.06	0.18	0.33	0.06	0.02	0.006	0.06	0.22	0.39	0.08	0.03	0.012
8	0.05	0.18	0.73	0.13	0.05	0.038	0.03	0.21	0.48	0.1	0.03	0.012

Table 12 : Détail des calculs de variance de strates (S1 à S8). $\sigma_6^2(v_i)$ et $\sigma_8^2(v_i)$ représentent les variances par strate obtenues par les méthodes 6 et 8.

La méthode de krigeage implémentée en quasi-intrinsèque produit des variances d'estimation inférieures à ce que produisent les méthodes 4 et 5 en raison de la procédure d'optimisation (Table 11). Cependant, cette méthode comporte, comme la méthode 5, les limites relatives à l'utilisation d'un modèle commun à toutes les strates, sans prise en compte de l'effet proportionnel ni des zéros extérieurs. La méthode 8 permet de contourner ce problème en utilisant les modèles quasi-intrinsèques conditionnels à la moyenne locale. On obtient des variances d'estimation de strates plus en adéquation avec le niveau de variabilité locale (Table 12) et des variances d'estimation plus faibles encore que les méthodes précédentes (Table 11).

Pour résumer, lorsqu'on se trouve dans des conditions proches de la stationnarité intrinsèque et que le modèle de variogramme intrinsèque est suffisamment robuste, même aux grandes distances, on recommandera de travailler à l'échelle du champ de distribution et d'utiliser la méthode de krigeage global qui permet d'optimiser la variance d'estimation (méthode 3). Lorsque la stationnarité est peu réaliste et que l'effet proportionnel est important, il est alors plus judicieux de travailler à l'échelle du domaine, décomposé en strates pour l'implémentation d'un modèle quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale (méthodes 7 et 8). La méthode de la théorie des sondages (4) qui est immédiate dans son implémentation propose des résultats honorables mais elle n'est envisageable que dans le cas précis d'un échantillonnage aléatoire.

2.2.2.2. Schéma SASG

Introduction

Le changement de stratégie d'échantillonnage en 1998 était motivé par la décision d'appliquer les techniques géostatistiques pour l'estimation globale et la cartographie. Bien que le réseau régulier permette la couverture spatiale la plus adaptée pour la cartographie et produise théoriquement l'estimateur de la moyenne globale le plus précis, le réseau SASG avait été considéré comme meilleur compromis (Chap. 2.2.1). Il peut effectivement être considéré comme le réseau optimal lorsque la régionalisation est structurée spatialement et que l'hypothèse d'une FA intrinsèque est réaliste. Par contre, dans des conditions peu stationnaires accompagnées d'un effet proportionnel comme dans le cas du poulpe le schéma SASG n'est plus optimal. Par ailleurs, il n'offre pas l'opportunité technique d'inférer empiriquement l'effet proportionnel et les modèles conditionnels par strate dans la mesure où il n'y a qu'un seul point par strate.

Pour ce faire, on peut éventuellement avoir recours à une post-stratification, ce qui donnera un schéma aléatoire stratifié géostatistique post-stratifié (SASG-PS). La post-stratification n'a de l'intérêt que si la régionalisation (densité de poulpes) présente des propriétés physiques qui peuvent être supposées approximativement indépendantes d'une strate à l'autre. Pour cette raison, on s'appuie principalement sur la dynamique du poulpe dans la définition des strates. Le domaine expérimental a été découpé en six strates basées d'une part sur la profondeur et la latitude, et d'autre part sur les critères biologiques du poulpe (Figure 28). Cette stratification présente également l'intérêt de correspondre à des zones de pêche différentes et pourrait éventuellement servir à une nouvelle définition de sous-unités d'aménagement (Chap. 4.2).

Concernant les critères de stratification, trois éléments clés de la dynamique du poulpe ont été pris en compte et vont nous conduire à définir 6 strates. (1) La population de poulpe est probablement composée de deux stocks séparés par une limite diffuse au nord du Cap Barbas (Chap. 3.1.1). (2) Le recrutement côtier du stock de Dakhla (essentiellement automnal) se concentre principalement dans deux principales nourriceries, au nord de Dakhla (24°-25°N) et au niveau de la baie de Cintra (23°N). Leur succès respectif présente une variabilité interannuelle importante (Chap. 3.3.1). (3) La reproduction du poulpe (essentiellement printanière) est plus largement répartie dans l'espace avec toutefois des concentrations côtières issues des nourriceries (Chap. 3.3.1).

Le plateau continental a été séparé longitudinalement en deux strates, la strate côtière comprise entre la côte et la sonde des 40 m (sauf à l'extrême nord où on a pris 50 m) qui comprend les principales nourriceries. La zone du large (supérieure à 40/50 m de sonde) correspond généralement à des zones moins concentrées en poulpe, sauf dans la partie sud où au contraire la majorité du stock est située au large (Chap. 3.3.1).

Les limites latitudinales (22.72°N et 24°N) ont été définies afin de séparer le stock de Cap blanc du stock de Dakhla d'une part, et d'autre part, pour séparer les deux noyaux de recrutement du stock de Dakhla, le noyau du nord de Dakhla et le noyau de la Baie de Cintra (Chap. 3.3.1).

Les strates sont assez inégales. Elles présentent des formes et des superficies différentes (Table 13, p. 76).

Strate	S1	S2	S3	S4	S5	S6	TOTAL
Superficie (N.mi. ²)	2424	4378	1858	1889	927	2254	13730
Poids relatifs	0.177	0.319	0.135	0.138	0.068	0.164	1

Table 13: Superficies et poids relatif des strates définies de la post-stratification

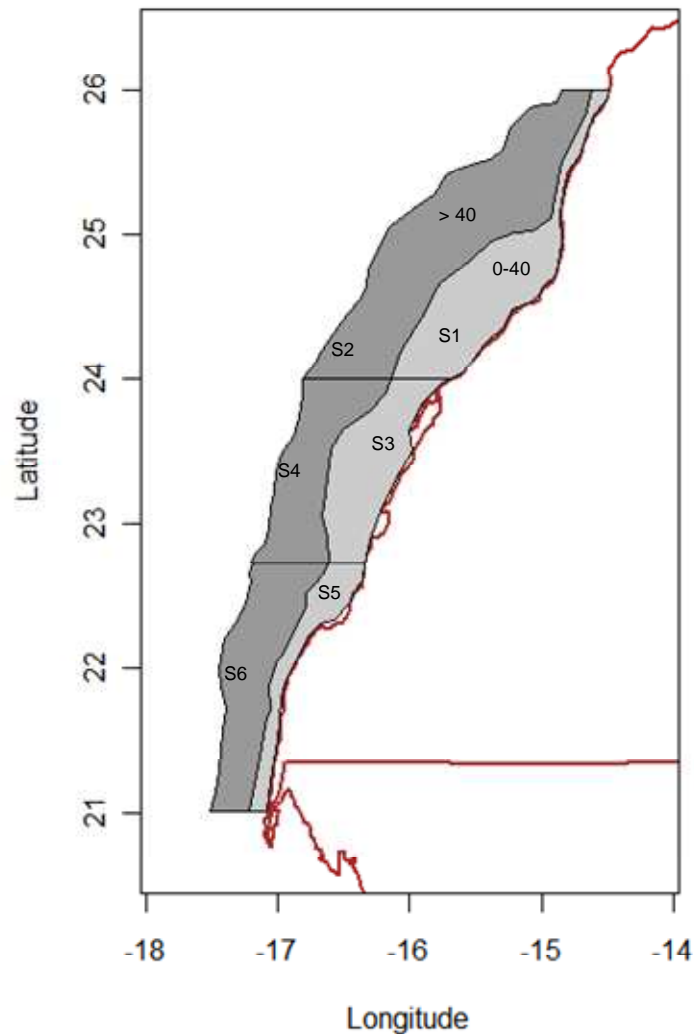


Figure 28 : Délimitation des strates définies par la post-stratification. Les superficies et les poids relatifs sont consignés dans la Table 13.

Contexte structural des données

Comme dans le cas du schéma SASS, le choix des campagnes a été fait sur la base de l'analyse variographique des densités de poulpes. Les deux principaux critères de choix du modèle variographique ont été la présence d'un palier et d'une structure suffisamment régulière pour avoir un modèle de variogramme suffisamment robuste (Figure 29, p. 77 et Figure 30, p. 78). On a donc choisi dix campagnes de la période 1998-2006.

Noter que les variogrammes ont été calculés sur le champ de distribution qui a été délimité arbitrairement après l'élimination des zéros extérieurs pour les mêmes raisons que dans le cas du SASS (Figure 31, p. 79 et Figure 32, p. 80).

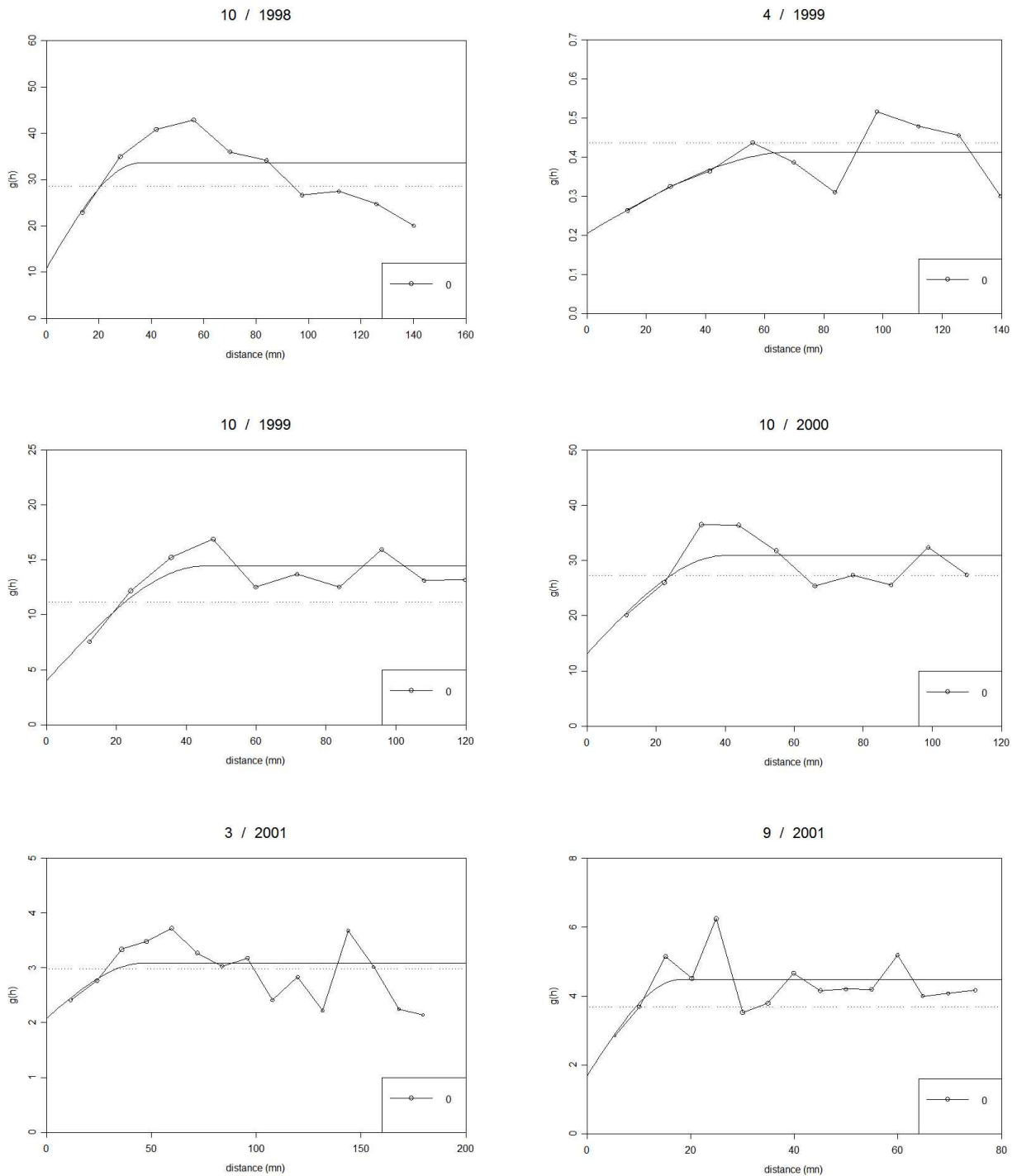


Figure 29 : Variogrammes expérimentaux et ajustés utilisés dans l'application du modèle quasi-intrinsèque en SASG-PS, pour les campagnes comprises entre 1998 et 2001.

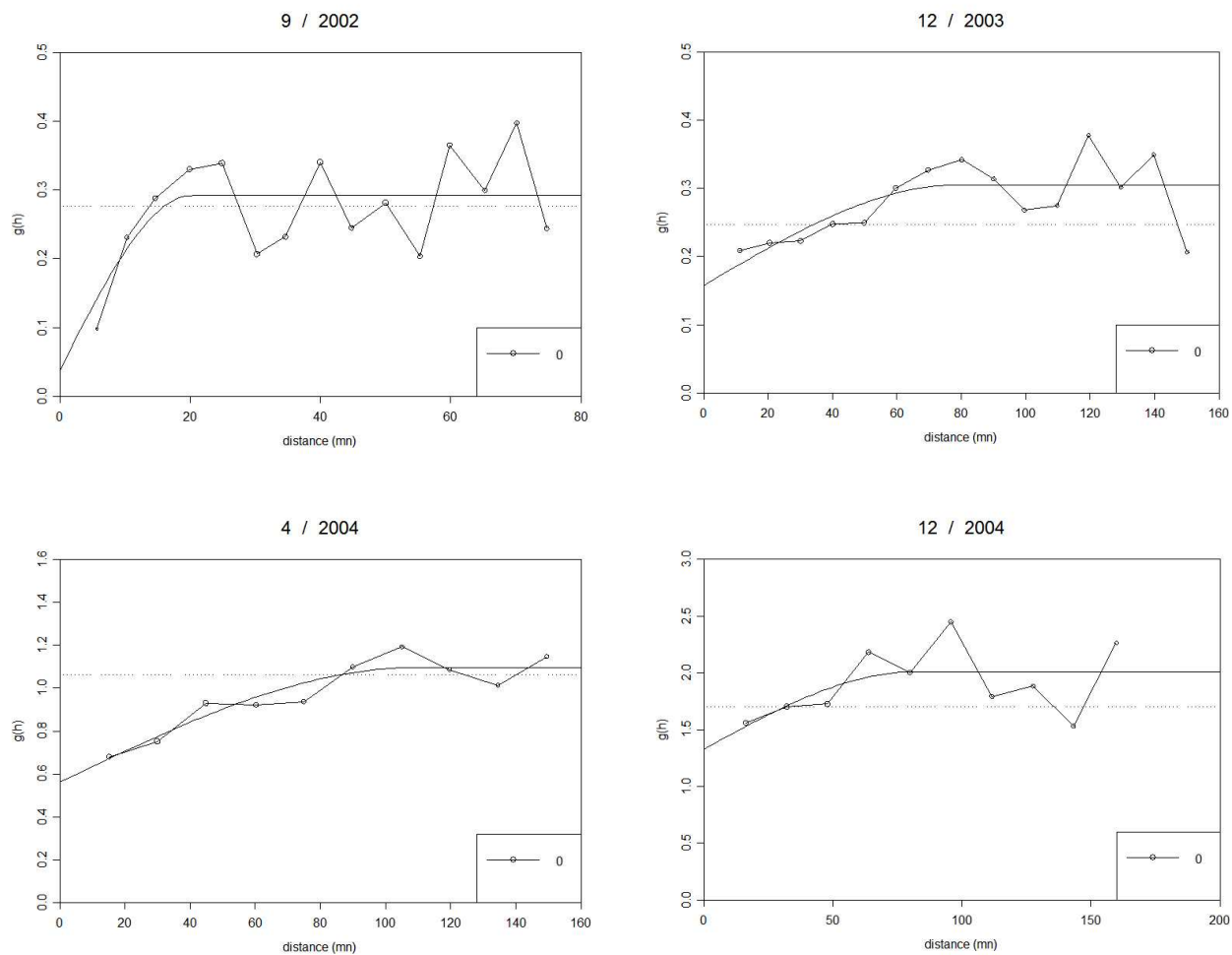


Figure 30: Variogrammes expérimentaux et ajustés utilisés dans l'application du modèle quasi-intrinsèque en SASG-PS, pour les campagnes comprises entre 2002 et 2004

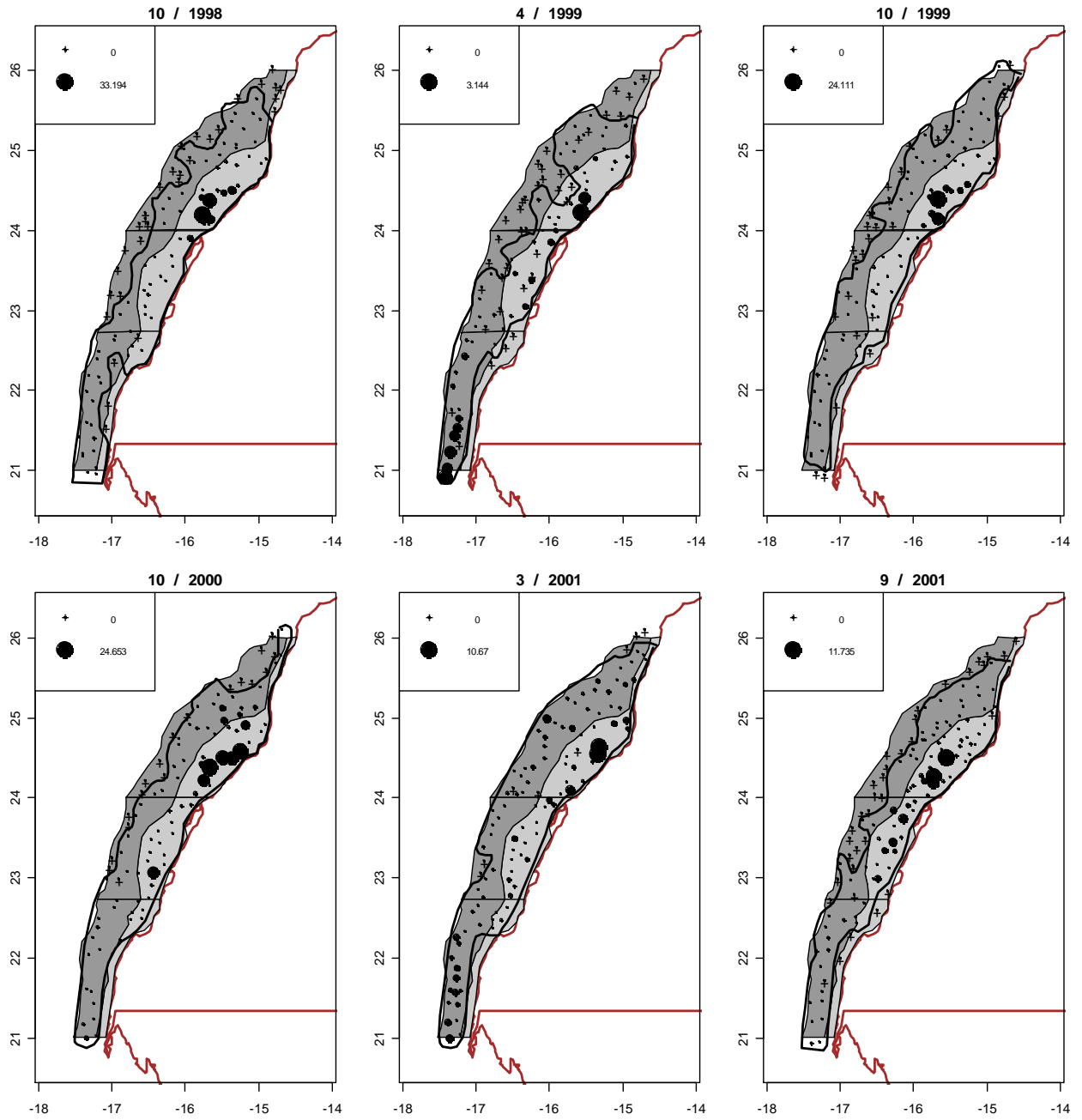


Figure 31 : Représentation proportionnelle des densités de poulpes et strates d'échantillonnage des campagnes du cas d'application SASG-PS, comprises entre 1998 et 2001.

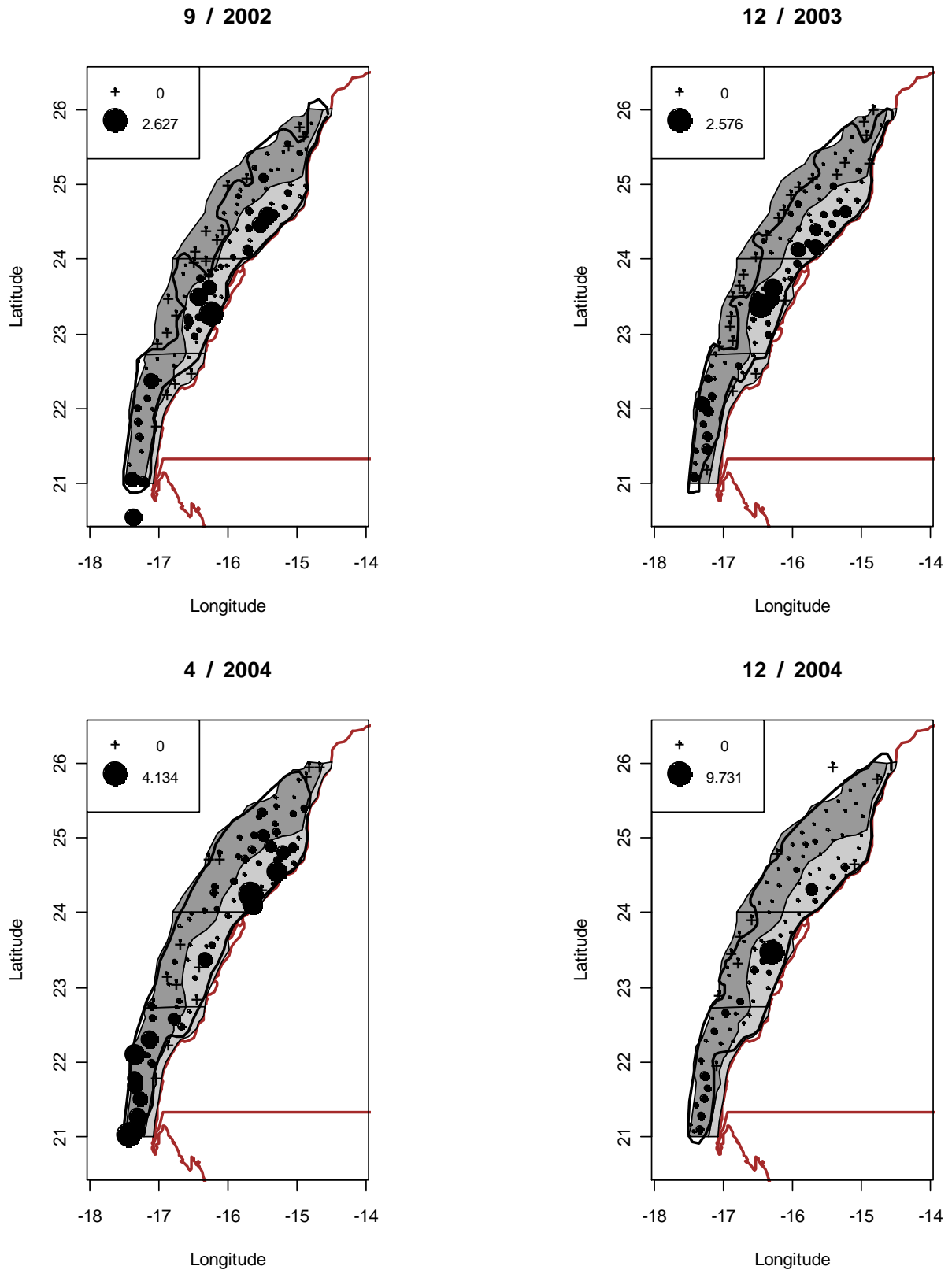


Figure 32 : Représentation proportionnelle des densités de poulpes et strates d'échantillonnage des campagnes du cas d'application SASG-PS, comprises entre 2002 et 2004.

🦑 Les méthodes utilisées

Dans un premier temps, on estime la moyenne globale par la moyenne arithmétique. Comme l'échantillonnage suit un schéma SASG, on se place dans le cadre d'une FA intrinsèque et on compare les variances d'estimation calculées par la formule générale (méthode 1) à celles obtenues par la formule simplifiée (méthode 2).

Méthode 1

Modèle de FA intrinsèque

$$Z^* = \frac{1}{n} \sum_{\alpha=1}^n Z(x_\alpha)$$

$$\sigma_e^2 = 2\bar{\gamma}(D, \alpha) - \bar{\gamma}(\alpha, \beta) - \bar{\gamma}(D, D)$$

Méthode 2

Modèle de FA intrinsèque

$$Z^* = \frac{1}{n} \sum_{\alpha=1}^n Z(x_\alpha)$$

$$\sigma_e^2 = \bar{\gamma}(v, v) / n$$

Dans un deuxième temps, on estime la moyenne globale sous les conditions d'un modèle quasi- intrinsèque conditionnel à la moyenne locale avec effet proportionnel, sur la base des strates nouvellement délimitées (méthode 3). Notons que dans ce dernier cas, les variances d'estimation de strates sont calculées par la formule générale d'un cadre quelconque

Méthode 3

Modèle quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale avec effet proportionnel.

La moyenne globale est la moyenne stratifiée :

$$Z_D^* = \sum_{i=1}^N w_i Z_{v_i}^* \text{ avec } N \text{ le nombre de strate (6), } Z_{v_i}^* = \frac{1}{n_i} \sum_{\alpha=1}^{n_i} Z(x_\alpha) \text{ et } w_i = v_i / D$$

$$\sigma_e^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 k_i^* \sigma_e^2(v_i)$$

Avec $\sigma_e^2(v_i) = 2\bar{\gamma}(v_i, \alpha) - \bar{\gamma}(\alpha, \beta) - \bar{\gamma}(v_i, v_i)$ k_i^* est obtenu de la même manière que dans le cas du SASS après transformation logarithmique (Figure 33).

Campagnes	oct-98	avr-99	oct-99	oct-00	mars-01	sept-01	sept-02	déc-03	avr-04	déc-04
a	1.88	1.7	1.67	1.9	2.19	1.64	1.69	1.44	1.26	1.72
b	0.07	4.1	0.17	0.049	0.35	0.43	3.42	2.79	0.95	1.14

Table 14: Coefficients a et b de l'inférence de l'effet proportionnel par la régression de $s_i^2 / \bar{\gamma}_m(v_i, v_i)$ sur $Z_{v_i}^*$, suivant un modèle puissance de la forme : $k^* = b \cdot \bar{Z}^a$.

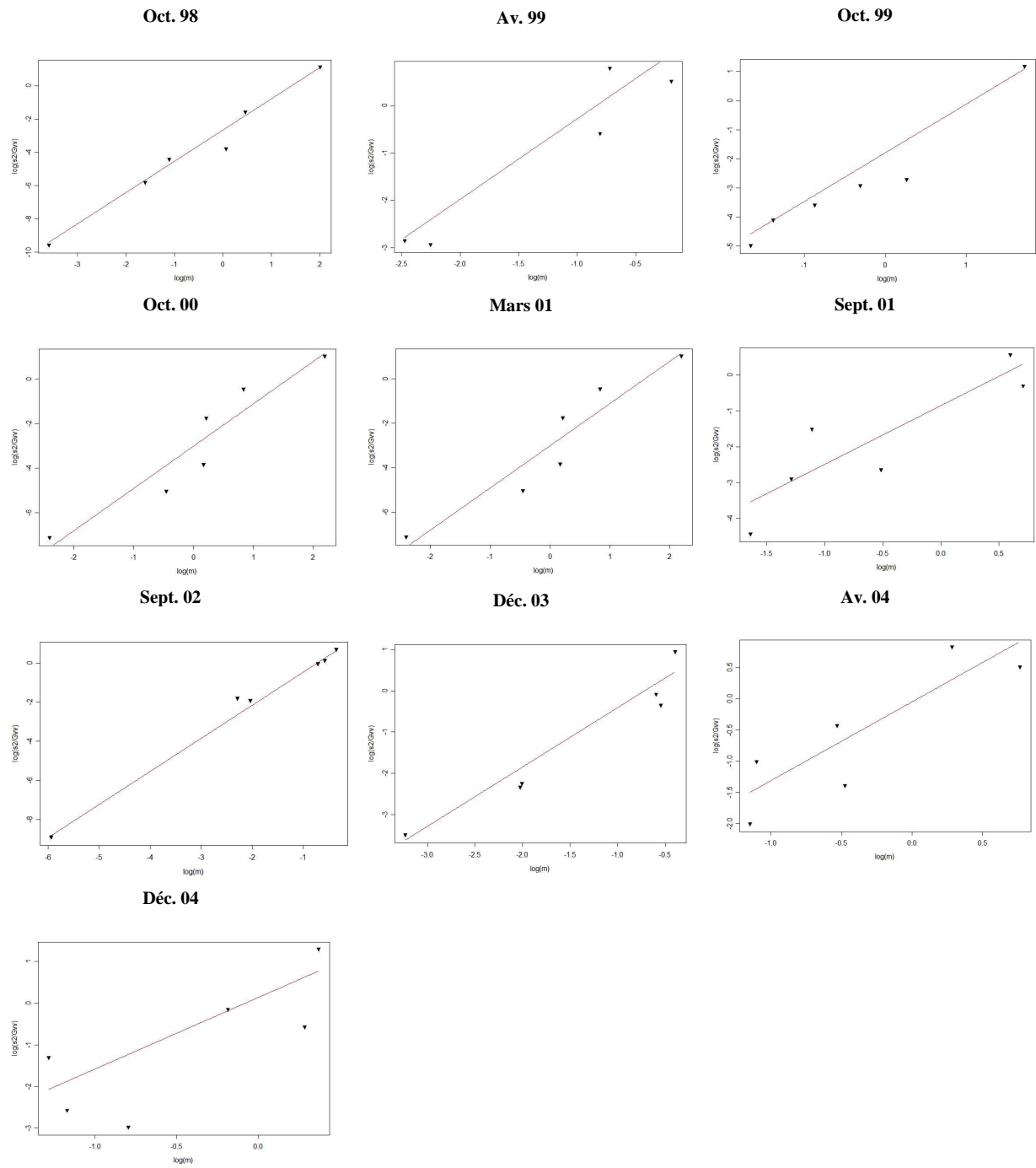


Figure 33 : Relations en log entre $Z_{v_i}^*$ et $\frac{s_i^2}{\bar{\gamma}_m(v_i, v_i)}$

🦑 Analyse des résultats

Tableau récapitulatif des résultats d'estimation

Méthode		Z^*	Q^*	$\sigma^2(10^{-2})$	CV		Z^*	Q^*	$\sigma^2(10^{-2})$	CV
1	Oct. 98	1.90	26140	18.4	0.23	Avr. 99	0.31	4254	0.3	0.18
2		1.90	26140	16.7	0.21		0.31	4254	0.3	0.16
3		1.83	25097	12.5	0.19		0.32	4438	0.3	0.17
1	Oct. 99	1.46	20078	6.6	0.18	Oct. 00	2.52	34605	20.2	0.18
2		1.46	20078	6.6	0.17		2.52	34605	17.8	0.17
3		1.46	20064	5.2	0.16		2.54	34846	14.0	0.15
1	mars 01	1.42	19498	2.3	0.10	sept. 01	0.94	12939	2.9	0.18
2		1.42	19498	2.2	0.10		0.94	12939	2.5	0.17
3		1.39	19137	2.1	0.10		0.82	11263	1.0	0.12
1	sept. 02	0.35	4862	0.2	0.12	déc. 03	0.37	5119	0.2	0.13
2		0.35	4862	0.2	0.12		0.37	5119	0.2	0.12
3		0.33	4523	0.1	0.10		0.34	4689	0.1	0.11
1	Avr. 04	0.93	12827	0.8	0.09	déc. 04	0.78	10751	1.7	0.17
2		0.93	12827	0.8	0.09		0.78	10751	1.7	0.17
3		0.93	12776	0.8	0.10		0.73	10000	1.3	0.16

Table 15 : Résultats des estimations globales pour un schéma SASG dans le cadre d'une FA intrinsèque (Méthode 1 et 2) et pour un schéma SASG-PS dans le cadre d'un modèle quasi-intrinsèque (Méthode 3).

Cadre d'une FA intrinsèque

On prend comme estimateur de la moyenne globale la moyenne arithmétique des échantillons du domaine. La variance d'estimation est calculée par la formule générale (Méthode 1) et par la formule simplifiée (Méthode 2). Les résultats sont assez proches mais la méthode 2 produit globalement une variance inférieure (Table 15) qui doit être considérée dans ce cas particulier comme une approximation. Les deux expressions ne peuvent être égales que si le polygone délimitant le domaine expérimental épouse parfaitement le contour de la grille maillée servant à l'échantillonnage. Autrement dit, comme ce n'est pas le cas, la variance d'estimation de la méthode 2 ne tient pas compte de la variabilité liée à la forme géométrique du domaine d'estimation. Calculée directement par $\bar{\gamma}(v, v)/n$, elle peut être considérée comme la variance théorique d'un schéma SASG dans la mesure où elle ne tient pas compte des données mais uniquement du comportement du variogramme à l'intérieur de la cellule. De ce point de vue, on pourrait être tenté de donner plus de crédit à cette variance théorique car elle ne sollicite le variogramme que dans un voisinage localisé, en accord avec les conditions de stationnarité locale proposées par la quasi-stationnarité.

Cadre d'une FA quasi-intrinsèque

L'application d'un modèle quasi-intrinsèque (conditionnel à la moyenne locale) à un schéma SASG-PS offre une sensible diminution du coefficient de variation (Table 15). La moyenne globale est légèrement modifiée car elle n'est pas obtenue par le même estimateur (moyenne arithmétique en intrinsèque et moyenne stratifiée en quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale).

Bien que la variance d'estimation obtenue ici soit une approximation dans la mesure où l'indépendance des erreurs d'estimation des strates n'est pas assurée par le protocole d'échantillonnage, on tente d'expliquer l'origine de ce résultat en le comparant à celui du cadre intrinsèque. Rappelons au préalable qu'en intrinsèque on calcule la variance d'estimation avec l'expression $\sigma_e^2 = 2\bar{\gamma}(v, \alpha) - \bar{\gamma}(\alpha, \beta) - \bar{\gamma}(v, v)$ qu'on applique à l'ensemble des données tandis qu'en quasi-intrinsèque, on l'applique à chaque strate individuellement. Il est difficile d'expliquer analytiquement l'origine de la différence de résultats entre ces deux méthodes.

Par contre si on considère que $\bar{\gamma}(v, v)/n$ offre une bonne approximation de la variance d'estimation, que l'on utilise aussi bien pour le domaine que pour les strates sachant que le caractère SASG du réseau est valable aussi bien au niveau du domaine qu'au niveau des strates, la comparaison devient plus aisée. En effet cela revient à comparer $\bar{\gamma}(v, v)/n$ (modèle intrinsèque) et $\bar{\gamma}(v, v) \sum_{i=1}^N w_i^2 k_i^* / n_i$ (modèle quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale). Ce sont toutes les deux des moyennes de la variance de dispersion d'une cellule v de la grille régulière.

La première, associée au modèle intrinsèque, est le fruit d'une division par le nombre de cellules échantillonnées. On présume la stationnarité de la variance de dispersion $\bar{\gamma}(v, v)$ et l'absence d'effet proportionnel.

La seconde, associée au modèle quasi-intrinsèque conditionnel, est le fruit d'une pondération par l'effet proportionnel relatif à chaque strate k_i^* et par son degré d'importance. De ce fait, on présume que la variance de dispersion n'est pas stationnaire. On doit la caler aux moyennes locales des strates par l'intermédiaire de l'effet proportionnel. Ceci explique la différence de résultats issus du modèle intrinsèque et du modèle quasi-intrinsèque mais n'explique pas la diminution de la variance.

Comme dans le cadre SASS, les strates comportent des zéros non inclus dans le calcul du variogramme qui entraînent une diminution de la moyenne locale, laquelle se répercute sur la variance de la strate inférée par l'effet proportionnel. Ainsi, la variance par strate obtenue après la correction de l'effet proportionnel est forcément inférieure à la moyenne de la variance de dispersion calculée sur la seule base du variogramme sans correction de l'effet proportionnel.

