

Atlas mensuel des températures moyennes dans le golfe de Gascogne

Températures moyennes
Données bathymétriques
Analyse structurale
« Krigeage »
Golfe de Gascogne
Mean temperatures
Bathymetric analysis
Structural analysis
« Kriging »
Bay of Biscay

Francis GOHIN ^a, Gilbert LANGLOIS ^b

^a Institut Français de Recherche pour l'Exploitation de la Mer (IFREMER), Centre de Brest, B.P. 70, 29280 Plouzane, France.

^b Établissement Principal du Service Hydrographique et Océanographique de la Marine (EPSHOM), B.P. 426, 29275 Brest Cedex, France.

Reçu le 10/4/90, révisé le 26/10/90, accepté le 27/11/90.

RÉSUMÉ

Cette étude propose une méthodologie d'analyse de données bathythermiques appliquée aux mesures recueillies dans le golfe de Gascogne depuis le début de l'année 1950 et archivées au Service Hydrographique et Océanographique de la Marine (SHOM). On considère la variabilité de l'océan, échantillonnée historiquement à l'aide de la température, d'un point de vue géostatistique. Grâce à une modélisation appropriée des structures thermiques et par l'usage des méthodes du « krigeage », on procède à une estimation optimale des moyennes mensuelles sur un réseau régulier. Pour cela, on choisit un modèle de fonction aléatoire susceptible de prendre en compte différentes échelles spatio-temporelles de variabilité.

Pratiquement, on opère tout d'abord une analyse structurale des observations regroupées mensuellement (calcul du demi-variogramme), puis une reconnaissance des données aberrantes. Suite à cette épuration des fichiers, on effectue une nouvelle évaluation du variogramme, et enfin une estimation de la moyenne mensuelle par la méthode du krigeage.

Oceanologica Acta, 1991, **14**, 2, 181-187.

ABSTRACT

Atlas of the monthly mean temperatures in the Bay of Biscay

This study proposes a method for bathythermal analysis applied to the temperature profiles collected in the Bay of Biscay since 1950 and recorded at the French Hydrographic and Oceanographic Service of the Navy (SHOM). We consider the ocean variability, historically sampled with temperature measurements, from a geostatistical point of view. Thanks to an appropriate model of the thermal structures and using the "kriging" method, we proceed to monthly mean optimal estimations on a regular gridnet. For this purpose, we choose a random function model able to take several scales of phenomena into account. In practice, a structural analysis is first performed from the monthly files by computing the experimental variogram. Secondly, we exclude the incoherent values. Following this filtering process, a second variogram is established and, thus, the monthly mean situations are evaluated using the "kriging" method.

Oceanologica Acta, 1991, **14**, 2, 181-187.

INTRODUCTION

La connaissance de l'évolution de la structure hydrologique des mers côtières intéresse de nombreuses disciplines scientifiques. Aujourd'hui, en sus des matières classiquement concernées telles l'halieutique et l'hydrologie dynamique, il est important de signaler l'émer-

gence de nouvelles recherches relatives à l'hydroclimat régional, voire global, si l'on fait référence à un éventuel réchauffement de la planète. Dans ce cadre, différents types de données peuvent être utilisées pour réaliser des atlas hydrologiques superficiels (données des navires marchands, mesures satellitaires...). Par contre, si l'on s'intéresse aux températures des couches plus profondes de l'océan, seules sont disponibles les données des

