

# Analyse statistique des données de sondeurs multifaisceaux

<sup>1</sup>Laurent HELLEQUIN, <sup>1</sup>Xavier LURTON, <sup>2</sup>JEAN-MARC BOUCHER

<sup>1</sup>IFREMER Brest, <sup>2</sup>ENST de Bretagne  
Technopôle Brest Iroise, 29280 Plouzané, France

lurton@ifremer.fr

**Résumé** – L'étude statistique d'images sonar enregistrées par un sondeur multifaisceaux haute résolution (95 kHz) démontre que la loi de Rayleigh n'est plus adaptée pour décrire la statistique des images texturées. Certaines modélisations de la réverbération permettent de comprendre les particularités des images haute résolution et justifient l'utilisation de distributions statistiques en loi  $K$ . Nous mettons à profit la géométrie des sondeurs multifaisceaux pour souligner le changement de statistique des images avec la taille de l'aire insonifiée instantanée et avec l'angle d'incidence. Une interprétation rigoureuse des propriétés statistiques et spectrales des images sonar passe par une prise en compte de la géométrie du sondeur.

**Abstract** – The statistical studies of high resolution sonar images recorded by a 95 kHz multibeam echosounder prove that the Rayleigh law is no more adapted to the description of the textured sonar images. Seafloor reverberation statistical models have been put forward to interpret those high resolution particularities and to proposed the correlated  $K$ -law distributions. Moreover, we take advantage of the multibeam echosounder geometry to highlight a change of the sonar image statistics with the insonified area and with the transmission angle. A rigorous interpretation of the image spectral and statistical properties must account for the acquisition process geometry.

## 1. Introduction

Parmi les systèmes de télédétection acoustique [1], les sondeurs multifaisceaux fournissent simultanément une carte bathymétrique et une image sonar du fond insonifié [2]. Cette propriété est avantageusement utilisée pour des algorithmes de reconnaissance des fonds marins [3].

Cependant, les caractéristiques du sondeur (angle d'ouverture du faisceau, taille de l'aire insonifiée) modifient fortement l'aspect de l'image sonar résultante. Pour des sondeurs multifaisceaux haute résolution [4], l'aire insonifiée instantanée est suffisamment petite pour pouvoir le macrorelief du fond apparaissant sur l'image sonar sous la forme d'une zone texturée et modulée en niveau de gris. Les distributions statistiques et l'organisation spatiale des pixels de l'image s'avèrent intéressantes pour améliorer les algorithmes de caractérisation des fonds. Néanmoins, il faut recourir à des modélisations statistiques du phénomène de réverbération pour l'analyse de ces nouveaux indices discriminants et pour séparer les effets du relief du fond de ceux issus de la géométrie du système d'acquisition.

Lors du paragraphe 2, nous décrivons les relations entre les propriétés du relief et les caractéristiques statistiques et spectrales des échos. Cette étude théorique souligne l'importance de la distribution en loi  $K$  pour une description statistique correcte des images sonar. La loi  $K$  généralise la classique loi de Rayleigh grâce à un paramètre de forme supplémentaire.

Le paragraphe 3 expose les résultats d'études statistiques d'images sonar enregistrées par un sondeur multifaisceaux haute résolution (fonctionnant à 95 kHz). Nous montrons la bonne adéquation de la loi  $K$  sur les histogrammes expérimentaux. Les propriétés géométriques du sondeur multifaisceaux permettent également de souligner les variations de comportements statistiques des échos en fonction de l'angle d'incidence de l'impulsion sur le fond.

## 2. Modèles statistiques de réverbération

### 2.1 Modèle des points brillants

La réflectivité angulaire [5],  $BS(\theta_{inc})$ , mesure la capacité du fond sous-marin à rétrodiffuser vers le récepteur l'énergie sonore véhiculée par une impulsion d'angle d'incidence  $\theta_{inc}$ . Les équations fondamentales de propagation, couplées avec des conditions aux limites adéquates, permettent de modéliser efficacement la valeur moyenne,  $BS$ , de l'énergie de l'écho [6].  $BS$  dépend des propriétés géoacoustiques ( célérité, impédance...) et des statistiques locales (à l'échelle de l'aire insonifiée) du fond (distribution des pentes...). Pour les moments statistiques supérieurs de l'énergie, les modélisations phénoménologiques de la réverbération sont préférées aux modélisations physiques analytiquement trop complexes. Les liens avec les propriétés acoustiques et morphologiques du fond ne sont alors plus aussi directs.