Discussion

L'estimation de la moyenne globale avec un modèle quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale pour un schéma post-stratifié n'entraîne pas forcément une diminution de la variance. Cependant, vu le caractère hétérogène des données et peu stationnaire des FA qui les représentent, le modèle quasi-intrinsèque (conditionnel à la moyenne locale) semble approprié et permet de produire des variances d'estimation plus réalistes. Dans le cas particulier des campagnes de poulpe, le modèle quasi-intrinsèque entraîne une diminution du coefficient de variation par rapport au modèle intrinsèque car le modèle inféré pour ce dernier ne tient pas compte des zéros extérieurs au champ de distribution. On pourrait reprocher l'utilisation d'un modèle calculé sans les zéros extérieurs pour l'estimation de moyennes de strates incluant ces zéros. Il est toutefois important de ressortir une structure spatiale robuste (sans les zéros). Sachant que par définition, la fonction aléatoire est indépendante du champ, le modèle spatial associé à cette FA peut théoriquement être utilisé au-delà des limites dans lesquelles il a été calculé. En conclusion, le modèle quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale semble particulièrement intéressant à utiliser pour des régionalisations peu stationnaires et dotées d'un effet proportionnel assez marqué.

Le problème qui n'a pas été discuté ici est celui de l'indépendance supposée des strates. Bien qu'on ait apporté quelques justifications biologiques, la question reste tout de même posée.

Une façon de répondre à cette problématique est de procéder à un léger changement de stratégie d'échantillonnage des campagnes d'évaluation des céphalopodes. On propose un réseau d'échantillonnage mixte composé de deux niveaux de stratification. La première stratification serait similaire à celle proposée dans ce cas d'étude, c'est-à-dire, composée de 6 strates. Chacune de ces strates est elle-même échantillonnée par un SASG. Si le maillage des grilles d'échantillonnage respectives à chacune des strates est identique, le réseau final serait quasiment identique au schéma SASG actuel. L'avantage de ce réseau mixte est de permettre l'utilisation d'un modèle quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale, sans se soucier de l'indépendance des strates. De plus, il serait alors possible de moduler l'effort d'échantillonnage par la taille des cellules à l'intérieur de chaque strate principale (premier niveau) en fonction du niveau de variabilité sans avoir à dénaturer la stratégie globale du réseau d'échantillonnage. Le réseau SASG est maintenu à l'intérieur de chaque strate au lieu d'une répartition aléatoire uniforme afin d'assurer une répartition plus homogène au sein de chaque strate pour la cartographie.

Les résultats des estimations en transitif montreront par ailleurs que ce schéma conviendrait aux techniques d'estimation transitives.

2.3. Estimation de l'abondance en transitif

Désormais on se place dans le cadre d'une représentation transitive, et l'on cherche à estimer une abondance et non une moyenne globale. Le modèle transitif considère la densité de poulpes comme une variable régionalisée déterministe, ce qui constitue un atout majeur car on ne s'appuie sur aucune hypothèse de stationnarité relative à la densité. Cette caractéristique fait que les techniques transitives sont particulièrement adaptées aux estimations globales des régionalisations associées à des FA non-stationnaires.

La contrepartie de l'indépendance des techniques transitives vis-à-vis de la variable est que la propriété de stationnarité du réseau d'observation devient nécessaire, en particulier pour engendrer les conditions favorables à la formulation de la variance d'estimation uniquement par l'intermédiaire du covariogramme transitif $g(h)$. *La stationnarité peut souvent être introduite, non pas à titre d'hypothèse relative à la réalité physique, mais simplement comme une caractéristique de la méthode d'estimation choisie par nous* (Matheron, 1978). C'est en partie pour cette raison que les techniques transitives ne sont possibles que pour des schémas d'échantillonnage particuliers. Ainsi la stationnarité est assurée par le caractère régulier de la maille dans le cas d'un réseau régulier et de manière générale elle doit être le fruit d'un processus ponctuel stationnaire dans le cas d'un réseau irrégulier. Le schéma SASG et le schéma aléatoire (SA) sont des processus ponctuels stationnaires et produisent des variances d'estimation exprimées uniquement en fonction de $g(h)$. Le schéma aléatoire préférentiel (SAP) qui est le fruit d'un processus ponctuel aléatoire de densité régionalisée ne peut être considéré comme stationnaire. La conséquence à cela est que la variance ne s'exprime par uniquement en fonction de $g(h)$. En pratique il sera néanmoins possible, dans certaines conditions, de fournir un majorant de la variance d'estimation basé sur la fonction $g(h)$.

Pour résumer, les techniques transitives d'estimation de l'abondance ont été mises en œuvre dans le cadre de quatre modes d'échantillonnage particuliers : SR, SASG, SA et SAP. Seuls les deux premiers ont déjà fait l'objet de cas d'application dans le domaine halieutique (Petitgas, 1991 ; Bez et al. 1995 ; Bez, 2002). Ils ont notamment montré l'intérêt du cadre méthodologique de l'approche transitive pour les densités de poissons dans le cadre de type d'échantillonnage régulier (Bez et al., 1995). Comme on le verra par la suite, ce cadre méthodologique ne comporte cependant pas que des avantages et il peut s'avérer sans intérêt, si le plan d'échantillonnage initial n'est pas fidèlement respecté lors de son exécution. Les formalismes de la variance d'estimation dans le cas où l'échantillonnage est le fruit d'un processus ponctuel uniforme (SA) ou d'un processus ponctuel à densité régionalisée ont été présentés (Emery, 2001) mais n'ont, à notre connaissance, jamais fait l'objet d'une application. La raison la plus probable est la difficulté qu'il y avait alors d'estimer le covariogramme transitif à partir d'un réseau de points irrégulier, bien que Bez et al. (1995) aient proposé plusieurs méthodes d'estimation du covariogramme transitif en réseau irrégulier (Chap. 1.3.3).

Dans un premier temps, les formalismes de la variance d'estimation pour les différents schémas d'échantillonnages sont présentés (2.3.1) puis dans un deuxième temps, on expose trois cas d'applications pour l'estimation de l'abondance du poulpe.

Le premier cas d'application cherche à illustrer le manque de robustesse des techniques transitives usuelles (par rapport aux modifications que peuvent subir les schémas d'échantillonnages). On montre que dans la situation d'une forte déformation du plan d'échantillonnage, il existe un biais important entre l'estimateur théorique et l'estimateur effectivement utilisé, qui peut être supérieur à l'écart-type d'estimation. Cette condition invalide à notre avis l'utilisation de la variance d'estimation calculée sur la base du plan l'échantillonnage initial (théorique).

On applique alors l'approche transitive implémentée dans le cadre d'un processus ponctuel à densité régionalisée (Emery, 2001) pour les schémas SASS et SASG. En cela, on illustre en quoi l'estimation selon le SAP bien que fournissant un majorant de la variance d'estimation, constitue une alternative précieuse aux problèmes liés aux modifications de plan d'échantillonnage et aux problèmes de robustesse qui en découlent.

2.3.1. Formalisme théorique des variances d'estimation

2.3.1.1. Schéma régulier (SR)

Supposons que les densités de poulpes observées $z(x)$ proviennent d'un réseau d'échantillonnage systématique régulier à 2D, c'est-à-dire qu'elles sont positionnées selon une grille régulière à maille constante a dotée de deux composantes (a_1, a_2) qui couvre l'ensemble du champ A délimitant la régionalisation. La surface de la cellule élémentaire de la grille, est représentée par $|a|=a_1.a_2$. Comme on ne connaît pas l'aire de distribution des densités avant l'échantillonnage, il est possible de considérer l'implantation de l'origine de la maille comme aléatoire par rapport au champ, c'est pour cette raison qu'on l'appelle à implantation flottante. En pratique, qu'importe la position de l'origine tant que le réseau couvre la totalité du champ A .

Estimateur de l'abondance

L'abondance est la somme dans l'espace de la variable régionalisée $z(x)$:

$$Q = \int_A z(x) dx = \int z(x) dx$$

La connaissance du champ de la variable régionalisée (l'aire de distribution du poulpe) n'est pas indispensable dans la mesure où la somme est étendue à tout l'espace, ou du moins, au-delà des limites du champ. L'addition des zéros dans la somme spatiale ne modifie en rien le résultat global.

Par souci de clarté, les expressions mathématiques sont formulées de manière condensée équivalente à l'espace 1D mais elles devront être interprétées dans l'espace géographique à 2 dimensions. L'abondance est estimée par :

$$Q^* = |a| \sum_{p \in \mathbb{Z}^2} z(x_0 + pa)$$

On voit par ce calcul l'intérêt de déborder du champ de la variable pour s'assurer qu'on ne manque pas une partie du stock, sachant que les observations nulles additionnelles situées en bordure du champ n'influencent aucunement le résultat final de Q^* .

Probabilisation de l'estimateur

En vue de s'assurer du non biais ou de mesurer la précision de l'estimateur, on doit passer par la probabilisation du réseau d'échantillonnage. Celle-ci est obtenue « naturellement » par l'implantation de l'origine du réseau x_0 selon un processus aléatoire uniforme à l'intérieur de la cellule élémentaire de la grille de surface $|a| = a_1.a_2$.

Que ce soit le biais ou la précision, ces propriétés se fondent sur des notions probabilistes, l'espérance et la variance. Leur application semble cohérente dans l'approche intrinsèque dans la mesure où l'on manipule une fonction aléatoire. Elle est beaucoup moins automatique dans le cas des méthodes transitives où la variable régionalisée conserve son caractère déterministe.

A ce stade, on comprend mieux la nécessité de « probabiliser » le réseau d'échantillonnage pour qu'au final, l'estimateur Z^* soit le fruit d'une variable aléatoire. Ce processus de « probabilisation » de l'échantillonnage se fonde sur le fait qu'on ne connaît pas la distribution des densités de poissons avant l'échantillonnage. L'implantation aléatoire de l'origine x_0 du réseau fait que même si ce dernier est régulier, il est néanmoins disposé de manière indépendante par rapport à la distribution du poisson. Concrètement, conditionnellement à x_0 , les densités observées et les estimations qui en découlent seront différentes d'un échantillonnage à l'autre. Grâce à l'implantation aléatoire de x_0 , l'estimateur est une variable aléatoire qui possède une espérance et une variance théoriques.

Estimateur sans biais

Pour que l'estimateur soit sans biais, il faut que l'erreur d'estimation ait une espérance nulle, c'est-à-dire que :

$$E(Q^* - Q) = 0 \Leftrightarrow E(Q^*) = Q$$

Or,

$$E(Q^*) = \frac{1}{|a|} \int_a Q^*(x_0) dx_0 = \frac{1}{|a|} \int_a \left| a \sum_{p \in \mathbb{Z}^2} z(x_0 + pa) \right| dx_0$$

$$E(Q^*) = \sum_{p \in \mathbb{Z}^2} \int_a z(x_0 + pa) dx_0 = \int z(x) dx$$

La somme discrète des densités pondérées par leur surface d'influence régulière $|a|$ est un estimateur sans biais de l'abondance totale du stock.

Variance d'estimation

Q étant par définition non aléatoire, la variance d'estimation (variance de l'erreur d'estimation) est égale à la variance de l'estimateur.

$$\begin{aligned} \sigma^2(a) &= \text{Var}\{Q^*(x_0) - Q\} = \text{Var}\{Q^*(x_0)\} \\ &= E\{Q^*(x_0)^2\} - E\{Q^*(x_0)\}^2 \\ &= E\{Q^*(x_0)^2\} - Q^2 \end{aligned}$$

Lorsqu'on représente Q^* et Q en fonction de $z(x)$, on fait apparaître l'expression du covariogramme transitive $g(h)$. En développant chaque terme de la variance à part, on obtient :

$$\begin{aligned} E\{Q^*(x_0)^2\} &= \frac{1}{a} \int_s \left(a^2 \sum_{p \in \mathbb{Z}^2} \sum_{q \in \mathbb{Z}^2} z(x_0 + pa) z(x_0 + qa) \right) dx_0 \\ &= \frac{1}{a} \int_s \left(a^2 \sum_{p \in \mathbb{Z}^2} \sum_{k \in \mathbb{Z}^2} z(x_0 + pa) z(x_0 + pa + ka) \right) dx_0 \\ &= a \int \left(\sum_{k \in \mathbb{Z}^2} z(x_0) z(x_0 + ka) \right) dx_0 \\ &= a \sum_{k \in \mathbb{Z}^2} \left(\int z(x_0) z(x_0 + ka) dx_0 \right) \\ &= a \sum_{k \in \mathbb{Z}^2} g(ka) \end{aligned}$$

Et,

$$\begin{aligned} Q^2 &= \left(\int z(x) dx \right) \left(\int z(y) dy \right) \\ &= \int \int z(x) z(y) dx dy \\ &= \int \left(\int z(x) z(x+h) dx \right) dh \\ &= \int g(h) dh \end{aligned}$$

On montre alors (Matheron, 1970) que la variance d'estimation transitive dans le cadre d'une maille régulière est égale à :

$$\sigma^2(a) = a \sum_{k \in \mathbb{Z}^2} g(ka) - \int g(h) dh$$

Signification de la variance d'estimation

Ainsi exprimée, elle représente la différence entre la valeur exacte de l'intégrale du covariogramme transitive et de sa valeur approchée (Figure 34). La valeur approchée est donnée par le calcul discret de cette somme spatiale (intégrale) dont le pas de discrétisation est dicté par la maille de la grille d'échantillonnage. Plus la maille est lâche, plus la différence entre la valeur approchée et la valeur exacte est grande et plus la variance d'estimation est grande. Ceci est cohérent avec le fait que la précision diminue d'autant plus que l'effort d'échantillonnage diminue.

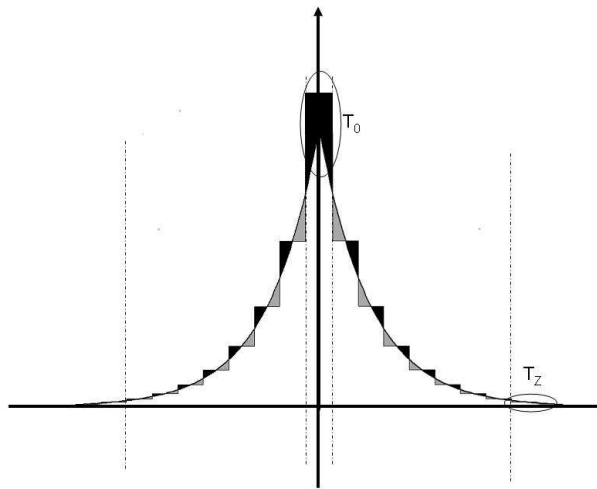


Figure 34 : Représentation du covariogramme transitif et de son approximation discrète et positionnement des termes d'extension $T_0(a)$ et fluctuant $T_z(a)$.

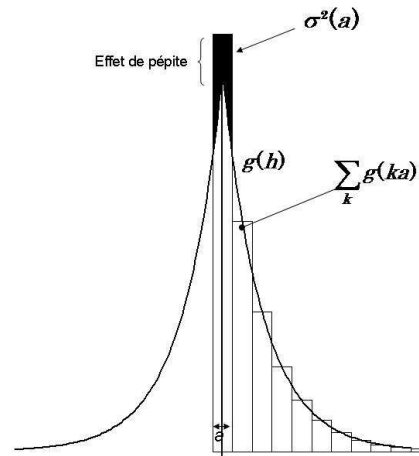


Figure 35 : Contribution finale du covariogramme transitif dans la variance d'estimation dans le cas d'un réseau régulier.

Pour comprendre un peu mieux la contribution du covariogramme transitif dans l'expression de la variance d'estimation, un résumé de la méthode d'approximation de la variance, dont l'intérêt est plus méthodologique que calculatoire, est nécessaire (Matheron, 1965). Partant du fait que la variance représente la différence entre la valeur exacte et la valeur approchée de l'intégrale du covariogramme transitif $g(h)$, Matheron s'appuie sur l'équation d'Euler Mac-Laurin utilisée dans la théorie du calcul approché des intégrales pour l'appliquer à $g(h)$. Il montre ainsi qu'il est possible de reformuler l'expression de la variance d'estimation (en 1D) en fonction de deux termes, $T_0(a)$ et $T_z(a)$ qui sont représentés dans le schéma ci-dessus (Figure 34). Le terme d'extension $T_0(a)$ ne dépend que du comportement de $g(h)$ au voisinage de zéro ou du moins aux distances inférieures à la maille a tandis que le terme fluctuant $T_z(a)$ ne dépend que du comportement de $g(h)$ au voisinage de la portée b :

$$\sigma^2(a) = T_0(a) + T_z(a)$$

Cette reformulation de la variance met en évidence que toute la partie intermédiaire entre a et b n'intervient quasiment pas et seuls les voisinages de 0 et de b comptent. La Figure 34 illustre graphiquement ce résultat, montrant que les écarts par rapport au covariogramme exact s'annulent dans l'intervalle intermédiaire, ne laissant plus à l'erreur d'approximation que les termes $T_0(a)$ et $T_z(a)$. Plus la fonction du covariogramme sera discontinue au voisinage de 0, avec notamment la présence d'effet de pépite, plus $T_0(a)$ devient important et plus la variance augmente (Figure 35). Par ailleurs, Matheron (1965) montre que $T_z(a)$ est nul en moyenne et il préconise de le négliger dans l'approximation de la variance, qui ne dépendrait plus que de $T_0(a)$.

Finalement, l'expression de la variance d'estimation montre qu'elle dépend essentiellement du comportement du covariogramme entre zéro et a . Elle est d'autant plus grande que le réseau d'échantillonnage est espacé et que la fonction du covariogramme est discontinue au voisinage de 0, comportement qui est directement lié à l'irrégularité de la variable régionalisée. Plus l'effet de pépite est important ou la pente du covariogramme à l'origine est forte, plus la variance d'estimation est grande.

2.3.1.2. Schéma SASG

Le développement de la formulation de la variance d'estimation du réseau SASG est repris de Matheron (1965). Le réseau SASG est défini en premier lieu par sa cellule élémentaire $|a|$ de côtés a_1 et a_2 centrée à l'origine x_0 , et par les vecteurs de translation h_i de composantes $(p_1 a_1, p_2 a_2)$, des multiples entiers p_1 et $p_2 \in \mathbb{Z}$. L'ensemble des a_{hi} obtenus par translation de a selon les vecteurs h_i constitue le réseau à maille régulière d'origine x_0 , ce dernier étant tiré aléatoirement selon une loi uniforme dans $|a|$. La deuxième étape est la définition des points d'observation à l'intérieur de chaque cellule et consiste à tirer l'ensemble des X_i de manière indépendante et selon une loi uniforme dans $|a|$. Les points d'observations correspondent à l'ensemble des points $\{x_0 + h_i + x_i\}$.

Estimateur sans biais

Alors que dans le cas d'un plan systématique à maille régulière le caractère aléatoire des observations provient du tirage aléatoire de l'origine du réseau x_0 , dans le cas présent, aussi bien x_0 , que l'ensemble des X_i sont tirés au hasard et indépendants.

Le jeu d'observations peut alors être considéré comme le fruit de tirages de variables aléatoires indépendantes dont on peut exprimer l'espérance et la variance.

L'espérance de $z(x)$ conditionnellement à x_0 fixé est donc égale à la régularisée de $z(x)$ dans $|a|$, représentant la moyenne des valeurs prises par la variable $z(x)$ au sein de la cellule $|a|$:

$$E\{z(x_0 + h_i + x_i) | x_0\} = \frac{1}{|a|} \int_a z(x_0 + h_i + y) dy = z_a(x_0 + h_i)$$

Il en va de même pour l'estimateur de l'abondance $Q^* = |a| \sum_i z(x_0 + h_i + x_i)$ qui, étant une combinaison linéaire de $z(x)$, est une variable aléatoire.

Conditionnellement à x_0 fixé, on montre que : $E\{Q^* | x_0\} = Q$

$$E\{Q^* | x_0\} = E\left\{\left[\sum_i |a| \cdot z(x_0 + h_i + x_i)\right] | x_0\right\} = |a| \sum_i E\{z(x_0 + h_i + x_i) | x_0\} = |a| \sum_i z_a(x_0 + h_i) = Q$$

Comme $E\{Q^*\} = E\{E(Q^* | x_0)\} = Q$, Q^* est un estimateur sans biais de Q .

Variance d'estimation

Comme pour l'espérance, conditionnons par rapport à x_0 fixé pour calculer la variance.

$$\begin{aligned} \text{Var}\{[Q^*] | x_0\} &= E\{[Q^*]^2 | x_0\} - E\{Q^* | x_0\}^2 \\ &= E\{[Q^*]^2 | x_0\} - Q^2 \end{aligned}$$

Or :

$$[Q^*]^2 = |a|^2 \sum_k \sum_p z(x_0 + h_p + x_p) z(x_0 + h_k + x_k)$$

Comme

$$\begin{aligned} E\{z(x_0 + h_p + x_p) z(x_0 + h_k + x_k)\} &= E\{z(x_0 + h_p + x_p)\} E\{z(x_0 + h_k + x_k)\} \\ &\quad + \text{Cov}\{z(x_0 + h_p + x_p), z(x_0 + h_k + x_k)\} \end{aligned}$$

et que pour $k \neq p$ les observations sont indépendantes conduisant à des covariances nulles, on obtient alors :

$$\begin{aligned} E\{[Q^*]^2 | x_0\} &= |a|^2 \sum_k \sum_p E\{z(x_0 + h_p + x_p) | x_0\} E\{z(x_0 + h_k + x_k) | x_0\} + |a|^2 \sum_i \text{Var}\{z(x_0 + h_i + x_i) | x_0\} \\ &= |a|^2 \sum_k \sum_p z_a(x_0 + h_p) z_a(x_0 + h_k) + |a|^2 \sum_i \text{Var}\{z(x_0 + h_i + x_i) | x_0\} \\ &= Q^2 + |a|^2 \sum_i \text{Var}\{z(x_0 + h_i + x_i) | x_0\} \end{aligned}$$

On en déduit que :

$$\text{Var}\{[Q^*] | x_0\} = |a|^2 \sum_i \text{Var}\{z(x_0 + h_i + x_i) | x_0\}$$

Et comme :

$$\text{Var}\{z(x_0 + h_i + x_i) | x_0\} = E\{z(x_0 + h_i + x_i)^2 | x_0\} - E\{z(x_0 + h_i + x_i) | x_0\}^2 = \frac{1}{|a|} \int_a z^2(x_0 + h_i + y) dy - z_a(x_0 + h_i)^2$$

Il vient :

$$\begin{aligned} \text{Var}\{[Q^*] | x_0\} &= |a|^2 \sum_i \left(\frac{1}{|a|} \int_a z^2(x_0 + h_i + y) dy - z_a^2(x_0 + h_i) \right) = |a| \int z^2(x_0 + y) dy - |a|^2 \sum_i (z_a^2(x_0 + h_i)) \\ &= |a| g(0) - |a|^2 \sum_i z_a^2(x_0 + h_i) \end{aligned}$$

Comme $E\{Q^* | x_0\}$ est indépendante de x_0 , on obtient $\text{Var}\{Q^*\}$ en calculant la moyenne de $\text{Var}\{Q^* | x_0\}$ relativement à x_0 :

Avec $\bar{g}(a, a) = g_a(0)$ la moyenne de $g(h)$ lorsque les deux

$$\begin{aligned} \text{Var}\{Q^*\} &= \frac{1}{|a|} \int_a \left(|a| g(0) - |a|^2 \sum_i z_a^2(x_0 + h_i) \right) dx_0 = |a| g(0) - |a| \sum_i \int_a z_a^2(x_0 + h_i) dx_0 \\ &= |a| g(0) - |a| \int z_a^2(x) dx = |a| (g(0) - g_a(0)) \quad \text{extrémités du vecteur } h \text{ balayant} \\ &= |a| (g(0) - \bar{g}(a, a)) \end{aligned}$$

séparément la surface a .

Signification de la variance d'estimation

L'expression de la variance d'estimation montre le rôle prépondérant du comportement du covariogramme transitif au voisinage de l'origine défini par la maille d'échantillonnage a . Plus la maille a est grande ou que $g(h)$ est discontinu suite à une forte irrégularité de la densité, plus la variance est grande.

Comme pour un réseau régulier, les points d'échantillonnage n'interviennent pas dans l'expression de la variance ce qui fait qu'elle est non conditionnelle. On peut l'estimer avant l'échantillonnage à partir d'un modèle spatial théorique

Au lieu de comparer la valeur exacte de l'intégrale du modèle spatial à celle de sa valeur discrète, la variance du réseau aléatoire stratifié consiste plutôt à comparer la valeur en zéro du modèle théorique à celle du modèle régularisé de support la maille d'échantillonnage.

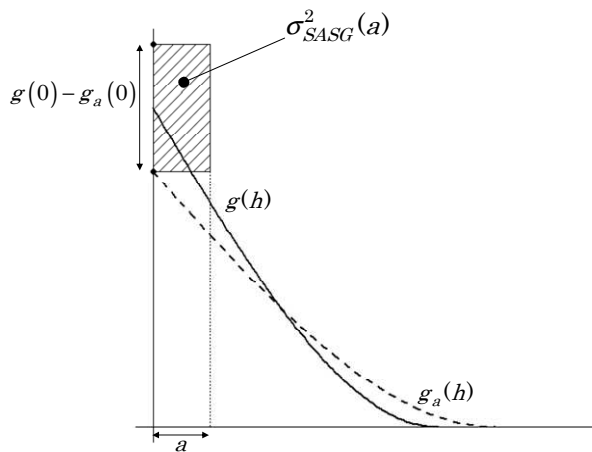


Figure 36 : Contribution finale du covariogramme transitif dans la variance d'estimation dans le cas d'un réseau aléatoire stratifié (géostatistique). Etant obtenue par régularisation, $g_a(h)$ n'a pas d'effet de pépite. De plus, comme $Q^2 = \int g(h) dh$ est invariable par régularisation, les aires sous les courbes de $g_a(h)$ et de $g(h)$ sont équivalentes.

2.3.1.3. Schéma aléatoire (SA)

Un schéma aléatoire pur peut être modélisé par un processus ponctuel aléatoire uniforme. Soit le domaine expérimental D couvrant le champ de distribution A du poulpe (Etant en transitif, l'hypothèse de couverture total de la densité de poulpes est conservée). Issues de ce processus ponctuel, les n observations sont positionnées à l'intérieur du domaine D de superficie $|D|$ de manière aléatoire et avec une densité θ qui est le nombre moyen d'échantillons par unité de surface et $1/\theta$, homogène à une surface, est équivalent à la surface d'influence moyenne d'un point et donc du même ordre de grandeur que a du schéma SASG. Les n points sont indépendants et uniformément distribués dans D . Par construction, ils peuvent être considérés comme des variables aléatoires, distribuées selon une loi uniforme de densité : $\frac{1}{|D|} = \frac{\theta}{n}$

Pour procéder à l'estimation globale, il faut s'assurer que l'estimateur soit sans biais et calculer la variance d'estimation.

Estimateur sans biais

L'estimateur de l'abondance de poulpe est égal à l'estimateur de la moyenne globale (moyenne arithmétique expérimentale) multipliée par l'aire du domaine expérimental.

$$Q^* = \frac{|D|}{n} \sum_{\alpha=1}^n z(x_\alpha) = \frac{1}{\theta} \sum_{\alpha=1}^n z(x_\alpha)$$

C'est également une variable aléatoire qui admet une espérance et une variance. Son espérance est :

$$\begin{aligned} E(Q^*) &= \frac{1}{\theta} \sum_{\alpha=1}^n E\{z(x_\alpha)\} = \frac{1}{\theta} \sum_{\alpha=1}^n \int_D \frac{1}{|D|} z(x_\alpha) dx_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{\alpha=1}^n \int_D z(x) dx = \frac{1}{n} n \int_D z(x) dx \\ &= \int_A z(x) dx = Q, \text{ sachant que } A \text{ est inclus dans } D \end{aligned}$$

C'est donc un estimateur sans biais

Variance d'estimation

Sachant que les échantillons sont indépendants :

$$Var\{Q^*\} = \frac{1}{\theta^2} \sum_{\alpha=1}^n Var\{z(x_\alpha)\}$$

En décomposant les variances élémentaires :

$$\begin{aligned} Var\{Q^*\} &= \frac{1}{\theta^2} \sum_{\alpha=1}^n \left[E\{z(x_\alpha)^2\} - E\{z(x_\alpha)\}^2 \right] = \frac{1}{\theta^2} \sum_{\alpha=1}^n \left\{ \int_D \frac{1}{|D|} z(x_\alpha)^2 dx_\alpha - \left[\int_D \frac{1}{|D|} z(x_\alpha) dx_\alpha \right]^2 \right\} \\ &= \frac{n}{\theta^2} \left\{ \int_D \frac{\theta}{n} z(x)^2 dx - \left[\int_D \frac{\theta}{n} z(x) dx \right]^2 \right\} = \frac{1}{\theta} \underbrace{\int_D z(x)^2 dx}_{g(0)} - \frac{1}{n} \underbrace{\left[\int_D z(x) dx \right]^2}_{\int g(h) dh} \\ &= \frac{1}{\theta} \left[g(0) - \frac{1}{|D|} \int g(h) dh \right] \end{aligned}$$

🐙 Signification de la variance d'estimation

La variance d'estimation $\sigma_{SA}^2 = \frac{1}{\theta} \left[g(0) - \frac{1}{|D|} \int g(h) dh \right]$ dépend essentiellement du comportement de $g(h)$ au voisinage de la surface d'influence moyenne d'un échantillon ($1/\theta$). A travers le schéma décrivant graphiquement la contribution de $g(h)$ dans la variance (Figure 37), on voit bien que la variance augmente d'autant que le covariogramme est discontinu et que la variable régionalisée est irrégulière. Ainsi, l'effet de pépité augmente naturellement la variance. Celle-ci peut être diminuée en augmentant la densité d'échantillonnage.

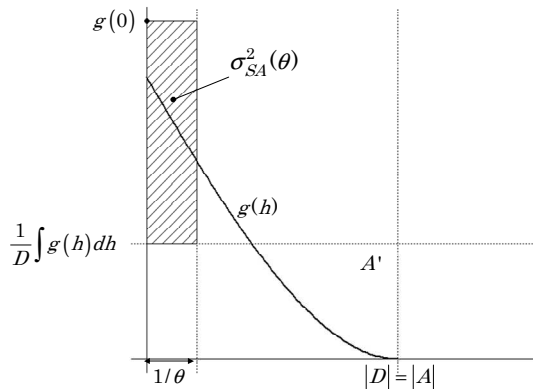


Figure 37 : Contribution du covariogramme transitif dans la variance d'estimation dans le cas d'un schéma SA. Dans le cas théorique où le domaine échantillonné D correspond au champ de régionalisation A , la position de la ligne horizontale relative à $\frac{1}{|D|} \int g(h) dh$ est déterminée de telle sorte que l'aire délimitée par le rectangle A' et celle qui se trouve sous $g(h)$ sont égales à Q^2 . Schéma valable en 1D où la portée est la longueur de D .

La variance d'estimation du schéma aléatoire pur est, à l'instar des cas usuels du SR et SASG, non conditionnelle en cela qu'elle ne dépend pas des valeurs prises par les observations. Son expression est très similaire à celle du SASG : c'est une différence entre $g(0)$ et une valeur moyenne du covariogramme de types différents selon le schéma. La comparaison entre les deux variances d'estimation fait ressortir deux points principaux :

- Leur point commun est qu'elles sont construites sur la base d'un processus ponctuel stationnaire qui implique qu'elles ne dépendent que du covariogramme transitif (Matheron, 1978)
- La différence majeure est que dans le cas du SASG le point aléatoirement et uniformément implanté à l'intérieur d'une cellule fait qu'on ne s'intéresse qu'au voisinage de la cellule pour le calcul de la valeur moyenne du covariogramme tandis que dans le cas d'un schéma aléatoire pur, chaque point est aléatoirement et uniformément implanté à l'intérieur du domaine D , d'où le calcul de valeur moyenne (de type différent) à l'échelle de D .

2.3.1.4. Schéma aléatoire préférentiel (SAP)

🐙 Le processus ponctuel aléatoire

Le cadre d'un schéma aléatoire préférentiel constitue une extension du réseau aléatoire pur où la densité d'échantillonnage est régionalisée. Cette dernière n'est pas uniforme dans l'espace et bien que les points soient positionnés aléatoirement, ils peuvent occuper certaines zones de manière préférentielle. Ce type d'échantillonnage peut être représenté par un processus ponctuel aléatoire de densité régionalisée $\theta(x)$ au sein du domaine expérimental D , sachant que le paramètre $\theta(x)$ est le nombre moyen de points par unité de surface tandis que $1/\theta(x)$, qui est homogène à une surface, représente la surface d'influence de l'échantillon en x .

Quitte à remplacer $\theta(x)$ par $\frac{n\theta(x)}{\int \theta(u)du}$, où n est le nombre d'échantillons, on supposera dans la suite que

$\int \theta(x)dx = n$. De la sorte, les n échantillons peuvent être considérés comme des variables aléatoires indépendantes distribuées selon une loi de densité régionalisée : $\frac{\theta(x)}{n}$

L'estimateur

L'estimateur de l'abondance totale est la somme pondérée des densités de poulpe par leur surface d'influence qui est équivalente à l'inverse de la densité d'échantillonnage :

$$Q^* = \sum_{\alpha} \frac{z(x_{\alpha})}{\theta(x_{\alpha})}$$

Partant du caractère aléatoire des échantillons, l'estimateur « *design-based* » Q^* est par construction une variable aléatoire. Il admet une espérance et une variance. L'espérance est :

$$E\{Q^*\} = \sum_{\alpha=1}^n E\left\{\frac{z(x_{\alpha})}{\theta(x_{\alpha})}\right\} = \sum_{\alpha=1}^n \int_D \frac{\theta(x_{\alpha})}{n} \frac{z(x_{\alpha})}{\theta(x_{\alpha})} dx_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{\alpha=1}^n \int_D z(x) dx = \int_A z(x) dx = Q$$

C'est donc un estimateur sans biais.

Comme les échantillons de densité de poulpes $z(x_{\alpha})$ sont indépendants, la variance peut être décomposée en somme de variances élémentaires :

$$\begin{aligned} Var\{Q^*\} &= \sum_{\alpha=1}^n Var\left\{\frac{z(x_{\alpha})}{\theta(x_{\alpha})}\right\} \\ &= \sum_{\alpha=1}^n \left[E\left\{\left(\frac{z(x_{\alpha})}{\theta(x_{\alpha})}\right)^2\right\} - E\left\{\frac{z(x_{\alpha})}{\theta(x_{\alpha})}\right\}^2 \right] = \sum_{\alpha=1}^n \left[\int_D \frac{z(x_{\alpha})^2}{\theta(x_{\alpha})^2} \frac{\theta(x_{\alpha})}{n} dx_{\alpha} - \left(\int_D \frac{z(x_{\alpha})}{\theta(x_{\alpha})} \frac{\theta(x_{\alpha})}{n} dx_{\alpha} \right)^2 \right] \\ &= \underbrace{\int_D \frac{z(x)^2}{\theta(x)} dx}_{g_y(0)} - \frac{1}{n} \underbrace{\left(\int_D z(x) dx \right)^2}_{Q^2 = \int g(h)dh} \end{aligned}$$

On a alors :

$$\sigma_{SAP}^2 = g_y(0) - \frac{1}{n} \int g(h) dh$$

Avec, $g_y(0)$ le covariogramme de la nouvelle variable $y(x) = z(x)/\sqrt{\theta(x)}$

Signification de la variance d'estimation

L'expression de la variance d'estimation dans le cas d'un SAP est remarquable par rapport aux autres variances d'estimation car elle fait intervenir en plus du covariogramme transitif $g(h)$, une nouvelle structure $g_y(h)$ associée à la variable $y(x) = z(x)/\sqrt{\theta(x)}$. Ce qui est cohérent avec l'assertion de Matheron (1978) jugeant la nécessité d'un processus stationnaire pour que la variance d'estimation ne soit exprimée qu'en fonction du covariogramme transitif. Elle n'est toutefois pas si différente des autres expressions sachant qu'on retrouve les mêmes termes qui se soustraient. Le premier terme est la valeur à l'origine du covariogramme d'une variable régionalisée modifiée et le deuxième terme est une valeur moyenne du covariogramme calculée sur l'ensemble du champ.