bathythermographes. L'accroissement du patrimoine de celles-ci, parallèlement à l'effort d'archivage entrepris ces dernières années au Service Hydrographique et Océanographique de la Marine, permet actuellement d'envisager des traitements plus élaborés que ceux employés jusqu'ici. En effet, les atlas sont généralement obtenus par des méthodes très conservatives, procédant par corrections successives à partir d'un champ initial établi pour de faibles résolutions spatiales et temporelles. Ces techniques, très utilisées en météorologie (Cressman, 1959), permettent d'éviter de créer artificiellement des anomalies douteuses en zone d'observation éparse, le champ de la correction précédente étant conservé en ces endroits (Levitus, 1987). Dans des zones plus riches en données, des interpolations prenant en compte la distance sont proposées (Maillard, 1986), mais les pondérateurs ne sont pas définis suite à une réelle analyse structurale. Nous proposons dans ce texte l'utilisation des techniques géostatistiques permettant, au prix d'une modélisation plus complexe, de restituer des champs climatologiques à échelle très fine dans le golfe de Gascogne où les données bathymétriques sont particulièrement nombreuses et de qualité. Il ne nous sera toutefois pas permis de faire totalement fi des contraintes de régularisation rencontrées lors de la restitution de champs climatologiques et nous assurerons l'uniformisation du jeu de données en éliminant des observations que nous qualifierons d'« aberrantes ». Nous accepterons cette entorse aux principes d'objectivité des analyses géostatistiques que nous préconisons en nous basant sur des considérations à la fois d'ordre théorique et surtout pratique. Théoriquement, nous ne nous soucierons pas de l'anomalie en privilégiant la structure moyenne et régulière des phénomènes océaniques. Pratiquement, les estimations se feront localement à partir d'un voisinage composé d'observations acquises au cours d'années différentes, il conviendra donc d'éviter la présence d'une ou deux observations « aberrantes » dans un même voisinage. D'autre part, le nombre important d'analyses structurales à effectuer (douze mois à trente niveaux de profondeur) ne nous permettra pas de tenir compte, dans chacun des cas, des parts respectives des effets sur le variogramme provenant de la présence d'entités réellement structurées et ceux issus du caractère vraiment erroné des données pouvant être, par exemple, mal positionnées.

LA MÉTHODE GÉOSTATISTIQUE

Dans notre recherche de situations descriptives moyennes, on va tout d'abord supposer que les phénomènes physiques océaniques auxquels nous nous intéressons se présentent sous une forme régionalisée. La régionalisation se traduit par l'existence d'une structure sous jacente à laquelle se superposent des irrégularités d'aspect aléatoire (Matheron, 1971).

Hypothèses générales

La variable régionalisée étudiée $T(x)$ (la température de l'océan à une profondeur donnée) est supposée être une Fonction Aléatoire (FA) dont on a observé des

réalisations en un certain nombre de points. Pour effectuer une estimation en des points où la FA n'a pas été observée, il est indispensable de faire quelques hypothèses sur sa structure. Dans notre cas, la plus simple est l'hypothèse de stationnarité des accroissements.

On pose :

$$(1) \quad E[T(x+h) - T(x)] = 0$$

et

$$(2) \quad E[T(x+h) - T(x)]^2 = 2\gamma(h)$$

où h représente la distance séparant deux points d'observation et $\gamma(h)$ la fonction de dispersion intrinsèque ou « demi-variogramme ». Par souci de simplification, dans la suite du texte, nous désignerons fréquemment $\gamma(h)$ par « variogramme ».

Partant de cette hypothèse, il est possible de réaliser des estimations suivant un critère d'optimalité défini par la minimisation de la variance des erreurs. Le problème dit du « krigeage » (Matheron, 1971) consiste à rechercher le meilleur estimateur linéaire possible de la variable T_0 en un point x_0 à partir de N valeurs observées dans le voisinage, soit :

$$(3) \quad T_0^* = \sum_{i=1}^N \lambda_i T_i$$

où T_i est observée aux points x_i du voisinage.

Les coefficients λ_i devront être tels que l'estimateur T_0^* soit sans biais et de variance minimale :

$$(4) \quad E[T_0^* - T_0] = 0 \text{ (condition de non biais)}$$

$$(5) \quad E^2 = E[T_0^* - T_0]^2 \text{ minimale (condition d'optimalité)}$$

Si on restreint la recherche des coefficients λ_i optimaux à l'ensemble de ceux qui vérifient la condition $\sum_{i=1}^N \lambda_i = 1$, alors $T_0^* - T_0$ est une combinaison d'accroissements et suivant les hypothèses de stationnarité, il vient :

$$E[T_0^* - T_0] = E\left(\sum_{i=1}^N \lambda_i (T_i - T_0)\right) = \sum_{i=1}^N \lambda_i E[T_i - T_0] = 0$$

D'autre part, E^2 se décompose suivant l'équation :

$$E^2 = 2 \sum_{i=1}^N \lambda_i \gamma(x_i, x_0) - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i, x_j).$$

En exprimant que cette forme quadratique est minimale par rapport aux λ_i , on obtient, par annulation des dérivées partielles de E^2 , le système de krigeage suivant :

$$\forall_i : \sum_{j=1}^N \lambda_j \gamma(x_i, x_j) = \gamma(x_i, x_0) - \mu,$$

où apparaît un paramètre μ de Lagrange dû à la contrainte $\sum_{i=1}^N \lambda_i = 1$.