Dans le modèle des points brillants, le fond sous-marin est modélisé par un ensemble de points réverbérants renvoyant chacun une copie atténuée et déphasée de l'impulsion sonore,  $s(t)$ , pour former l'écho arrivant au récepteur,  $F(\vec{r}, t)$  :

$$F(\vec{r}, t) = \sum_{i=1}^N a_i \exp(j\phi_i) s(t) \quad (2.1)$$

A l'instant  $t$ , l'aire insonifiée instantanée est centrée sur le point  $\vec{r}$ . Pour simplifier les notations on supprime par la suite la dépendance temporelle.

Les hypothèses sur les amplitudes élémentaires,  $\{a_i\}$ , sur les phases,  $\{\phi_i\}$ , et sur le nombre  $N$  de diffuseurs inclus dans l'aire insonifiée (cellule de résolution), conduisent à différentes modélisations. Le microrelief (comparativement à la longueur d'onde sonore) du fond est responsable de la présence de ces diffuseurs.

Les phases  $\{\phi_i\}$  sont généralement considérées comme indépendantes et uniformément réparties dans  $[-\pi, +\pi]$ . Les théories limites considèrent que les amplitudes élémentaires  $\{a_i\}$  sont indépendantes et que  $N \rightarrow \infty$ . La statistique résultante de l'amplitude  $A = \|F\|$  dépend alors de la variable aléatoire  $N$ .

Les modèles Gaussiens font une supposition sur la variance normalisée :  $\frac{\text{var}(N)}{\langle N \rangle^2} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 0$ . Cela revient à

considérer  $N$  comme une variable déterministe aussi grande que possible [7]. Le théorème central limite est alors valide et conduit à une distribution complexe Gaussienne pour  $F$ , à une distribution de Rayleigh pour l'amplitude  $A = \|F\|$ , et à une distribution exponentielle pour l'énergie  $Y = A^2$  :

$$p_A(a) = \frac{2a}{\langle A^2 \rangle} \exp\left(-\frac{a^2}{\langle A^2 \rangle}\right) \quad (2.2)$$

$$p_Y(y) = \frac{1}{\langle Y \rangle} \exp\left(-\frac{y}{\langle Y \rangle}\right)$$

La réflectivité angulaire,  $BS = 10 \log(\langle Y \rangle)$ , est définie par rapport à la moyenne de l'énergie rétrodiffusée.

Une variable aléatoire normalisée,  $Z$ , appelé bruit de speckle, peut être définie en considérant l'expression produit aboutissant à l'énergie  $Y$  :

$$Y = \langle Y \rangle Z \quad (2.3)$$

$$p_Z(Z = z) = \exp(-z) \text{ avec } \langle Z \rangle = 1$$

Les hypothèses Gaussiennes sont justifiées pour des aires insonifiées instantanées suffisamment grandes (par rapport à la longueur de corrélation de relief) et gommant toutes particularités du relief. Le nombre de diffuseurs  $N$  reste alors très grand et quasiment constant d'une cellule de résolution à l'autre.

Dans certains cas non Gaussiens,  $\frac{\text{var}(N)}{\langle N \rangle^2}$  reste non nulle et constante lorsque  $N$  devient grand. Une distribution binomiale négative pour  $N$  satisfait cette exigence [7]. Cette condition autorise alors la présence d'amas de points réverbérants rencontrés lors des déplacements de l'aire insonifiée instantanée sur le fond. La taille de l'aire insonifiée est suffisamment réduite pour suivre les macrostructures de l'interface eau-sédiment.

Cependant le théorème central limite n'est plus valable. La distribution binomiale négative pour  $N$  conduit à une distribution en loi  $K$  pour l'énergie  $Y$  :

$$p_Y(Y = y) = \frac{2}{\Gamma(\alpha_{\text{eff}})_y} (\beta \cdot y)^{\frac{\alpha_{\text{eff}} + 1}{2}} K_{\alpha_{\text{eff}} - 1}(2\sqrt{\beta \cdot y})$$

$$\text{avec } \beta = \frac{\alpha_{\text{eff}}}{\langle Y \rangle} \text{ et } \alpha_{\text{eff}} = \frac{1}{\frac{1}{2} \frac{\langle Y^2 \rangle}{\langle Y \rangle^2} - 1} \quad (2.4)$$

En plus d'une valeur moyenne, un nouveau paramètre de forme,  $\alpha_{\text{eff}}$ , caractérise la distribution statistique de  $Y$ . Plus

$\alpha_{\text{eff}}$  est grand, moins la distribution est "pointue", et plus la loi  $K$  tend vers la loi de Rayleigh.