L'explication qu'on donne à l'apparition dans l'expression de la variance d'une structure spatiale d'une nouvelle variable $g_y(h)$ est qu'en raison du caractère préférentiel du réseau et du caractère non stationnaire du processus ponctuel, la pondération par la densité d'échantillonnage constitue en quelque sorte un changement de variable donnant lieu à une nouvelle variable régionalisée stationnaire, dont il est possible de formuler la variance. C'est à cette nouvelle variable qu'est associé $g_y(h)$ et de manière générale, l'expression de la variance d'estimation. La représentation graphique de la contribution du covariogramme transitif (Figure 38) montre le rôle équivalent que joue $g_y(h)$ dans la variance.

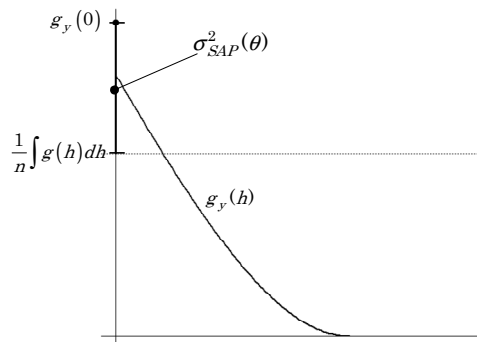


Figure 38: Contribution du covariogramme transitif dans la variance d'estimation dans le cas d'un réseau SAP.

2.3.2. Application aux campagnes de poulpe

2.3.2.1. Test empirique de la robustesse des estimations transitives en SASG et SR.

L'approche transitive propose un estimateur *design-based* de l'abondance qui la rend particulièrement dépendante du protocole d'échantillonnage. Pour deux séries de campagnes de prospection du poulpe réalisées en SR et en SASG, on met en évidence de manière empirique le manque de robustesse des estimations globales transitives réalisées dans le cadre de ces deux schémas d'échantillonnage qui n'ont pas été rigoureusement exécutés comme la plupart des échantillonnages en mer.

Campagnes et stocks cibles

Campagnes de 1984 à 1992

Le réseau d'échantillonnage des campagnes réalisées entre 1984 et 1992 est un schéma régulier (Chap. 1.2.4). Seule l'abondance du stock de Dakhla, qui se trouve dans la zone Nord du plateau continental, est estimée pour cette période.

Campagnes de 1998 à 2006

Les campagnes réalisées à partir de 1998 ont ciblé la totalité du stock marocain et couvraient globalement l'ensemble du plateau. L'estimation globale concerne donc la totalité du stock de poulpes marocain.

Conditions d'application

Couverture du champ de distribution du poulpe

La première hypothèse est que les observations périphériques sont considérées (par défaut) à la limite du champ de distribution du stock, même si la densité de poulpes y est non nulle. Au delà du domaine expérimental, le poulpe est présumé absent. Ceci découle de la nécessité de couvrir l'intégralité du champ de distribution de la régionalisation.

Concernant l'estimation du stock de Dakhla à partir de la première série de campagnes, le réseau couvre la totalité du champ de répartition du stock en question dans la majorité des cas. Les observations de densité de poulpes non nulle qui ont été relevées plus au sud doivent être considérées comme appartenant au stock du Cap Blanc. En pratique, seuls les points appartenant au polygone délimitant la zone nord sont sélectionnés, considérant implicitement que toute observation située à l'extérieur est nulle (condition de validité de la méthode transitive).

Pour les campagnes réalisées entre 1998 et 2006, le réseau d'échantillonnage couvre globalement l'intégralité du plateau continental, ciblant ainsi l'ensemble du stock marocain. Il est cependant clairement établi que la limite Sud du domaine expérimental traverse une zone de concentration du poulpe qui se poursuit au-delà du Cap Blanc et qui constitue la principale composante du stock de poulpes mauritanien. Le poulpe est donc présent au-delà du champ d'observation. Comme l'estimation de l'abondance du stock de poulpes marocain constitue un des objectifs majeurs de la campagne, on traite l'ensemble des données en sachant qu'il aurait été plus rigoureux de ne sélectionner que le stock Nord comme dans le cas précédent.

Contrôle de l'échantillonnage effectif

La seconde condition d'application d'une représentation transitive pour l'estimation globale est de s'assurer que l'échantillonnage a effectivement été exécuté suivant le plan annoncé. Concernant les campagnes réalisées suivant le mode régulier (1984-1992), les points d'une même radiale sont théoriquement distants d'environ 10 milles nautiques et les radiales sont distantes de 25 milles nautiques. Les longueurs des transects sont variables et dépendent de la largeur du plateau continental. Les points ont théoriquement la même surface d'influence (250 N.mi.²). La représentation spatiale des observations montre de nombreuses entorses à ce plan d'échantillonnage annoncé (Figure 5). La distance inter-radiale n'est souvent pas respectée et certaines radiales ont vraisemblablement été rajoutées dans les zones présumées concentrées en poulpe. Ces radiales sont par ailleurs échantillonnées de façon incomplète et n'atteignent pas toujours la limite du plateau. Tout ceci entraîne une certaine hétérogénéité spatiale de l'échantillonnage et surtout dénature son caractère régulier.

Pour les campagnes réalisées suivant le mode SASG (1998-2006), il est plus difficile de contrôler a posteriori si le plan initial a été rigoureusement respecté (Figure 7). Les points sont choisis aléatoirement à l'intérieur des cellules de la grille régulière et la disposition finale des points produit des aires d'influence inégales. Par définition, il peut y avoir des zones vides et d'autres plus échantillonnées. Plus le maillage est petit, plus l'échantillonnage est homogène. Le problème survient lorsque certains points prévus initialement par le réseau d'échantillonnage sont soit annulés soit déplacés. Cela peut arriver dans les zones rocheuses ou les zones peuplées d'épaves. Le réseau final est alors marqué par de larges zones vides non couvertes.

Les changements plus ou moins importants du réseau d'échantillonnage peuvent poser des problèmes à deux niveaux :

- L'estimateur sans biais de l'abondance est calculé sur la base d'une configuration régulière de l'échantillonnage (*design-based*) en faisant la somme spatiale des valeurs expérimentales qui ont théoriquement la même surface d'influence. Dès lors qu'on s'éloigne de la configuration initiale, les surfaces d'influence ne sont plus constantes et l'estimateur devient biaisé.
- La variance d'estimation est une variance non conditionnelle et ne dépend pas des observations mais uniquement de la structure spatiale (*model-based*). C'est une variance théorique relative à l'estimateur. Elle n'est donc pas influencée par les défauts d'échantillonnage, si ce n'est indirectement par le calcul du covariogramme expérimental. Elle n'aurait donc aucun sens si on s'écarte du mode d'échantillonnage sur la base duquel elle a été calculée. Elle resterait purement théorique et totalement déconnectée de l'estimation de l'abondance totale qui est biaisée.

Pour illustrer le biais entraîné par les changements de plan d'échantillonnage, on se propose de comparer l'estimateur théorique (Q_1^*) à un estimateur plus robuste (Q_2^*) qu'on supposera plus représentatif de l'abondance. Il est également calculé par la somme spatiale des densités de poulpes observées. Cependant, au lieu d'utiliser l'aire d'influence constante initialement définie pour le réseau, on utilise les aires d'influences irrégulières, calculées à partir de la configuration finale du réseau d'échantillonnage (Bez, 1997). L'estimateur qui en résulte est également sans biais. Il est équivalent au premier lorsque l'échantillonnage est régulier et homogène, mais il présente l'intérêt d'être plus robuste. Leur écart est donc représentatif du degré de modification du plan d'échantillonnage initial.

 **Calcul des estimateurs**

L'estimateur théorique Q_1^* (Table 16, p. 96) est comparé à l'estimateur Q_2^* qui est également sans biais et qu'on présume plus robuste. On calcule leur écart relatif $(Q_1^* - Q_2^*)/Q_2^*$ qu'on désigne ici par le biais d'échantillonnage. Celui-ci est comparé au coefficient de variation de l'estimation qui est égal à l'écart-type d'estimation divisé par l'abondance estimée Q_1^* . Si le biais d'échantillonnage est supérieur au coefficient de variation, il est forcé d'admettre que l'estimation n'est pas valable, tellement l'échantillonnage est éloigné de la configuration supposée par le calcul de la variance transitive.

Pour illustrer encore plus l'effet du changement d'échantillonnage sur le biais que cela peut entraîner, les surfaces relatives au champ de distribution du poulpe, calculées sur la base du maillage constant de la grille régulière S_1^* et du maillage effectif dessiné par les surfaces d'influence S_2^* , sont également comparées.

L'étape décisive dans l'estimation globale est l'inférence du modèle de covariogramme. Elle a déjà été réalisée (Chap. 1.4.3). En vue du calcul de la variance d'estimation, la correction de l'effet de pépite liée au changement de support a été effectuée conformément à la formule corrective proposée en 1^{ère} partie (Chap. 1.3.5). Ainsi pour chaque campagne comprise entre 1998 et 2001, l'effet de pépite a été réduit de 50% par rapport à la valeur initialement déterminée à partir des données brutes.

Selon le plan d'échantillonnage initial du schéma SR organisé en transects (Chap. 1.2.4), la maille a est rectangle de largeur égale à 10 milles nautiques (distance intra-radiale) et de longueur égale à 25 milles nautiques (distance inter-radiale), ce qui fait que l'aire d'influence $|a|$ de chaque échantillon (théoriquement constante) est de l'ordre de 250 milles nautiques carrés.

En ce qui concerne le plan d'échantillonnage SASG appliqué aux campagnes de 1998 à 2006, le maillage n'a pas été constant d'une campagne à l'autre. Le plan d'observation a été construit sur la base d'une grille régulière de maille carrée, variant entre 11 et 12 milles nautiques de côté en fonction de l'effort total d'échantillonnage qui dépendait directement du temps alloué à la campagne (Chap. 1.2.4).

Estimation de l'abondance totale	$Q_1^* = a \sum_i Z(x_i), \text{ avec } \begin{cases} a = 250Nm^2 \text{ (SR)} \\ a = 121Nm^2 \text{ ou } 144Nm^2 \text{ (SASG)} \end{cases}$ $Q_2^* = \sum_i w_i Z(x_i), \text{ avec } w_i \text{ égale à la surface d'influence}$
Calcul de la variance d'estimation	$\begin{cases} \sigma_{SR}^2(a) = a \sum_{k \in \mathbb{Z}^2} g(ka) - \int g(h)dh \text{ (SR)} \\ \sigma_{SASG}^2(a) = a \cdot (g(0) - \bar{g}(a, a)) \text{ (SASG)} \end{cases}$
Calcul du champ de distribution	$S_1^* = a \sum_i 1_{z_i > 0}, \text{ avec } \begin{cases} a = 250Nm^2 \text{ (SR)} \\ a = 121Nm^2 \text{ ou } 144Nm^2 \text{ (SASG)} \end{cases}$ $S_2^* = \sum_i w_i 1_{z_i > 0}, \text{ avec } w_i \text{ égale à la surface d'influence}$

Table 16 : Estimateurs et variances d'estimation des schémas usuels en transitif.

🐙 Résultats

Campagnes 1984-1992

L'abondance du stock de Dakhla a été calculée à partir des deux estimateurs Q_1^* et Q_2^* . Elle fluctue entre 1328 tonnes et plus de 13000 tonnes, ce qui signifie une très forte variabilité de l'abondance d'une campagne à l'autre. On ne s'intéressera pas ici aux valeurs absolues des abondances estimées mais plutôt à l'écart entre les deux estimateurs. Le test non paramétrique de Wilcoxon-Mann-Withney ($H_0 =$ égalité des valeurs médianes) montre que Q_1^* et Q_2^* sont très significativement différents ($p\text{-value} = 0.7987$).

Pour évaluer l'importance de l'écart entre les estimateurs, on calcule l'écart relatif que l'on désigne par le biais d'échantillonnage. Il nous permet de quantifier la qualité d'exécution de l'échantillonnage. Le biais d'échantillonnage est assez variable mais il peut dépasser les 50%. Il s'est révélé supérieur au coefficient de variabilité pour 12 campagnes, dévoilant des changements importants entre les plans d'échantillonnage initiaux et finaux. De la même manière que pour les abondances, les surfaces des champs de distribution du poulpe sont significativement différentes ($p\text{-value}=0.759$). L'erreur relative des estimateurs des surfaces est également assez variable et peut atteindre un niveau de plus de 50%.

Ces résultats montrent en premier lieu que la rigueur avec laquelle a été exécuté le plan d'échantillonnage est assez inégale d'une campagne à l'autre, constatation qui peut être faite dès la visualisation de la répartition des points d'échantillonnage. La conséquence directe de cela est que l'application de l'approche transitive sans contrôle préalable du mode d'échantillonnage peut être dangereuse. Elle pourrait entraîner des erreurs d'estimation très importantes, alors qu'en apparence, les coefficients de variation calculés indiquent au contraire une précision de l'estimation très honorable. Finalement, des 18 campagnes réalisées en cette période, seules 6 d'entre elles pourraient éventuellement faire l'objet d'une estimation de l'abondance suivant l'approche transitive. Pour les autres campagnes, l'estimateur serait fortement biaisé et la variance non réaliste.

Campagnes 1998-2006

Les deux estimateurs Q_1^* et Q_2^* ont été calculés pour l'estimation de l'abondance du stock marocain couvrant l'ensemble du plateau. Les abondances fluctuent entre 1500 et 35000 tonnes. Les abondances qui concernent ici l'ensemble du plateau entre 1998 et 2006 sont beaucoup plus variables et atteignent des niveaux beaucoup plus importants que ceux observés pour le stock de Dakhla entre 1984 et 1992.

	Q_1^*	Q_2^*	$\sigma^2(a)$	$\frac{\sqrt{\sigma^2(a)}}{Q_1^*}$	$\frac{Q_1^* - Q_2^*}{Q_2^*}$	S_1^*	S_2^*	$\frac{S_1^* - S_2^*}{S_2^*}$
11-1984	3726	3494	259326	0.137	-0.066	10500	9976	-0.052
07-1985	4765	4408	144190	0.08	-0.081	11250	10574	-0.064
01-1986	6321	5347	283211	0.084	-0.182	11250	9070	-0.24
07-1986	5719	5851	381060	0.108	0.023	10000	9545	-0.048
12-1986	5083	3803	288752	0.106	-0.336	12000	9625	-0.247
12-1987	1470	2664	58642	0.165	0.448	5500	10370	0.47
06-1988	2101	2367	49248	0.106	0.112	9000	8983	-0.002
08-1988	2103	4511	266379	0.245	0.534	4250	8685	0.511
12-1988	2138	1743	67640	0.122	-0.227	7750	6698	-0.157
05-1989	1881	1783	46751	0.115	-0.055	8250	7861	-0.049
08-1989	2078	2340	108634	0.159	0.112	6500	6768	0.04
10-1989	3605	2890	170446	0.115	-0.247	9500	7840	-0.212
03-1990	1328	2275	49381	0.167	0.416	5000	7041	0.29
10-1990	2445	2350	90718	0.123	-0.04	9250	8227	-0.124
11-1990	2842	3916	224452	0.167	0.274	7750	10354	0.252
07-1991	10677	9333	1026695	0.095	-0.144	9750	9525	-0.024
10-1991	11458	11287	1103227	0.092	-0.015	8250	9142	0.098
11-1991	13257	13309	3917396	0.149	0.004	10000	10876	0.081

Table 17: Résultats des estimations globales transitives des campagnes de poulpe effectuées suivant un réseau régulier. Les campagnes sur fond gris sont celles où le biais d'échantillonnage est jugé excessif.

	Q_1^*	Q_2^*	$\sigma^2(a)$	$\frac{\sqrt{\sigma^2(a)}}{Q_1^*}$	$\frac{Q_1^* - Q_2^*}{Q_2^*}$	S_1^*	S_2^*	$\frac{S_1^* - S_2^*}{S_2^*}$
10-1998	25297	25781	11030195	0.131	0.019	10051	10685	0.059
04-1999	4423	5193	214230	0.105	0.148	7920	8749	0.095
10-1999	19639	19787	4868413	0.112	0.007	10844	11692	0.072
03-2000	15268	15117	924967	0.063	-0.01	11506	11800	0.025
10-2000	35924	35451	12187140	0.097	-0.013	11664	12167	0.041
03-2001	20274	21744	2246737	0.074	0.068	13093	13699	0.044
09-2001	11850	11382	1445092	0.101	-0.041	9801	9787	0.001
03-2002	6774	9200	482100	0.103	0.264	10781	13905	0.225
09-2002	4920	4835	264288	0.104	-0.018	10781	10628	-0.014
04-2003	4785	5651	252528	0.105	0.153	11406	11499	0.008
10-2003	2907	2934	67191	0.089	0.009	10156	10121	-0.004
12-2003	5122	5041	208481	0.089	-0.016	10000	9987	-0.001
02-2004	10628	13934	1866003	0.129	0.237	10781	12452	0.134
04-2004	11813	12652	836501	0.077	0.066	10625	12101	0.122
07-2004	1932	2046	42636	0.107	0.056	8281	8622	0.039
09-2004	2929	3221	89883	0.102	0.091	10625	10324	-0.029
12-2004	10502	11180	2017742	0.135	0.061	12031	12658	0.049
05-2005	3725	3845	102826	0.086	0.031	9531	9133	-0.044
06-2005	9252	9584	733624	0.093	0.035	10781	10970	0.017
11-2005	9839	8869	1123363	0.108	-0.109	11094	10924	-0.016
05-2006	5735	5498	146475	0.067	-0.043	10938	10944	0.001

Table 18 : Résultats des estimations globales transitives des campagnes de poulpe effectuées suivant un réseau aléatoire stratifié. Les campagnes sur fond gris sont celles où le biais d'échantillonnage est jugé excessif.

Comme pour le cas précédent, on ne s'intéresse pas aux valeurs absolues mais plutôt aux écarts entre les deux estimateurs. Le test statistique appliqué aux 21 campagnes indique que les deux estimateurs peuvent être considérés égaux ($p\text{-value} = 0.0595$).

Seules 5 campagnes sur les 21 présentent un biais d'échantillonnage supérieur au coefficient de variation et ne pourraient faire l'objet d'une estimation transitive de l'abondance dans le cadre usuel du schéma aléatoire stratifié. Ce résultat n'est pas surprenant car les campagnes de cette dernière période ont été conduites avec des moyens technologiques nettement plus précis et fiables. Cela a permis de planifier et respecter fidèlement le plan d'échantillonnage. Les situations où les points devaient être déplacés ou éliminés lorsque le fond était non chalutable ou à la suite de problèmes techniques restaient cependant inévitables.

Conclusion

Les résultats du test expérimental effectué ci-dessus comparant deux estimateurs différents de l'abondance, montrent à quel point l'estimateur standard de l'abondance (Q_I) est sensible aux modifications de la configuration initiale du plan d'échantillonnage. Ces transformations sont à l'origine d'un biais qui peut être très important, dépassant l'écart-type d'estimation.

Les méthodes transitives usuelles d'estimation globale sont donc peu robustes vis-à-vis des déformations importantes du plan d'échantillonnage. Elles ne doivent être appliquées que si l'on est sûr du mode d'échantillonnage. De ce point de vue, l'approche transitive est beaucoup plus contraignante que l'approche intrinsèque.

2.3.2.2. Estimation transitive dans le cadre SAP

✦ Contexte et motivations méthodologiques

Lorsque le réseau d'observation n'est pas régulier, Matheron (1978) propose de le considérer comme une réalisation d'un processus ponctuel aléatoire et de préférence stationnaire. On a pu voir l'intérêt du plan SASG qui, étant assimilé à un processus ponctuel stationnaire, fournit une variance qui ne dépend que de $g(h)$ et qui est facilement calculable. Cependant, comme on a pu le constater, lorsque ce réseau n'est pas fidèlement exécuté durant les campagnes en mer, on peut se retrouver avec un biais important de l'estimateur. L'idée est donc de l'assimiler un autre processus ponctuel, qui serait plus en adéquation avec les caractéristiques réelles du réseau. Il y aurait également la possibilité d'assimiler l'échantillonnage comme le fruit d'un processus ponctuel poissonnien à densité régionalisée (Bez, 1997). Cela aurait pour avantage que la variance d'estimation

$\sigma^2 = \int_D \left(z(x)^2 / \theta(x) \right) dx$ (Bez, 1997) est facilement estimable par discrétisation sans avoir à estimer le

covariogramme $g(h)$. Cette démarche comporte cependant la limite de supposer le nombre d'échantillons comme une variable aléatoire. Notons d'ailleurs la réticence de Bez (1997) à utiliser cette approche de manière générale en raison de la difficulté selon lui *d'inférer un modèle de processus ponctuel à partir de points déjà implantés dans un domaine*, comme nous escomptons procéder, car l'estimation ne serait pertinente *que si l'implantation des échantillons est fidèle à la réalisation d'un processus ponctuel connu*.

En pratique, on se propose d'adopter l'attitude préconisée par Matheron (1978, p136). On s'appuie sur une décision méthodologique *constitutive* qui permet la construction de la variance d'estimation conditionnellement aux caractéristiques attribuées au processus choisi. En d'autres termes, pour que la variance soit *réaliste*, il faut que le réseau présente un *degré d'homogénéité suffisant*. La démarche de *l'assimiler à une réalisation d'un processus ponctuel aléatoire* serait alors *plausible*.

Cependant, bien qu'ils constituent des versions discrétisées du schéma SAP où chaque strate présente une densité d'échantillonnage constante, les schémas SASS et SASG ne peuvent pas être assimilés à une réalisation d'un processus ponctuel de densité régionalisée. Les deux raisons principales à cela sont les suivantes :

1. Le SAP suppose que le nombre de points par strate est une variable aléatoire dont l'espérance est définie par la densité d'échantillonnage et la surface de la strate. L'implémentation d'un SAP conduirait donc forcément à un réseau moins homogène que celui obtenu par un SASS avec les mêmes densités d'échantillonnage par strate et donc à une variance d'estimation supérieure. On peut noter que plus le nombre de points est important (corrélativement plus le nombre de strate est faible), plus le nombre d'échantillons réellement effectués (moyenne empirique) se rapproche de la valeur prévue par le SAP (espérance). Le calcul de la variance d'estimation suivant la formule d'un SAP reste néanmoins intéressante car elle fournit un majorant de la variance d'estimation réelle, ce qui peut être très utile.
2. Le SAP suppose par ailleurs que (l'ensemble) des points échantillonnés sont indépendants. Or, le caractère stratifié des SASS et SASG implique des dépendances (négatives) entre points, précisément parce que certains points ne peuvent pas « tomber » dans n'importe quelle strate. La dépendance induite par la stratification amène également à considérer que l'application des formules SAP fournit un majorant de la variance d'estimation SASG ou SASS.

Le schéma SASG est théoriquement sans équivoque puisqu'il est par définition une réalisation d'un processus ponctuel homogène. Néanmoins, les changements que subissent les configurations initiales durant les campagnes de prospection déforment le réseau qui devient beaucoup moins homogène. Au lieu de continuer à les considérer comme un SASG, on préférera tenir compte de cette non-homogénéité et calculer un estimateur non biaisé avec un majorant de sa variance d'estimation à travers la méthodologie proposée pour un SAP.

En résumé, l'atout majeur d'assimiler les observations à une réalisation de processus ponctuel aléatoire à densité régionalisée du type SAP est qu'elle permet de se dégager de la contrainte de régularité (stationnarité) du réseau d'échantillonnage et de formaliser une approximation ou un majorant de la variance d'estimation pour un type de réseau d'échantillonnage peu ou non employé en géostatistique transitive. Ce qui s'avère fort utile dans le contexte des campagnes où le réseau d'échantillonnage a été effectué suivant un échantillonnage SASS, ou de manière générale, lorsque le réseau ne respecte pas les conditions de régularité définies au départ comme pour le SASG.

Cas des campagnes SASS

Implémentation

Pour rappel, l'échantillonnage a été réparti sur 8 strates qui ont été délimitées sur la base de critères bathymétriques et latitudinaux. A chaque strate, les points sont aléatoirement et uniformément positionnés.

Partant de cette configuration, il est relativement aisé de considérer le réseau d'observation comme une réalisation d'un processus ponctuel aléatoire à densité régionalisée. La densité régionalisée prend des valeurs discrètes en fonction de la strate $\{\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_i\}$ qu'il suffit d'attribuer en divisant le nombre de points par la superficie de la strate : $\theta_i = \frac{n_i}{S_i}$.

Les points d'une même strate i se verront donc naturellement attribuer la même densité.

Estimateur de l'abondance global	$Q^* = \sum_{i=1}^8 \sum_{\alpha=1}^{n_i} \frac{z_{i\alpha}(x)}{\theta_i}$ <p>C'est la somme pondérée des densités de poulpes par leur surface d'influence</p>
Calcul de la variance d'estimation	$\sigma_{SAP}^2 = g_y(0) - \frac{1}{n} \int g(h) dh$ <p>Il n'est pas utile de calculer le covariogramme g_y. Seule sa valeur en zéro est estimée de par la somme discrète : $g^*_y(0) = \sum_i \sum_{\alpha} w_{i\alpha} \frac{z_{i\alpha}(x)}{\theta_i}$ avec w_{ij} l'importance relative (en termes de surface d'influence) du point x_{α} dans la strate i. Ayant le covariogramme $g(h)$, le calcul de la variance est ensuite immédiat.</p>

Table 19: Détail des calculs d'estimation pour un schéma SASS considéré comme un SAP

Résultats

Les abondances de poulpes estimées sont assez variables d'une campagne à l'autre. Partant d'un minimum de 2160 tonnes, elles peuvent atteindre jusqu'à plus de 16000 tonnes. Sur la période étudiée entre 1993 et 1997, elles présentent une valeur moyenne de 8000 tonnes et un coefficient de variation de plus de 60%. Les variances d'estimation obtenues sont bien inférieures à la variabilité de l'abondance inter-campagne. Les coefficients de variation varient entre 0.11% et 0.26% et sont de loin inférieurs aux 60% de la variabilité inter-campagne, garantissant ainsi une précision très honorable pour l'estimation de l'abondance.

Campagnes	$Q_{stat}^* = Q_{SAP}^*$	σ_{stat}^2	σ_{SAP}^2	CV_{stat}	CV_{SAP}
05/93	6468	1165761	2038300	0.17	0.22
10/93	16378	7292754	11723292	0.17	0.21
04/94	10709	1768716	2651778	0.12	0.15
10/94	9087	4080222	4094948	0.22	0.22
06/95	5331	703832	716248	0.16	0.16
10/95	7820	1563340	1453831	0.16	0.15
04/96	2166	170711	124346	0.19	0.16
10/96	3432	410142	654045	0.19	0.24
04/97	4070	672997	432007	0.20	0.16
10/97	15486	10101078	23509888	0.21	0.31

Table 20 : Résultats de l'estimation transitive de l'abondance pour un schéma SASS considéré comme un SAP et comparés à ceux de la statistique descriptive.

Comparativement aux résultats obtenus à partir de la statistique descriptive, les variances d'estimation transitives (approximations) sont significativement différentes ($p\text{-value} = 0.1309$). On a vu que la variance d'estimation statistique devrait théoriquement surestimer la variance réelle et être supérieure à celle calculée à l'aide d'un modèle intrinsèque. Or, elle est inférieure à celle déterminée en transitive. En fait, la variance d'estimation transitive est globalement supérieure aux variances d'estimation statistique ou géostatistique intrinsèque car, contrairement à ces deux dernières, elle intègre la variabilité du contour du champ.

Cas des campagnes SASG

Conditions d'implémentation

Dans le cas d'un schéma SASG, l'idée est de considérer les points comme une réalisation d'un processus ponctuel uniforme à l'intérieur de leurs surfaces d'influence estimées a posteriori et indépendamment des cellules auxquelles ils sont supposés appartenir. Au final, chaque point a pour densité d'échantillonnage l'inverse

de sa surface d'influence : $\theta_\alpha = \frac{1}{S_\alpha}$ (Table 21).

Estimateur de l'abondance global	$Q^* = \sum_{\alpha=1}^n \frac{Z_\alpha(x)}{\theta_\alpha}$ <p>C'est la somme pondérée des densités de poulpe par leur surface d'influence</p>
Calcul de la variance d'estimation	$\sigma_{SAP}^2 = g_y(0) - \frac{1}{n} \int g(h) dh$ <p>Il n'est pas utile de calculer le covariogramme g_y. Seule sa valeur en zéro est estimée par la somme discrète : $g^*_{y^*}(0) = \sum_{\alpha} w_\alpha \frac{Z_\alpha(x)}{\theta_\alpha} = \sum_{\alpha} w_\alpha^2 Z_\alpha(x)$</p>

Table 21: Détail des calculs d'estimation pour un schéma SASG considéré comme un SAP.

Résultats

L'estimateur de l'abondance est égal à celui qui a servi de référence pour tester la robustesse des estimations transitives en SASG. Sur cette dernière période, comprise entre 1998 et 2006, l'abondance estimée par campagne varie entre 2000 et 35400 tonnes. Ceci constitue un coefficient de variation important entre les campagnes qui est de l'ordre de 77%, pour une valeur moyenne de 11000 tonnes (Table 22).

Les coefficients de variation (CV) des abondances par campagne sont nettement inférieurs à la variabilité inter-campagne. Ils varient entre 11 et 26% avec une valeur moyenne de 18%. Ils sont fortement corrélés (0.83) aux CV obtenus à partir de la formule dédiée au SASG (Figure 39).

La Table 22 présente les variances d'estimation calculées pour les mêmes campagnes suivant la méthodologie d'un schéma SAP et d'un schéma SASG. Par définition, on sait que la formule théorique du SASG offre un minorant de la variance d'estimation réelle puisque le schéma n'est jamais aussi régulier que prévu théoriquement. On sait par ailleurs que la méthodologie selon un schéma SAP propose un majorant de la variance d'estimation. Au final, les deux variances d'estimation (SAP et SASG) constituent un encadrement de la variance d'estimation réelle du schéma SASG déformé.

	Q^*	σ_{SAP}^2	CV_{SAP}	CV_{SASG}
10-1998	25781	39969939	0.24	0.13
04-1999	5193	939532	0.19	0.10
10-1999	19787	17711293	0.21	0.11
03-2000	15117	3630791	0.13	0.06
10-2000	35451	52730089	0.20	0.10
03-2001	21744	6926886	0.12	0.07
09-2001	11216	3080046	0.16	0.10
03-2002	9200	2866334	0.18	0.10
09-2002	4837	685298	0.17	0.10
04-2003	5651	2137774	0.26	0.10
10-2003	2934	284936	0.18	0.09
12-2003	5041	458063	0.13	0.09
02-2004	13934	13407022	0.26	0.13
04-2004	12652	1964501	0.11	0.08
07-2004	2046	146787	0.19	0.11
09-2004	3221	342699	0.18	0.10
12-2004	11180	6627782	0.23	0.14
05-2005	3845	519625	0.19	0.09
06-2005	9584	3020083	0.18	0.09
11-2005	8869	2207113	0.17	0.11
05-2006	5498	437911	0.12	0.07

Table 22 : Résultats de l'estimation transitive de l'abondance pour un schéma SASG considéré comme un SAP et comparés à ceux de la formule usuelle du SASG.

On compare dans la Figure 41 la variance d'estimation σ_{SAP}^2 à la pente du covariogramme transitif définie par la première composante de la structure spatiale (Figure 40) et dans la Figure 42 σ_{SAP}^2 à la composante pépitique du covariogramme. Elles sont très fortement corrélées (0.97 et 0.75). La pente pourrait très bien servir de proxy du majorant de la variance d'estimation. Ceci reprendrait l'idée d'approcher le coefficient de variation directement à partir d'un paramètre du covariogramme transitif (ISTAM, 2009b). Partant du principe que dans le cas du schéma régulier, la variance d'estimation est majoritairement influencée par l'effet de pépite et de la taille de la maille, les auteurs proposent une méthode graphique pour l'estimer à partir du covariogramme expérimental et d'en déduire une approximation du CV. On montre ici expérimentalement que dans le cas de la variance d'estimation pour un schéma SAP, la pente semble agir nettement plus que l'effet de pépite. On retiendra donc ce paramètre comme possible proxy du majorant de la variance d'estimation.

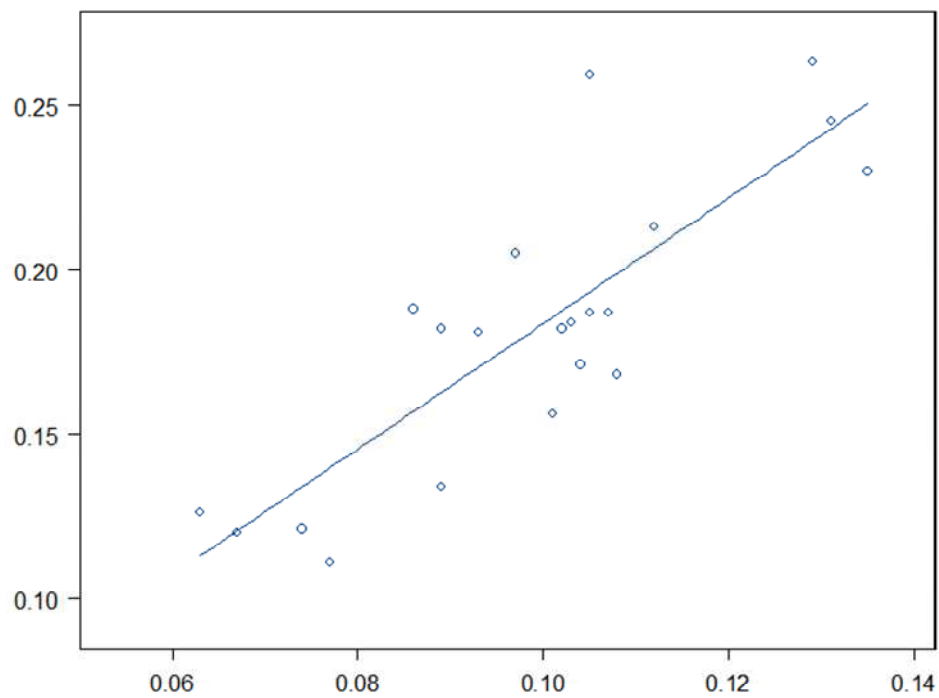


Figure 39 : Relation entre le CV_{SAP} (axe des Y) et le CV_{SASG} (axe des X).

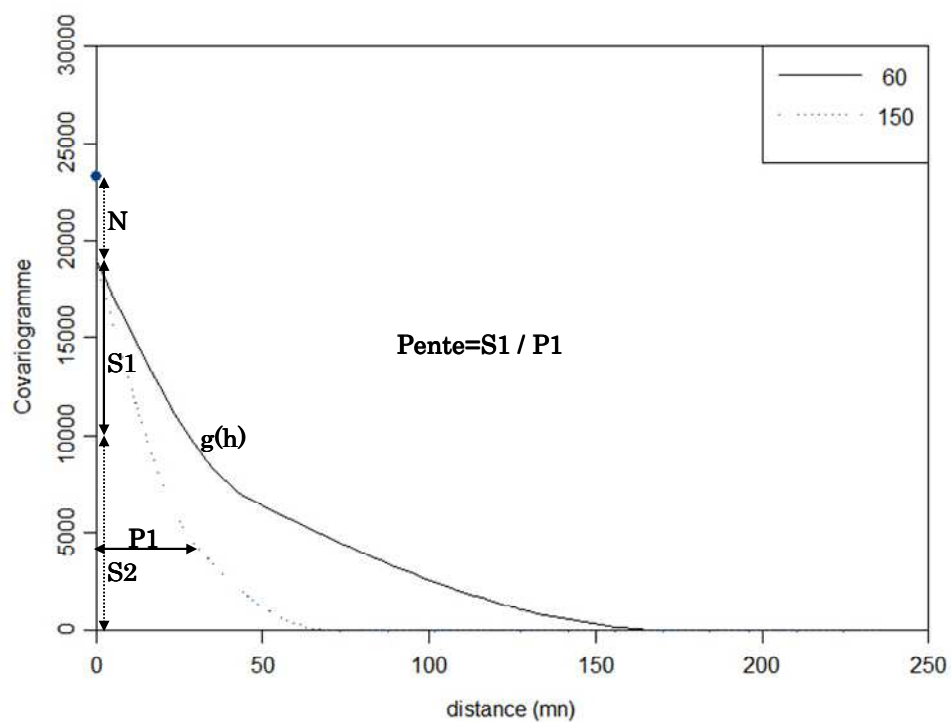


Figure 40 : Définition de la pente du covariogramme transitif en vue de la comparer à la variance d'estimation (Figure 41)

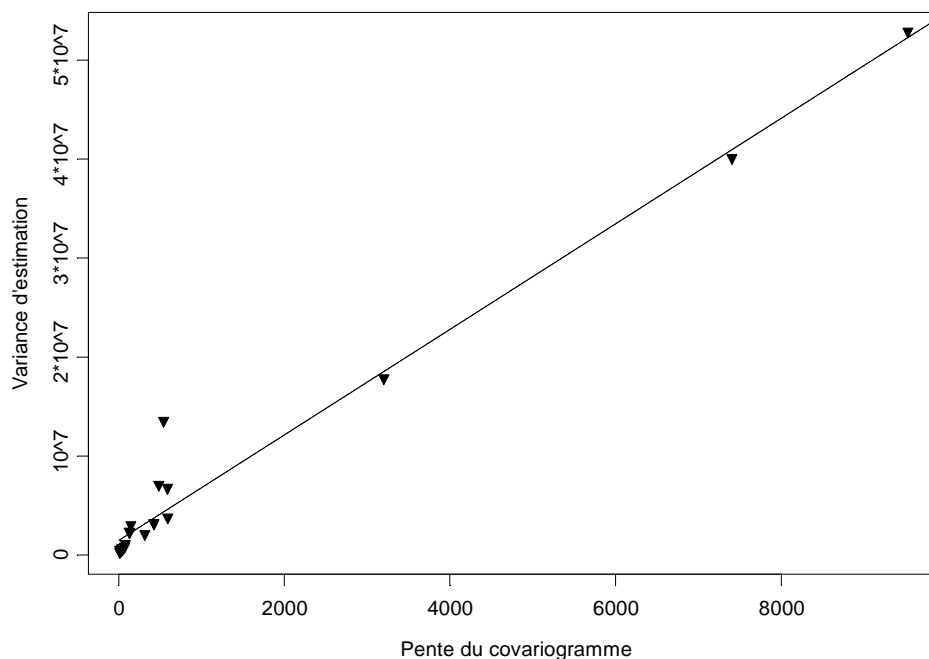


Figure 41 : Relation entre la variance d'estimation transitive en SAP et la pente du covariogramme transitive (Figure 40). La droite est obtenue par régression linéaire avec un excellent ajustement de $R^2=0.97$; $p\text{-value}=5.551 \cdot 10^{-16}$.

