

Détection, Estimation et Suivi de Trajets Multiples en Tomographie Acoustique Océanique

Fabienne POREE¹, Thierry CHONAVEL¹, Thierry TERRE²

¹ENST de Bretagne

Technopôle de Brest Iroise, BP 832, 29285 Brest Cedex, France

²IFREMER

Technopôle de Brest Iroise, BP 832, 29285 Brest Cedex, France

Fabienne.Poree@enst-bretagne.fr, Thierry.Chonavel@enst-bretagne.fr,
Thierry.Terre@ifremer.fr

Résumé – Dans cet article, nous proposons une nouvelle méthode d'estimation de temps de retard pour les canaux de propagation à trajets multiples. Il s'agit d'une méthode bayésienne qui prend en compte la nature de la loi des amplitudes des trajets et du bruit en sortie du circuit de réception. Cette approche conduit à un critère d'optimisation simple qui s'écrit comme la norme L_1 d'une fonction affine des amplitudes recherchées. Les bonnes performances de cet algorithme sont mises en évidence par des simulations et le traitement de données réelles de tomographie acoustique océanique.

Abstract – In this paper a new method for multipath channel time delay estimation is addressed. We present a bayesian approach which takes into account the attenuations and noise distributions at the output of the receiver. This leads to a simple criterion which can be written as the L_1 norm of an affine function of the desired attenuations. The good behaviour of this algorithm is shown on synthetic and real acoustic oceanic tomographic data.

1 Présentation du problème

En Tomographie Acoustique Océanique (TAO) [9], on émet des ondes acoustiques qui se propagent suivant des trajets multiples. La connaissance des paramètres de la propagation (retards et amplitudes des trajets) permet d'estimer les propriétés physiques de l'océan (température, salinité...).

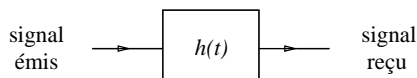


FIG. 1 – Schéma de propagation.

L'émission d'une impulsion acoustique dans le canal de propagation sous-marin conduit à l'observation au niveau du récepteur de plusieurs copies de l'impulsion originale, diversement atténuées et retardées en temps.

Le signal reçu $r(t)$ est donc constitué de P versions atténuées et retardées du signal émis $e(t)$, auxquelles s'ajoute un bruit supposé blanc et gaussien :

$$r(t) = \sum_{p=1}^P \alpha_p e(t - \tau_p) + b(t), \quad (1)$$

où α_p et τ_p sont respectivement l'atténuation et le temps d'arrivée du $p^{\text{ième}}$ trajet.

Le problème qui nous intéresse ici est l'estimation des paramètres τ_p , ainsi que celle du nombre de trajets P .

2 Les méthodes d'estimation des temps de retard

Le problème de l'estimation des temps de retard est bien connu, et de nombreuses solutions ont été proposées. Les méthodes traditionnelles sont du type filtrage adapté et maximum de vraisemblance. L'utilisation de l'algorithme EM permet de simplifier l'estimation grâce à un découplage des paramètres associés aux différentes composantes du mélange [3]. Les performances des méthodes de maximum de vraisemblance sont supérieures à celles des méthodes de filtrage adapté, mais nécessitent une bonne initialisation (existence d'optima locaux), et la connaissance du nombre de trajets.

Deux méthodes récentes permettent de contourner ces problèmes. Dans [4], une méthode de vraisemblance gaussienne pénalisée permet une bonne détection et estimation des instants τ_p . Dans [5], le nombre de trajets est estimé au moyen d'un test statistique.

Ici, nous proposons une nouvelle approche, de type bayésienne, qui prend en compte la structure du système de réception. Nous verrons que cette approche permet d'intégrer des connaissances a priori concernant le bruit et l'amplitude des trajets, et qu'elle conduit à un problème d'optimisation extrêmement simple à résoudre. On verra que la qualité du traitement permet une bonne détection et estimation des retards.

3 Présentation de la méthode

3.1 Le schéma de démodulation

Le signal $e(t)$ émis est un signal modulé en phase. Et le signal reçu $r(t)$ s'écrit :

$$\begin{cases} r(t) = \sum_{p=1}^P \alpha_p e(t - \tau_p) + b(t), \\ \text{avec } e(t) = s(t) \cos \omega t. \end{cases} \quad (2)$$

Le signal $r(t)$ est ensuite démodulé en phase et en quadrature, et récupéré suivant le schéma de la figure 2, où $\tilde{s}(t) = s(-t)$ représente la réponse impulsionnelle du filtre adapté.

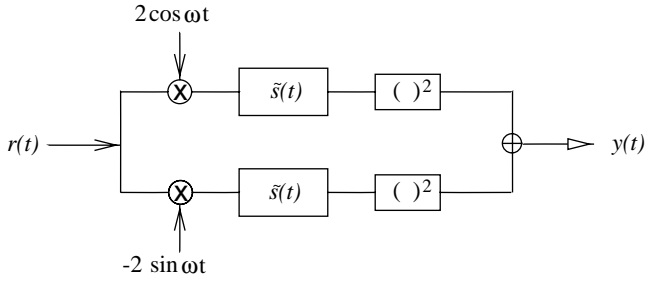


FIG. 2 – Schéma du récepteur.