La variance de krigeage égale à E^2 s'exprime alors par la relation :

$$(6) \quad E^2 = \sum_{i=1}^N \lambda_i \gamma(x_i, x_0) + \mu$$

Choix d'un modèle de fonction aléatoire

Les hypothèses générales de la géostatistique développées précédemment doivent être adaptées pour prendre en compte les spécificités de la variable étudiée. Nous disposons d'observations (à différents niveaux de profondeur) de la température dans l'océan que nous noterons : $T(x, t_i)$. (La mesure est localisée en x et datée au temps t_i défini par un mois et une année i variable.) Dans cette étude, on va chercher à évaluer la composante régulière non annuelle de la température sur la période étudiée (1950 à 1987). Pour cela, il va être pratique de décomposer la variable régionalisée $T(x, t_i)$ en deux termes indépendants prenant en compte des variabilités d'échelles différentes.

On écrit :

$$(7) \quad T(x, t_i) = T_m(x) + Y_i(x)$$

où :

– T_m est une FA aux accroissements stationnaires, régulière et qui admet un demi-variogramme $\gamma(h)$ de grande portée spatiale. Ce sera la composante « moyenne » sur la période 1950-1987.

– $Y_i(x)$ sont les résidus annuels, de moyenne nulle. Ils sont fortement corrélés sur une même année, mais indépendants d'une année à l'autre.

Soit finalement :

$$(8) \quad \begin{cases} E[T_m(x+h) - T_m(x)] = 0 \\ E[T_m(x+h) - T_m(x)]^2 = 2\gamma_m(h) \end{cases}$$

et

$$(9) \quad \begin{cases} E[Y_i(x)] = 0 \\ E[Y_i(x) \cdot Y_j(x)] = 0 \\ E[Y_i(x)]^2 = \sigma^2 \end{cases}$$

Bien que la variable Y_i soit susceptible de montrer une structure modélisable à l'aide d'un demi-variogramme, il ne sera pas nécessaire de poser des hypothèses supplémentaires sur la variance des Y_i observés au sein d'une même année. En effet, pour les différentes estimations, on prendra la précaution de ne jamais faire intervenir, dans le voisinage de krigeage, des valeurs observées lors d'une même année. On s'affranchit ainsi d'une inférence de structure particulièrement délicate, car en pratique, la structure de Y_i ne pourrait être appréhendée qu'une fois la composante principale T_m du signal retirée. Dans ce cadre, si l'on se réfère aux techniques d'analyses optimales de données océaniques (en termes d'anomalies) couramment utilisées par les océanographes (Bretherton *et al.*, 1976; Ratier, 1986; Grillaki-Steiert et Amoroso, 1988) basées sur une connaissance *a priori* de la structure du champ approximant la « moyenne » (climatologies), la méthode préconisée n'impose pas la connaissance des champs de référence qui sont l'objet des estimations.

CRÉATION DU JEU DE DONNÉES

Les données utilisées dans cette étude proviennent des fichiers du Service Hydrographique et Océanographique de la Marine (SHOM). Outre les données acquises lors des campagnes océanographiques à l'aide de bathysondes numériques (mesures CTD : Conductivity, Temperature, Depth), ces fichiers contiennent essentiellement des données issues de bathythermographes à sondes perdues (mesures XBT : eXpendable BathyThermograph). Basés sur des principes d'acquisition différents, les précisions respectives de ces deux types de mesures sont données dans le tableau suivant :

	CTD	XBT
Résolution	10^{-3}°C 10^{-1} m	10^{-2}°C 10^{-1} m
Précision	$2,10^{-2}^{\circ}\text{C}$ 2 m	$0,15^{\circ}\text{C}$ 10 m