Le modèle produit (2.3) doit être adapté en considérant une réflectivité locale moyenne  $S$  distribuée suivant une loi  $\Gamma$ . Le terme  $S$  représente l'influence du macrorelief et vient modifier la moyenne locale du speckle  $Z$  :

$$Y = S \cdot Z$$

$$p_S(S = s) = \frac{\beta}{\Gamma(\alpha_{\text{eff}})} \cdot (\beta \cdot s)^{\alpha_{\text{eff}} - 1} \exp(-\beta \cdot s) \quad (2.5)$$

Dans ce modèle, l'hypothèse d'indépendance entre les points brillants n'autorise pas la prise en compte de la corrélation spatiale du fond insonifié. De plus, les variations de la statistique des échos en fonction de la taille de l'aire insonifiée ne sont pas facilement analysables.

## 2.2 Un modèle non Gaussien corrélé

### 2.2.1 Description du modèle

Un coefficient de corrélation,  $\rho_\sigma$ , entre les index des points voisins [8] est introduit pour prendre en compte la corrélation. Si  $\sigma(\vec{r}_i) = |a_i^2| = |a^2(\vec{r}_i)|$  est l'index au point brillant situé en  $\vec{r}_i$ ,  $\rho_\sigma$  vaut :

$$\rho_\sigma(r) = \frac{\langle \sigma(\vec{r}_1) \sigma(\vec{r}_2) \rangle - \langle \sigma(\vec{r}) \rangle^2}{\langle \sigma(\vec{r})^2 \rangle - \langle \sigma(\vec{r}) \rangle^2} \text{ avec } r = \|\vec{r}_1 - \vec{r}_2\| \quad (2.6)$$

Pour des points brillants supposés placés sur une grille régulière (de maillage aussi fin que voulu), la cellule de résolution est l'intersection de cette grille avec l'aire insonifiée instantanée. Pour des raisons de compatibilité (validité de la loi  $K$  pour des faibles aires insonifiées), l'index  $\sigma(\vec{r}_i)$  est distribué suivant une loi  $\Gamma$  de facteur de forme noté  $\alpha$ . Pour de faibles aires insonifiées,  $\alpha_i$  est constant sur la cellule de résolution et (2.1) conduit à

$$Y(\vec{r}_i) = |a(\vec{r}_i)|^2 \cdot Z = \sigma(\vec{r}_i) Z(\vec{r}_i) \quad (2.7)$$

Nous avons alors  $\alpha_{\text{eff}} = \alpha$ ,  $S = \sigma$ , et la distribution de  $Y$  est encore donnée par (2.4). De plus comme le bruit de speckle est blanc, on obtient

$$\rho_Y(r) = \frac{\rho_S(r)}{\alpha_{\text{eff}} + 2} = \frac{\rho_\sigma(r)}{\alpha + 2} \quad (2.8)$$

Le speckle engendre un effet de décorrélation sur l'énergie  $Y$ .

L'équation (2.7) permet de proposer une interprétation phénoménologique du modèle en conduisant à

$$\langle Y(\vec{r}_i) \rangle = \sigma(\vec{r}_i) = 10^{BS(\theta_{\text{inc}}(\vec{r}_i)) / 10} \quad (2.9)$$

L'index dépend à la fois des propriétés géoacoustiques du fond (par l'intermédiaire de  $BS$ ) et de la distribution des pentes du macrorelief (modifiant l'angle d'incidence local  $\theta_{\text{inc}}(\vec{r}_i)$ ).

### 2.2.2 Influence de la taille de l'aire insonifiée

Lorsque la taille de l'aire insonifiée instantanée augmente, un effet de moyennage intervient. L'énergie  $Y$  suit encore approximativement une loi  $K$  mais avec un facteur de forme,  $\alpha_{\text{eff}}$ , et un coefficient de corrélation  $\rho_Y$  adaptés.