Pour exprimer le signal $y(t)$ de façon simple, on est amené à faire 2 approximations. On néglige les termes obtenus comme le produit du signal utile et du bruit, et on suppose que les termes de produit correspondant à des trajets distincts sont nuls. La première approximation est justifiée si le rapport signal utile à bruit est élevé en sortie du filtrage adapté. La seconde approximation est généralement vérifiée pour des fonctions d'autocorrélations très étroites, telles que des SBLM (séquences binaires de longueur maximale, e.g. [6] p.831) et pour des applications telles que la tomographie acoustique sous-marine par grands fonds.

En sortie du détecteur quadratique, le signal s'écrit alors sous la forme :

$$y(t) = \sum_{p=1}^P a_p z(t - \tau_p) + n(t), \quad (3)$$

$$\text{avec : } \begin{cases} z(t) = (s * \tilde{s})^2(t) \\ a_p = |\alpha_p|^2 \end{cases}$$

Le bruit $b(t)$ étant gaussien, il est clair que le bruit $n(t)$ suit une loi exponentielle.

3.2 Le critère bayésien

On admet classiquement [6] que les amplitudes α_p sont complexes circulaires. Dans ces conditions, les signaux démodulés s'écrivent :

$$r_d(t) = \sum_{k=1}^P \begin{pmatrix} \alpha_{p_1} \\ \alpha_{p_2} \end{pmatrix} (s * \tilde{s})(t) + \begin{pmatrix} b_1(t) \\ b_2(t) \end{pmatrix}, \quad (4)$$

où $(\alpha_{p_1}, \alpha_{p_2})^T \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\alpha^2 I_2)$, et I_k représente la matrice identité de taille k . De même, $(b_1(t), b_2(t))^T \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 I_2)$.

Par suite, a_k suit une loi exponentielle de paramètre $\mu = 2\sigma_\alpha^2$, notée $\mathcal{E}(\mu)$, et $n(t) \sim \mathcal{E}(2\sigma^2)$. On se donne de plus une loi uniforme pour les instants de retard ($\tau_k \sim U_{[0, T]}$).

Le critère du maximum de vraisemblance a posteriori conduit à minimiser la fonctionnelle

$$\| \mathbf{Y} - Z(\boldsymbol{\tau})\mathbf{a} \|_1 + \lambda \| \mathbf{a} \|_1, \quad (5)$$

avec $\lambda = 2\sigma^2 \mu$. Notons que la formule (5) ne prend pas en compte la corrélation du bruit pour des valeurs de t différentes. Au prix de cette approximation supplémentaire, on va obtenir un critère à optimiser très simple.

Pour optimiser le critère (5), on discrétise l'échelle des temps de la même manière que dans [4] et [5]. Il prend alors la forme suivante :

$$\min_{\mathbf{w}} \| \mathbf{Y} - S\mathbf{w} \|_1 + \lambda \| \mathbf{w} \|_1, \quad (6)$$

que l'on peut encore écrire

$$\min_{\mathbf{w}} \| \mathbf{B} - A\mathbf{w} \|_1, \quad (7)$$

avec :

$$A = \begin{pmatrix} S \\ \lambda I_M \end{pmatrix} \text{ et } B = \begin{pmatrix} \mathbf{Y} \\ 0 \end{pmatrix}. \quad (8)$$

Le paramètre λ peut être choisi en fonction d'informations a priori. Il est en effet facile d'évaluer σ^2 en étudiant la partie du signal constituée du bruit seul. μ peut être évalué sur la base de la connaissance des amplitudes a_p fournies par la modélisation physique. Il est également possible dans le cadre de l'estimation bayésienne, de considérer σ^2 et μ comme des hyperparamètres, caractérisés par des lois a priori faiblement informatives [7].

3.3 Optimisation du critère

Le critère convexe $\| \mathbf{B} - A\mathbf{w} \|_1$ peut être minimisé au moyen d'un algorithme du gradient très simple :

- initialiser $\mathbf{w}_0, \varepsilon_0 = \text{sign}(\mathbf{B} - A\mathbf{w}_0)$
- pour $k = 1, 2, \dots$

$$\mathbf{w}_k = \mathbf{w}_{k-1} - \rho_k A^T \varepsilon_{k-1} \quad (9)$$

$$\varepsilon_k = \text{sign}(\mathbf{B} - A\mathbf{w}_k), \quad (10)$$

avec la notation $\text{sign}(x) = +1$ si $x > 0$, et $\text{sign}(x) = -1$ si $x < 0$. Si $x = 0$, on convient de choisir $\text{sign}(x)$ de façon aléatoire équiprobable dans $\{-1, 1\}$. On peut par exemple choisir $\rho_k = 1/k$. On peut aussi minimiser le critère au moyen d'une méthode de gradient conjugué [1].