Après épuración des données brutes, chaque profil reçu au centre de traitement est réduit à un certain nombre de points caractéristiques, de telle sorte que tout point intermédiaire non retenu puisse être recalculé avec une précision au moins égale à celle de l'instrument par interpolation linéaire entre deux points caractéristiques consécutifs. Une fois validés, ces profils réduits sont archivés dans la base de données bathythermiques du SHOM de laquelle on a extrait pour cette étude toutes les données stockées depuis le début du siècle dans le golfe de Gascogne (de 42 à 50°N et de 1 à 10°W). La seconde étape de traitement consiste alors à discrétiser ces profils à trente niveaux standards (0, 5, 10, 20, ..., 100, 120, ..., 200, 250, 300, ..., 500, 600, ..., 1 500, 1 750, 2 000 m) de 0 à 2 000 m à l'aide d'une méthode d'interpolation spline cubique. La sélection des immersions a été opérée de manière à privilégier la représentation de la couche 0-200 m. Pour des raisons d'ordre pratique, les positions des points de mesures ont été référencées par rapport à un maillage régulier de dimension $\Delta h = 5$ km (pixel). Bien que cette étude ait conduit à la réalisation d'un atlas mensuel aux immersions standards citées précédemment, nous n'illustrerons la méthode qu'à partir des résultats concernant les seuls mois de février et juillet, en surface et à 100 m de profondeur. Pour des raisons de confidentialité en vigueur dans la Défense Nationale, les positions des données sélectionnées depuis 1950 ne seront pas présentées.

MÉTHODES NUMÉRIQUES D'ESTIMATION DE LA MOYENNE MENSUELLE

Analyse structurale

La notion de variable régionalisée étant inséparable de la notion d'échelle des phénomènes, on procédera à l'analyse structurale de données spatiales par l'étude du variogramme. Outil pratique à la base des méthodes développées au Centre de Géostatistique de Fontainebleau, le variogramme permet de représenter à une

certaine échelle les caractéristiques des fluctuations du phénomène analysé.

L'évaluation des termes $\gamma(nH)$ du demi-variogramme expérimental se fait par regroupement de couples de données par classe de distances définies à partir d'un pas H posé, dans notre cas, égal à $4 \Delta h$, soit 20 km. $\gamma(nH)$ est la moyenne arithmétique des $N(nH)$ écarts quadratiques entre les couples de mesures expérimentales disponibles dont la distance est comprise entre $(n-1)H$ et nH , soit

$$(10) \quad \gamma(nH) = \frac{1}{2N(nH)} \sum_{i,j}^N (T(x_i) - T(x_j))^2$$

Le variogramme expérimental $\gamma(h)$ est une fonction généralement croissante, symétrique et paire. Puisque les variances doivent être positives, on ne peut approximer $\gamma(h)$ par un modèle quelconque; la fonction utilisée doit être de type positif conditionnel. La figure 1 présente les variogrammes expérimentaux obtenus à partir des jeux de données à l'immersion 0 m, respectivement au mois de février (2950 mesures) et au mois de juillet (4020 mesures). Dans notre cas, la limite de $\gamma(h)$ lorsque h tend vers zéro (ou « effet de pépite »), est due aux erreurs de positionnement auxquelles s'ajoute l'effet des variabilités inter-annuelles et intra-mensuelles puisque ni la date dans le mois, ni l'année ne sont prises en compte dans la constitution des couples.

Le variogramme expérimental établi sur des couples de mesures effectuées au cours d'années différentes révèle γ_m , variogramme de T_m auquel s'ajoute la variance des écarts Y_i . En effet :

$$2\gamma(h) = E[T(x+h, t_i) - T(x, t_j)]^2 \\ = E[T_m(x+h) - T_m(x) + Y_i(x+h) - Y_j(x)]^2$$

soit, du fait de l'indépendance des composantes T_m et Y , il vient :

$$\gamma(h) = \gamma_m + \sigma^2 \quad \text{où } \sigma^2 \text{ est défini par (9).}$$

Notons que les deux variogrammes présentés figure 1 montrent une décroissance passagère à une distance de l'origine d'environ 40 pixels. L'interprétation de ce type de variogramme « à trou » est souvent délicate (Guillaume, 1977), le « trou » pouvant dans certains cas être un artefact ayant pour origine une mauvaise répartition des points de mesures. A notre sens, en ce qui concerne nos échantillons, ce phénomène provient en premier lieu de l'effet de quelques observations réellement aberrantes ou relevées en situation d'anomalies extrêmes auquel se joint un suréchantillonnage des structures côtières influentes sur les courtes distances. Dans le golfe de Gascogne, les refroidissements côtiers, dus au brassage par les courants de marée s'intensifient sur le plateau continental, se traduisent par des variances spatiales importantes pour de faibles portées. Autrement dit, pour de faibles distances, le variogramme expérimental présente une pente supérieure à celle caractéristique des structures océaniques d'échelles spatiales plus étendues.