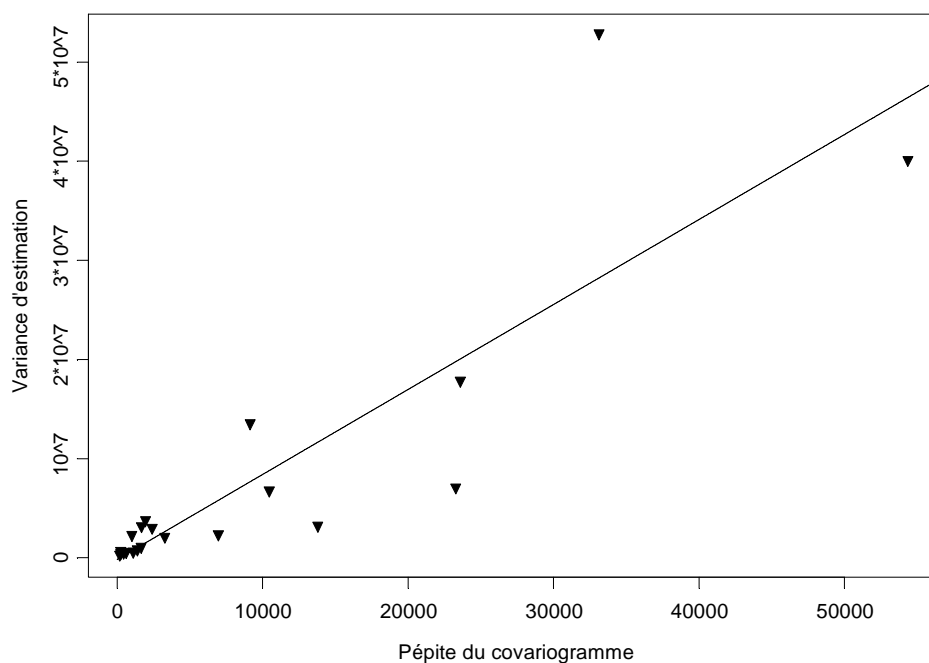


Figure 42 : Relation entre la variance d'estimation transitive en SAP et la composante pépitique N du covariogramme transitive (Figure 40). La droite est obtenue par régression linéaire avec un bon ajustement de $R^2=0.75$; $p\text{-value}=3.878 \cdot 10^{-7}$.

2.3.3. Synthèse des résultats

Le premier résultat qui ressort de l'application des techniques transitives d'estimation globale pour le stock de poulpes est qu'elles présentent un cadre méthodologique adapté à ce type de régionalisation non stationnaire. De plus, elles peuvent être mises en œuvre de manière assez immédiate et aisée. Aucune hypothèse n'est émise par rapport à la variable et, comme l'outil structural qui sert au calcul de la variance d'estimation est assez robuste, on est généralement assuré d'obtenir des résultats d'estimations réalistes et pertinents. Ceci est cependant conditionné par le contrôle du protocole d'échantillonnage.

En effet, l'approche transitive propose un estimateur *design-based* de l'abondance dont la validité dépend de la manière avec laquelle le schéma initial a été exécuté. Que ce soit pour le SASG ou le SR, les déformations du plan initial ont pu entraîner des biais importants dans le cas des campagnes de poulpe. Ce résultat est d'autant plus important que ces deux types de schéma correspondent au cadre usuel de travail du transitif. A notre connaissance aucune application n'avait encore été réalisée en halieutique pour les deux autres schémas (SA) et (SAP).

Partant de cette constatation, on montre que l'utilisation de la formule de la variance d'estimation prévue dans le cadre SAP pour l'estimation globale de campagnes réalisées en SASS ou SASG (déformés) présente l'intérêt de produire un majorant de la variance d'estimation réelle. Dans le cas du SASG déformé, la variance d'estimation théorique constitue un minorant de la variance d'estimation, de sorte que les variances SAP et SASG constituent un encadrement de la variance d'estimation. Cette conclusion est jugée importante car elle permet d'élargir le champ d'action des techniques transitives et d'être un peu moins lié à la configuration du réseau d'échantillonnage. Ceci ne serait pas possible sans l'opportunité d'estimer le covariogramme transitif en mode irrégulier selon les méthodes proposées par Bez et al. (1995). La méthode de la régression qui a été appliquée dans ce travail pour l'estimation des covariogrammes transitifs présente des résultats très satisfaisants en cela qu'elle produit des structures particulièrement robustes, ce qui rend l'ajustement des covariogrammes théoriques plus beaucoup plus aisé. Cette étape est importante vue l'importance du comportement du covariogramme transitif au voisinage de zéro.

A ce propos, on montre expérimentalement la très forte relation entre la pente du covariogramme transitif et la variance d'estimation. Ceci n'est pas du tout étonnant dans la mesure où la pente reflète le niveau de régularité de la régionalisation qui, comme on le sait, est avec la densité d'échantillonnage le principal facteur influençant la variance d'estimation. La représentation empirique de la relation linéaire entre la pente et la variance d'estimation laisse envisager d'utiliser la pente comme possible proxy du majorant de la variance d'estimation.

La comparaison des résultats de l'estimation transitive et de l'estimation intrinsèque (schéma quasi-intrinsèque) dans le cas du schéma SASG montre que les abondances estimées et les coefficients de variations sont assez proches. Le coefficient de variation en transitif est, globalement, légèrement plus élevé qu'en intrinsèque. Ceci s'explique en partie par le fait que la variance d'estimation transitive comprend l'incertitude liée au champ de distribution (erreur géométrique).

	$Q_{transitif}^*$	$CV_{transitif}$	$Q_{Intrinsèque}^*$	$CV_{Intrinsèque}$
10-1998	25781	0.24	26140	0.23
04-1999	5193	0.19	4254	0.18
10-1999	19787	0.21	20078	0.18
10-2000	35451	0.20	34605	0.18
03-2001	21744	0.12	19498	0.10
09-2001	11216	0.16	12939	0.18
09-2002	4837	0.17	4862	0.12
12-2003	5041	0.13	5119	0.13
04-2004	12652	0.11	12827	0.09
12-2004	11180	0.23	10751	0.17

Table 23 : Résultats de l'estimation transitive de l'abondance pour un schéma SASG considéré comme un SAP et comparés à ceux de la formule usuelle du SASG.

2.4. Conclusions et recommandations

Concernant les méthodes

On a présenté diverses méthodes d'estimation globale qui permettent de contourner le problème de non-stationnarité.

La première approche se place dans le cadre quasi-intrinsèque et consiste à inférer empiriquement des modèles conditionnels à la moyenne locale, tenant ainsi compte de l'effet proportionnel. Alors que cette démarche est naturelle pour un schéma SASS, elle l'est nettement moins pour un schéma SASG qui nécessite alors de passer par une post-stratification et ne produit qu'une approximation de la variance d'estimation. Cette démarche permet au final de travailler dans le cadre –simple – de schémas intrinsèques suivant certaines conditions particulières. Ceci est un atout majeur car on utilise uniquement des notions et les outils de la géostatistique linéaire de l'approche intrinsèque.

La deuxième approche qui est probablement la plus adaptée aux phénomènes non-stationnaires est la géostatistique transitive. Sa contrainte majeure est sa dépendance vis-à-vis du mode d'échantillonnage, en cela qu'elle propose un estimateur *design-based* de l'abondance. A ce titre, on a montré que les estimateurs de l'abondance pour un schéma SR ou SASG sont peu robustes et peuvent être particulièrement biaisés lorsque la configuration finale des échantillons est déformée par rapport au plan annoncé. L'estimation globale transitive est toutefois possible dans un cadre un peu plus général qui est celui du schéma aléatoire préférentiel si on considère (approximativement) que les points sont une réalisation d'un processus aléatoire à densité régionalisée. Cette méthode, appliquée au schéma SASG (déformé), s'avère très utile et offre un estimateur non biaisé nettement plus réaliste accompagné d'un majorant de la variance d'estimation. Historiquement peu utilisée, l'approche transitive avait comme principale limite l'estimation du covariogramme expérimental qui n'était en pratique possible qu'en régulier. En estimant le covariogramme expérimental à l'aide de la méthode de régression et en se plaçant dans les conditions d'un schéma aléatoire préférentiel, on ouvre le champ d'action des techniques d'estimation globale de l'approche transitive à un plus grand nombre de réseaux d'échantillonnage, pourvu qu'ils soient assimilables à un processus ponctuel aléatoire et qu'on se contente d'une approximation ou d'un majorant de la variance d'estimation.

Concernant le plan d'échantillonnage

Le changement de stratégie d'échantillonnage de 1998 a été réalisé en vue d'utiliser la géostatistique. Suite à l'analyse géostatistique des données, on propose de changer à nouveau la stratégie. On propose de passer d'un schéma SASG à un schéma stratifié à deux niveaux. Ceci permettrait notamment de travailler dans le cadre d'un schéma quasi-intrinsèque sans hypothèse d'approximation. La première stratification délimiterait les six principales strates déjà identifiées, à l'intérieur desquelles, un schéma SASG pourrait éventuellement être exécuté. Dans les faits ce schéma n'aurait que très peu d'effet sur la configuration générale des échantillons mais il présenterait l'avantage de tenir compte d'un certain nombre de contraintes méthodologiques comme d'appliquer l'approche quasi-intrinsèque ou de moduler le maillage de la grille d'échantillonnage à l'intérieur de chacune des principales strates, en fonction de l'hétérogénéité de la densité de poulpes ou des difficultés de chalutage. Ce schéma présenterait également l'avantage d'être utilisable en géostatistique transitive si on se positionne dans le cadre d'un schéma aléatoire préférentiel.

Perspectives du transitif

Malgré la dépendance au schéma d'échantillonnage, les méthodes transitives sont très robustes et permettent d'effectuer des estimations globales sans poser d'hypothèses sur la variable qui affaibliraient les résultats. A ce titre l'approche transitive serait probablement plus adaptée pour alimenter des modules d'estimation et de cartographie dans les logiciels SIG, la seule phase délicate étant d'ajuster de la structure spatiale. Celle-ci est d'autant plus importante qu'on a montré que sa pente influençait très fortement la variance d'estimation et pourrait même servir de proxy de la précision dans le cas d'un schéma aléatoire préférentiel. On notera cependant qu'étant très robuste, le covariogramme transitif devrait poser moins de difficultés à l'ajustement que le variogramme, ce qui constitue un argument supplémentaire pour promouvoir l'utilisation plus automatisée de la géostatistique transitive.

3.INDICATEURS, PATTERNS, CONFLITS SPATIAUX ET IMPACTS DE LA PECHERIE POULPIERE

3.1. Introduction

Après s'être penché sur les techniques d'estimation de l'abondance, l'un des principaux paramètres sur lesquels est fondé l'avis scientifique pour réguler la pêche, on se propose d'étudier plus en détail ce qui se passe à l'intérieur du stock en caractérisant la dynamique spatiale du stock avec des outils géostatistiques. Ces aspects sont tous aussi importants car ils permettent d'avoir une vision spatiale de la gestion de la pêcherie.

De nombreuses études analysent le cycle de vie du poulpe et décrivent son rythme saisonnier (Hatanaka, 1979, Idelhaj, 1984). Les périodes de pics de recrutement et de reproduction ont notamment été identifiées. Les données provenaient soit de la pêche commerciale (Hatanaka, 1979) soit des campagnes scientifiques par chalutage (Idelhaj, 1984). Elles ont longtemps servi à suivre les structures démographiques et l'évolution des indices d'abondance à l'échelle globale du plateau continental. L'information spatiale n'était alors quasiment pas exploitée. Le projet FAO a consisté à mettre en place un SIG (FAO, 1996), sur la distribution spatiale du poulpe (Taconet et al, 2000). Ces travaux ont notamment éclairé sur son schéma spatial en cartographiant les nourriceries et les zones de frayère.

La présente étude se veut être la continuité de ces travaux précurseurs. A l'aide d'indicateurs géostatistiques et de la cartographie par krigeage transitatif, on modélise la dynamique spatiale du poulpe. L'objectif est d'informer les aménageurs et les professionnels sur les zones sensibles à protéger et de clarifier la dynamique spatiale du stock de poulpes. En raison des interactions spatiales et conflits entre les différents segments de la pêche céphalopodière, on propose une réévaluation de leur impact potentiel respectif sur le stock géniteur, en vue d'établir de nouvelles mesures limitant les interactions d'une part et protéger le stock d'autre part.

Une grande partie de ce travail a été publié dans la revue ICES Journal of Marine Sciences du volume 64: 1820–1828, datée du mois de décembre 2007 sous le titre :“*Spatial considerations for the Dakhla stock of Octopus vulgaris: indicators, patterns, and fisheries interactions*”, par Faraj A. and Bez N.

3.1.1. Problématique

3.1.1.1. Délimitation des stocks

Selon la définition du manuel de science halieutique (FAO, 1974), l'unité de stock en halieutique est théoriquement un groupe d'individus de la même espèce dont les gains par immigration et dont les pertes par émigration, s'il en existe, sont négligeables par rapport aux taux de croissance et de mortalité. Une unité de stock est une population indépendante, avec sa propre aire de reproduction. Elle est isolée et la pêche sur une unité de stock est sans effet sur les individus d'autres stocks, ce qui explique l'importance d'identifier et de délimiter les stocks

Le COPACE (Comité des Pêches pour l'Atlantique Centre-Est, zone FAO 34) a tenu sa première réunion ad hoc sur l'évaluation des stocks de céphalopodes en 1978. Les prises de la pêcherie céphalopodière atteignaient alors un volume d'environ 200 000 tonnes par an (poulpe, seiche et calmar), réparties à l'intérieur du secteur 13°-26°N sur quatre principales zones de pêche (cas du poulpe, Figure 43a) : Cap Garnett, Cap Blanc, Nouakchott et Sud du Cap-Vert. A l'intérieur de ce secteur, on connaissait alors peu de choses sur l'identité et la distribution des stocks. Selon le rapport du groupe de travail COPACE (FAO, 1979), les échanges sont probablement très limités entre les différentes zones de pêche, particulièrement pour le poulpe qui est très mauvais nageur. Hatanaka (1979) présente une délimitation des aires de pêche assez semblable, sauf que pour le stock de Dakhla (Villa Cisneros), la limite sud descendrait jusqu'au Cap blanc (Figure 43b).

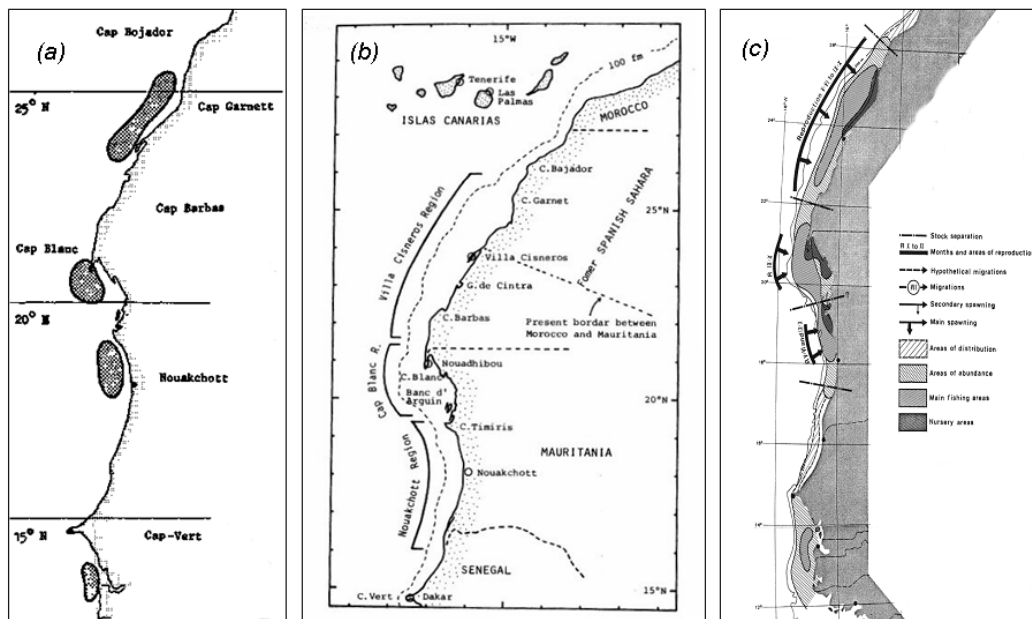


Figure 43 : Les délimitations des stocks de poulpes effectuées par différents auteurs

Le groupe de travail du COPACE a défini trois stocks : le stock de Dakhla (26° - 21° N), celui de Cap Blanc (21° - 16° N) et celui de Sénégal-Gambie (16° - 12° N). Ces délimitations conventionnelles s'expliquent par les limites juridiques des eaux territoriales des pays riverains et par le niveau d'agrégation des statistiques de pêche collectées à l'échelle nationale. Elles ont été conservées par tous les groupes de travail qui ont suivi (FAO, 2006). Une étude génétique se basant sur les marqueurs microsatellite d'ADN (Murphy et al. 2002) a mis en évidence que les poulpes issus des trois zones de pêche (Figure 44) étaient génétiquement distincts.

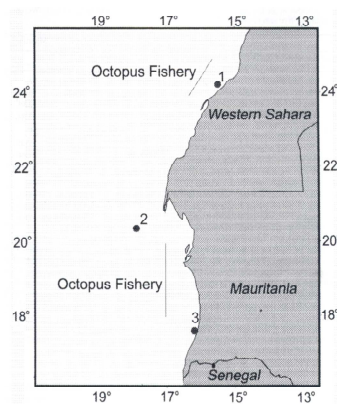


Figure 44 : Positions des prélèvements de spécimens de poulpes pour une étude génétique (Murphy et al. 2002)

Cette conclusion renforce l'hypothèse de départ - l'existence de trois stocks distincts - mais ne résout pas le problème de leur délimitation. Cette question se pose en particulier pour les deux stocks septentrionaux de Dakhla et du Cap Blanc. La limite officiellement utilisée est actuellement positionnée vers le Cap Blanc alors que de part et d'autre de cette limite, résident de fortes concentrations de poulpes.

Déjà en 1982, en exploitant les campagnes de prospections scientifiques, S. Garcia (1982) publie les cartes de distributions des principales espèces d'intérêt commercial et indique bien une séparation entre les stocks de Dakhla et du Cap Blanc au niveau du Cap Barbas, plus d'un degré de latitude au nord de Cap Blanc (Figure 43c). Celle-ci est confirmée par la cartographie des aires de distribution du poulpe réalisée par l'INRH, mettant en évidence à l'intérieur du secteur 21° - 26° N deux zones de concentration de poulpes séparées par une zone de transition de faibles concentrations de poulpes (Faraj et al. 2004). Corroborant ce scénario, les structures démographiques et les paramètres biologiques du poulpe présentent des différences, selon qu'il est prélevé à Dakhla ou au sud du Cap Barbas (Faraj et al. 2004).

On distinguera donc le stock de Dakhla de celui du Cap Blanc en délimitant la frontière à l'aide d'un profil latitudinal des densités moyennes du poulpe. L'étude concernera plus spécifiquement le stock de Dakhla.

3.1.1.2. Définition du schéma spatial

Durant plusieurs décennies, le suivi et l'évaluation du poulpe de la région Nord-ouest africaine se sont référés aux travaux effectués en Méditerranée, faute d'études concernant spécifiquement la biologie du poulpe saharien. Pourtant, celui-ci habite un écosystème différent, fortement influencé par l'upwelling nord-ouest africain. Parmi les traits écologiques « importés » par certains et attribués au poulpe saharien, on retrouve la migration génésique des adultes vers la côte (dans le but de se reproduire) où se trouveraient les zones de frayères (Mangold-Wirz, 1963). L'étude des migrations d'une espèce durant son cycle de vie nécessite généralement des opérations de marquage. On peut également procéder à la méthode indirecte qui consiste à effectuer une analyse spatio-temporelle des captures de la pêche commerciale, par la production d'une série de cartes relatives aux différents stades de l'espèce. Hatanaka (1979) a réalisé une analyse de ce type en agrégeant les captures annuelles, par carrés statistiques de 30°x30°, produites par les chalutiers japonais opérant dans la zone entre 1964 et 1975. Ce travail a révélé le rythme saisonnier du cycle de vie du poulpe à l'aide d'un suivi mensuel des structures des tailles par contre l'analyse des distributions spatiales était effectuée sur un pas de temps annuel. De plus, la distribution spatiale déduite des données commerciales - biaisées par la stratégie de pêche - ne peut refléter les caractéristiques intrinsèques de la dynamique spatiale du cycle de vie du poulpe. C'est dans cet esprit que le programme d'évaluation et de suivi des ressources démersales a été initié en 1980 par l'INRH. Ses objectifs directeurs étaient d'estimer quantitativement l'état des stocks et d'évaluer l'impact de la pêche (Idelhaj, 1984a) sur la base de données et d'informations ne contenant pas ce type de biais.

Ces campagnes ont permis de produire une représentation non biaisée des fluctuations saisonnières et annuelles de l'abondance, ainsi que de préciser les périodes de ponte et de recrutement déjà définies par Hatanaka (1979). Toutefois, également fondées sur des données agrégées, la dynamique spatiale du poulpe n'était pas analysée. La première tentative de l'analyse spatio-temporelle a été effectuée dans le cadre d'un projet régional de la FAO, initié en 1996 (Taconet et al. 2000). Le principal objectif était de mettre en place un système d'informations géographiques (SIG) et de montrer les opportunités qu'il offre pour la gestion de la pêche. Plusieurs applications ont été proposées. Les nourriceries et les frayères ont été cartographiées. Leur variabilité saisonnière a été décrite. Leur configuration côtière a été révélée, présentant des extensions vers le large. Ceci laisse penser à une absence de migration entre les phases de recrutement et de reproduction. Cette hypothèse est cohérente avec le caractère peu mobile du poulpe, généralement comme une espèce sédentaire.

Dans ce contexte, il s'agira d'approfondir d'analyse spatiale de la dynamique du poulpe. On visera à définir plus précisément les nourriceries et les frayères du poulpe ainsi que leur variabilité saisonnière et annuelle. Le schéma spatial du poulpe est comparé à celui d'autres régions (Iles Canaries et Méditerranée).

3.1.1.3. Conflits spatiaux

Ces aspects écologiques n'auraient pas tant d'importance s'ils n'alimentaient pas un conflit spatial récurrent entre les différents segments de la pêche céphalopodière (Annexe 1), tout particulièrement entre le segment artisanal qui pratique la pêche au pot et le segment hauturier regroupant une flotte de chalutiers congélateurs.

A partir des années 90, l'interdiction de la pêche à l'intérieur d'une bande côtière de 6 milles nautiques pour les chalutiers nationaux et de 12 milles nautiques pour les chalutiers communautaires (CE) a été instaurée pour protéger les nourriceries et les frayères d'espèces démersales et en particulier du poulpe. L'activité de la pêche artisanale n'était régulée par aucune mesure de cantonnement. On estimait que l'autonomie limitée des barques ne leur permettait pas de s'éloigner de la côte⁹. L'expérience a montré qu'elles pouvaient s'éloigner jusqu'à 20 milles nautiques de la côte (Taconet et al. 2000). Lorsque le segment artisanal a été intégré dans le processus de gestion¹⁰, sa zone de pêche autorisée se cantonnait à la bande comprise entre 1 et 6 milles nautiques de la côte.

⁹ On estimait également que la contribution du segment artisanal à la mortalité par pêche du poulpe était encore faible pour qu'il fasse l'objet de mesures de gestion particulières.

¹⁰ La pêche artisanale a été intégrée dans le processus de gestion avec le nouveau plan d'aménagement de la pêche céphalopodière de 2001 (Annexe 1)

Ces mesures, qui visent à délimiter les zones d'activités de la pêche artisanale et de la pêche chalutière, ont souvent été contestées par les professionnels du segment hauturier qui estimaient que la pêche artisanale représentait un danger pour le stock reproducteur. Les termes du conflit spatial entre les deux pêcheries s'articulent autour des deux points suivant :

- Le non respect des limites géographiques autorisées. Les barques ont un rayon d'action de plus de 20 milles nautiques et ne se privaient pas pour étendre leur zone d'activité sachant que leur contrôle en mer est assez difficile. Jusqu'à ce que le contrôle en mer n'ait été renforcé, de nombreux chalutiers transgressaient l'interdiction de chaluter dans la bande côtière.
- L'utilisation du pot comme engin de pêche est fortement critiqué. Les opérateurs hauturiers estiment qu'étant sélectif, il ciblerait préférentiellement les femelles matures en phase de ponte et qu'il serait à l'origine de la surexploitation de recrutement (pression excessive sur le stock reproducteur).

Afin de préciser les termes du conflit, on estime l'impact potentiel des flottilles sur le stock géniteurs en termes d'accessibilité. Ce travail avait déjà été réalisé pour la pêche artisanale sur la base de cartes moyennes (Taconet et al. 2000). Le segment côtier qui est le troisième segment de la pêche céphalopodière (Annexe 1) n'a pas été inclus dans cette analyse car il y a assez peu de données sur sa répartition spatiale. Issu d'un redéploiement des zones de pêche traditionnelles situées plus au nord, sa contribution dans la production de poulpes était nettement plus faible et de ce fait, les interactions avec les autres segments étaient généralement moins conflictuelles.

3.1.2. Méthodologie et données utilisées

Pour répondre à ces problématiques liées au schéma spatial du cycle de vie du poulpe, on se propose d'appliquer une série d'indices spatiaux dérivés de la statistique individuelle en géostatistique (Bez, 2002) et de cartographier par krigeage les distributions spatiales des principales phases du poulpe. Le but est de reconstituer l'évolution spatio-temporelle du stock de poulpes durant un cycle annuel et de déterminer les différents modes de variabilité afin d'évaluer et de comparer les impacts potentiels des segments sur les stocks reproducteurs.

On utilisera les données de campagnes de 1998 à 2003 (Table 24). Durant les campagnes, pour chaque trait de chalut, la totalité des individus de la capture est pesée, comptabilisée et mesurée. Le sexe et le stade de maturité sont déterminés selon une clé décrite par Idelhaj (1984b). Les stades de 2 à 4 sont considérés comme matures (Boumaaz et al. 1997). Pour le stock de Dakhla, le printemps correspond au pic de reproduction et l'automne au pic de recrutement. Le schéma spatial de la reproduction et du recrutement sont décrit par l'analyse des zones de ponte (densités de femelles matures) du printemps et des zones de recrutement (densités de juvéniles) d'automne. Noter que les juvéniles comprennent les individus appartenant aux deux plus petites catégories commerciales Tako8 (T8) et Tako9 (T9), suivant la classification japonaise (Boumaaz et al. 1997). Bien que ces deux catégories commerciales soient interdites, notons que le seuil de tolérance peut atteindre jusqu'à 10% de T8 dans la capture totale, en fonction de la saison.

Les données des campagnes de 1984 à 1998 sont combinées aux données précédentes (1998-2003) pour générer le profil latitudinal des densités de poulpes en vue d'une séparation des deux stocks. Pour cela, les densités sont standardisées par la densité moyenne de la campagne puis agrégées par rectangle de 2x2 milles nautiques. L'objectif de la standardisation étant de réduire l'effet campagne sur la densité moyenne climatique.

Année	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Mois (campagne automne)	Octobre	Octobre	Octobre	Septembre	Septembre	Septembre
Mois (Campagne printemps)	X	Avril	Mars	Mars	Mars	Avril

Table 24 : Périodes de réalisation des campagnes utilisées pour l'analyse du schéma spatial du poulpe.

3.2. Les outils d'analyse spatiale

3.2.1. Indicateurs spatiaux

3.2.1.1. Introduction

Les indicateurs spatiaux sont des outils de la statistique par individu (Bez and Rivoirard, 2001). Ils ont été en partie développés par Bez (1997) dans le cadre de la géostatistique transitive. Ces indicateurs sont des statistiques pondérées par les densités relatives des points, ce qui les prédisposent à caractériser la distribution spatiale d'une variable spatialement hétérogène comme la densité de poulpes. La valeur prise par la statistique par individu sera d'autant plus influencée par la position d'un point que celui-ci est riche en poulpe et que son importance relative (en termes d'effectifs) est élevée au sein de la population. Inversement, les points de densité nulle auront une contribution nulle dans la statistique. Ces indicateurs ne nécessitent pas une délimitation arbitraire du champ géométrique. C'est particulièrement avantageux dans le cas qui nous concerne où la distribution du poulpe a des limites géométriques très diffuses et variables. Les indicateurs sont également pondérés par la surface d'influence de chaque échantillon afin de corriger l'effet de l'hétérogénéité spatiale due à l'échantillonnage aléatoire stratifié (Bez and Rivoirard, 2001).

Les indicateurs spatiaux que l'on utilise ici font partie de la série des 10 indices géostatistiques proposée par Woillez et al. (2007) pour la caractérisation des distributions spatiales de population en termes de localisation, de dispersion et d'agrégation.

On cherchera à caractériser la position moyenne des distributions des densités de poulpes durant la phase de recrutement (stock de recrues) et la phase de reproduction (stock de reproducteurs). On utilisera dans chacun des cas deux indicateurs de position moyenne différents (centre de gravité et profondeur moyenne par individu). Ils sont obtenus à partir de la même statistique (centre de gravité), celle-ci étant appliquée à deux variables différentes : la position géographique et la profondeur. Le lien étroit entre la densité de poulpes et la profondeur a motivé l'utilisation de cette dernière comme paramètre de localisation spatiale. On aurait pu également utiliser la température de l'eau mais comme c'est une espèce benthique, il aurait fallu utiliser la température de fond pour que ce soit pertinent. Or ce paramètre n'a été mesuré que très rarement avec les capteurs scanmars.

On caractérisera l'étendue géographique des distributions par l'inertie (Bez, 1997) des deux variables de localisations (position géographique et profondeurs).

Le dernier paramètre « spatial » que l'on cherchera à caractériser est le niveau d'agrégation locale que l'on estimera à partir de l'indice d'agrégation. C'est un équivalent de l'indice de microstructure (Woillez et al. 2007). Ils visent tous les deux à quantifier le niveau de concentration du poulpe aux petites distances, i.e. aux distances inférieures à la maille d'échantillonnage.

Ces outils spatiaux ont fait l'objet de nombreuses applications halieutiques dont on peut trouver une liste dans le manuel d'indicateurs et de méthodes dédié à l'analyse des données de campagnes scientifiques réalisé dans le cadre du projet européen FISBOAT et présenté à l'occasion de la conférence du CIEM en 2007 (Cotter et al. 2007).

3.2.1.2. Contexte méthodologique

On se place dans le cadre de la géostatistique transitive. Les densités sont considérées comme une variable régionalisée $z(x)$. La valeur de l'échantillon i est désignée par z_i . On désigne la surface d'influence de chaque échantillon $i \in [1, N]$ par S_i où N est le nombre d'échantillons.

Le point de départ de la statistique par individu est l'expression $z(x) / \int z(x) dx$ qui est la densité relative (à l'abondance totale) au point x . Elle peut être interprétée comme étant la probabilité qu'un individu aléatoirement tiré selon une loi uniforme, soit positionné en x . C'est x qui joue ici le rôle d'une variable aléatoire (vecteur aléatoire dans le cas 2D), notée x , dont $z(x) / \int z(x) dx$ est la densité de probabilité (Bez, 1997). Cette interprétation constitue la base des développements qui vont suivre.

Cette fonction explique la distribution spatiale d'un point de vue probabiliste (à ne pas confondre avec la loi spatiale d'une fonction aléatoire). Elle est très riche et inaccessible en pratique. On synthétise l'information qu'elle contient par son espérance, sa variance et son covariogramme. L'espérance fournit le centre de gravité des individus de la population en termes de localisation, la variance donne leur inertie et le covariogramme donne leur structuration spatiale, et en particulier la structuration locale résumée par l'indice d'agrégation.

3.2.1.3. Formulation des indicateurs spatiaux

Centres de gravité géographique et bathymétrique

L'espérance de x est :

$$E(x) = \int x \frac{z(x)}{\int z(x) dx} dx = \frac{\int xz(x) dx}{\int z(x) dx}$$

C'est la position moyenne d'une population ou son centre de gravité.

Elle peut être estimée par le centre de gravité des échantillons, pondérés par les densités de poulpes et par les surfaces d'influence (Bez and Rivoirard, 2000) :

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i \cdot x_i}{\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i}$$

La valeur prise par le centre de gravité a une signification purement géométrique et son intérêt est principalement d'ordre comparatif : nous allons comparer les centres de gravité des distributions des juvéniles avec ceux des reproducteurs sur la période étudiée. Noter que le nombre de campagnes utilisées ici est relativement réduit (5 pour la reproduction et 6 pour le recrutement).

Cette statistique est sensible aux valeurs fortes. Pour des données comme la densité de poulpes qui sont dotées d'une distribution très dissymétrique, il faut s'attendre à des différences assez sensibles entre l'estimateur et le centre de gravité de la population. On considèrera toutefois que le réseau d'échantillonnage est suffisamment dense pour que le centre de gravité de l'échantillon soit représentatif de celui de la population.

A partir de cette même statistique (centre de gravité) on peut calculer la profondeur moyenne par individu indiquant la moyenne des profondeurs prises par les individus de toute la population. Pour cela, il suffit de remplacer la position géographique par la profondeur :

$$\overline{depth} = \frac{\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i \cdot depth_i}{\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i}$$

Cette statistique qui a les mêmes caractéristiques que le centre de gravité va permettre de différencier les distributions des recrues et des reproducteurs en termes de profondeurs.

Inerties géographique et bathymétrique

De la même manière qu'on calcule l'espérance (centre de gravité) pour avoir la position moyenne d'une population, on calcule la variance (l'inertie) pour représenter la dispersion de la population autour de sa position moyenne.

$$I = Var(\underline{x}) = \frac{\int (x - \bar{x})^2 z(x) dx}{\int z(x) dx}$$

Cette valeur théorique peut être estimée de manière discrète par l'inertie des échantillons :

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i \cdot (x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i}$$

L'inertie I est exprimée en milles nautiques carrés. Elle est équivalente à une surface.

Elle peut être qualifiée de géographique pour la distinguer de l'inertie bathymétrique qui représente la dispersion de la profondeur autour de la profondeur moyenne (centre de gravité bathymétrique de la population).

L'inertie bathymétrique I_{depth} est calculée par :

$$I_{depth} = \frac{\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i \cdot (depth_i - \overline{depth})^2}{\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i}$$

Avec ces indicateurs, on compare la dispersion des recrues et des reproducteurs autour de leurs positions moyennes. Il s'agit de savoir s'ils ont la même façon d'occuper l'espace.