A titre d'exemple considérons dans une configuration monodimensionnelle une simple corrélation exponentielle pour l'index  $\sigma$  :

$$\rho_{\sigma}(r) = \exp\left(-\frac{r}{l_c}\right) \quad (2.10)$$

$l_c$  est la longueur de corrélation typique du relief,  $l_a$  l'aire insonifiée, et  $\gamma = \frac{l_a}{l_c}$ . On obtient [8]

$$\alpha_{eff} = \alpha \cdot \frac{\gamma^2}{2(\exp(-\gamma) + \gamma - 1)} \quad (2.11)$$

$$\rho_Y(r) = \rho_{\sigma} \cdot \frac{\left(\exp\left(\frac{\gamma}{2}\right) - \exp\left(-\frac{\gamma}{2}\right)\right)^2}{\gamma^2 \cdot \alpha + 4(\exp(-\gamma) + \gamma - 1)} \quad (2.12)$$

Lorsque l'aire insonifiée croît, le facteur de forme augmente linéairement ( $\alpha_{eff} \approx \gamma \alpha / 2$ ) et la loi  $K$  tend vers la loi de Rayleigh comme dans le cas Gaussien.

Pour les sondeurs multifaisceaux,  $\rho_Y(r)$  est calculable lorsque  $r$  est multiple de  $l_a$ . En Fig 2.1, la comparaison de  $\rho_Y(r)$  et  $\rho_{\sigma}(r)$  souligne à la fois l'effet décorrélateur du speckle et l'effet de moyennage sur l'aire insonifiée croissante. Le premier échantillon de la corrélation (marqué d'un cercle) décroît car l'aire insonifiée instantanée tend à éliminer l'influence de la corrélation apportée par le relief.

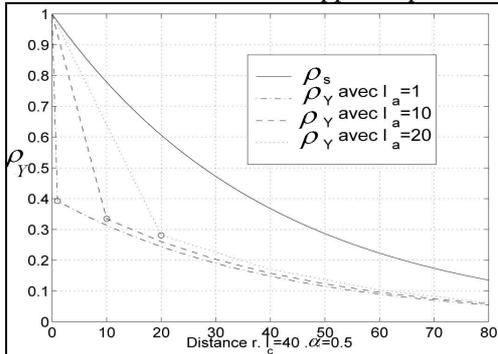


Fig 2.1 : Variations de  $\rho_Y$  avec l'aire insonifiée

Pour conclure, insistons sur la différence entre l'index  $\sigma$  et l'énergie rétrodiffusée  $Y$ , à la fois d'un point de vue statistique et corrélateur : les propriétés de l'image ne correspondent pas exactement à celles du fond du fait de la géométrie du sondeur utilisé.

### 2.2.3 Effet de l'angle d'émission

La géométrie du sondeur multifaisceaux utilisé [4] permet de faire varier l'angle d'émission,  $\theta_{emis}$ , de  $0^\circ$  (verticale) à  $75^\circ$  (angle de rasance élevé). La distribution statistique de la pente  $\phi_{pente}$  du macrorelief génère des variations (centrées sur  $\theta_{emis}$ ) de l'angle d'incidence local  $\theta_{inc}(\vec{r}_i)$  (Fig. 2.2).

Lorsque  $BS(\theta_{inc})$  est connu et grâce à (2.9), les variations de la variance normalisée  $\frac{\text{var}(\sigma)}{\langle \sigma \rangle^2} = \frac{1}{\alpha}$  de l'index deviennent

accessibles. Le facteur de forme  $\alpha_{eff}$  peut être calculé en fonction de l'angle d'émission (Fig. 2.3).

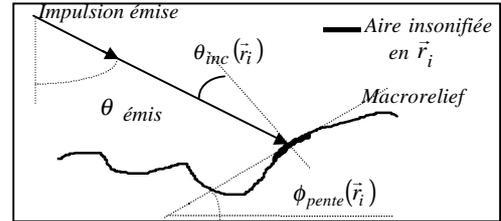


Fig 2.2 : Angles d'émission, d'incidence et pente.

Proche de la verticale et pour des angles de rasances élevés, la distribution en loi  $K$  de l'énergie  $Y$  tend à être pointue (présence de fortes valeurs). La dérivée  $\frac{dBS(\theta)}{d\theta}$  est alors grande et crée d'importantes variations de l'index venant moduler fortement  $Y$ .