Suite à ces différentes remarques, il est alors possible de procéder à l'estimation des variogrammes expérimentaux à l'aide d'une panoplie de fonctions standards.

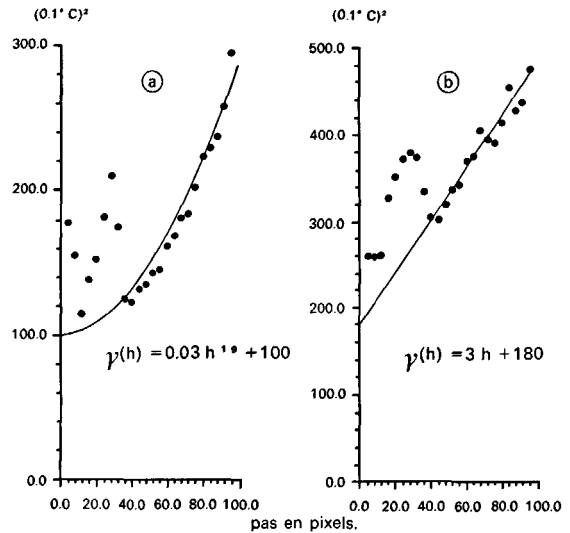


Figure 1
Variogrammes expérimentaux toutes directions. Données de surface : a) février; b) juillet.

En ce qui concerne les jeux de données de surface des mois de février et juillet, l'ajustement par un modèle théorique conduit aux relations suivantes :

Février : $\gamma(h) = 0,03 h^{1.9} + 100$

Juillet : $\gamma(h) = 3h + 180$.

En février, un modèle en $h^{1.9}$ traduit un comportement plus régulier qu'en juillet des variations de température sur de faibles distances. A grandes distances, les écarts sont du même ordre. On retrouve cette même tendance sur les effets de pépite. Ce fait est tout à fait normal car il existe toujours une certaine proportionnalité entre les variations spatiales et temporelles. Ces dernières sont prises en compte dans le terme pépitique. Signalons aussi que l'effet des erreurs de positionnement sera d'autant plus réduit que les variations de structures spatiales sont faibles.

Reconnaissance des données aberrantes

Une fois le variogramme expérimental estimé, on procède à l'élimination des données aberrantes. Pour cela, on va réestimer, à partir des points les plus proches répartis sur 15 années différentes, chacune des observations par inversion du système de krigeage, compte tenu de la modélisation précédente des structures spatiales. En pratique, la sélection des observations est opérée en examinant tout d'abord la maille correspondant au point à estimer, puis, quatre par quatre, les mailles des couronnes croissantes autour de ce point. Le nombre minimal de points étant fixé, si ce nombre n'est pas atteint après l'examen de 10 couronnes, l'estimation est abandonnée; s'il est dépassé lors de l'examen des mailles d'une couronne, tous les points de la couronne sont conservés. On préserve ainsi une certaine symétrie de l'information autour du point estimé.

L'observation est supprimée du fichier si elle est éloignée de la valeur estimée avec un écart supérieur à p fois l'écart type théorique de krigeage. Pour une valeur de p telle que $p=2,5, 1,5$ à 2 % des données sont éliminées.

Estimation des températures aux nœuds d'un réseau régulier

On procède à une nouvelle évaluation du variogramme, mais cette fois, à partir des fichiers triés à l'aide de la méthode décrite précédemment. La figure 2 présente les résultats obtenus à partir des jeux de données de surface des mois de février et juillet. L'effet du test de reconnaissance des données aberrantes est remarquable. La constante de pépite est fortement diminuée en février et le variogramme régularisé près de l'origine dans tous les cas.