Indice d'isotropie

L'isotropie est le signe d'un comportement homogène des densités de poulpes dans l'espace, autrement dit, une dispersion identique dans toutes les directions. Analyser l'isotropie revient donc à décomposer la dispersion autour de la valeur moyenne pour étudier son comportement selon les directions. Si la densité est isotrope, l'inertie est circulaire. Ce n'est généralement pas le cas. L'inertie se présente le plus souvent sous forme d'ellipsoïdes indiquant une dispersion plus importante dans une direction donnée. Pour identifier les axes principaux de ces ellipsoïdes (dispersion maximale et minimale), il est possible de procéder à une décomposition de l'inertie (Bez, 1997) suivant le même procédé que celui d'une analyse en composante principale (ACP) qu'on appliquerait aux coordonnées géographiques des individus de la population (coordonnées des échantillons pondérés par les densités).

Cette décomposition a été réalisée dans un système projeté orthonormé, de sorte que les axes principaux soient perpendiculaires. Après transformation vers le système géographique, certaines distorsions (faibles pour les petites latitudes comme ici) déplacent les deux axes principaux et ne sont plus orthogonaux. Les tailles respectives des axes ont été déterminées de telle sorte que la surface de l'ellipsoïde soit égale à l'inertie (plus les axes sont longs, plus l'inertie est importante).

L'indice d'isotropie est le ratio entre le petit axe (direction de dispersion minimale) et le grand axe (direction de dispersion maximale). Lorsque les individus sont distribués dans toutes les directions et qu'il n'y a pas d'anisotropie, les deux axes ont la même longueur et l'indice d'isotropie est de 1. En revanche, lorsque les individus sont dispersés le long d'un axe unique, l'indice est 0. C'est l'anisotropie maximale.

Avec cet indice d'isotropie, on compare les densités de juvéniles et les densités de reproducteurs, toujours dans le but de distinguer la façon d'occuper l'espace.

Indice d'agrégation

N. Bez (1997) rappelle l'intérêt « halieutique » à exprimer le covariogramme comme l'a proposé Matheron, c'est-à-dire par $g(h)/Q^2$: c'est une fonction de la distance qui donne, à un facteur Q^2 près, la densité de probabilité de la distance entre deux poissons tirés au hasard dans la population.

La valeur à l'origine du covariogramme $g(0)/Q^2$ présente un intérêt tout particulier car elle correspond à la probabilité que deux poissons tirés au hasard soient au même endroit. Cette probabilité d'avoir deux individus agrégés peut servir justement d'indice d'agrégation. En effet, la probabilité que deux poulpes tirés au hasard proviennent du même endroit est d'autant plus élevée qu'ils sont concentrés (agrégés). Notons que cette statistique n'est pas à proprement parler « spatiale », mais dans la mesure où elle permet d'informer un peu plus sur la stratégie d'occupation de l'espace, on l'assimile à un indicateur spatial.

L'indice d'agrégation peut être estimé par une somme discrète par l'expression suivante :

$$Ia = \frac{\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i^2}{\left(\sum_{i=1}^N S_i \cdot z_i \right)^2}$$

La comparaison de l'indice d'agrégation de la densité de poulpes sur une série temporelle pourrait être particulièrement intéressante pour comprendre la stratégie du poulpe lors des fluctuations de l'abondance par rapport à l'occupation de l'espace. Si par exemple, l'indice d'agrégation était corrélé avec l'abondance mais que son aire de distribution restait quasi-inchangée, c'est que l'augmentation de l'abondance induit plus une augmentation de l'agrégation du poulpe plutôt qu'une occupation plus large de l'espace.

Dans le cas présent, on cherchera surtout à comparer les niveaux d'agrégation des juvéniles et des reproducteurs, toujours dans l'optique de comparer leurs stratégies d'occupation de l'espace.

3.2.2. Analyse cartographique

3.2.2.1. Cartographie par krigeage transitif

Contexte méthodologique

La cartographie des densités de poulpes est réalisée par krigeage transitif (Matheron, 1967). Cette technique comporte un système d'équations équivalent à celui du krigeage intrinsèque ordinaire dont elle est dérivée. Matheron (1967) y voit un intérêt d'ordre méthodologique, à savoir valider l'utilisation du krigeage intrinsèque tel qu'il est formulé, même en cas de non-stationnarité.

Rappelons schématiquement que le krigeage (Chap. 2.2.1) consiste à estimer chaque nœud de la grille régulière servant à produire la carte, à partir de valeurs expérimentales. L'estimateur de chaque nœud est une combinaison linéaire de valeurs expérimentales. La spécification des coefficients de la combinaison linéaire est effectuée par la résolution d'un système d'équation qui est dérivé par la satisfaction de certaines contraintes, parmi lesquelles : la condition d'universalité et le minimum de variance (Matheron, 1970).

La dérivation du krigeage transitif sur la base de cette procédure consiste alors à obtenir un système d'équations (nécessaire à la spécification des coefficients de l'estimateur) qui contiendrait un covariogramme transitif plutôt qu'un variogramme intrinsèque.

Les grandes lignes de la technique du krigeage transitif sont présentées ci-après (Bez et al., 1995). La description détaillée de la méthode peut être trouvée dans Matheron (1967, 1978).

Description de la technique.

On estime pour chaque nœud de la grille régulière positionné en x la valeur $z(x)$ par la combinaison linéaire des valeurs expérimentales $z(x_\alpha)$ des points voisins $\{x_\alpha, \alpha = 1 \dots n\}$, déterminées par le type de voisinage choisi (unique, mobile...).

L'estimateur est : $z^* = \sum_{\alpha} \lambda_{\alpha} z(x_{\alpha})$

Comme le krigeage ordinaire dans le cas d'une FA intrinsèque, on pose deux contraintes pour spécifier les poids λ_{α} de l'estimateur.

La première condition est celle de l'optimalité qui consiste à déterminer les poids de telle sorte que la variance soit minimale. Ici $z(x)$ n'est pas aléatoire. Comme pour la variance d'estimation de l'abondance en transitif (Chap. 2.3.1), on suppose un déplacement dans l'espace de l'ensemble des points, donnant lieu à de nombreuses configurations possibles. On cherche alors à minimiser la somme de l'erreur quadratique de toutes ces configurations dont l'expression est :

$$\int [z(x) - z^*(x)]^2 dx = g(0) - 2 \sum_{\alpha} \lambda_{\alpha} g(x_{\alpha} - x) + \sum_{\beta} \sum_{\alpha} \lambda_{\alpha} \lambda_{\beta} g(x_{\alpha} - x_{\beta})$$

On notera bien la différence avec le cadre intrinsèque sachant qu'on ne minimise pas l'expression de la moyenne des erreurs quadratiques (variance) mais plutôt la somme des erreurs quadratiques. C'est entre autre pour exprimer le résultat de termes de covariogramme transitif. C'est ce qui fait aussi que l'on ne peut pas calculer de variance d'estimation.

La seconde condition analogue à la condition d'universalité (non-biais) consiste à considérer que l'abondance est constante pour l'ensemble des configurations géométriques « imaginées » pour l'optimalité. Elle se traduit par :

$$\int z^*(x) dx = \int z(x) dx$$

En définitive, on minimise $\int [z(x) - z^*(x)]^2$ sous la contrainte de $\int z^*(x) dx = \int z(x) dx$ pour aboutir par un calcul de dérivées partielles (optimisation) au système d'équations suivant :

$$\begin{cases} \sum_{\beta} \lambda_{\alpha} g(x_{\alpha} - x_{\beta}) + \mu = g(x_{\alpha} - x) & \forall \alpha \\ \sum_{\beta} \lambda_{\beta} = 1 \end{cases}$$

où μ est un multiplicateur de Lagrange.

Résoudre ces équations conduit à déterminer les poids de krigeage qui en retour servent à calculer l'estimateur. L'opération d'optimisation se fait sur une somme et non sur la moyenne des écarts quadratiques, comme ce serait le cas dans le cadre du krigeage intrinsèque.

L'estimation dépend en premier lieu du comportement du covariogramme transitif dans le voisinage de krigeage par la détermination des poids. Elle peut être influencée par la configuration de krigeage (disposition géométrique des points expérimentaux et des points à estimer). Plus un point expérimental est rapproché du point à estimer, plus son poids sera important.

Par contre la valeur prise par le point expérimental n'intervient pas dans l'estimation des poids de krigeage, alors qu'elle comporte une information riche qui aurait pu servir. Pour cela, il faudrait avoir recours à des estimateurs plus sophistiqués. A ce titre, on retrouve la limite des estimations globales (abondance et moyenne globale), qui est générale aux techniques de la géostatistique linéaire.

Comme le krigeage intrinsèque, le krigeage transitif est un interpolateur exact dans la mesure où l'estimation d'un point expérimental reproduit sa valeur exacte. De plus, il produit un phénomène de lissage. La distribution produite par le krigeage est régularisée par rapport à l'histogramme expérimental.

Cartographie des densités de poulpes

Le krigeage transitif est très peu utilisé à l'instar des techniques transitives en général. Probablement en raison de son incapacité à calculer la variance d'estimation. On pourrait d'ailleurs s'interroger sur l'opportunité et l'intérêt de cartographier les densités de poulpes à l'aide du krigeage transitif plutôt que du krigeage intrinsèque, sachant que ce dernier peut être appliqué à une régionalisation quasi-stationnaire.

L'intérêt du krigeage transitif est pourtant réel. On utilise les cartes à des fins de représentation et de comparaison. Nous n'aurons donc pas besoin de la variance d'estimation. De plus, nous avons pu définir un modèle de covariogramme transitif relativement robuste pour chacune des campagnes, contrairement au modèle de variogramme qui a présenté dans de nombreux cas des formes inexploitable et peu robustes. Finalement, ce n'est pas tant la stationnarité qui constitue un facteur limitant, mais plutôt l'inférence d'un modèle de variogramme robuste. Ceci est d'autant plus crucial que l'estimateur du krigeage est « *model-based* ». La valeur de l'estimateur dépend directement de la forme du modèle spatial. Encore une fois, la robustesse du covariogramme transitif constitue un avantage évident sur le variogramme.

Pour cartographier la densité de poulpes, on a appliqué le krigeage sur une maille régulière d'un mille nautique couvrant toute la zone nord. Le voisinage d'estimation est mobile de rayon égal à 36 milles nautiques. Les covariogrammes transitifs ont été calculés puis ajustés sur la zone nord. Pour la représentation des zones de ponte (femelles matures), on appliquera le krigeage transitif aux données de printemps tandis que pour la représentation des nourriceries (juvéniles), on l'appliquera aux données d'automne.

3.2.2.2. Indice d'accessibilité du stock reproducteur à la pêche.

🌟 Objectifs

Pour comparer l'impact des flottilles exercé sur le stock, la capture est l'indicateur le plus immédiat et - peut-être - le plus approprié. Il indique la proportion prélevée du stock par chaque flottille. Son défaut provient du manque de détail des données de capture qui ne permet pas d'évaluer l'impact sur uniquement une composante du stock. Les déclarations ou les statistiques de pêches sont souvent agrégées et ne permettent pas d'estimer la part prélevée du stock reproducteur. Bien que les échantillonnages biologiques soient réalisés par l'INRH dans le but de reconstituer le diagramme d'exploitation (structure démographique exploitée), ils ne sont cependant pas généralisés à toutes les flottilles.

L'autre approche que nous avons adoptons consiste à estimer l'impact potentiel de chaque flottille par un indicateur du degré d'accessibilité au stock reproducteur sur plusieurs saisons de pêche.

🌟 Méthode de calcul

Pour chaque flottille, on croise la zone d'activité potentielle (Figure 45) avec la zone d'abondance des reproducteurs. On calcule ainsi la proportion de la zone d'abondance de reproducteurs (aire de reproduction S_R) visitée et donc potentiellement pêchée par la flottille. C'est l'indice d'accessibilité du stock reproducteur à la flottille.

La zone de reproduction (S_R) est définie¹¹ par l'aire où les densités de femelles matures dépassent 100 $\text{no}_{\text{mf}} / \text{n.mi}^2$.

$S_R = \int \mathbf{1}_{z(x) > 100} dx$, avec $\mathbf{1}_{z(x) > 100}$ l'indicatrice de $z(x)$ la densité de femelles matures ($\text{no}_{\text{mf}} / \text{n.mi}^2$). Elle est égale

à 1 si $z(x) > 100 \text{ no}_{\text{mf}} / \text{n.mi}^2$, 0 sinon.

La zone d'activité de la flotte artisanale (S_A) est définie par un rayon d'action de 20 milles nautiques autour de chaque site de pêche. La zone d'activité de la flotte industrielle (S_I) est représentée par l'ensemble du plateau continental (zone nord) au-delà des 12 milles nautiques de la côte et auquel la zone rocheuse identifiée a été retirée (Figure 45). La zone d'activité de la flotte des chalutiers communautaires utilisée par Taconet et al. (2000) est différente car elle concerne uniquement les chalutiers communautaires qui utilisent le chalut espagnol pour lesquels de nombreuses zones sont inaccessibles en raison de la configuration du terrain (accidenté et rocheux). Etant donné que la flotte industrielle marocaine utilise autant le chalut espagnol que le chalut coréen, on a considéré que sa zone d'activité n'était pas limitée qu'aux fonds doux. Seules les zones rocheuses bien identifiées et la bande côtière de cantonnement des 12 milles nautiques ont été éliminées du plateau pour délimiter sa zone d'activité.

Par définition, la zone d'activité de la flotte industrielle S_I a été définie conformément à la mesure d'aménagement en vigueur à cette époque fixant à 12 milles nautiques de la côte la zone de pêche autorisée pour ce segment. La zone d'activité S_A a également été fixée arbitrairement mais cette fois à partir des informations ressorties des enquêtes réalisées par l'INRH durant les échantillonnages biologiques, concluant à un rayon d'action moyen de 20 milles nautiques pour les barques artisanales, en dépit de la nouvelle réglementation de 2001 interdisant aux barques la pêche en dehors de la bande de 1 et 6 milles nautiques. Evidemment, la zone d'abondance des reproducteurs (femelles matures) varie d'une saison à l'autre et produit donc des surfaces S_R variables. Elles ont été délimitées à partir des cartes de krigeage des densités de femelles matures.

Les indices d'accessibilité ont alors été calculés de la manière suivante :

$$I_A = \frac{S_R \cap S_A}{S_R} \text{ et } I_I = \frac{S_R \cap S_I}{S_R}$$

¹¹ Théoriquement, une zone de dépassement de seuil est directement estimée en travaillant sur des probabilités de dépasser ce seuil à l'aide des techniques de la géostatistique non linéaire et le krigeage disjonctif (Rivoirard, 1994). Ces techniques sont cependant beaucoup plus exigeantes que la géostatistique linéaires et nécessitent notamment l'hypothèse de stationnarité sur l'ensemble du champ ainsi que l'inférence des lois bivariées. Vues ces contraintes difficilement supportables par les données de poulpe et dans la mesure où l'on ne cherche pas à produire la précision associée aux indices d'accessibilité estimés, on se contentera de la méthode suivante en procédant au seuillage directement sur une carte de krigeage.

Comme la distribution du stock de reproducteurs n'est pas homogène dans l'espace, l'indice d'accessibilité a également été calculé en termes de ratio d'abondances. C'est le pourcentage des abondances de femelles matures à l'intérieur des zones d'activités par rapport aux abondances totales de reproducteurs à l'intérieur des zones d'abondances ($>100 \text{ nomf/n.mi.}^2$), obtenues par intégration spatiale des cartes de krigeage sur les aires correspondantes.

$$Q(S_A) = \frac{\int z^k(x).dx}{Q} \quad \text{et} \quad Q(S_I) = \frac{\int z^k(x).dx}{Q}$$

où $z^k(x)$ représente les densités obtenues par krigeage, et Q l'abondance totale de femelles matures à l'intérieur des aires de densités supérieures à 100 nomf par mille nautique carré.

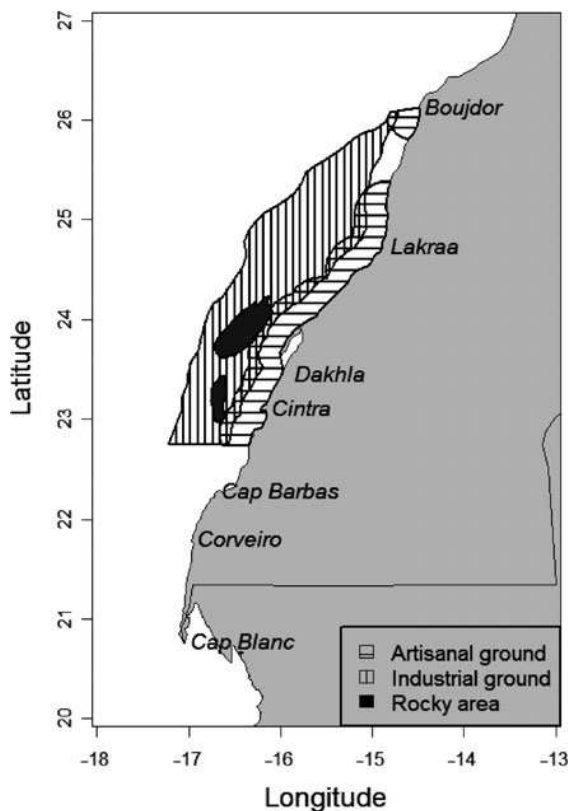


Figure 45 : Zones potentielles d'activité des flottilles artisanale et industrielle marocaines de la pêche céphalopodière

3.3. Résultats

3.3.1. Caractérisation spatiale du cycle de vie du poulpe

3.3.1.1. Identification de la zone d'étude

Le profil latitudinal moyen de la densité standardisée, calculé à partir d'une série de vingt années de données de campagnes (1984-2003), montre une claire discontinuité entre deux zones (Figure 46) qui plaide pour l'hypothèse de l'existence de deux stocks de poulpes distincts. La limite entre ces deux stocks, correspondant au minimum de densité, se situe entre les latitudes $22^{\circ}30'N$ et $23^{\circ}N$. Les poulpes observés au sud du Cap Barbas seraient donc la composante septentrionale du stock du Cap Blanc qui s'étendrait également au large du Banc d'Arguin.

La séparation entre les deux stocks de poulpes serait, à notre avis, due à :

- Une zone de rétrécissement du plateau continental située entre le Cap Barbas (22°30'N) et le Cap Blanc (20°50'N), associée à une nature du fond différente et surtout plus accidentée. Elle apparaît comme une zone de transition entre l'écosystème de Dakhla et l'écosystème du Banc d'Arguin.
- Une zone frontière entre deux régimes d'upwelling. L'un quasi-permanent (Dakhla) et l'autre saisonnier (Banc d'Arguin). L'intensification des upwellings de toute la région est généralement observée au printemps suite à un renforcement du vent des Alizés dû au déplacement vers le nord de l'ITCS (Inter Tropical Convergence Zone). L'upwelling commence à s'affaiblir au sud de Barbas à partir de juin, alors qu'il entame ce relâchement un peu plus tard dans la région de Dakhla, vers le mois de juillet (Roy, 1991).
- Une zone de transition entre les masses d'eau. Les remontées d'eaux froides sont en majeure partie constituées des Eaux Central Nord Atlantique (ECNA) au nord de la zone de transition et des Eaux Central Sud Atlantiques (ECSA) au Sud. Celles-ci sont nettement plus riches en sel minéraux que celles du nord (Minas et al., 1982). La zone de transition constitue alors une zone de front entre les deux masses d'eaux, qui normalement se trouve au niveau du Cap Blanc mais qui peut remonter un peu plus au Nord, et qui fait que les remontées d'eaux sont composées des deux masses d'eaux. Cette particularité fait d'elle la zone la plus productive du plateau continental de la région Nord-ouest Africaine (Minas et al., 1982; Jacques et Treguer, 1986).

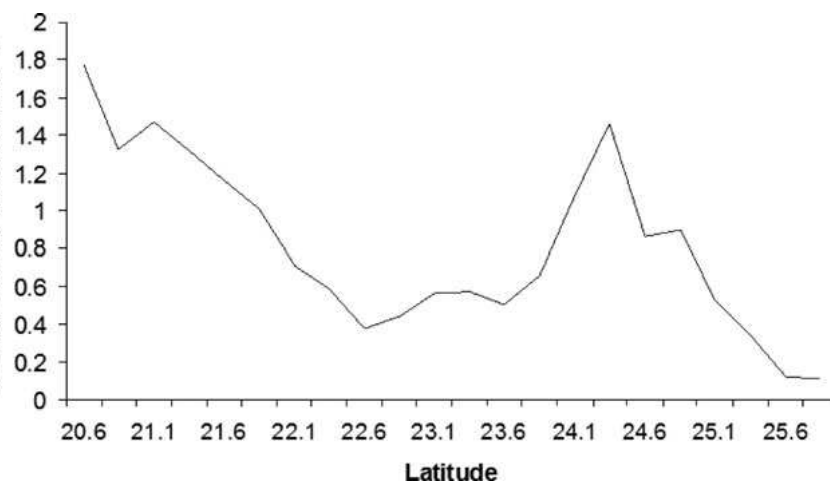


Figure 46 : profil latitudinal moyen des densités de poulpes standardisées (T/n.m²), calculé sur la période 1984-2003.

Pour sélectionner les données correspondant à la zone relative au stock de Dakhla, nous avons établi arbitrairement la limite à 22°43'N. Etant donné que le stock de Cap Blanc est faiblement échantillonné et qu'il constitue très probablement la composante Nord d'un stock largement étendu vers le sud, il n'a pas fait l'objet de la présente analyse spatiale. On a donc concentré toute notre attention sur le stock de Dakhla.

3.3.1.2. Analyse des tendances d'indicateurs spatiaux

Inertie

Pour la période d'étude (1998-2003), les femelles matures (Figure 47) sont en moyenne deux fois plus dispersées que les juvéniles ($p\text{-value}=0.03$). Le rapprochement des deux courbes (reproduction et recrutement) est attribué à une très faible abondance du poulpe, constatée durant cette dernière campagne d'automne. L'abondance étant très faible, les zones de faibles concentrations qui contribuent majoritairement dans l'abondance totale du stock laissent paraître une large dispersion des densités. Cette situation doit être considérée comme anormale par rapport à la période étudiée.

Anisotropie

Aussi bien les densités de juvéniles que celles des femelles matures sont anisotropes (Figure 47). C'est sans doute dû à la configuration géométrique du plateau continental et à une différence de variabilité des densités par rapport aux directions. Les densités de poulpes ont tendance à être plus variables dans la direction perpendiculaire à la côte que dans celle parallèle à la côte. Ceci est clairement démontré par l'analyse variographique des densités de poulpes effectuée pour l'ensemble des campagnes (Chap. 1.4.3).

Les densités de juvéniles présentent des indices d'isotropie plus faibles que les densités de femelles matures (p -value = 0.09) et affichent une tendance décroissante durant la période étudiée. La différence d'isotropie constatée entre les deux stades (recrutement et reproduction) va de paire avec le passage du stade juvénile fortement concentré au stade de reproduction bien plus dispersé.

Agrégation

Les indices d'agrégation (Figure 48) sont en moyenne plus élevés pour les juvéniles (7×10^{-4} milles nautiques carrés) que pour les femelles matures (3.6×10^{-4} milles nautiques carrés ; p -value = 0.09).

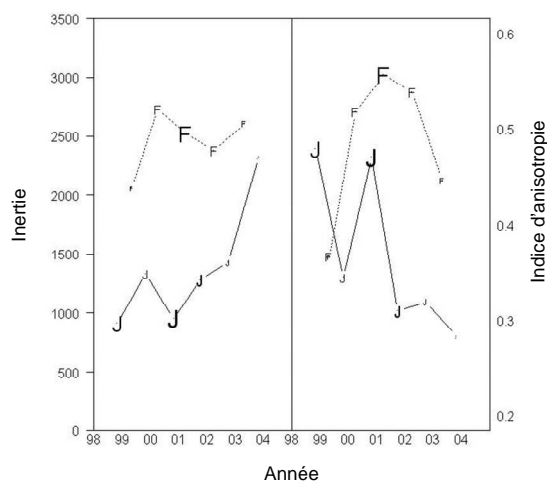


Figure 47 : Evolution des inerties spatiales (gauche) et des indices d'isotropie (droite) des densités de femelles matures (F) et de juvéniles (J). La taille des symboles est proportionnelle à l'abondance. Notons que le calcul des p -values pour la comparaison des indices ne tient pas compte de ces différences d'abondance.

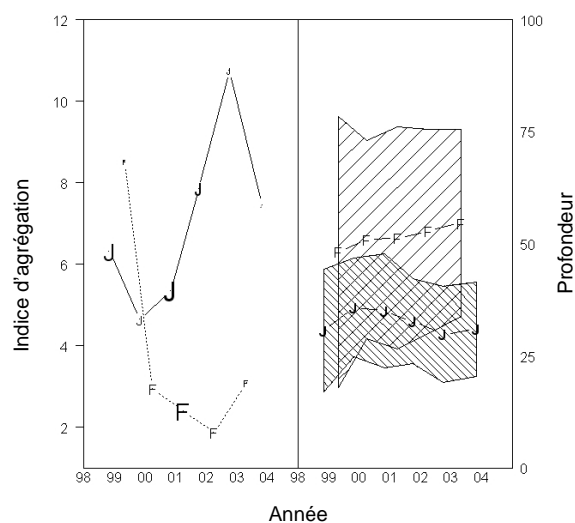


Figure 48 : Evolution des indices d'agrégation (gauche) et des profondeurs moyennes +/- racine carrée de l'inertie des profondeurs (droite) des juvéniles (J) et des femelles matures (F). Pour les indices d'agrégation, la taille des symboles est proportionnelle à l'abondance.

🦑 Profondeur moyenne

Les juvéniles se concentrent dans les eaux côtières comprises entre 20 et 40 m de profondeur et en moyenne. Les plus fortes concentrations se situent entre 25 et 30 m de profondeur (Figure 48, p. 121). Les densités de femelles matures couvrent au contraire toute la largeur du plateau, compris entre 20 et 100 m (Figure 48). Les profondeurs moyennes des reproducteurs sont nettement plus élevées ($p\text{-value} = 0.03$) que celles des juvéniles, se situant entre 50 et 60 m. Que ce soit pour les juvéniles ou les femelles matures, la limite des 20 m est liée au domaine d'échantillonnage limité par les contraintes de chalutage (tirant d'eau du navire), mais en fait, on aura tendance à assimiler cette limite à la cote.

🦑 Centres de gravités et inerties.

Les ellipsoïdes qui indiquent l'inertie centrée autour du centre de gravité montrent que les densités de juvéniles présentent une préférence côtière systématique comparativement à la distribution beaucoup plus éloignée vers le large des femelles matures (Figure 49).

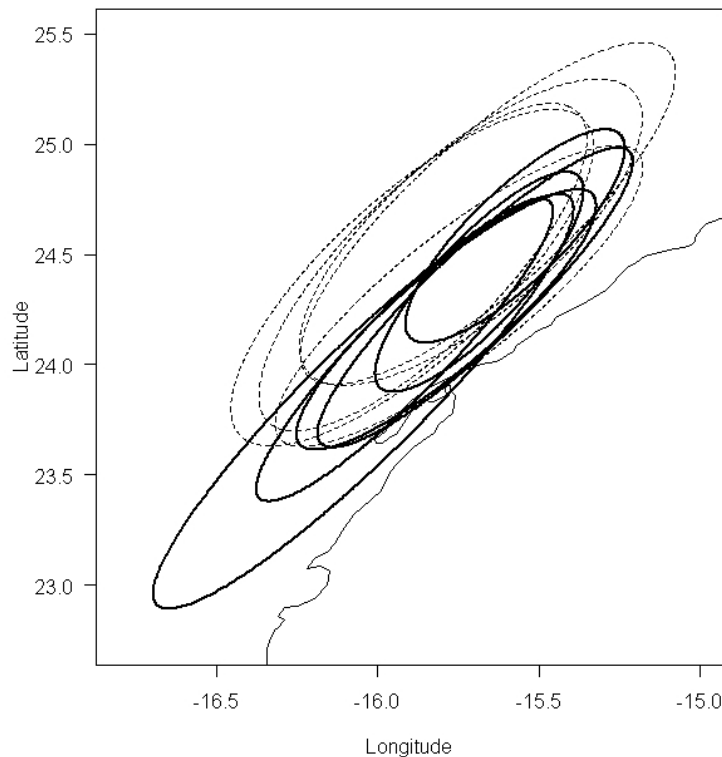


Figure 49 : Ellipsoïdes des inerties centrées autour des centres de gravités pour les densités de juvéniles (gras et ligne continue) et de femelles matures (lignes en pointillés) du stock de Dakhla, 1998-2003.

🦑 Synthèse

L'ensemble des indicateurs spatiaux (Table 25) se conjuguent pour faire apparaître que :

- Les juvéniles sont distribués sur une zone plus côtière que les femelles matures (représentation des ellipsoïdes et des centres de gravité).
- Les juvéniles sont spatialement moins dispersés que les femelles matures (comparaison des inerties).
- La distribution des juvéniles est moins isotrope que celle des femelles matures (indices d'isotropie)
- Les juvéniles sont plus agrégés que les femelles matures (indice d'agrégation).

Table 25 : Valeurs moyennes des indicateurs spatiaux sur la période 1998-2003 pour les densités de juvéniles et de femelles matures du poulpe.

	<i>Femelles matures</i>	<i>Juvéniles</i>
Profondeur moyenne (m)	52	32
Inertie de la profondeur (m²)	609	131
Indice d'isotropie	0.49	0.37
Indice d'agrégation (n.mi.⁻²)	3.6	7
Inertie (n.mi.²)	2519	1372

3.3.1.3. Distribution spatiale et variabilité

Le caractère côtier des nourriceries de poulpes apparaît clairement sur les cartes (Figure 50), principalement dans la zone 24-25°N et en deuxième lieu entre Dakhla et Cintra vers 23°30'N. Elles se compensent l'une et l'autre. L'importance relative de la seconde augmente lorsque celle du nord de Dakhla perd en intensité.

Ce phénomène apparaît clairement entre 2000 et 2003. En 2000 la nourricerie de Dakhla domine tandis qu'en 2003, elle a quasiment disparu, cédant la place à celle de Cintra qui devient plus importante. Entre ces deux situations, on voit en 2001 et en 2002 une situation intermédiaire où les deux nourriceries sont à peu près équivalentes en termes d'intensité.

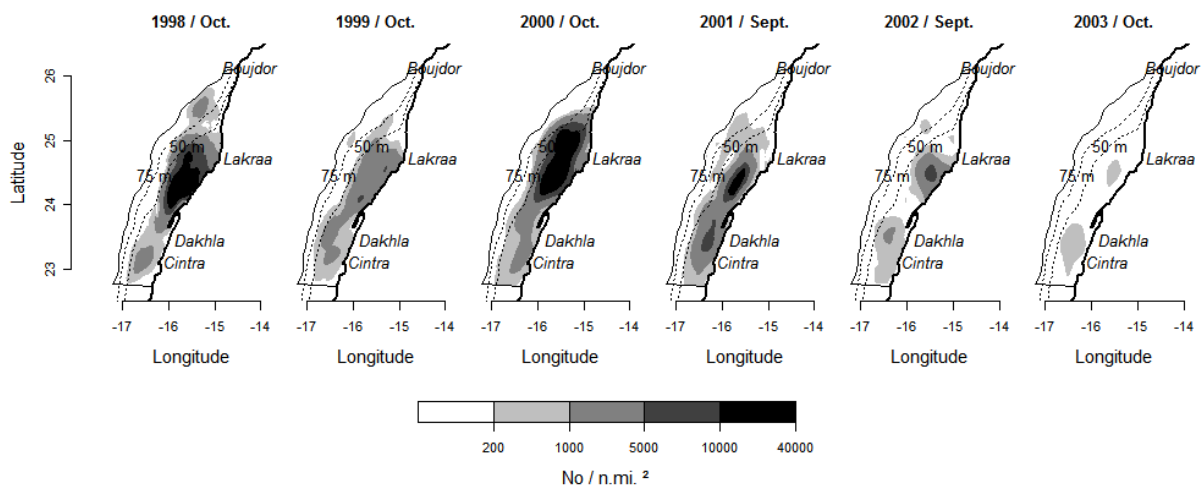


Figure 50 : Cartes de distribution du poulpe au stade juvénile (no_{juv} par milles nautique carré) obtenues par krigeage pour la période 1998-2003.

Les cartes de krigeage des distributions de femelles matures (Figure 51) présentent une plus grande variabilité entre les campagnes (interannuelle) que dans le cas des distributions de juvéniles. En fait, pour la période 1999-2003, les zones de ponte sont assez variables d'une année à l'autre.

Les cartes révèlent dans certains cas une large distribution des reproducteurs (entre 2000 et 2002) et dans d'autres une distribution très localisée, essentiellement située au Sud (1999) ou au Nord (2003). Dans ces deux derniers cas (1999 et 2003), les densités de femelles sont moins dispersées et plus agrégées formant un schéma spatial similaire à celui des densités de recrues.

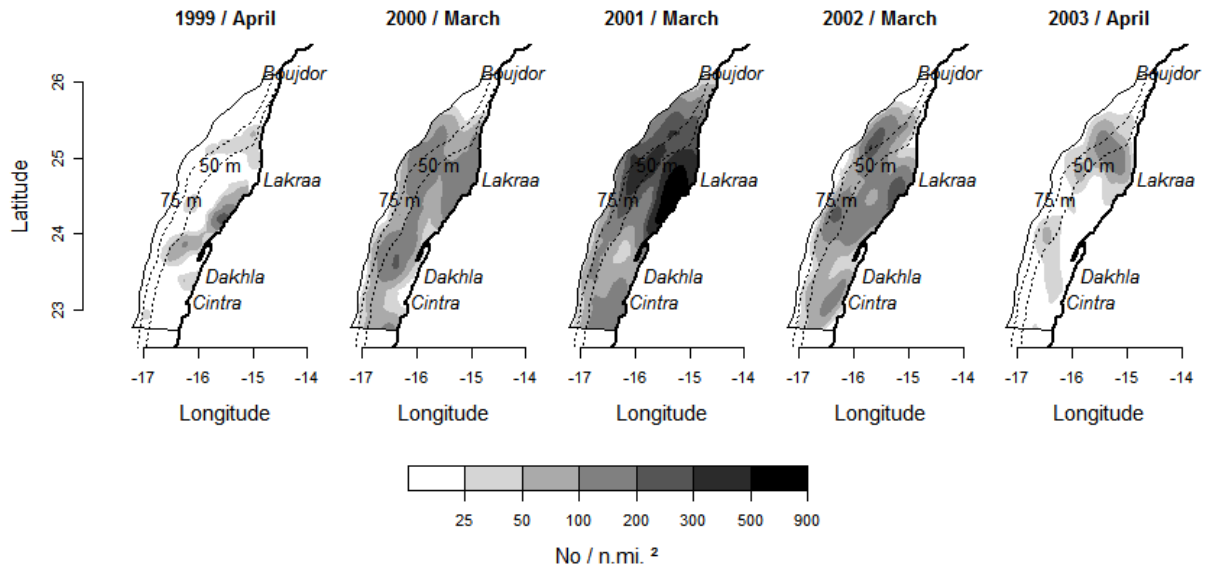


Figure 51 : Cartes de distribution des poulpes femelles matures (no_{mf} par milles nautique carré) obtenues par krigeage pour la période 1998-2003

La comparaison des covariogrammes expérimentaux calculés dans la direction de la profondeur (perpendiculaire à la côte) met en évidence les différences de structure spatiale entre les densités de femelles matures et les densités de juvéniles (Figure 52). Le faisceau formé par les fluctuations des covariogrammes des femelles matures (campagnes de printemps) indique une plus grande variabilité de leur structure (faisceau plus large) que celle des juvéniles (campagnes d'automne). L'examen des portées des covariogrammes confirme l'observation faite sur la différence de dispersion spatiale entre les reproducteurs et les juvéniles. Les densités de femelles matures présentent en effet des portées plus grandes que celles des densités de juvéniles. Ce qui signifie que les reproducteurs ont des champs de distribution plus étendus vers le large que les juvéniles et par conséquent une dispersion spatiale plus importante.