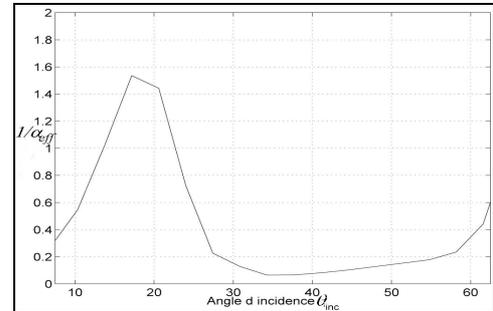


Fig 2.3 : Variations (simulées) de  $\alpha_{eff}$  avec l'angle d'émission.

## 3. Analyse de données sonar enregistrées

Les données présentées ont été enregistrées sur le plateau continental Basque (entre 20 m et 60 m de profondeur) grâce à un sondeur multifaisceaux fonctionnant à 95 kHz [4]. La plus fine résolution spatiale correspond à une distance de 0.15 m entre 2 pixels de l'image sonar. L'échantillonnage logarithmique et le moyennage des données brutes [10] sont pris en compte lors de l'ajustement des lois statistiques.

### 3.1 Ajustement de la loi $K$

Dans ce paragraphe, l'angle d'incidence vaut  $60^\circ$ . La Fig. 3.1 montre des extraits d'images sonar enregistrées sur des fonds de roche, de graviers et de sable. L'histogramme de l'énergie correspondante  $Y$  sur lequel viennent s'ajuster une loi  $K$  (discrète) et une loi de Rayleigh (exponentielle) est aussi illustré.

Les facteurs de forme estimés,  $\hat{\alpha}_{eff}$ , sur le fond de roche, de graviers et de sable, valent respectivement 0.9, 2.7 et 6.8. L'aire insonifiée est suffisamment faible pour rendre les modulations du relief visibles sur l'image sonar sous la forme de textures (zone de roches). Comme prévu par la théorie, la queue de l'histogramme expérimental est trop importante pour être décrite par la loi de Rayleigh alors que la loi  $K$  s'y ajuste correctement. Lorsque le relief est plus plat et lisse (zone de sable) peu de modulations de l'énergie de l'écho apparaissent sur l'image sonar et la loi  $K$  ajustée ressemble à

une loi de Rayleigh. Le facteur de forme  $\hat{\alpha}_{eff}$  donne une mesure de l'importance de la texture de l'image et change avec la nature du fond insonifié. Une étude spectrale fine et le choix d'un modèle de relief adapté doivent permettre une inversion ( cf (2.11) et (2.12) ) et une mesure ultérieure des paramètres (amplitude, longueur de corrélation...) du relief.