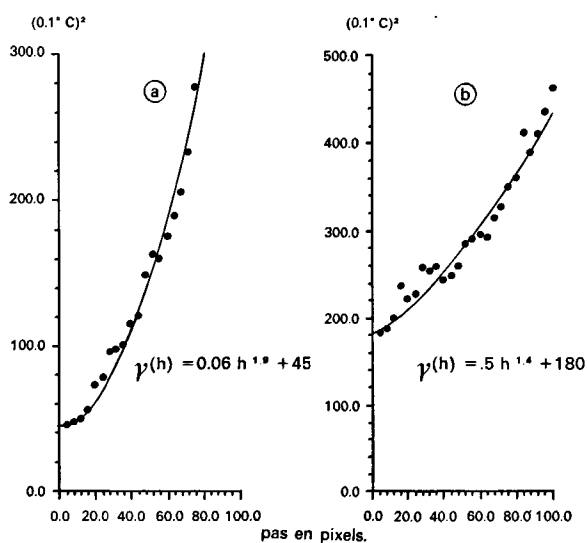


Figure 2
Variogrammes de krigeage toutes directions. Données de surface : a) février; b) juillet.

Suite à cette opération, il est alors possible de procéder à l'estimation de la température moyenne mensuelle aux nœuds d'un réseau régulier. Pour cette étude, la

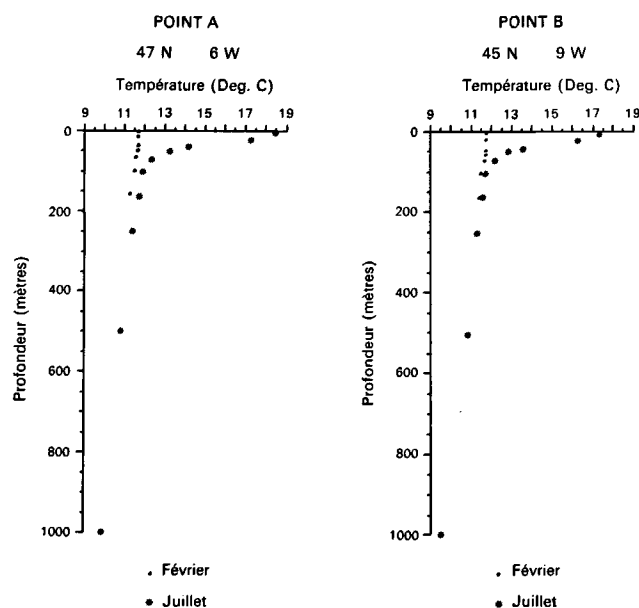


Figure 3
Profils moyens aux mois de février et juillet (point A : $\varphi=47^{\circ}\text{N}$, $G=6^{\circ}\text{W}$; point B : $\varphi=45^{\circ}\text{N}$, $G=9^{\circ}\text{W}$).

taille de la maille a été fixée à 20 km. L'estimation en chaque nœud de la grille est également réalisée à partir des points les plus proches répartis sur 15 années différentes par inversion du système de krigeage compte tenu de la nouvelle modélisation du variogramme. La procédure de calcul numérique sur 15 années différentes a été déterminée comme le meilleur compromis possible compte tenu du nombre d'opérations à réaliser et des performances de notre calculateur (Micro Vax II). En ce qui concerne les mois de février et juillet, les résultats de ces estimations, respectivement en surface, à 100 m, sont présentés figures 4 et 5, ainsi que les profils correspondant aux points de coordonnées [$\varphi=47^{\circ}\text{N}$, $G=6^{\circ}\text{W}$] et [$\varphi=45^{\circ}\text{N}$, $G=9^{\circ}\text{W}$] (fig. 3).

Variances d'estimation

Comme on l'a vu plus haut, la méthode du krigeage permet de calculer les variances des estimations effectuées. En pratique, il faut souligner que la variance d'estimation ainsi calculée ne dépend que de la disposition des points expérimentaux dans le domaine considéré et de la structure du phénomène étudié (modélisée par le variogramme). L'identification du variogramme n'étant effectuée qu'à partir d'un certain nombre de réalisations de la FA, il est à noter que la reconstitution du « vrai » variogramme reste entachée d'une indétermination fondamentale (Matheron, 1978). Les variances de nos estimations dépendent donc du choix du modèle de variogramme (fig. 6). Par contre, si le variogramme est bien connu, il est possible de calculer la variance d'estimation en un point sans connaître les valeurs de la variable en ce point. Précisons quand même que l'on suppose alors que la structure du phénomène étudié est la même dans les secteurs inconnus et dans les zones connues du domaine. Du fait que le krigeage permet de calculer les variances d'estimation, il peut conduire à renforcer un réseau d'échantillonnage et à déterminer le meilleur emplacement où effectuer de nouvelles observations.