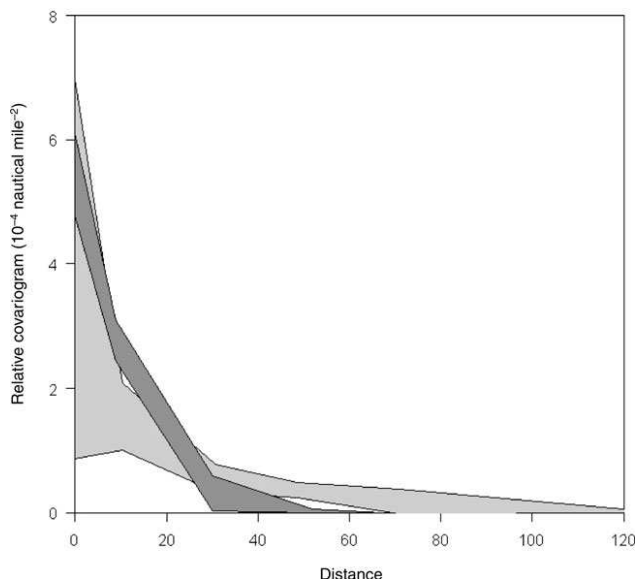


Figure 52 : Intervalle des fluctuations du covariogramme relatif expérimental calculé dans la direction perpendiculaire à la côte pour les densités de juvéniles (gris foncé) et les densités de femelles matures (gris clair). L'axe des x représente les distance en milles nautique et l'axe des y représente la valeur du covariogramme relatif en $10^{-4} \times n.mi.^{-2}$.

3.3.2. Impact potentiel sur le stock reproducteur

Les indices d'accessibilité estimés pour la flotte artisanale et la flotte industrielle montrent que le stock reproducteur était potentiellement plus accessible aux chalutiers congélateurs de la flotte industrielle que pour les barques de la flotte artisanale. C'est le cas de toutes les années de la période étudiée à l'exception de 1999 (Table 26, Figure 53). Pour cette année là, 98% du stock parental se trouvait dans la zone d'activité de la flotte artisanale et seulement 4% se trouvait dans la zone chalutable par les congélateurs de la pêche industrielle. Ceci pourrait être dû à une situation du stock exceptionnelle où les zones de frayères sont anormalement contractées (Figure 53). Pour toutes les autres années, les indices d'accessibilité de la flotte industrielle étaient compris dans un intervalle de 60 à 93%. Ceux de la flotte artisanale ont varié entre 29% et 43%.

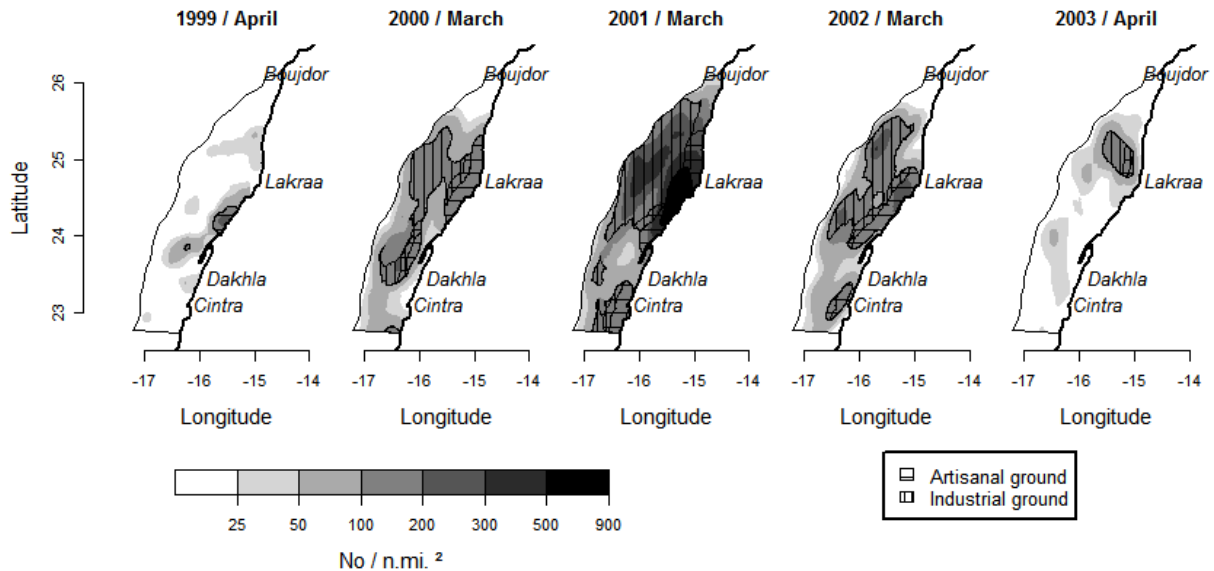


Figure 53 : Superposition des cartes de distributions des frayères de poulpes aux zones d'activité de la pêche artisanale et industrielle, servant au calcul des indices d'accessibilité des chacune des flottilles au stock reproducteur du poulpe.

Campagnes	S_R (n.mi. ²)	S_I (%)	S_A (%)	Q	$Q(S_I)$	$Q(S_A)$
Avril 1999	291	6%	99%	46286	4%	98%
Mars 2000	4485	63%	37%	620829	60%	40%
Mars 2001	7990	67%	33%	2107808	62%	43%
Mars 2002	4542	67%	39%	694090	65%	40%
Avril 2003	710	91%	30%	91542	93%	29%
Moyenne	3604	59%	48%	712111	57%	50%

Table 26 : Indices d'accessibilité du stock reproducteur à la flotte artisanale (S_A) et la flotte industrielle (S_I).

3.4. Discussion

3.4.1. Hypothèses sur le schéma spatial

Les résultats de l'analyse des indicateurs et des distributions spatiales montrent une nette distinction entre les zones de ponte (frayères) et les zones de recrutement (nourriceries). La zone de ponte peut s'étendre sur l'ensemble du plateau continental, jusqu'à 100 m de profondeur. La zone côtière peut parfois être plus abondante en reproducteurs, donnant lieu des zones de frayère côtières qui se distinguent du reste du plateau. Le recrutement se produit au contraire systématiquement dans la bande côtière à des profondeurs inférieures à 50 m. Sur la période de 1998 à 2003, les zones de frayère sont assez variables d'une année à l'autre contrairement aux zones de recrutements qui sont assez stables. De ces constatations, on tire le schéma spatial du stock de poulpes de Dakhla suivant qui reste à confirmer.

La ponte se produit au niveau de l'ensemble du plateau continental. Bien qu'il n'y ait pas encore eu d'études sur la distribution des larves et sur sa variabilité spatio-temporelle, la large distribution de la zone de ponte suggère que les larves pourraient se trouver au niveau de la totalité du plateau continental. Or le recrutement, qui se produit après la fixation des individus sur le fond après leur phase larvaire, est essentiellement côtier. Par un processus qui n'est pas encore élucidé, impliquant soit un phénomène de transport qui permettrait la rétention des larves vers la côte dans des zones favorables, soit un phénomène de sélection passive dans ces zones favorables, le passage du stade larvaire pélagique à au stade benthique juvénile se produit avec succès dans les zones côtières favorables.

En fait, les raisons du succès du recrutement côtier ne sont pas encore claires mais il est probable que le recrutement soit fortement dépendant des conditions environnementales. Elles agiraient durant la relativement longue période (2 mois) pélagique des larves de poulpes (Balguérias et al., 2002). Ce type d'interaction a été mis en évidence par Demarcq and Faure (2000) qui ont démontré le lien entre les indices de rétention et le niveau de recrutement du poulpe en Mauritanie et au Sénégal. Par ailleurs, Balguérias et al. (2002) ont montré que les fortes captures de poulpes coïncidaient avec les anomalies négatives de la température de surface de la mer, elles mêmes indicatrices d'un upwelling de forte intensité.

Finalement, comme le poulpe est concentré essentiellement dans les nourriceries de la zone côtière durant la période de recrutement de l'automne, les juvéniles pourraient effectuer une diffusion vers les eaux plus profondes (Hatanaka, 1979) pendant toute leur période de croissance avant la dernière fixation pour la reproduction (migration ontogénique). L'hypothèse de la migration ontogénique qui induirait la diffusion vers le large doit cependant être confirmée par une étude qui serait basée sur des observations directes du poulpe comme par exemple celles qui ont déjà été effectuées par marquage au Sénégal (Caverivière et al., 2002). Par ailleurs, vu les résultats obtenus par cette étude indiquant l'absence de migration de grande amplitude dans la région de Dakar, on préférera qualifier ce phénomène de diffusion. Ce terme reflète mieux un processus de migration de petite amplitude et correspond mieux aux caractères de mauvais nageur et sédentaire qu'on accorde généralement au poulpe.

Le schéma spatial du cycle de vie du poulpe dans la zone de Dakhla semble assez différent de celui observé dans les îles Canaries (Hernandez-Garcia et al., 1997). Selon ces auteurs, les captures maximales comprennent essentiellement des individus adultes qui ont été pêchés près de la côte durant les périodes de ponte des mois d'avril/mai et de septembre à novembre. De telles concentrations côtières du poulpe durant la saison de ponte renforcent l'hypothèse d'une migration de l'espèce du large vers la côte à des fins de reproduction (migration génésique). Un tel schéma, i.e. des concentrations côtières des reproducteurs et des distributions plus étendues vers le large des recrues, est également décrit pour la population de poulpes des îles Baléares en Méditerranée par Quetglas et al. (1998) et Sanchez and Orbati (1993). Ainsi au-delà des profondeurs de 50 m, les tailles de poulpes capturés (longueur du manteau) ne dépassent pas 11 à 12cm en moyenne (Quetglas et al, 1998), alors que dans la strate inférieure à 35m, les tailles 11 à 12cm correspondent à la limite inférieure de la structure en taille des captures de poulpes. Selon les auteurs, cette différence des tailles trouvées dans les zones côtières et du large s'expliquerait par le phénomène de migration génésique.

En résumé, il se dégage de cette analyse deux stratégies spatiales différentes et s'opposent selon les systèmes dans lesquels se trouve le poulpe commun (Figure 54). La première stratégie se caractériserait par une large distribution de la ponte et un recrutement côtier qui seraient associés à une migration ontogénique de faible amplitude (diffusion). Elle concernerait le poulpe du système d'upwelling marocain de la zone de Dakhla. La deuxième stratégie, relativement opposée, serait caractérisée par un recrutement largement distribué dans l'espace et une ponte côtière qui seraient associés à une migration génésique vers la côte. Elle concernerait le poulpe méditerranéen et Canarien.

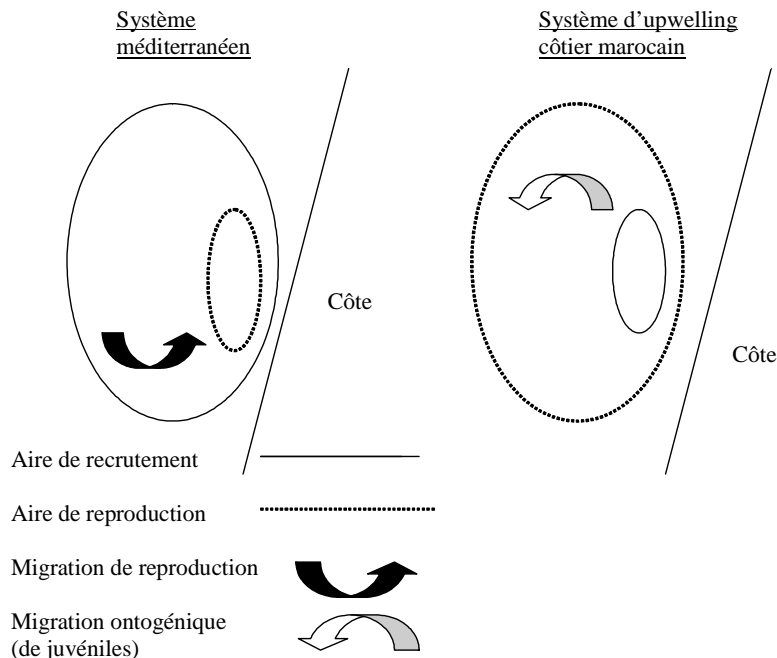


Figure 54 : Représentation schématique du schéma spatial du poulpe marocain dans une zone d'upwelling comparé à celui du poulpe de Méditerranée ou des Iles Canaries.

3.4.2. Indice d'agrégation, vulnérabilité.

L'indice d'agrégation qui décrit a priori le degré de concentration locale présente une nette différence entre les densités de géniteurs et les densités de juvéniles, ces dernières étant généralement plus agrégées. Cet indicateur a un sens physique particulièrement fort qui, à notre avis, traduit plus l'interaction qui existe entre le poulpe et l'engin de pêche, autrement dit sa vulnérabilité vis-à-vis du chalut, plutôt que le comportement intrinsèque du poulpe. Lorsque le poulpe est juvénile ou en période de croissance, son activité principale est la chasse pour l'alimentation, alors qu'en période de ponte, les femelles se cachent dans des abris ou des terriers qu'elles fabriquent pour la ponte et ne s'alimentent plus. Vis-à-vis du chalut la vulnérabilité est donc nettement plus importante en phase juvénile qu'en phase de reproduction, ce qui peut induire une différence du niveau d'agrégation apparent dans les données de capture.

Ce changement de vulnérabilité a été constaté depuis longtemps par les pêcheurs qui ont su adapter leur stratégie en fonction de ce phénomène important. Ils alternaient leur activité entre les stocks de Dakhla et du Cap Blanc en particulier pour cette raison, dans la mesure où les pics de recrutement et de reproduction des deux stocks étaient différés dans le temps (Hatanaka, 1979).

3.4.3. Analyse du conflit entre les flottilles industrielle et artisanale.

Historiquement le conflit entre la flotte industrielle et la flotte artisanale relève de deux questions distinctes, l'une relative à l'engin de pêche et l'autre relative aux zones de pêche.

Le pot qui est le principal engin de pêche des barques artisanales (Srour, 1992) est considéré par le secteur hauturier comme étant un engin nuisible pouvant engendrer d'importants dégâts sur le stock géniteur et conduire à une surexploitation de recrutement¹². La raison à cela est que le pot serait sélectif et qu'il prélèverait principalement les femelles matures en phase de ponte. Cependant, une étude de sélectivité du pot a été réalisée en Mauritanie et a montré que les pots ne ciblaient pas uniquement les femelles en phase de ponte. Les captures effectuées par le pot étaient composées d'un large spectre de tailles de poulpe (Jouffre et al. 2002). Au niveau de la région de Dakhla, l'analyse des données d'échantillonnages biologiques effectués par le centre régional de l'INRH à Dakhla a montré des résultats relativement similaires. Le pot ciblerait toutes les tailles du poulpe mais elles seraient cependant plus grandes comparativement à celles obtenues par la turlutte. Les deux engins de pêche n'auraient donc pas le même diagramme d'exploitation. Ces résultats vont dans le sens des conclusions de l'étude de sélectivité mauritanienne. Ils mériteraient cependant d'être approfondis par une étude de sélectivité qui serait réalisée au niveau des sites de pêche de la région de Dakhla. En conclusion, on retiendra pour l'instant que le pot serait un engin sélectif du point de vue spécifique, ciblant exclusivement le poulpe, mais il serait non ou peu sélectif pour les tailles.

La seconde source de conflit est liée à l'interaction des zones de pêche. On suppose que les barques artisanales opéreraient dans un rayon d'action d'environ 20 milles nautiques à partir du site de pêche (bien qu'officiellement elles soient limitées depuis 2001). La flotte artisanale étant répartie sur de nombreux sites de pêches¹³, sa zone d'activité résultante s'étendrait donc sur une bande de 20 N.mi. de large longeant quasiment toute la longueur de la côte (Figure 45). Le secteur hauturier (chalutiers nationaux) opérait au large à une distance de 6 milles nautiques de la côte jusqu'en 2000 et à 12 ou 10 milles nautiques de la côte selon la saison depuis le plan d'aménagement de 2001. Il y avait donc nécessairement une interaction spatiale entre les deux secteurs conduisant à des conflits.

- La flotte artisanale accusait les chalutiers de détruire les filières de pots durant leurs périodes de mouillage de 24h.
- Les céphalopodières hauturiers accusaient la flotte artisanale de cibler exclusivement le stock géniteur et de détruire le potentiel reproducteur du stock. Ce reproche s'appuyait sur l'hypothèse d'une migration génésique vers la côte du poulpe comme en Méditerranée (Mangold -Wirz, 1963). Or, l'analyse du schéma spatial du stock de poulpes de Dakhla, présentée juste avant (Chap. 3.4.1), rejette cette hypothèse. Il n'y aurait pas de migration vers la côte à des fins de reproduction. On propose éventuellement une migration inverse à faible amplitude, qui reste cependant à confirmer. Par ailleurs, le schéma spatial qui est décrit pour le poulpe des eaux mauritaniennes ne présente pas, lui non plus, ce type de migration (Caverivière et al. 2000 ; Jouffre et al. 2000).

L'analyse de l'impact potentiel des flottes sur le stock reproducteur de Dakhla à travers le calcul d'indices d'accessibilité (Table 26) montre que sur la période étudiée, en moyenne, la moitié du stock est accessible à la flotte artisanale tandis que plus de la moitié du stock (57%) est accessible à la flotte hauturière. Bien que l'accessibilité moyenne offre une apparente égalité d'impact potentiel entre les deux flottilles sur le stock reproducteur, les fluctuations annuelles des indices montrent qu'entre 2000 et 2003, le stock reproducteur était nettement plus accessible à la flotte industrielle. Ces résultats sont similaires à ceux trouvés par Taconet et al. (2000) en appliquant la même méthodologie sur des cartes moyennes de nourriceries et de zones de frayères calculées sur toute la période comprise entre 1984 et 1995.

Cette comparaison de l'accessibilité est importante car elle a le mérite de répondre à une critique faite par un segment majeur de la pêche céphalopodière et destinée à un autre segment tout aussi important. Elle répond dans les mêmes termes que la question a été formulée, à savoir : « *les femelles pondent dans la zone d'activité des barques, ces derniers risquent de détruire le potentiel régénérateur du stock* ». La réponse est que : « *la ponte se produit effectivement dans la zone d'activité des barques, mais pas seulement. Elle s'effectue sur l'ensemble du plateau continental. Le stock reproducteur est en moyenne autant accessible à la flotte artisanale qu'à la flotte hauturière* ». Donc, s'il y a une surexploitation de recrutement, c'est de la responsabilité des deux segments, ainsi qu'éventuellement du troisième (pêche côtière) qui n'est pas inclus dans l'étude.

¹² Une forte pression de pêche sur les adultes induirait une faible reproduction qui aurait pour conséquence un faible recrutement.

¹³ Le développement incontrôlé de la pêche artisanale à la fin des années 90 a entraîné l'éruption de plusieurs sites de pêches tout au long de la côte saharienne entre Boujdir et Cap Blanc.

En conclusion, on voit bien l'importance que revêt cette question écologique pour la gestion de la pêche céphalopodière. Il est bien établi que la bande côtière, zone d'activité des barques artisanales est également une zone de ponte. La forte proportion de femelles matures dans la bande côtière pendant la phase de reproduction du printemps ne laisse aucun doute à cela. Cependant, la question qui était de savoir si c'est une zone de convergence des individus matures ou que c'est l'unique zone de reproduction a été clarifiée en montrant une large zone de reproduction sur le plateau. De plus, par rapport à la question de savoir si la pêche artisanale pouvait être responsable d'une surexploitation des géniteurs, il a été clairement mis en évidence qu'elle ne constituait pas plus de danger que le segment hauturier.

4. BILAN ET PERSPECTIVES

Il s'agit ici de placer les travaux d'estimation globale (Chap. 2) et de caractérisation du schéma spatial du poulpe (Chap. 3) dans leur contexte plus global de l'aménagement de la pêche céphalopodière. On rappelle les principales mesures d'aménagement - visant la ressource uniquement - et les résultats de l'exploitation qu'on oppose aux conclusions scientifiques. On met alors en évidence l'importance accordée aux analyses scientifiques dans le processus d'aménagement. Partant de cette synthèse, on propose des perspectives d'analyses spatiales et géostatistiques relatives à la pêche céphalopodière qui devraient s'intégrer dans le cadre de la nouvelle stratégie de la pêche « Haliéutis » (Sept. 2009).

4.1. Bilan du suivi et de l'aménagement du poulpe

4.1.1. Les enseignements tirés de l'aménagement

4.1.1.1. Des premières mesures

Jusqu'en 2000, l'aménagement de la pêche céphalopodière est basé sur un système de gestion de l'effort visant à maximiser le rendement à l'équilibre. On cherche à atteindre l'effort théorique (E_{MSY}) qui peut être estimé par le modèle de production. Ce type de modèle utilise les données de capture et d'effort de pêche ou d'indices d'abondances. Les évaluations du stock de Dakhla réalisées par le groupe de travail du COPACE (Comité des Pêches pour l'Atlantique Centre - Est) ont le plus souvent utilisé les CPUE (Capture Par Unité d'Effort) de la flotte hauturière, plutôt que les indices d'abondances des campagnes scientifiques (FAO, 2006).

A plusieurs reprises, l'évaluation montre une surexploitation du stock de poulpes. Hatanaka (1979) la montre pour l'ensemble du stock saharien. L'évaluation du stock marocain désigné par le stock de Dakhla réalisée en 1985 (FAO, 1987) a montré qu'avec des prises de 54 000 tonnes durant l'année 1983-1984, le stock est fortement surexploité. Le groupe de travail a attiré l'attention sur le fait que l'effort de pêche exercé sur les céphalopodes dans la région nord du COPACE est globalement très supérieur à l'effort qui suffirait pour produire la prise maximale équilibrée (FAO, 1987). Le surplus de l'effort de pêche était estimé à 49 %. Malgré ces recommandations, les mesures de gestion comportaient des actions indirectes pouvant réduire la pression de pêche sur la ressource (le repos biologiques - Annexe 2 - ou la réglementation du maillage) mais elles ne s'attaquaient pas à la source du problème qui est la surcapacité de pêche.

En réponse à la surexploitation du stock et à l'incapacité de réduire l'excédent de la capacité de pêche, le plan d'aménagement de 2001 instaure le système de plafonnement des captures, le TAC (Total autorisé de capture).

4.1.1.2. Du premier plan d'aménagement

La principale mesure du nouveau plan d'aménagement est l'instauration du nouveau mode de régulation, le quota global qui est fixé à 88 000 tonnes annuellement sur une période de 3 ans (Annexe 1). Cette valeur provient d'une estimation réalisée à partir du modèle de production par un groupe d'experts pour le compte du Département des pêches maritimes. Comme le retrait de la flotte communautaire en 1999 (fin des accords de pêche) constituait une importante réduction de l'effort de pêche, il n'a pas été jugé nécessaire de procéder à un ajustement supplémentaire (réduction) au niveau de la flotte marocaine. Finalement, la production record de 2000-2001 (Annexe 1) a très vite été suivie d'un effondrement du stock en 2003, ce qui a conduit à un arrêt de l'activité de plus de 8 mois (Annexe 2) et à une révision du plan d'aménagement.

L'échec du plan d'aménagement et l'effondrement du stock en 2003 sont liés à la combinaison de plusieurs facteurs. Le quota global annuel n'aurait pas dû être fixé sur une période de 3 ans pour une espèce dont le stock se reconstitue annuellement quasi-totalement et qui présente un recrutement très variable. Alors qu'en 2001, le quota a été réalisé à 105 %, seuls 60 % puis 25 % ont été réalisés en 2002 et 2003. La baisse successive de ces deux années peut être liée aux conditions environnementales - qui jouent un rôle évident dans le succès du recrutement - mais également au fait que le quota de 88 000 tonnes dépassait fort probablement le seuil d'une exploitation durable. Conjugué à un **effort de pêche surdimensionné**, cela a entraîné une **surexploitation de recrutement** qui s'est immédiatement répercutée sur les niveaux d'abondance et de capture des années suivantes. La surcapacité de pêche provient du développement fulgurant et incontrôlé de la pêche artisanale qui, en 2002, avait atteint plus de 7000 barques immatriculées et peut-être l'équivalent en barques non autorisées.

La mesure visant à protéger le stock reproducteur consistait initialement à interdire la pêche à l'intérieur des 10 milles nautiques entre 24°20'N et 25°20'N mais un arrêt biologique avait été décrété à partir du mois de janvier en partie pour des raisons commerciales et de stockage (Annexe 2). La reprise de la pêche en mai (2001 et 2002) s'est effectuée alors que la phase de reproduction se poursuivait.

Finalement, la reprise de la pêche mal programmée, conjuguée au surdimensionnement de l'effort de pêche (notamment à cause de la pêche artisanale) et au phénomène de la **course à la ressource**¹⁴ qui a pour effet de dissiper le bénéfice des repos biologiques, ont conduit à une surexploitation du stock reproducteur.

4.1.1.3. Protection des nourriceries et des frayères

Dés le premier plan d'aménagement, la mesure du cantonnement a été instaurée, interdisant le chalutage à l'intérieur des 8 milles nautiques pour la pêche hauturière et la pêche côtière. L'activité de pêche du segment artisanal était limitée à la bande comprise entre 1 et 6 milles nautiques de la côte. Ce cantonnement visait à limiter les interactions entre les segments et à protéger les nourriceries et les frayères côtières des nombreuses espèces démersales et en particulier du poulpe. Les périodes de repos biologique visaient plus particulièrement la protection des nourriceries et des frayères du poulpe. Cependant jusqu'au dernier plan d'aménagement, les mesures prises traduisaient surtout le souci de protéger la reproduction essentiellement dans la partie côtière (Annexe 1). Ce n'est que ces dernières années, avec l'effondrement de 2003, que les gestionnaires ont pris conscience que pour protéger la reproduction, il fallait interdire la pêche sur l'ensemble du plateau.

4.1.2. Le suivi scientifique pour déterminer le potentiel

4.1.2.1. Les indices d'abondance

Jusqu'en 2003, la série temporelle des indices d'abondance (rendement horaire en kg/h, densité moyenne en T/n.mi.²) servait comme indicateur de l'état du stock ou éventuellement comme paramètre du modèle de production (Hilborn and Walters, 1992).

L'abondance relative du stock de poulpes et des recrues est estimée depuis 1998 (Figure 55). Bien que sa tendance soit passée en automne 2002 en dessous du seuil minimum des 10 millions d'individus, il n'était pas possible de réagir car le quota global annuel réglementaire était fixé jusqu'en 2003.

L'évolution du mode de gestion et le passage à un système de gestion par quotas saisonniers va conduire l'INRH à estimer le potentiel exploitable à partir des estimations d'abondances relatives du poulpe.

¹⁴ La course à la ressource est le fruit d'un quota global où une quantité plafonnée est à partager. Chaque pêcheur essaie d'en tirer le maximum et pour cela il doit agir au plus vite. Ce phénomène est généralement exacerbé par l'instauration de périodes de repos biologique qui réduisent le temps consacré à la pêche. On observe ce phénomène pour la pêche de l'anchois au Pérou.

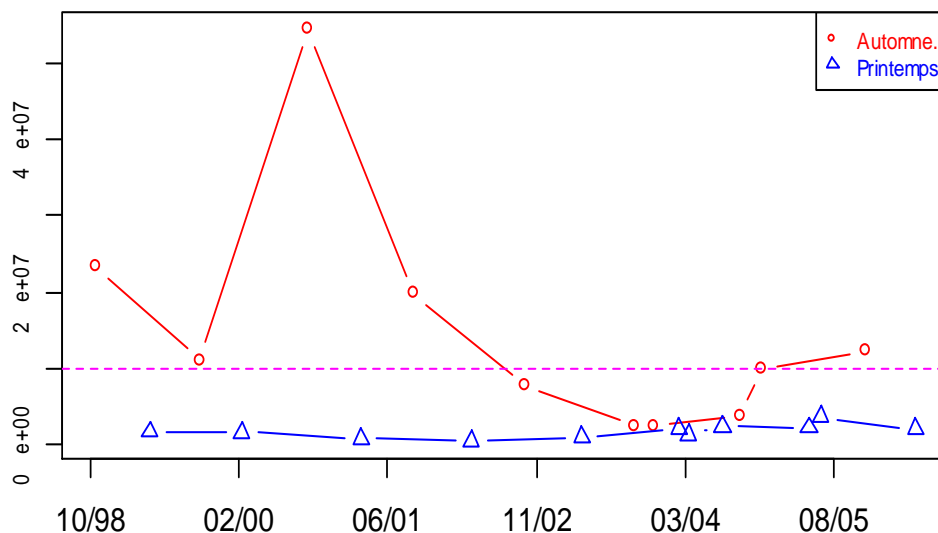


Figure 55 : Evolution de l'abondance relative des recrues de poulpes entre 1998 et 2006 (en effectif).

4.1.2.2. Le processus de détermination du quota saisonnier

La gestion par quota saisonnier du stock de poulpes exige une évaluation saisonnière du potentiel exploitable, ce qui constitue un processus assez lourd, basé sur la réalisation d'au moins deux campagnes d'évaluations scientifiques par an. L'activité de la pêche céphalopodière est rythmée annuellement par deux saisons de pêche. La saison d'hiver démarre juste après le repos biologique de l'automne et représente une part importante de la production annuelle alors que la saison suivante, qui vient après le repos biologique du printemps, est beaucoup moins productive (Figure 56).

Avant chaque saison de pêche, pendant la période de repos biologique, la campagne d'évaluation permet d'estimer l'abondance ou la biomasse relative du stock de poulpes par les techniques géostatistiques. Cette biomasse est une image instantanée de la quantité présente mais ne peut représenter le potentiel exploitable. Celui-ci est estimé à l'aide d'un modèle *ad hoc* basé, entre autres, sur la relation entre la série historique des captures et celle des indices d'abondances d'une même saison. Le potentiel exploitable est alors soumis au Département des Pêches Maritimes qui, après consultation avec l'INRH et les professionnels de la pêche, détermine le quota saisonnier (Figure 57).

La saison de pêche est suivie avec des indicateurs biologiques (par ex. proportion de juvénile ou de femelles matures) et d'exploitation (par ex. CPUE) qui, à l'issue de la moitié de saison de pêche, sont analysés pour un éventuel réajustement du quota.

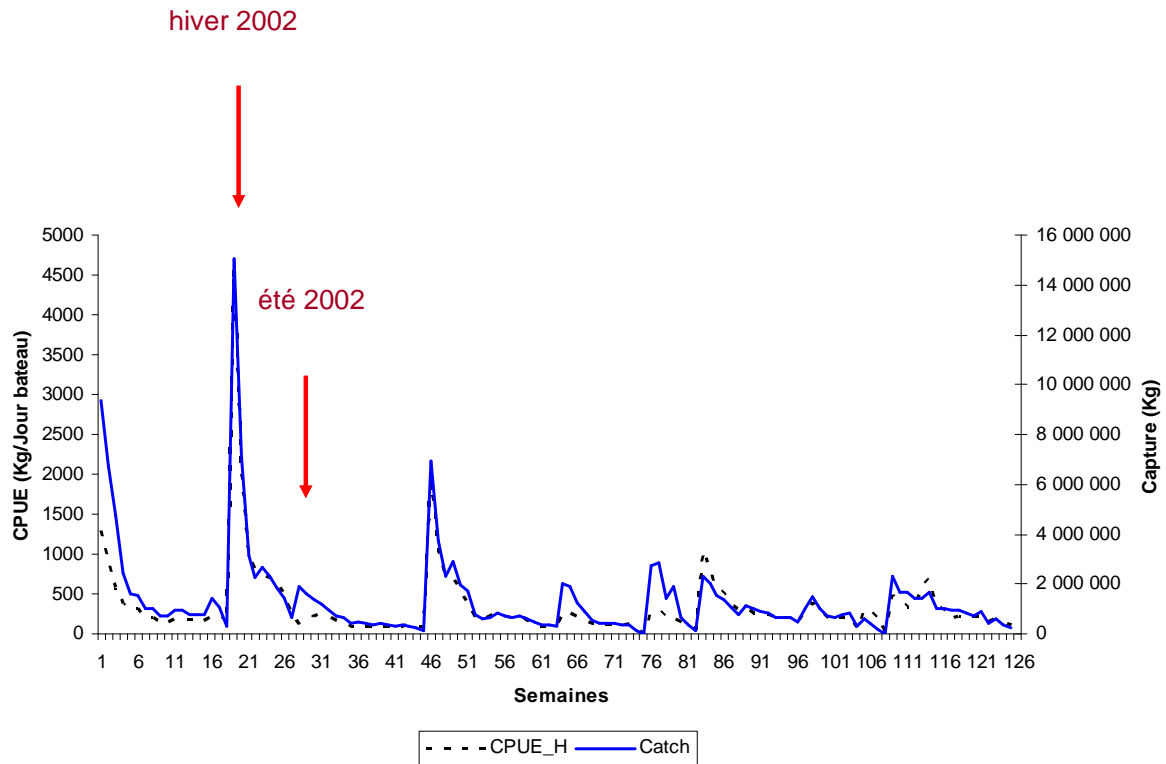


Figure 56 : Tendances de déplétion saisonnière des captures totales de poulpes et des rendements de la pêche hauturière (CPUE) entre l'été 2001 et l'hiver 2006.

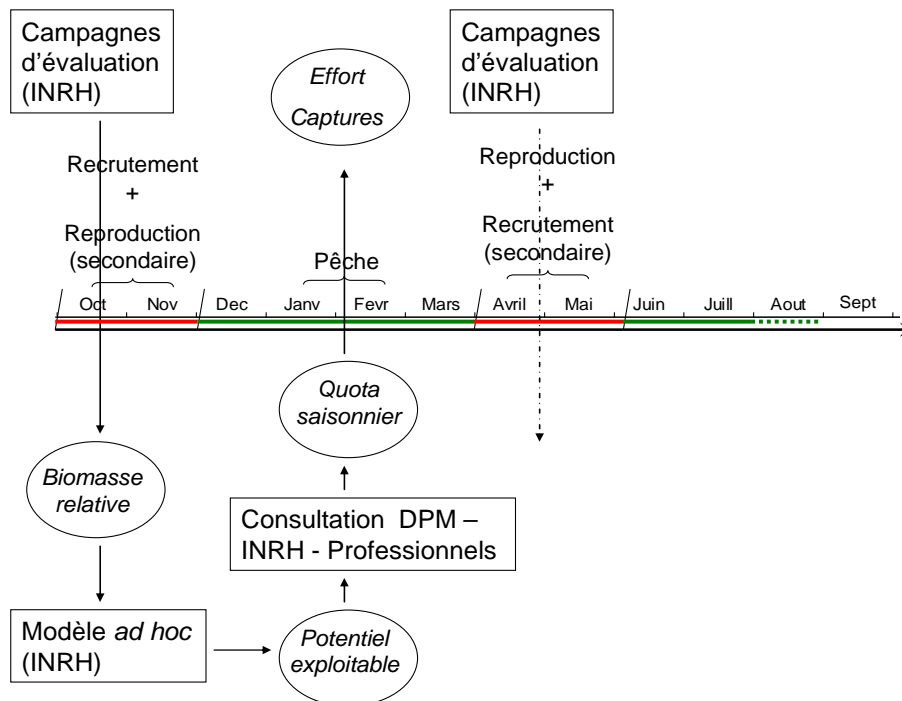


Figure 57 : Processus de détermination du quota saisonnier.

4.1.2.3. Le modèle de déplétion

Motivations

Le stock de poulpes se renouvelle quasi-entièrement chaque année et présente un faible chevauchement entre les générations. Il est souvent considéré comme un stock mono-cohorte. Il y aurait peu de liens entre les abondances de deux années successives, si ce n'est la relation de stock-recrutement¹⁵. L'abondance est déterminée en majeure partie par le succès du recrutement d'automne qui dépend des conditions environnementales. Ceci entraîne un temps de réponse du stock aux variations environnementales très rapide, c'est-à-dire moins d'un an.

Le schéma d'exploitation se caractérise par une chute des rendements et des captures tout au long de la saison de pêche, conduisant à des taux d'exploitation parfois très élevés pouvant atteindre jusqu'à 90 % (Figure 56).

C'est pour ces raisons - les propriétés du poulpe conjuguées au mode d'exploitation - que le modèle de déplétion est apparu particulièrement adapté pour le suivi et l'évaluation de la pêche poulpière.

Cas d'application du poulpe

Le modèle de déplétion consiste à ajuster la chute d'effectif d'une population isolée en réponse à des prélèvements de la population (Leslie and Davis 1939 ; De Lury 1947). Le modèle s'appuie sur les hypothèses que les rendements (CPUE ou indice d'abondance) sont proportionnels à l'abondance par le coefficient de capturabilité et que la mortalité naturelle est connue. Les sorties du modèle sont l'estimation de l'abondance initiale du stock précédent la déplétion et le coefficient de capturabilité.