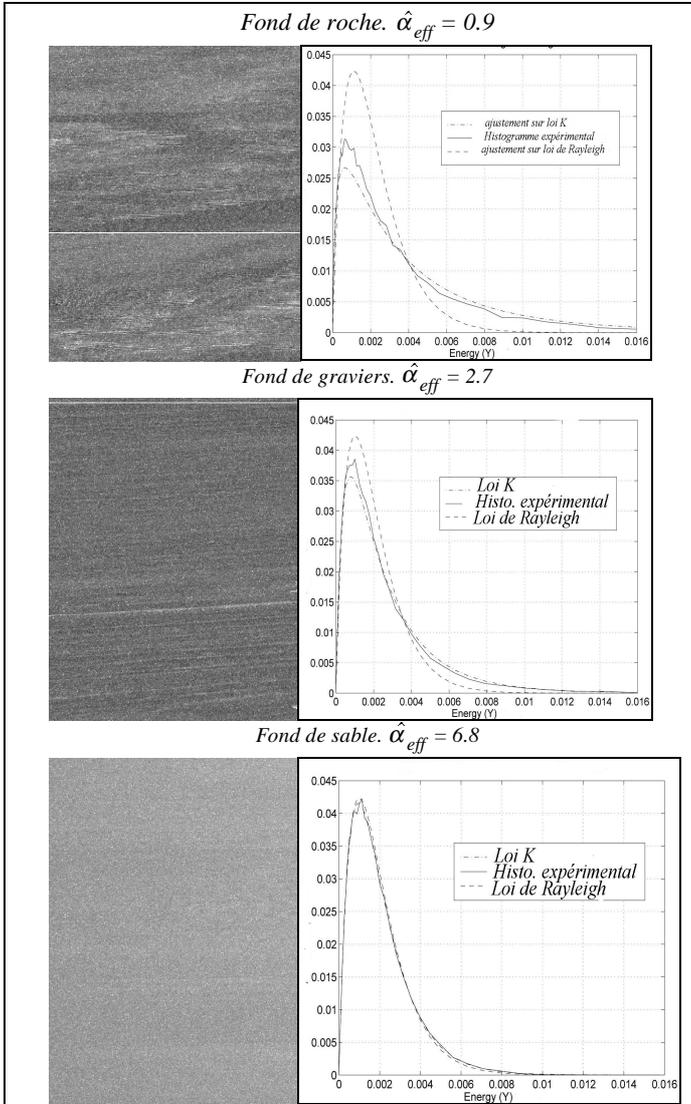


Fig 3.1: Histogrammes expérimentaux et ajustements de lois.

### 3.2 Effet de l'angle d'émission

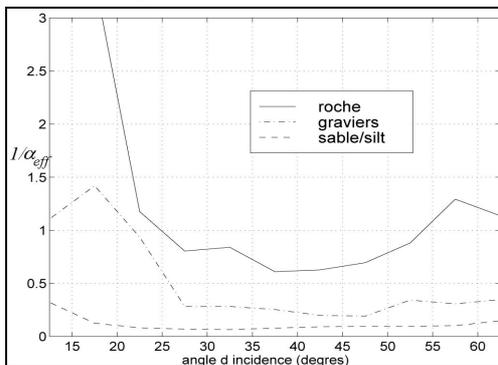


Fig 3.2: Variations (expérimentales) du facteur de forme  $\alpha_{eff}$  avec l'angle d'émission.

La Fig. 3.2 illustre les variations de la statistique de l'énergie  $Y$  avec l'angle d'émission. Les tendances annoncées par le modèle non Gaussien de la réverbération sont confirmées (Fig 2.3) : la distribution de  $Y$  est plus pointue à la verticale et aux angles rasants. Notons également que les possibles effets d'ombre modulant fortement l'énergie  $Y$  peuvent aussi apparaître pour des angles d'émission et d'incidence élevés.

## 4. Conclusion

Un rappel des modèles statistiques de réverbération suggère l'utilisation de la loi  $K$  pour la description des images sonar haute résolution. Pour ces processus de réverbération non Gaussiens corrélés, une interprétation phénoménologique, basée sur l'utilisation de la notion de réflectivité angulaire, souligne l'effet de la géométrie du sondeur et justifie la différence entre les caractéristiques du relief sous-marin et celles de l'image. L'accord de la loi  $K$  avec les données expérimentales est un bon indice de la validité de cette théorie.

Au-delà des applications de reconnaissance des fonds, l'usage de ces distributions non Gaussiennes peut également améliorer les algorithmes de segmentation des images sonar haute résolution. Dans le cas de modélisations Markoviennes de l'image, le principal problème sera d'utiliser les distributions en loi  $K$  sans négliger les corrélations inter-pixel durant la phase de segmentation.

## Références

- [1] Lurton "Caractérisation des fonds marins par acoustique : état de l'art et perspectives". Journal de physique IV. Volume 4, mai 1994.
- [2] Hellequin et al. «Postprocessing and signal corrections for multibeam echosounder images». Proceedings of OCEANS'97. Halifax. October 1997.
- [3] Augustin et al. «Applications of an image segmentation technique to multibeam echo-sounder data». Proceedings of OCEANS'97. Halifax. October 1997.
- [4] «Simrad EM1000. Product description. Hydrographic echo sounder». Simrad Subsea. Horten. Norway. 1992.
- [5] Jackson et al. «Application of the composite roughness model to high frequency bottom backscattering». J.Acoust.Soc.Amer. 79(5), pp 1410-1422, 1986.
- [6] Brekhovskikh and Lysanov «Fundamentals of ocean acoustics». Eds Springer-Verlag Heidelberg New York 1982.
- [7] Jakeman «Non-Gaussian models for the statistics of the scattered waves». advanced in physics. Vol 37, N°5, pp 471-529. 1988.
- [8] Oliver «Correlated K-distributed clutter models». Optica acta. vol 32, N°12. pp 1515-1547. 1985.
- [9] Augustin et al. «Sonar mosaic computation from multibeam echosounder». Proceedings of Oceans'94. vol II, pp433-438. Brest 1994.
- [10] Hellequin et al. «Statistical characterization of multibeam echosounder data ». Proceedings of OCEANS'98/IEEE. Nice, France. October 1998.