DISCUSSION

Bien que nous restions soumis à des obligations de régularité et à des difficultés d'analyse structurale qui ne nous permettent pas d'échapper totalement aux contraintes rencontrées par nos prédécesseurs, cette étude a permis l'élaboration de documents synthétisant au mieux le potentiel de données XBT et CTD disponibles dans le secteur du golfe de Gascogne depuis 1950. A partir d'une méthode d'estimation de situations de référence dont l'intérêt majeur est de fournir, parallèlement aux situations descriptives, un indice de qualité de cette évaluation, ce travail a conduit, pratiquement, à la réalisation d'un atlas mensuel des températures à différentes immersions standards (réparties de 0 à 2000 m). Le modèle de FA choisi pour représenter la

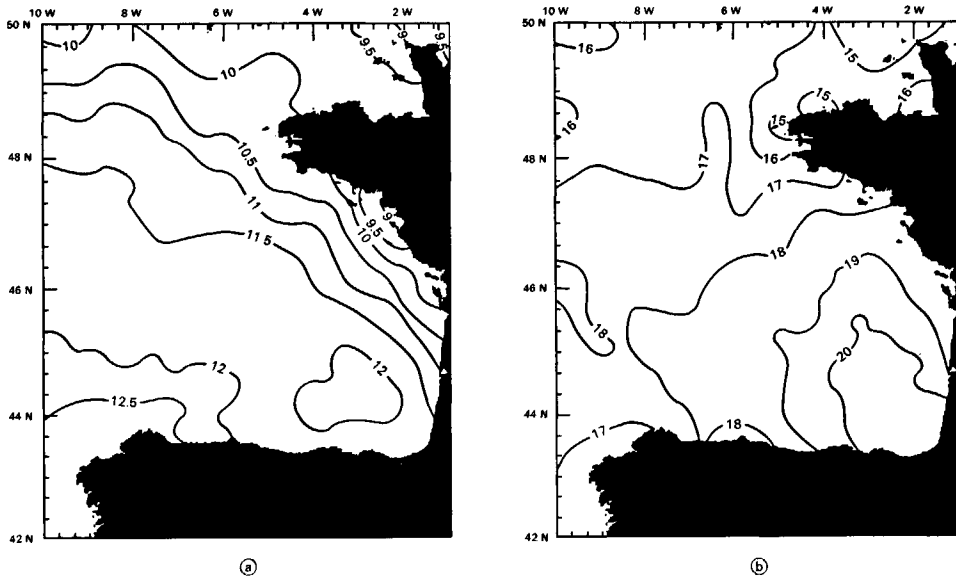


Figure 4
Températures moyennes en surface (°C) : a) février; b) juillet.

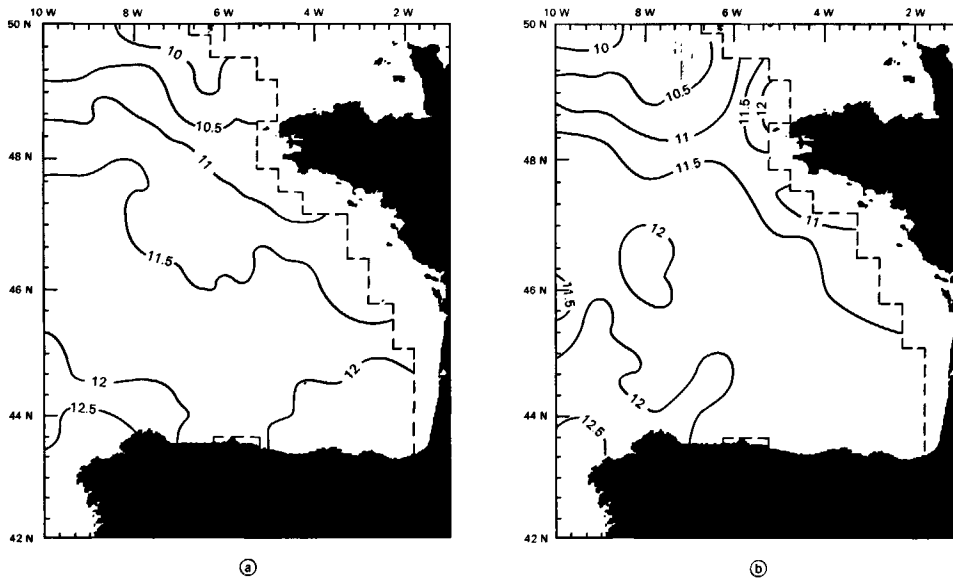


Figure 5
Températures moyennes à 100 m (°C) : a) février; b) juillet.