A l'instar de ce qui est réalisé pour le stock de calmar (*Loligo gahi*) des îles Falkland (Beddington et al. 1990 ; Rosenberg et al. 1990 ; Agnew et al. 1998), Faraj et al. (2006) proposent d'utiliser le modèle de déplétion pour un suivi en temps réel de l'exploitation du poulpe. En ajustant la déplétion, le modèle offre une estimation de l'abondance initiale du stock dont la confrontation avec celle qui a servi à déterminer le potentiel exploitable - l'abondance estimée par les techniques géostatistiques à partir des données de campagnes - permettrait de disposer des moyens d'estimer le niveau de réajustement du quota saisonnier sur la base de projections et d'éviter un taux d'exploitation trop important conduisant à une surexploitation de recrutement. Le modèle est aisément ajusté avec des données hebdomadaires dans le cadre d'une approche statistique fréquentiste implémentée par le logiciel CEDA 3.0 (Kirkwood et al. 2001).

Par ailleurs, en vue d'évaluer l'impact relatif des flottilles, le modèle a été appliqué en considérant que la déplétion provoquée par chaque flottille est indépendante de celles produites par les autres (Faraj et Manchih, 2008). Il s'agissait d'estimer les abondances initiales (N_0) et finales (N_f) des différentes parties du stock relatives aux zones d'activités ainsi que les capturabilités des flottilles en question (q). Le modèle tient également compte des gains d'effectifs liés au recrutement et estime le niveau de recrutement global produit durant la saison de pêche (R), dont la répartition temporelle est fournie en entrée du modèle sous forme d'une série d'indices de recrutement (%).

Le modèle de déplétion se construit en deux sous-modèles, l'équation du modèle dynamique et l'équation du modèle d'observation (Rosenberg et al, 1990).

L'équation du sous-modèle dynamique est :

$$N_t = (N_{t-1} + \lambda.R).e^{-M} - C_{t-1}.e^{-M/2}$$

Avec :

C_t : la capture totale au temps t

N_t : Abondance au temps t

λ : Indice de recrutement

R : Constante de recrutement

M : Mortalité naturelle

L'équation du sous-modèle d'observation est :

$$I_{ij} = q_j.N_t.e^{-M/2}$$

I_{ij} = CPUE au temps t et pour la flottille j

¹⁵ C'est la relation qui existe entre le stock reproducteur et le stock de recrues dont il est issu.

Les variables d'entrée sont la capture totale (C_t) les CPUE de la flottille (I_t) le poids moyen individuel du poulpe, l'indice de recrutement (%) et la constante de mortalité naturelle du poulpe. Les variables de sortie sont l'abondance initiale (N_0), la capturabilité de la flottille (q), l'abondance finale (N_f) et la constante de recrutement (R). De ces variables de sortie, on calcule les biomasses initiales et finales, la mortalité par pêche (F) ainsi que les taux d'exploitation et de survie.

Ajustement bayésien

La statistique bayésienne (Gelman et al. 2004) est particulièrement adaptée pour prendre en compte l'incertitude et formaliser la connaissance *experte* - pas toujours quantifiable - dans les modèles d'évaluation (Punt and Hilborn, 1997). On s'est proposé donc d'ajuster le modèle de déplétion dans le cadre de cette approche (Faraj et Manchih, 2006).

Dans le but de valider le modèle, inspiré par Rosenberg et al (1990) et construit dans le cadre de modèles dynamiques à états latents (*state-space models*), un stage a été réalisé entre le Laboratoire Approches et Méthodologies (INRH) et AGROCAMPUS et financé par le projet européen d'Action Concertée ISTAM (Improve Scientific and Technical Advices for Fisheries Management). Le premier objectif de ce travail (Robert et al. soumis) était d'évaluer la faisabilité et la fiabilité d'une analyse statistique bayésienne du modèle de déplétion en se basant sur les techniques de simulation/estimation. Le second objectif était de l'appliquer aux données historiques marocaines de la pêche céphalopodière (INRH) afin de reconstituer l'évolution des abondances des recrutements principal et secondaire. Ce travail est important car c'est la première fois que le modèle de déplétion est ajusté dans le cadre de modèles dynamiques à états latents incluant les erreurs d'observation (incertitude du modèle d'observation) et de processus (incertitude du modèle dynamique). La technique de simulation/estimation a permis d'évaluer la qualité de l'inférence bayésienne qui s'avère très satisfaisante. Elle dépend notamment de la pente de la déplétion – l'inférence étant d'autant meilleure que la pente est importante –, du caractère informatif des données et des distributions des paramètres d'entrée (priors). En conclusion, ce travail a permis d'estimer la série d'abondance des recrutements principale et secondaire et de valider la pertinence du modèle qu'on applique à l'échelle de la saison pour le suivi de l'exploitation avec des données hebdomadaires. Pour améliorer la qualité de l'inférence, l'estimateur de l'abondance globale et sa variance d'estimation, obtenus par les techniques géostatistiques, permettent la définition d'un prior du N_0 très informatif, ce qui constitue un atout non négligeable vue l'importance du prior sur la qualité du résultat.

4.2. Perspectives

4.2.1. Contexte futur

La stratégie de la pêche « HALIEUTIS » (DPM, 2009) dévoile une nouvelle vision intégrée du secteur halieutique au Maroc pour 2020. Elle prévoit d'intégrer 95 % des ressources exploitables dans le système de gestion contre 5 % actuellement, ceci dans le cadre d'une approche **durable**.

A bien des égards, cette stratégie constitue un premier pas vers l'approche écosystémique EAF (Ecosystem Approach to Fisheries) et de la pêche responsable qui sont fortement encouragées par la FAO (1995, 2003).

Concernant la pêche céphalopodière, la nouvelle stratégie implique une totale révision du mode de gestion et de suivi scientifique en raison des caractères **multi-espèce** et **multi-flottille** de la pêche (Annexe 1) et de la nécessaire prise en compte de la **variabilité** des ressources pour rendre les pêcheries économiquement soutenables.

Ciblant plusieurs espèces à haute valeur commerciale, le plan d'aménagement devra être élaboré sur la base du potentiel exploitable de toutes ces espèces ainsi que sur la base de leurs interactions (dans la mesure du possible). Par ailleurs il devra prendre en compte la mixité des engins de pêche, des zones d'activités et des stratégies de pêche, afin que chaque segment puisse maintenir son seuil de rentabilité à un niveau économiquement soutenable. Pour cela, la prise en compte de la variabilité des céphalopodes¹⁶ est indispensable. Par exemple, des mesures adaptatives de l'effort de pêche pour les années de faible recrutement devraient être étudiées.

¹⁶ Etudier la relation entre le poulpe et les paramètres océanographiques est une action urgente à mener mais qui ne sera pas abordée ici.

4.2.2. Généralisation des estimations géostatistiques

Vu le caractère multi-espèce de la pêcherie d'une part, et les ambitions de la nouvelle stratégie d'autre part, étendre les estimations géostatistiques aux autres espèces est indispensable pour l'INRH. Les données de campagnes produisent des densités de toutes les espèces échantillonnées et peuvent donc faire l'objet d'analyses géostatistiques. Cependant comme ces espèces sont moins abondantes et étendues que le poulpe, apparaissant dans peu d'échantillons, l'analyse géostatistique peut être difficile ou même impossible. Une première démarche serait de regrouper certaines espèces de manière cohérente ou alors de travailler sur plusieurs saisons. A terme, il apparaît indispensable de densifier le réseau d'échantillonnage de manière significative afin d'appréhender les distributions spatiales et d'estimer l'abondance d'un plus grand nombre d'espèce qu'il n'est actuellement réalisé. Pour cela on pourra utiliser de manière complémentaire l'approche transitive et l'approche intrinsèque, selon les propriétés spatiales des espèces. Il serait par ailleurs judicieux d'explorer les interactions spatiales entre les espèces et de procéder à des analyses géostatistiques multivariées.

4.2.3. Spatialisation du modèle de déplétion

Le suivi de l'exploitation du poulpe à l'aide du modèle de déplétion inféré dans le cadre bayésien n'est pas encore opérationnel. Il y a encore des voies d'amélioration du modèle, comme la construction d'un modèle hiérarchique sur le paramètre N_0 ou sur q qui supposerait que ces paramètres appartiennent à une distribution globale commune à toutes les saisons, paramétrée avec des *hyper-paramètres* (Gelman et al. 2004). Ce modèle permettrait d'améliorer sensiblement l'inférence (Rivot and Prévost 2002). A terme, l'objectif devrait être encore plus ambitieux, à savoir de spatialiser le modèle de déplétion.

L'ajustement du modèle sur la base de la totalité des captures produit une estimation de l'abondance initiale relative à l'ensemble du plateau continental. Il fournit des résultats satisfaisants mais comporte également des limites. (1) Le modèle suppose un coefficient de capturabilité constant or il est très probablement différent entre le stock de Dakhla et le stock de Cap Blanc. (2) Les zones de pêche ne sont pas toutes exploitées au même moment faisant que la déplétion pourrait refléter la diminution du stock au niveau local mais pas au niveau global. (3) Les flottes n'ont pas la même stratégie. Alors que la flotte artisanale cible généralement le poulpe jusqu'à l'épuisement du quota global (course à la ressource), qui dans bien des cas se produit bien avant la fin de la saison de pêche, la flotte hauturière lisse de plus en plus la répartition de l'effort, depuis que le quota individuel a été instauré.

La conjugaison de ces trois facteurs induisent dans certaines saisons des biais importants liées par exemple aux irrégularités dans la déplétion (pics) qui seront faussement affectées à du recrutement. Lorsque les zones de très forte abondance de poulpes sont épuisées (zone côtière), certaines unités préfèrent s'orienter vers d'autres espèces encore abondantes avant de cibler de nouveau le poulpe. On remarque souvent ce phénomène dans la phase intermédiaire de la saison de pêche. Après l'exploitation de la zone nord de Dakhla, les congélateurs hauturiers se dirigent soit vers le large soit vers le sud, ciblant la sole ou la seiche. Le pic apparaît lorsque les chalutiers hauturiers atteignent la zone de pêche du Sud où le poulpe n'a pas encore été exploité. Ce type de phénomène explique la nécessité de séparer par exemple les deux stocks.

Le principe serait donc de décomposer le plateau en sous-unités de pêche (et d'aménagement). La stratification (6 strates) pourrait éventuellement convenir mais en première approximation, on pourrait travailler sur les carrés statistiques délimités à l'occasion de l'instauration de fiches de suivi de la pêche hauturière par l'INRH (Annexe 3). L'utilisation de ce découpage présente l'avantage de disposer de statistiques de captures et de l'effort, issues des fiches de suivi qui sont remplies par un échantillon de navires hauturiers.

Chaque sous-unité pourrait être traitée séparément. L'application du modèle de déplétion permettrait d'estimer un N_0 et un q spécifique à chaque zone. Ceci pourrait constituer une première approximation mais la deuxième phase consisterait à prendre en compte les interactions spatiales entre les sous-unités et inférer un modèle hiérarchique : Le paramètre N_0 qu'on cherche à estimer ainsi que les captures qui alimentent le modèle sont spatialement corrélés. Dans ce contexte, on envisage de travailler avec des modèles de type CAR (conditionnel autoregressif) qui semblent répondre à la problématique dans laquelle on se trouve (Barnerjee et al. 2004 ; Besag 1974).

CONCLUSION GENERALE

Cette étude montre quelques contributions importantes de la géostatistique aux questions halieutiques.

Question écologique

Une batterie d'indicateurs spatiaux a permis d'approfondir notre connaissance écologique sur le poulpe. Sa dynamique spatiale a été décrite de manière plus précise que cela n'avait été effectué, offrant ainsi des perspectives de caractérisation spatiale en fonction de l'écosystème dans lequel vit le poulpe. La connaissance de cette dynamique – un recrutement côtier disposé en noyaux de concentration d'importance variable, et une reproduction plus largement répartie - est décisive pour l'aménagement de la pêche céphalopodière. Elle est nécessaire (1) pour délimiter une zone de cantonnement ou de repos biologique, (2) pour comprendre la stratégie de pêcheurs, (3) pour évaluer l'impact relatif des segments sur le stock et (4) pour mieux définir la stratégie d'échantillonnage.

Question d'estimation

Propriétés spatiales et modèles d'estimation

Avant de procéder aux estimations de stock, les propriétés spatiales et structurales des densités de poulpes sont décrites. Elles sont désormais bien comprises. L'analyse structurale est effectuée dans les cadres transitif et intrinsèque. En transitif, on note une structure (covariogramme) stable, robuste et anisotrope. En intrinsèque, la structure est beaucoup moins stable, elle est souvent irrégulière et peu robuste. Bien qu'elle soit mise en évidence par la covariance non centrée, l'anisotropie est difficilement détectable avec le variogramme. Les difficultés du variogramme à décrire la structure spatiale sont liées aux propriétés de la densité – distribution asymétrique, hétérogénéité, effet proportionnel – ou à un nombre d'échantillons insuffisant. De ce point de vue, le covariogramme présente un avantage majeur sur le variogramme.

En vue d'utiliser l'approche intrinsèque, l'hypothèse de stationnarité est confrontée aux propriétés spatiales des données. Il est montré que cette hypothèse n'est pas toujours envisageable. On a donc utilisé soit un modèle quasi-intrinsèque qui ne suppose la stationnarité que localement soit un modèle quasi-intrinsèque conditionnel à la moyenne locale où l'effet proportionnel est pris en compte. Ce dernier, qui suppose des hypothèses cohérentes avec les propriétés des données, offre des résultats satisfaisants et réalistes. En vue de l'appliquer de manière rigoureuse aux futures campagnes, il sera cependant nécessaire de changer la stratégie d'échantillonnage.

L'approche transitive présente l'avantage de ne pas supposer d'hypothèses liées à la variable. En revanche, elle propose un estimateur de l'abondance *design-based* qui peut être biaisé par les déformations du réseau d'échantillonnage. Pour contourner ce problème, on s'est proposé d'appliquer la méthodologie du schéma aléatoire préférentiel pour le schéma aléatoire stratifié géostatistique. Dans ces conditions, on calcule un estimateur de l'abondance non biaisé ainsi qu'un majorant de la variance d'estimation. Cette méthode n'avait à notre connaissance encore jamais fait l'objet d'une application halieutique. Le changement de stratégie proposé pour l'application d'un modèle quasi-intrinsèque pourrait, par cette approche, faire l'objet d'une estimation globale transitive.

Des deux approches, transitive ou intrinsèque, il n'y a pas de meilleure ou moins bonne méthode. Selon les conditions, elles peuvent être appliquées l'une et/ou l'autre. Elles peuvent même être complémentaires. L'approche transitive offre une vision globale de la distribution spatiale et de l'abondance. Elle présente l'avantage de s'appuyer sur un modèle spatial robuste peu sensible à l'hétérogénéité de la variable. L'approche intrinsèque permet de s'intéresser à une échelle plus locale du fait qu'elle décrive les propriétés de la variable indépendamment de son champ de distribution.

Stratégie d'échantillonnage

Vues les propriétés spatiales des densités de poulpes, on montre que le schéma aléatoire stratifié géostatistique n'est pas le réseau d'échantillonnage optimal. Un changement de stratégie devrait être envisagé. Son objectif serait d'adopter un nouveau schéma qui soit plus adapté aux propriétés spatiales du poulpe et qui permette la cartographie et l'estimation globale des nombreuses autres espèces d'intérêt commercial.

On propose donc une augmentation significative de l'effort d'échantillonnage et un schéma stratifié à deux niveaux. Le premier niveau, qui s'appuie en partie sur les propriétés écologiques de l'espèce, découperait le plateau continental en six strates. Chaque strate serait alors échantillonnée par un réseau aléatoire stratifié géostatistique avec une intensité d'échantillonnage modulable.

Rôle dans l'aménagement

Les estimations d'abondance du stock de poulpes sont prépondérantes dans le processus de détermination du quota saisonnier, ce qui explique la motivation de définir les méthodes les plus réalistes et les plus pertinentes possibles. Le cas du poulpe pourrait servir d'exemple pour les traitements des autres espèces dont on cherchera à estimer les distributions et les abondances.

Les perspectives d'application de la géostatistique ne se limitent pas qu'au poulpe. Elles sont très vastes. Un grand nombre d'espèces sont ou devront être suivies et gérées. La cartographie et l'estimation des stocks font partie des éléments indispensables à la formulation de l'avis scientifique dédié à l'aménagement. Le développement des compétences en géostatistique devrait donc rester une priorité pour l'INRH.

RÉFÉRENCES

- ANDERSON, R. C., WOOD, J. B., BYRNE, R. A. 2002. Octopus Senescence: The Beginning of the End. *Journal Of Applied Animal Welfare Science*, 5(4), 275–283
- AGNEW, D. J., BARANOWSKI, R., BEDDINGTON, J.R., DES CLERS, S., NOLAN, C.P. 1998. Approaches to assessing stocks of *Loligo gahi* around the Falkland Islands. *Fisheries Research*, 35: 155-169.
- BALGUERÍAS, E., HERNÁNDEZ-GONZÁLEZ, C. and PERALES RAYA, C. 2002. On the identity of *Octopus vulgaris* Cuvier, 1797 Stocks in the Saharan bank (Northwest Africa) and their spatio-temporal variations in abundance in relation to some environmental factors. *Bulletin of Marine Science*, 71:147-163.
- BALGUERÍAS, E., QUINTERO, M. E., and HERNÁNDEZ-GONZÁLEZ, C. L. 2000. The origin of the Saharan Bank cephalopod fishery. *ICES Journal of Marine Sciences*, 57:15-23.
- BANERJEE, S., CARLIN, B.P. and GELFAND, A.E., 2004. *Hierarchical Modeling and Analysis for Spatial Data*. Chapman & Hall/CRC.
- BEDDINGTON, J.R., ROSENBERG, A.A., CROMBIE, J.A., KIRKWOOD, G.P., 1990. Stock assessment and the provision of management advice for the short fin squid fishery in Falkland Islands waters. *Fish. Res.* 8, 351–365.
- BESAG, J. 1974. Spatial interaction and the statistical analysis of lattice systems (with discussions). *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 36:192--236.
- BEVERTON, R. J. H.; HOLT, S. J., 1957, *On the Dynamics of Exploited Fish Populations*, Fishery Investigations Series II Volume XIX, Ministry of Agriculture, Fisheries and Food.
- BEZ, N. 1997. *Statistiques individuelles et géostatistique transitive en écologie halieutique*. Thèse de Docteur en Géostatistique, Ecole Nationale Supérieure des Mines de Paris, France. 276 p.
- BEZ, N., 2002. Global fish abundance estimation from regular sampling: the geostatistical transitive method, *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 59, 1921-1931.
- BEZ, N., RIVOIRARD, 2000. On the role of sea surface temperature on the spatial distribution of early stages of mackerel using inertigrams. *ICES Journal of Marine Sciences*, 57, 383-392.
- BEZ N., RIVOIRARD J., 2001. Transitive geostatistics to characterize spatial aggregations with limits: an application on mackerel ichthyoplankton. *Fish. Res.* 50, 41-58.
- BEZ N., RIVOIRARD J., POULARD J.Ch., 1995. Approche transitive et densité de poissons. *Cahiers de Géostatistique*, Ecole des Mines de Paris, 5, 161-177.
- BOUMAAZ, A., NAJD, A. et DRIDI, A. 1997. Paramètres biologiques du poulpe (*Octopus vulgaris*) de l'Atlantique sud du Maroc. *In* : Groupe de travail ad hoc sur l'évaluation des céphalopodes, Food and Agriculture Organisation (FAO), COPACE/PACE Ser. 97/63, Rome FAO, 103 p. pp. 87-95.
- BOYLE, P. R., and RODHOUSE, P.G., 2005. *Cephalopods : Ecology and Fisheries*. Blackwell, Oxford. 452 p.
- CAVERIVIERE, A., DIALLO, M., DOMAIN, F., JOUFFRE, D. 2000. Répartition côtière du poulpe *Octopus vulgaris* sur la Petite Côte du Sénégal et son exploitation par la pêche artisanale. In Gascuel D., Chavance P. Bez N., Biseau A. (ed) : *Les espaces de l'Halieutique*. Paris, IRD, coll. Colloques et séminaires, pp. 269-283.
- CAVERIVIERE, A., THIAM, M., JOUFFRE, D., 2002. *Le poulpe Octopus vulgaris : Sénégal et côtes nord-ouest africaines*. IRD Editions, Paris.
- CHAUVET, P., 1999. *Aide-mémoire de géostatistique linéaire*. Paris, Les Presses de l'Ecole des Mines. 370 p.
- CHILÈS, J.P., DELFINER, P., 1999. *Geostatistics: Modeling Spatial Uncertainty*. Wiley, New York, 695p.
- CLARK, I. 1979. Does geostatistic work ? In *Proceedings of the 16th APCOM International Symposium*, T. J. O'Neil, ed. Society of Mining Engineers of the AIME, New York, 213-225.

- COCHRAN, W. G. 1977. Sampling techniques. J. Wiley and Sons, New York, N.Y. 428 p.
- CONAN, G.Y. 1985. Assessment of shellfish stocks by geostatistical techniques. ICES Shellfish Committee. C.M. 1985/K. 30: 24 pp.
- CONAN, G.Y., MORIYASU, M., WADE, E. and COMEAU, M. 1988. Assessment and spatial distribution surveys of snow crab stocks by geostatistics. ICES CM 1988/K:10, 23 pp.
- CONAN, G. Y. and WADE, E., 1989. Geostatistical analysis, mapping and global estimation of harvestable resources in a fishery of northern shrimp (*Pandalus borealis*). ICES CM 29: 1-20.
- CONAN, G. Y., MAYNOU F., SARDA A. F. 1992. Direct assessment of the harvestable biomass from a stock of *Nephrops norvegicus*, seasonal and spatial variations. ICES CM 22: 1-24.
- COTTER, J., PETITGAS, P., MESNIL, B., TRENKEL, V., ROCHET, M.-J., WOILLEZ, M., RIVOIRARD, J., URIARTE, A., WITTHAMES, P., SPEDICATO, M. T. et LEMBO, G. 2007. FISBOAT manual of indicators and methods for assessing fish stocks using only fishery independent survey data. ICES CM 2007/O : 27.
- CRESSIE, N. and HAWKINS, D. M. 1980. Robust estimation of the variogram: I. Journal of the Mathematical Association for Mathematical geology, 12(2), 115-125.
- DE LURY, D. B. 1947. On the estimation of biological populations. Biometrics, 3: 145–167.
- DEMARQ, H. and FAURE, V. 2000. Coastal upwelling and associated retention indices derived from satellite SST. Application to *Octopus vulgaris* recruitment. Oceanologica Acta, 23:391-408.
- DOMAIN F., JOUFFRE D., CAVERIVIERE A. 2000. Growth of *Octopus vulgaris* from tagging in senegalese waters. Journal of the Marine Biological Association of the UK 80, 699-706
- DOWD, P.A. 1984. The variogram and kriging: robust and resistant estimators. In Verly et al. (eds.) Geostatistics for Natural Resources Characterization, Part 1, 91-106. Reidel, Dordrecht.
- MAPM 2009 : La nouvelle stratégie du secteur de la pêche au Maroc « HALIEUTIS », Ministère de l'Agriculture et des Pêches Maritimes, Maroc.
- EMERY X., 2001. Géostatistique linéaire, Ecole des Mines de Paris, Cours.
- EMERY X., 2007. Reducing fluctuations in the sample variogram. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 21(4): 391-403.
- FAO, 1974 : Manuel de science halieutique 2ème partie - Méthodes de recherches sur les ressources et leur application. Documents techniques sur les pêches, 255 p.
- FAO, 1979 : Rapport du Groupe de travail ad hoc sur l'évaluation des stocks de céphalopodes, Comité des Pêches pour l'Atlantique Centre-Est. COPACE/ PACE Serie 78/11 : 135p.
- GARCIA, S. 1982. Distribution, migration and spawning of the main fish resources in the northern CECAF area. FAO, CECAF/ECAF Ser., (82/25):9 p. + 10 maps.
- FAO, 1987. Rapport du troisième groupe de travail ad hoc sur l'évaluation des stocks de céphalopodes dans la région nord du COPACE. COPACE/PACE SERIES 86/41
- FAO, 1995. Code of conduct for responsible fisheries. Rome, FAO, 41 pp.
- FAO, 1996. Atelier Régional sur la cartographie des ressources halieutiques à partir des données de campagnes océanographiques, Casablanca, Maroc, avril 1996 Rapport Final- Projet FAO-GCP/RAF/288/FRA.
- FAO, 2003. Aménagement des pêcheries. Directives techniques pour une pêche responsable No 4. FAO, Rome, Italy.
- FAO 2006. Rapport du groupe de travail FAO/COPACE sur l'évaluation des ressources démersales Conakry, Guinée, 19-29 septembre 2003. CECAF/ECAF SERIES 06/67
- FARAJ, A., BENSBAI, J, OUMAROUS, M, SETTIH, J., MASSKI, H. 2004. Rapport de Campagne de prospection de la zone atlantique sud, N/R Charif Al Idrissi, (du 19 Juillet au 09 août 2004).
- FARAJ, A., BEZ, N. 2007. Spatial considerations for the Dakhla stock of *Octopus vulgaris*: indicators, patterns, and fisheries interactions. – ICES Journal of Marine Science, 64: 1820–1828.

- FARAJ, A., MANCHIH, K., BENSBAI, J. 2006. Diagnostic de la pêche poulpière : Indicateurs et évaluation de stock pour l'année 2006. INRH. 47p.
- FARAJ, A. MANCHIH, K. 2008. Note technique. Evaluation du stock de poulpes (*Octopus vulgaris*), campagne de pêche hiver 2008.
- GELMAN A., CARLIN J.B., STERN H., and RUBIN D.B. 2004. Bayesian data analysis Second Edition. Col. Texts in Statistical Science, Chapman & Hall, London UK, New-York USA. 668 pp.
- GODO, O. R. 1998. What Can Technology Offer the Future Fisheries Scientist - Possibilities for Obtaining Better Estimates of Stock Abundance by Direct observations. J.Northwest. Atl. Fish. Sci 23: 105-131.
- GOHIN F. 1987. Analyse géostatistique des champs thermiques de surface de la mer. Thèse de Docteur Ingénieur. Ecole des Mines de Paris.
- GUERRA, A. 1981. Spatial distribution pattern of *Octopus vulgaris*. Journal of Zoology, London, 195:133-146.
- GUILBLIN, P., RIVOIRARD, J. and SIMMONDS, E. 1995. Analyse structurale de données à distribution dissymétrique : exemple du hareng écossais. Cahiers de Géostatistique 5, 137–159.
- HATANAKA, H. 1979. Studies on the fishery biology of common octopus off the Northwest coast of Africa. Bulletin of the Far Seas Fisheries Research Laboratory, 17:13-124.
- HERNANDEZ-GARCIA, V., HERNANDEZ-LOPEZ J.L., and CASTRO J.J. 1997. The octopus (*Octopus vulgaris*) in the small-scale trap fishery off the Canary Islands (Central-Est Atlantic). Fisheries Research, 35:183-189.
- HILBORN, R. and C. J. WALTERS. 1992. Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty. Chapman and Hall, New York. 570 p.
- IDELHAJ, A. 1982. Etude de la sélectivité du chalut de fond du type espagnol utilisé dans la pêche des céphalopodes du Sahara Marocain. Travaux et Document n°33 Ed. ISPM.
- IDELHAJ, A. 1984a. Analyse des rendements en poulpe (*Octopus vulgaris*) des flottilles de pêche et comparaison avec les résultats des prospections du N/R. IBN-SINA au large du sahara. (Période 1980 – 1983) Travaux et Document n° 41 Ed. ISPM.
- IDELHAJ, A. 1984b. Analyse de la pêche des céphalopodes de la zone Dakhla (26°N-22(N) et résultats des études biologiques effectuées lors des campagnes du navire de recherche Ibn Sina 1980-83. Travaux et Documents n° 42, ISPM.
- ISTAM, 2009a. Review of assessment methods used by the CECAF working groups and their level of documentation. 18 p.
- ISTAM, 2009b. Tools for calculating the order of magnitude of the precision of the estimation of biomass indices. 9 p.
- ITAMI K., IZAWA Y., MAEDA S., NAKAI K. 1963. Notes on the laboratory culture of the *Octopus* larvae. Bull. Jap. Soc. Sci. Fish. 29:514–520.
- JACQUES, G. et TREGUER, P. 1986. Ecosystème pélagiques marins, Masson éd., 243 pp.
- JOUFFRE, D., INEJIH, C., SIMIER, M. 2000. Cycle biologique du poulpe (*Octopus vulgaris*) au large du Cap-Blanc (Mauritanie). In Gascuel D., Chavance, P., Bez, N., Biseau, A. (eds) : Les espaces de l'Halieutique. Paris, IRD, coll. Colloques et séminaires, pp. 243-267.
- JOUFFRE, D., INEJIH, C., CAVERIVIERE, A. 2002. Are the *Octopus* pots used by Mauritanian small-scale fishery dangerous for the resource? Bulletin of Marine Science, 71:1081-1085.
- KIRKWOOD, G. P., AUCKLAND, R. and ZARA, S. J. 2001: Catch Effort Data Analysis (CEDA), Version 3.3. MRAG Ltd, London, UK.
- LALOË F. 1985. Contribution à l'étude de la variante d'estimateurs de biomasse de poissons obtenus par échantillonnage. Oceanograph. Trop. 20(2), 161-169.
- LANTUEJOUL, C., 1990. *Ergodicité et portée intégrale*, Centre de Géostatistique, Ecole des Mines de Paris. 29 p. [N-17/90/G].
- LESLIE, P. H., and DAVIS, D. H. S. 1939. An attempt to determine the absolute number of rats on a given area. Journal of Animal Ecology, 8: 94–113.

- MANGOLD-WIRZ, K. 1963. Biologie des céphalopodes benthiques et nectoniques de la Mer Catalane. Supplément 13, Vie et Milieu, 285 pp.
- MANGOLD, K. 1987. Reproduction. In P. R. Boyle (Ed.), Cephalopod life cycles: Comparative reviews (Vol. 2, pp. 157–200). London: Academic.
- MATHERON G. 1965. Les variables régionalisées et leur estimation. Masson et Cie, Paris.
- MATHERON G. 1967. Le krigeage en représentations transitives. N-71, avril 1967, Centre de Géostatistique, ENSMP, Fontainebleau, France.
- MATHERON G., 1970. La théorie des variables régionalisées et ses applications. Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique, Fascicule 5, Ecole des Mines de Paris, 146p.
- MATHERON G. 1974. Effet proportionnel et lognormalité ou : le retour du serpent de mer, Centre de géostatistique, Ecole des Mines de Paris, note n°124, 43 p.
- MATHERON G. 1978. Estimer et Choisir. Les cahiers du centre de morphologie mathématique de Fontainebleau, Fascicule 7, Ecole des Mines de Paris, 175 p.
- MAYNOU, F., 1998. Assessment of the spatial structure and biomass evaluation of *Nephrops norvegicus* (L.) populations in the northwestern Mediterranean by geostatistics. ICES Journal of Marine Science 55(International Council for the Exploitation of the Sea): 102-120.
- MINAS, H.J., CODISPOTI, L.A., and DUGDALE, R.C. 1982. Nutrients and primary production in the upwelling region of Northwest Africa. Rapports et Procès-Verbaux des Réunions du Conseil International pour l'Exploration de la Mer, 180:148-183.
- MURPHY, J.M., BALGUERÍAS, E., KEY, L.N., and BOYLE, P.R., 2002. Microsatellite DNA markers discriminate between two *Octopus vulgaris* (Cephalopoda: Octopoda) fisheries along the northwest African coast. Bulletin of Marine Science, 71:545-553.
- PETITGAS, P. 1991. Contributions géostatistiques à la biologie des pêches maritimes. Thèse de Doctorat, Centre de Géostatistique, Ecole des Mines de Paris, Paris.
- PETITGAS, P. 1998. Biomass-dependent dynamics of fish spatial distributions characterized by geostatistical aggregation curves. ICES Journal of Marine Science 55(3): 443-453(11).
- PETITGAS, P. 2001. Geostatistics in fisheries survey design and stock assessment: models, variances and applications. Fish and Fisheries 2(3): 231-249(19).
- PETITGAS, P. and POULARD, J. C., 1989. Applying stationary geostatistics to fisheries : a study on hake in the Bay of Biscay. ICES, Demersal Fish Committee, CM 1989/G/62 Sess. U.: 1 - 21.
- PICON B. 2002. Pêche et pêcheries du Banc d'Arguin. Histoire d'une identité. FIBA.
- PIERCE, G. J., VALAVANIS, V. D., GUERRA, A., JEREB, P., ORSI-RELINI, L., BELLIDO, J. M., KATARA, I., PIATKOWSKI, U., PEREIRA, J., BALGUERIAS, E., SOBRINO, I., LEFKADITOU, E., WANG, J., SANTURTUN, M., BOYLE, P. R., HASTIE, L. C., MACLEOD, C. D., SMITH, J. M., VIANA, M., GONZÁLEZ, A. F., and ZUUR, A. F., 2008. A review of cephalopod-environment interactions in European Seas and other world areas. Hydrobiologia.
- PUNT A. E. and HILBORN R. 1997. Fisheries stock assessment and decision analysis: the Bayesian approach. Reviews in Fish Biology and Fisheries 7: 35–63.
- QUETGLAS, A., ALEMANY, F., CARBONELL, A., MERELLA, P., SANCHEZ, P., 1998. Biology and fishery of *Octopus vulgaris* Cuvier, 1797, caught by trawlers in Mallorca (Balearic Sea, Western Mediterranean). Fisheries Research, 36:237-249.
- RICKER, W. E. 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. Bulletin of the Canadian Fisheries Research Board, 191: 1–382.
- RIVOIRARD, J. 1994. Introduction to Disjunctive Kriging and Non-linear Geostatistics. Oxford University Press, Oxford.
- RIVOIRARD, J., 2001. Weighted variograms. In: Kleingeld, W.J., Krige, D.G. (eds) Geostatistics Cape Town 2000. Geostatistical Association of Southern Africa, Johannesburg, 145-155.
- RIVOIRARD, J., 2003. Enlever les valeurs extrêmes de concentrations: pour quoi faire? In: Journées de Géostatistique, Ecole des Mines de Paris, 7 p.

- RIVOIRARD, J., SIMMONDS, E. J., FOOTE, K. G., FERNANDES, P. and BEZ, N. 2000. Geostatistics for estimating fish abundance. Blackwell Science.
- RIVOT E., PRÉVOST E., 2002. Hierarchical Bayesian analysis of capture-mark-recapture data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 59 : 1768-1784.
- ROSENBERG, A.A., KIRKWOOD, G.P., CROMBIE, J.A., BEDDINGTON, J.R., 1990. The assessment of stocks of annual squid species. *Fish. Res.* 8, 335–350.
- ROY, C., 1991. Les Upwellings : le cadre physique des pêcheries côtières ouest-africaines. *In* : Cury P., Roy C., Pêcheries ouest-Africaines. Ed. ORSTOM, pp. 38-66.
- SANCHEZ, P. and OBARTI, R. 1993. The biology and fishery of *Octopus vulgaris* Caught with Clay Pots on the Spanish Mediterranean Coast. *In*: Okutani, T., R.K. O'Dor, T. Kubodera (Eds.), *Recent Advances in Fisheries Biology*. Tokai University Press, Tokyo, pp. 477-487.
- SCHAEFER, M. B., 1954. Some aspects of the dynamics of populations important for the management of the commercial marine fisheries. *Bulletin of the Inter-American Tropical Tuna Commission*, 1: 27–56.
- SCHERRER, B., 1984. *Biostatistique*, Ed. Gaëtan Morin, Boucheville (Quebec), Canada, pp89-125, 45 1-467, 678-701.
- SEMMENS, J. M., PECL G. T., VILLANUEVA R., JOUFFRE D., SOBRINO I., WOOD J. B., RIGBY P.R. 2004. "Understanding octopus growth: patterns, variability and physiology." *Marine and Freshwater Research* 55: 367–377.
- SROUR, A. 1992. Caractéristiques actuelles de la pêche et aspects biologiques du poulpe (*Octopus vulgaris*) dans la baie et dans la zone maritime de Dakhla. *Travaux et Documents n° 73*, Ed. ISPM.
- TACONET, M., BOUMAAZ, A., BELKHAOUAD, A., EL OUAFA, A. 2000. Impact de la pêche artisanale sur le stock reproducteur de poulpes dans l'Atlantique sud marocain. *In* *Towards the Use of Geographic Information Systems as a Decision Support Tool for the Management of Mediterranean Fisheries*. Eds. FAO COPEMED Project GCP/REM/057/SPA.
- TAIT, R. W. 1987. Why do octopuses die? *C.I.A.C. Newsletter*, 2, 22–25.
- VILLANUEVA R. 1995. Experimental rearing and growth of planktonic *Octopus vulgaris* from hatching to settlement. *Can J. Fish. Aquat. Sci* 52: 2639-2650.
- WOILLEZ M., POULARD J. C., RIVOIRARD J., PETITGAS P., BEZ N. 2007. Indices for capturing spatial patterns and their evolution in time, with application to European hake (*Merluccius merluccius*) in the Bay of Biscay. *ICES Journal of Marine Science* 64(3): 537-550.

ANNEXE 1 : LA PECHERIE CEPHALOPODIERE

Histoire de la pêche

Ses origines

Le poulpe commun (*Octopus vulgaris*) est une espèce côtière cosmopolite (Guerra, 1981). Son aire de distribution est répartie sur toute la façade nord-ouest africaine entre la Guinée et le Maroc, les côtes méditerranéennes, la baie de Cadiz, la côte portugaise et la côte galicienne (Figure 58). Le poulpe est cependant plus abondant dans la zone comprise entre la Guinée vers 10°N et le Sud du Maroc jusqu'à 26°N (Hatanaka, 1979). Le stock nord de cette zone d'abondance, généralement désigné dans la littérature par le stock du banc saharien, est biologiquement très productif. C'est en partie grâce au système d'upwelling quasi-permanent produit par les vents Alizés, eux-mêmes sous l'influence de l'anticyclone des Açores. Les eaux sahariennes sont d'ailleurs connues pour être parmi les eaux les plus poissonneuses dans le monde (Balguerias et al. 2000).

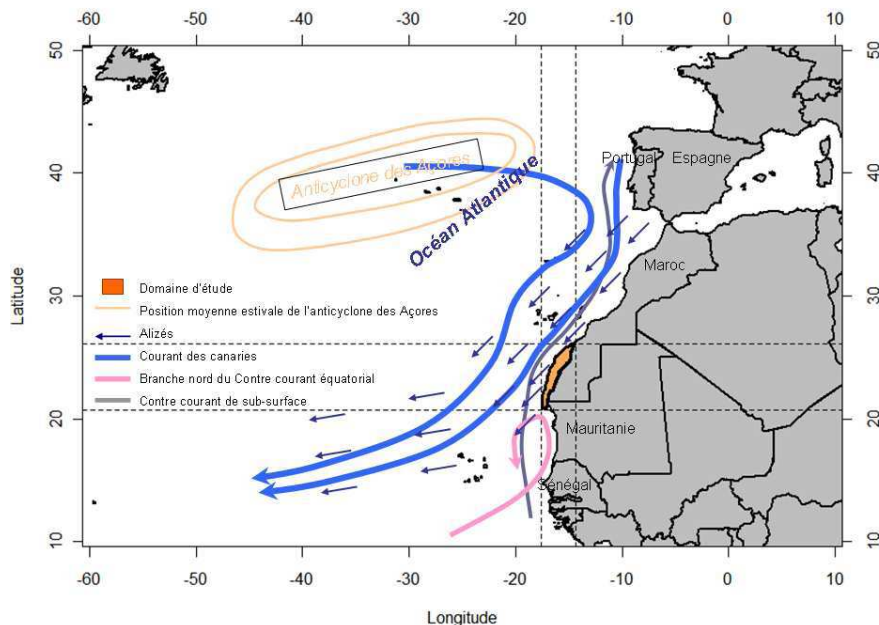
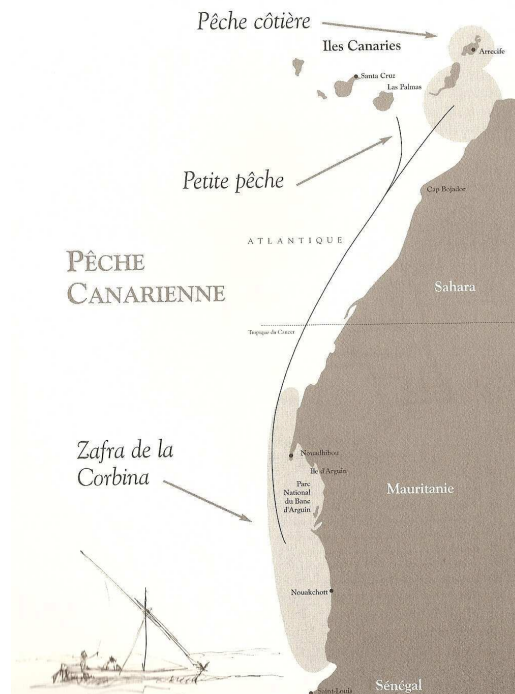


Figure 58 : Localisation des stocks de poulpes du sud marocain.

Déjà au 17^{ème} siècle, la richesse halieutique était *proverbiale dans toute l'Europe* selon Bernard Picon (2002). Elle excitait toutes les convoitises des nations européennes qui se lançaient alors dans une course de domination des zones de pêche de la région. Pour illustrer l'idée qu'on se faisait sur les potentialités halieutiques de cette région, on citera l'explorateur Labat (Picon, 2002), qui déclarait en 1728 sur le banc d'Arguin situé au sud du Cap Blanc (20°N), « *ce golfe est comme un étang toujours plein de poissons dont on ne peut diminuer la quantité quelque nombre qu'on en prenne* ». Jusqu'au début du siècle dernier, c'est en effet une pêche prospère et durable qui était en activité dans la région, dominée par la pêche canarienne. En fait, à la fin du 15^{ème} siècle, l'Espagne a colonisé l'archipel des Canaries. Elle a progressivement éliminé le peuple indigène Guanche, qu'elle a remplacé par de nouveaux occupants venus d'Europe et de la péninsule ibérique. Le banc saharien a alors représenté pour la population canarienne une importante zone de pêche et une source d'approvisionnement alimentaire prépondérante complémentaire à l'agriculture qui était devenue insuffisante. La pêche canarienne s'est développée par la pratique de trois types de pêche d'espèces démersales constituées essentiellement de sparidés, serranidés et sciaenidés (Table 27). Il y avait la pêche côtière autour de Lanzarote et dans ses alentours, la petite pêche au nord de villas Cisneros (Dakhla) qui s'étendaient sur des marées de 15 à 20 jours tout au long de l'année (Figure 59). Enfin la pêche la plus importante et la plus difficile était celle que les canariens appelaient « *Zafra de la corbina* ». Elle était effectuée entre février et juillet sur des marées d'environ un mois avec un minimum de 17 jours de navigation aller-retour (Picon, 2002).

Quelle que soit le type de pêche, ils opéraient en calant la marée sur les cycles biologiques. Ils pêchaient à la ligne à bord de petites embarcations (Lanches canariennes) qui étaient transportées jusqu'aux zones de pêche depuis l'archipel par de plus gros bateaux (brigantins et goélettes). Les captures, destinées au marché local, étaient conservées par salage pour une durée maximale de deux mois.



**Figure 59 : Zones de pêches des 3 pêcheries canariennes en activité jusqu'en début du siècle dernier.
Figure tirée de Bernard Picon (2002)**

De toutes ces informations historiques sur les pratiques de pêche canariennes, on peut tirer et retenir deux éléments décisifs. Tout d'abord, le poulpe n'est pas encore une espèce dominante dans les captures. Cela ne signifie cependant pas qu'elle n'était pas dominante en termes d'abondance car l'engin de pêche utilisé par les pêcheurs canariens (ligne de fond) ne ciblait pas cette espèce. Le second point est que les pêcheurs canariens ciblaient les zones de pêche en fonction du cycle de vie des espèces cibles. C'était une pêche diversifiée qui procédait à une sorte de rotation. Comme la pratique de l'assolement en agriculture qui permet de maintenir la richesse du sol, la pratique de trois types de pêche par la communauté des pêcheurs canariens, ciblant en fonction des saisons, des espèces et des zones différentes a permis de maintenir cette pêcherie pendant plus de trois siècles, sans apparemment affecter les niveaux d'abondance. Ce n'était pas tant les ressources halieutiques qui étaient illimitées mais plutôt les capacités de pêche et les capacités de conservation du poisson qui étaient limitées. Ceci permettait de maintenir une pression de pêche durable, c'est-à-dire dans les limites du potentiel renouvelable de ces ressources.

Cette situation « d'équilibre » s'est maintenue jusqu'au début du 20^{ème} siècle, dans les années 20. La pêcherie canarienne avait en effet très peu évoluée par rapport à ses débuts. Ce n'est qu'après la seconde guerre mondiale que la tendance s'inverse, grâce à (à cause de) de la révolution industrielle puis technologique. Le changement des pratiques de pêche, l'amélioration de la puissance motrice et de la capacité de conservation et l'utilisation d'appareillages de détection et de positionnement vont transformer le visage de la pêche de la région en moins d'un demi-siècle, la faisant passer d'une pêche de subsistance à une pêche industrielle et de rente (Table 27).

La façade nord-ouest africaine et en particulier le banc saharien font alors l'objet d'une pêcherie intensive (Balguerías et al. 2002). De nombreuses flottilles étrangères y vont pêcher, battant pavillon des pays européens (Espagne, Italie, Grèce, Bulgarie), de Corée et du Japon. Elles étaient composées de chalutiers qui ravitaillaient des bateaux usines situés à proximité des zones de pêche. Les captures étaient essentiellement composées de poissons plats, sparidés, serranidés, scianidés, crustacés et de céphalopodes en de plus faibles proportions.

Son développement

Ce n'est qu'à partir des années 60 que démarre réellement la pêche céphalopodière, avec l'apparition de chalutiers congélateurs japonais et d'autres pays, notamment, coréens et européens. Durant cette décennie, la capture des céphalopodes dominés par le poulpe croît de manière spectaculaire et ce, principalement au large de Dakhla (Villa Cisneros). Cette zone constituera l'une des trois principales zones de pêche du poulpe de la région Nord-ouest Africaine où les flottes de nombreux pays sont en activité. Selon Balguerías et al. (2000), l'explosion des captures de céphalopodes et du poulpe en particulier résulterait d'une surexploitation des principales espèces prédatrices et compétitrices du poulpe par la pêche chalutière les quinze dernières années.

A partir de 1964, la capture totale nominale de poulpes dans toute la région est stabilisée à 100000 tonnes, dont 90% est prélevé par les japonais et espagnols. Vers la fin des années 60, la flotte japonaise se déplace vers le sud, tout d'abord vers la zone de Cap Blanc puis vers la zone de Nouakchott, cédant la place au nord à la flotte espagnole et la flotte coréenne (Hatanaka, 1979).

En 1969, la flotte espagnole céphalopodière qui était encore relativement à ses débuts, se composait uniquement de 39 chalutiers d'environ 35m de longueur hors tout, d'une capacité de 245 TJB et d'une puissance de 900 Ch. Elle s'est finalement développée pour atteindre 279 unités en 1980. A partir de cette date, l'effectif de la flotte espagnole sera en constante diminution, atteignant 86 unités en 1999.

La flotte hauturière marocaine s'est constituée très discrètement au départ, en 1973, avec 4 chalutiers congélateurs seulement. Cette période est marquée également par le départ des autres flottes. Seules les flottes espagnole et marocaine restent dans la zone pour l'exploitation des ressources démersales. La flotte marocaine s'est alors développée très rapidement. Tandis qu'en 1978, elle était encore composée de 11 navires seulement, elle passe à 66 unités deux années plus tard et à 320 unités en 1992, dont 289 étaient actives de manière effective.

Période	Origine de la flottille	Type de Pêche	Espèces cibles
15-20 ^{ème} siècle	Canarienne	Petite pêche à la ligne (15-12 jours) Pêche côtière à la ligne (15-12 jours) Pêche hauturière : « <i>Zafra de la corbina</i> ». (ligne de fond) (env. 1mois entre février et juillet)	Poissons blancs, crustacés et céphalopodes Poissons blancs, crustacés et céphalopodes P. pélagiques : Tassard, tassargual, maquereau P. démersaux : Morue, fausse morue, Courbine
1945 - 1963	Japon, Corée, Espagne, autres pays (Europe).	Pêche chalutière (chalut)	Poissons plats, poissons blancs, crustacés et céphalopodes
1963 - 1973	Japon, Corée, Espagne, autres pays (Europe).	Congélateurs hauturiers 2 mois (chalut)	Poulpe, Poissons plats, poissons blancs, crustacés et céphalopodes, requins, raies
1973 - 1993	Maroc, Espagne	Congélateurs hauturiers 2 mois (chalut)	Poulpe, Poissons plats, poissons blancs, crustacés et céphalopodes, requins, raies
1993-1999	Maroc, Espagne	Congélateurs hauturiers 2 mois / (chalut) Chalutiers côtiers (frais) 2 semaines / (chalut) Barque artisanale 1 à 2 jours / Turlutte - Pot	Poulpe, Poissons plats, poissons blancs, crustacés et céphalopodes, requins, raies
1999 – aujourd'hui	Maroc	Congélateurs hauturiers 2 mois / (chalut) Chalutiers côtiers (frais) 2 semaines / (chalut) Barque artisanale 1 à 2 jours / Turlutte - Pot	Poulpe, Poissons plats, poissons blancs, crustacés et céphalopodes, requins, raies

Table 27 : Chronogramme des différentes pêcheries démersales de la région du banc saharien.

Cette progression fulgurante aura joué un poids crucial dans le remplacement de la flotte espagnole qui quittait également et progressivement la région. Les accords de pêche entre le Maroc et l'Union Européenne n'ayant pas été reconduits, cette dernière a définitivement quitté la pêche céphalopodière en 1999. Dans la Figure 60, on notera la diminution progressive de la part espagnole dans la production totale de poulpes. Elle est progressivement substituée au départ par la production des congélateurs marocains puis par la production de la pêche artisanale et la pêche côtière. La production totale présente une variabilité importante, atteignant des maxima annuels de plus 110 000 tonnes (1991-2000) et des minima de moins de 20 000 tonnes (2003-2004).

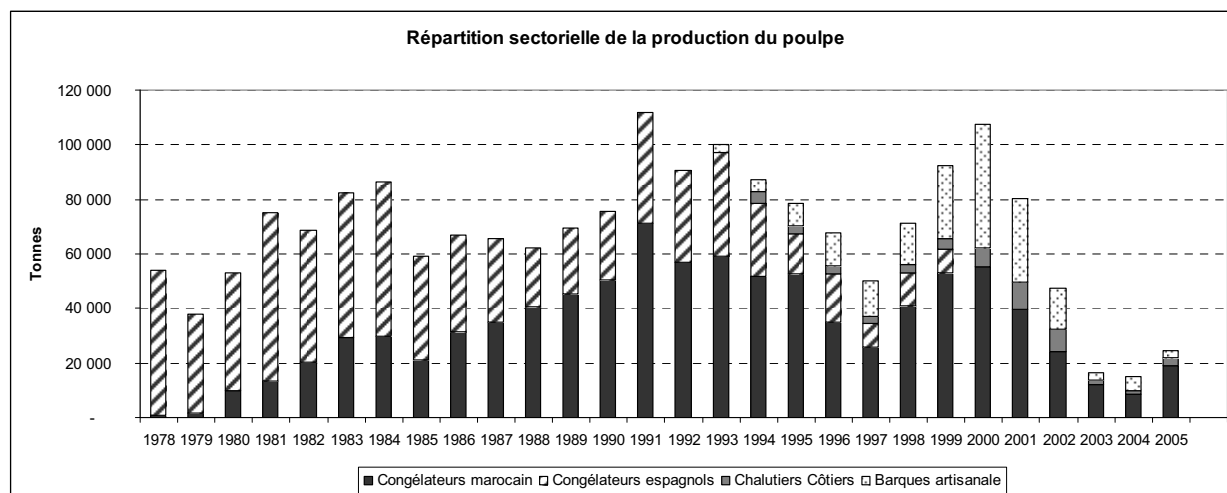


Figure 60 : Evolution des captures annuelles de poulpes par segment depuis 1978, date à partir de laquelle on peut considérer une réelle participation de la flotte marocaine

Suite au développement d'infrastructures à terre dans la région, une migration massive de barques artisanales et de chalutiers côtiers vers la zone de pêche au poulpe a commencé à être observée, à partir de 1993. Le développement de la flotte artisanale dans la région a été accentué par la construction de nouvelles barques. Le nombre d'unités a explosé en quelques années pour atteindre en 2002 près de 7850 barques immatriculés, sans compter les barques non déclarées dont le nombre n'a jamais pu être confirmé. L'attrait économique du poulpe (jusqu'à 10000\$ la tonne de poulpes) et la simplicité de la technique de pêche (filères de pots ou turlute) sont pour beaucoup dans cette extension très rapide et incontrôlée de la flotte artisanale. Le développement d'unités de congélations à terre, une cinquantaine en quelques années, a également contribué à ce développement inconsidéré, ce qui a conduit les autorités à bloquer la construction de nouvelles usines.

Concernant la flotte côtière, le nombre de chalutiers opérants dans la région était estimé à environ 300 en 2002. Ces unités opéraient dans la zone de manière saisonnière en alternance avec d'autres zones de pêche plus au nord.

Finalement, suite à l'effondrement du stock de poulpes en 2003, le nombre d'unités a été réduit de manière drastique dans le cadre d'un plan d'aménagement de la pêche céphalopodière.

Situation de la flotte

A ce jour, la pêche céphalopodière est exclusivement marocaine. Elle est composée de trois segments : Industriel, Côtier et Artisanal. Historiquement la plus ancienne, la flotte industrielle est constituée de 290 chalutiers congélateurs hauturiers grésés avec des chaluts « coréens » ou des chaluts « espagnols ». Leur longueur varie de 30 à 40 m. Leur puissance varie de 600 à 2000 Ch. Ils présentent un tonnage allant de 200 à 600 TJB. Ils peuvent effectuer des séjours en mer allant jusqu'à 65 jours, mais la disponibilité de la ressource à l'heure actuelle ne permet plus d'effectuer des séjours en mer aussi longs.

Le segment artisanal qui arrive en deuxième rang en termes de capture nominale est constitué d'environ 3000 barques après avoir subi une importante réduction en 2004. Pour la période qui nous concerne (1998-2003), le nombre de barques était d'environ 7850 déclarées. Ces barques sont dotées d'un moteur hors-bord d'une puissance motrice de 15 à 25 Ch. et présentent un tonnage d'environ 2 TJB. Elles effectuent des séjours en mer d'un à deux jours et utilisent des engins de pêche de types passifs, sélectifs et saisonniers : le pot et la turlute.

La flottille la plus récente dans la pêche céphalopodière et la moins importante, en effectif et en capture nominale, la flotte côtière est actuellement constituée de 150 unités réfrigérées utilisant le chalut « atomique », après avoir atteint un effectif d'environ 300 en 2002. D'une puissance de 400 Ch. et d'un tonnage de 60 TJB, ces chalutiers effectuent des séjours allant de 6 à 10 jours en mer.

Flotte artisanale

Unité de pêche : barques en bois
 Effectif : 7850 en 2002, 3000 en 2006
 2 TJB / 18 à 25 Ch.
 Engin : Pot et turlutte
 Zone de pêche : entre 3 et 8 n.mi.
 Marée : 1 à 2 jours

**Flotte côtière**

Unité de pêche : chalutiers glaciers
 Effectif : 300 en 2002, 150 en 2006
 60 TJB / 400 Ch.
 Engin : chalutier « atomique »
 Zone de pêche >12 n.mi.
 Marée : 6 à 10 jours

**Flotte industrielle**

Unité de pêche : chalutiers congélateurs
 Effectif : environ 295 depuis 1992
 Dim. : 30-50 m / 150-650 TJB /
 600-2800 Ch.
 Engin : chalut espagnol ou coréen
 Zone de pêche >12 n.mi.
 Marée : 1 à 2 mois



Table 28 : Caractéristiques actuelles (entre 2006 et 2009) des trois segments de la pêche céphalopodière marocaine.

Spécificités de la pêche

Une Pêche Composite

C'est une pêche composite (Idelhaj, 2002) par plusieurs aspects. Elle se caractérise par une importante diversité de métiers ou de tactiques de pêche :

▲ Multiplicité des flottes et des engins de pêche :

Elle est composée de plusieurs segments. Jusqu'en 1999, il y avait quatre segments (chalutiers communautaires, chalutiers nationaux, chalutiers côtiers et barques artisanales). A partir de 2000, les chalutiers communautaires ont quitté la zone en raison du non renouvellement des accords de pêche. La multiplicité des flottes dans la pêche entraîne une diversité d'engins et de métiers. Les barques utilisent les filières de pot et la turlutte pour cibler le poulpe et autres céphalopodes tandis qu'elles utilisent le filet maillant, le trémail et la ligne à la main pour la pêche au poisson et certains crustacés. Les autres segments utilisent le chalut comme unique engin de pêche mais la différence entre les unités de pêche se fera sur le type de chalut et la puissance motrice.

▲ Multiplicité des espèces cibles :

Cette pêche cible un grand nombre d'espèces, parmi lesquelles trois espèces de céphalopodes, les soles, les poissons blancs de la famille des sparidés, des serranidés et des scianidés. Le segment alterne entre la pêche au poulpe et la pêche au poisson, d'autant que les engins utilisés pour le poulpe sont sélectifs.

Concernant les autres segments et en particulier le segment hauturier, comme le chalut est un engin non sélectif, il y a d'importants rejets lorsque les principales espèces, à haute valeur commerciale, sont pêchées en quantité suffisante. Par contre, lorsqu'elles viennent à manquer, les autres espèces, considérées habituellement comme secondaires, sont alors conservées et commercialisées et les rejets peuvent être quasi-nuls.

▲ Multiplicité des aires de pêche :

Il y a également une multiplicité de zones d'activité liées aux puissances motrices, aux spécificités des engins de pêche ainsi qu'aux espèces ciblées par les unités de pêche.

La barque aurait une autonomie de 20 milles nautiques qui limite sa zone d'activité à un rayon d'action équivalent autour de son site de débarquement. Ceci fait que le segment artisanal est une pêche côtière dont l'étendue est définie par la localisation et le nombre de sites de pêche. Ce sont des éléments clés dans le système de régulation de l'effort de ce segment.

Les autres segments sont composés de chalutiers qui ont la capacité et l'autonomie d'opérer assez loin de la côte. Le port d'attache des unités de la pêche côtière est Laâyoune. Ces unités de pêche sont des chalutiers glaciers qui ont une autonomie moyenne de 10 jours. Leur zone d'activité est donc forcément limitée à la partie nord du plateau continental. Par ailleurs en raison de leur relativement faible puissance motrice, leur activité de chalutage est préférentiellement orientée vers les eaux peu profondes.

Finalement, seul le segment hauturier a la capacité d'opérer sur tous les fonds chalutables du plateau continental. Il est composé de chalutiers congélateurs d'une autonomie moyenne de 60 jours. Le temps de navigation nécessaire pour rejoindre les zones de pêche à partir de leur port d'attache (jusqu'à 2 jours en partant d'Agadir) est assez faible par rapport à la durée de la marée. La détermination des zones d'activité est fortement influencée par les critères techniques comme la puissance, le tonnage et le type de chalut qui sont, au sein même de ce segment, assez variables. Rappelons que la puissance motrice varie entre 600 et 2800 Cv, le tonnage entre 150 et 650 TJB et les chaluts sont de deux types (coréen et espagnol). Les unités de pêche les moins puissantes (600 Cv) fréquentent généralement le nord de Dakhla et peuvent aller jusqu'à Cap Barbas, tandis que les autres unités alternent entre le nord de Dakhla, les fonds chalutables en face de Cintra et plus au sud, entre Cap Barbas et Cap Blanc. Le type de chalut intervient dans la détermination des zones de pêche par la nature du fond. Le chalut espagnol est très sensible, il est généralement efficace sur des fonds doux comme on peut en trouver au nord de Dakhla, mais il est peu manœuvrable et très vulnérable dans les zones de forte probabilité de croche ou de roche. Pour ces zones relativement accidentées, le chalut de type coréen est beaucoup adapté par sa maniabilité et sa robustesse.

Le poulpe : premier objectif et principale source de conflits

Malgré cette diversité d'espèces exploitées et de zones de pêche fréquentées, en raison de sa haute valeur commerciale, le poulpe constitue le premier objectif dans la stratégie de pêche des flottilles ce qui induit une réelle compétition entre les différents segments vis-à-vis du poulpe. Cette compétition se manifeste tout d'abord pour son marché de destination, pour ses classes d'âge, certaines classes ayant une valeur commerciale plus importante que d'autres, et surtout pour ses zones de concentration.

Concernant ce dernier aspect, la zone de concentration située entre 24°N et 25°N est aussi bien une nourricerie qu'une zone de frayère pour le stock de Dakhla. Elle a suscité beaucoup d'attrait dès les débuts de la pêche. C'est donc une zone de pêche très fréquentée où convergent la majorité des unités, tous les segments confondus, et pour lesquelles c'est la principale zone d'activité. De manière générale, toute la bande côtière, où se trouvent les nourriceries du poulpe mais également celles de nombreuses autres espèces, constitue une zone d'intense activité de la pêche céphalopodière qu'il faut urgemment réglementer aussi bien à des fins environnementales que pour la gestion de conflits inter flottilles. On verra que certaines mesures n'ont pu éliminer cette compétition spatiale qui a même été, au contraire, exacerbée.

Etant l'espèce principale, aussi bien en termes de production qu'en termes de valeur, le poulpe a énormément influencé toutes les mesures qui ont été prises pour la gestion de cette pêche.

Les grandes lignes de la gestion de la pêche

Les premières mesures (jusqu'en 2000)

Dès la fin des années 70, la pêche céphalopodière montrait des signes de surexploitation (Hatanaka, 1979). Les premières mesures d'aménagement ont donc particulièrement visé la réduction de la mortalité par pêche

▲ Réduction de l'effort de pêche

Ceci s'est traduit par l'instauration de :

- Licences de pêche
- Gel de l'investissement dès 1992 de toute nouvelle unité de pêche.
- Limitation à 300 du nombre de pots autorisés par barque.

▲ Limitation de la surexploitation de croissance

Ces mesures permettaient de limiter l'effort de pêche mais n'empêchaient pas la surexploitation des juvéniles dont l'abondance pouvait exploser lors des pics de recrutement d'automne. La convergence des unités de pêche dans la zone côtière entraînait une pression trop forte sur les nourriceries et une surexploitation de croissance¹⁷. Afin de la réduire, plusieurs mesures ont été prises :

- Interdiction de la bande côtière à l'intérieur des 12 milles nautiques pour les chalutiers communautaires et 6 milles nautiques pour les chalutiers hauturiers nationaux.
- Réglementation de la taille du maillage pour limiter la capture des juvéniles. Une étude de sélectivité avait alors fixé le maillage réglementaire à 60 mm.

Le premier plan d'aménagement (2001-2003)

En raison de la surexploitation du stock que les mesures précédentes n'ont pu stopper, et suite au départ de la flotte communautaire de la pêche céphalopodière, un nouveau plan d'aménagement a été instauré pour la période 2001-2003. Il reprend les mesures précédentes et introduit en plus la gestion par quota global.

Les principaux points de ce nouveau plan sont :

▲ La mesure de cantonnement

- Le chalutage est interdit à l'intérieur de la bande des 8 milles nautiques durant toute l'année sauf pendant les deux mois qui suivent le repos biologique d'automne afin de protéger les juvéniles concentrés vers la côte.
- L'activité de la pêche artisanale est limitée entre 1 et 6 milles nautiques de la côte et à 6 villages de pêche. Toutefois en attendant la mise en service des infrastructures, 12 sites de pêche ont été autorisés pour une période transitoire.

▲ La réglementation des engins de pêche

- Le maillage des chaluts est fixé à 50 mm pour la flotte côtière et à 60 mm pour la flotte hauturière.
- Les barques artisanales sont autorisées à embarquer 300 pots et 3 turluttes.

▲ Le repos biologique

- Le repos biologique est instauré 2 mois par an, en septembre – octobre, pour protéger la phase de recrutement.

¹⁷ La surexploitation de croissance désigne la surexploitation des juvéniles qui constitue un danger pour la pérennité du stock ainsi qu'un manque à gagner en termes de production pondérale et en valeur.

- Le repos biologique visant à protéger la phase de reproduction a été limité à la zone nord de Dakhla comprise entre 24°20'N et 25°20'N et à l'intérieur des 10 milles nautiques pour les mois de mars – avril.
- Ces périodes peuvent être révisées en cas de nécessité, ce qui a effectivement été fait.

▲ **Le plafonnement des captures (Total Admissible de Capture : TAC)**

Un TAC annuel global est fixé à 85 000 tonnes. Il est réparti entre les trois segments comme suit :

- Pêche hauturière : 44 000 tonnes
- Pêche artisanale : 28 000 tonnes
- Pêche côtière : 6 000 tonnes

La révision du plan d'aménagement (2004)

Les nouvelles mesures du plan d'aménagement ont consisté à corriger celles qui se sont révélés contre-productives. Les principales révisions visaient notamment :

▲ **Le quota global : passage aux quotas saisonniers et aux quotas individuels**

- Le premier objectif était d'ajuster le plafonnement des captures au potentiel réel du stock par l'instauration d'un **quota global saisonnier**. Celui-ci serait déterminé avant chaque saison de pêche en fonction des résultats de l'évaluation de l'abondance du stock de poulpes effectuée par l'INRH. Ce quota global saisonnier est réparti entre les segments selon la clé suivante : 63 % pour la pêche hauturière, 26 % pour la pêche artisanale et 11 % pour la pêche côtière.
- Afin de réduire la course à la ressource, le système de **quota individuel transférable** a été instauré pour la pêche hauturière. Son quota global est réparti entre les bateaux en fonction de leurs tonnages.
- Concernant le TAC du segment artisanal, il est réparti entre les sites de pêche autorisés, proportionnellement aux barques qu'ils abritent.

▲ **L'effort de pêche**

- L'objectif était de réduire l'effort de pêche. Cette mesure n'a concerné que les segments artisanal et côtier. Financé par un fond de restructuration de la flotte artisanale, la flotte artisanale est réduite de plus de la moitié de son effectif. Seules 3000 barques sont autorisées à pêcher.
- Afin de réduire la zone d'activité de la pêche artisanale et surtout pour un meilleur contrôle des captures, les barques sont réparties sur 3 sites de pêche aménagés : N'tireft, La Sargua et Labourda.
- Le segment côtier est limité à 100 chalutiers autorisés à pêcher dans la zone.

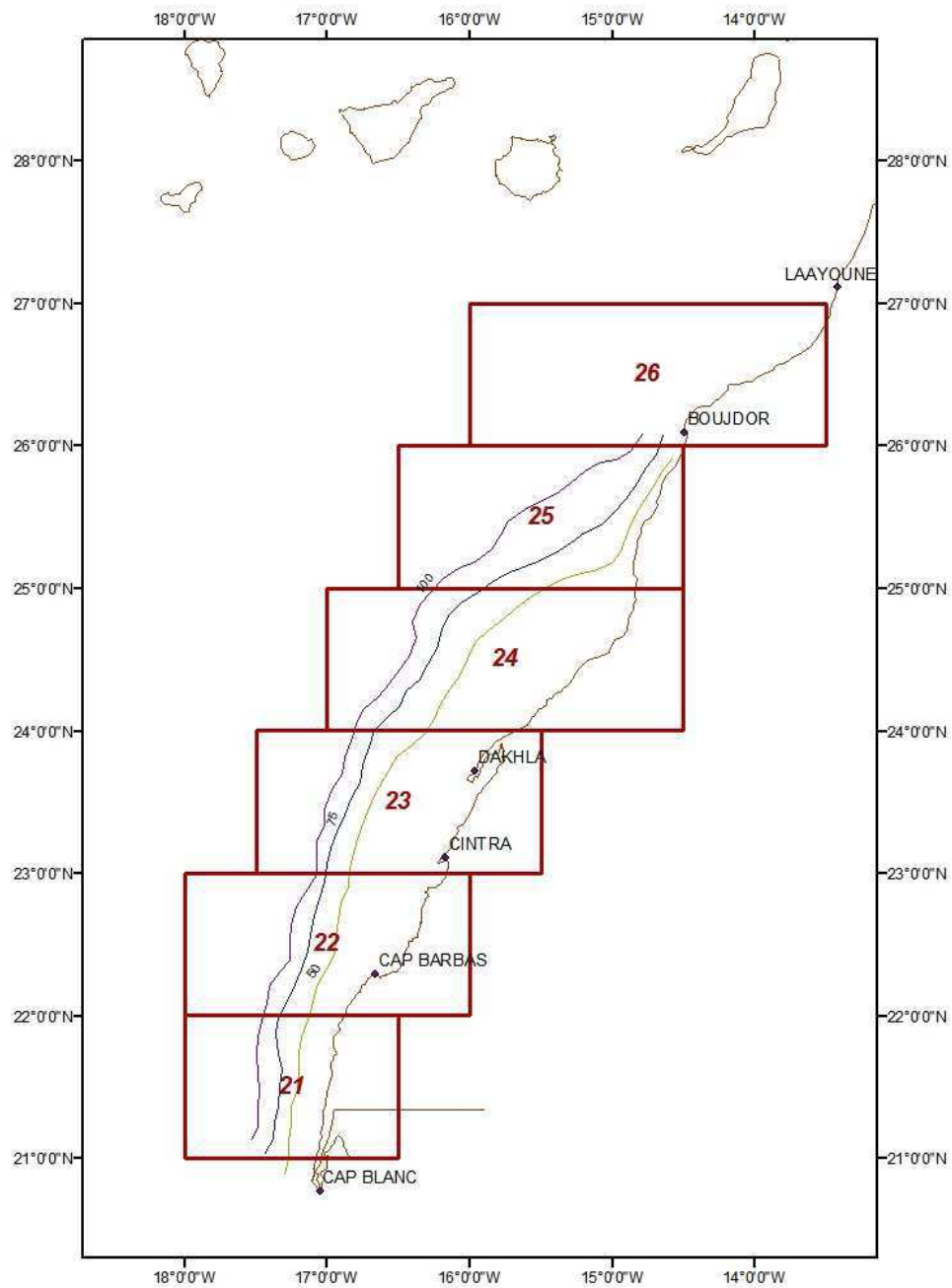
▲ **Protection des nourriceries et des frayères**

- Les périodes de repos biologique ont été décalées vers octobre-novembre pour l'automne et vers avril-mai pour le printemps. Cette dernière est devenue une interdiction de la pêche dans toute la zone comme en automne. Il est prévu que ces périodes puissent être prolongées si le recrutement ou la reproduction ne sont pas suffisamment avancés.
- Les zones de cantonnement ont été étendues. La pêche artisanale est autorisée à pêcher entre 3 et 8 n.mi. tandis que les chalutiers (côtiers et hauturiers) ne sont autorisés à pêcher qu'au-delà des 12 n.mi.
- La zone entre 24°20'N et 25°20'N à l'intérieur des 30 milles nautiques est interdite à toute activité de pêche en guise de réserve biologique. Cette mesure est restée en vigueur jusqu'en 2006.

ANNEXE 2 : CALENDRIER DES PERIODES DE REPOS BIOLOGIQUE

années	Segment	JANVIER	FEVRIER	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUILLET	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL / AN
1989	H C A													1 mois
1990	H C A													1 mois
1991	H C A													1 mois
1992	H C A													1 mois
1993	H C A													2 mois
1994	H C A													3 mois 3 mois 3 mois
1995	H C A													2 mois 2 mois 2 mois
1996	H C A													2 mois 3 mois 4 mois
1997	H C A													4 mois 4 mois 4 mois
1998	H C A													4 mois 4 mois 4 mois
1999	H C A													4 mois 4 mois 4 mois
2000	H C A													5 mois 5 mois et 6jrs 5 mois
2001	H C A													7 mois 7 mois 7 mois et 10 jrs
2002	H C A													5,5 mois 5,5 mois 6 mois
2003	H C A													7 mois 10 mois et 20jrs 7 mois
2004	H C A													8 mois 8 mois 11 mois et 4 jrs
2005	H C A													5 mois et 2jrs 5 mois et 2jrs 8,5 mois

ANNEXE 3 : CARRÉS STATISTIQUES



ANNEXE 4 : ATLAS DES PROPRIETES SPATIALES PAR CAMPAGNE

De haut en bas et de gauche à droite :

- Carte d'implantation des échantillons
- Histogramme des densités de poulpes
- Modélisation de l'effet proportionnel
- Variogramme (expérimental et modélisé)
- Covariogramme transitif (expérimental et modélisé)
- Box plots par latitude
- Box plots par profondeur