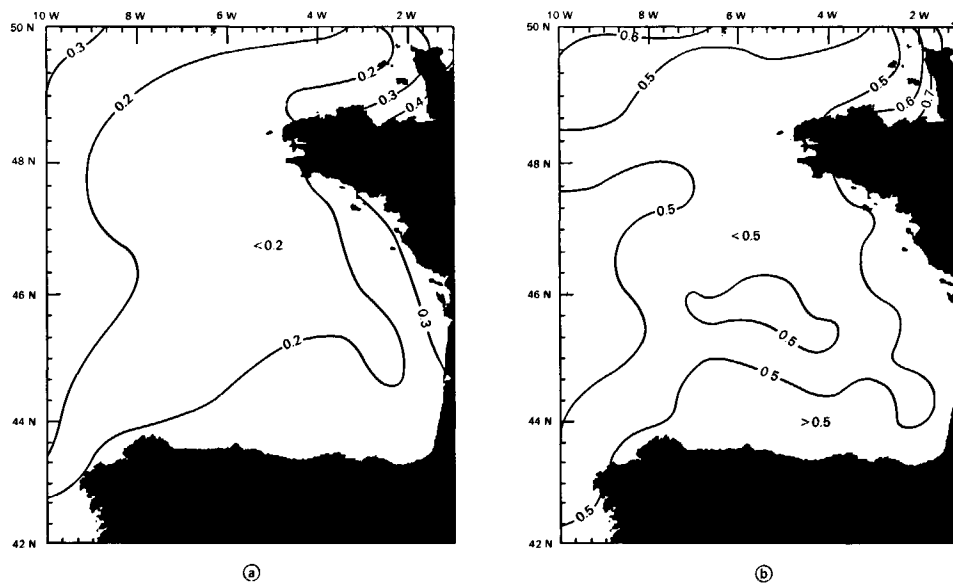


Figure 6
Erreurs d'estimation des températures en surface (°C) : a) février; b) juillet.

température au point x , par mois, pour l'année i , $T(x, t_i)$, quoique simpliste, s'est révélé opérationnel; il a permis en effet d'obtenir une solution numérique efficace pour la recherche de la moyenne mensuelle. Toutefois, dans une prochaine étape, nous nous proposons de modifier cette première formulation du modèle par l'introduction d'un terme supplémentaire permettant de prendre en considération la date d'acquisition

de la donnée à l'intérieur du mois pour tenir compte de la tendance saisonnière (refroidissement ou réchauffement).

D'autre part, une double modélisation du variogramme sera proposée afin de différencier la structure hydrologique du plateau continental de celle des eaux océaniques aux variabilités généralement plus faibles.

RÉFÉRENCES

- Bretherton F. P., R. E. Davis et C. B. Fandry** (1976). A technique for objective analysis and design oceanographic experiments applied to MODE-73. *Deep-Sea Res.*, **23**, 559-582.
- Cressman G. P.** (1959). An operational objective analysis system. *Mon. Weath. Rev.*, **87**, 10, 367-374.
- Grillaki-Steirt D. et V. Amoroso** (1988). Analysis system for the mesoscale thermal variability in the Greenland-Iceland, Norwegian Sea. SACLANTCEN memorandum SM 212, La Spezia, Italy, Saclant Undersea Research Center.
- Guillaume A.** (1977). *Analyse des variables régionalisées*. DOIN Éditeurs, Paris.
- Levitus S.** (1987). A comparison of the annual cycle of two sea surface temperature. *Climatologies of the world ocean. J. Phys. Oceanogr.*, **17**, 197-214.
- Maillard C.** (1986). Atlas hydrologique de l'Atlantique Nord-Est Publication de l'Institut Français pour l'Exploitation de la Mer, Brest, France, 165 pp.
- Matheron G.** (1971). The theory of generalized variables and its applications. Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique n° 5, Fontainebleau, France, 211 pp.
- Matheron G.** (1978). Estimer et choisir. Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique n° 7, Fontainebleau, France, 175 pp.
- Ratier A.** (1986). Analyse optimale de la température de surface de la mer. Atelier de modélisation du CNRM. Octobre 1986. 155-156.