4 Simulations

On simule ici une suite de traces obtenues en tomographie acoustique océanique. Soit $s(t)$ une SBLM de longueur $2^9 = 511$. Le pas d'échantillonnage de l'observation est de $\theta = 30$ échantillons par temps symbole. La discrétisation de l'échelle des retards est faite avec un pas 3 plus fin. Sur la figure 3 sont représentés l'évolution des 2 trajets simulés (fig. 3a), et le signal en sortie du récepteur (fig. 3b).

Les résultats obtenus fig. 4b sont comparés à ceux obtenus lorsqu'on fait l'hypothèse d'un bruit gaussien (fig. 4a), hypothèse qui conduit au critère proposé dans [4].

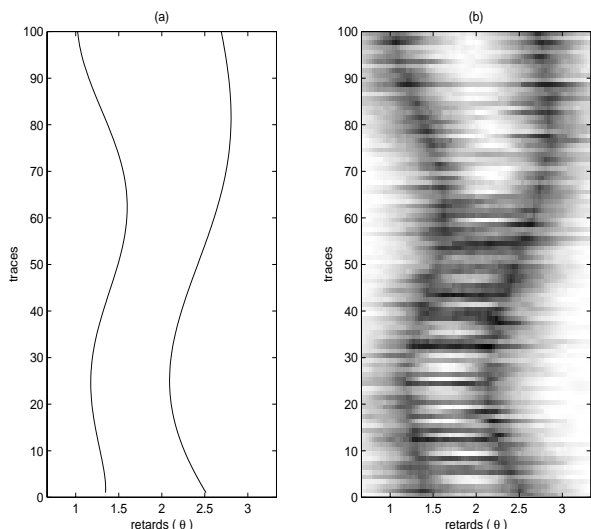


FIG. 3 – (a) Trajets réels ; (b) Sortie du filtrage adapté.

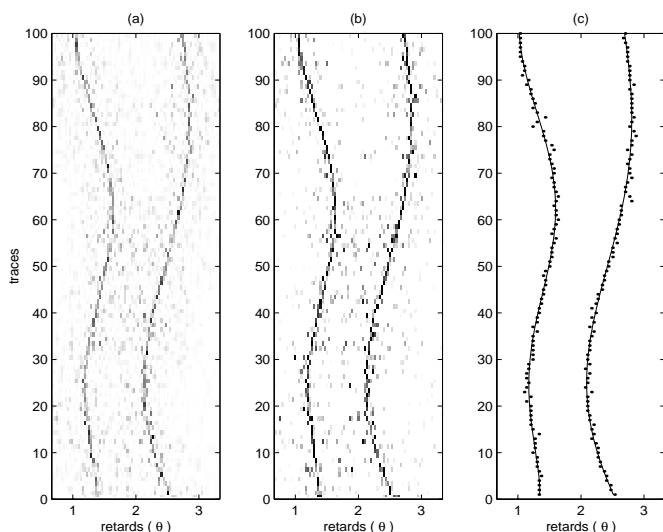


FIG. 4 – (a) Hypothèse bruit gaussien ; (b) Hypothèse bruit exponentiel ; (c) Résultat après suivi.

On peut observer que les résultats obtenus avec l'hypothèse que le bruit est exponentiel sont meilleurs que lorsque le bruit est supposé gaussien. En effet, on distingue mieux les 2 traces dans le second cas (fig. 4b).

Pour éliminer les pics parasites, on peut exploiter la régularité de l'évolution des trajectoires associées aux retards [2]. Afin de simplifier la décision, on peut effectuer un seuillage préalable de l'image.

La figure 4c représente l'évolution des valeurs décidées pour τ_1 et τ_2 , superposée à la trajectoire réelle de ces paramètres.

5 Application aux données réelles

5.1 Traitement des données réelles

On applique la méthode aux données représentées sur la figure 5. Ces données sont obtenues en sortie du circuit de réception (cf. fig. 2). Les résultats obtenus avec le

critère 7 sont représentés sur la figure 6. Cette figure est obtenue en intégrant au traitement un lissage pour éliminer des pics parasites proches des pics principaux.

On peut observer que le premier et le dernier trajet, déjà visibles sur les données brutes, sont maintenant mieux localisés. En ce qui concerne le paquet du milieu, on discerne maintenant 2 trajets, mais ils ne sont pas encore parfaitement séparés. Ceci est dû au fait que l'on n'a pas pris en compte le filtrage effectué par les transducteurs d'émission et de réception, qui distordent les signaux transmis. La figure 7 montre clairement cette distorsion, estimée en effectuant une moyenne sur les traces 1 et 4 de la figure 5, au voisinage des retards estimés.

Remarquons de plus que l'écart moyen entre les trajets 2 et 3 est de l'ordre du tiers de la largeur de la fonction d'autocorrélation de la SBLM, et est donc faible.

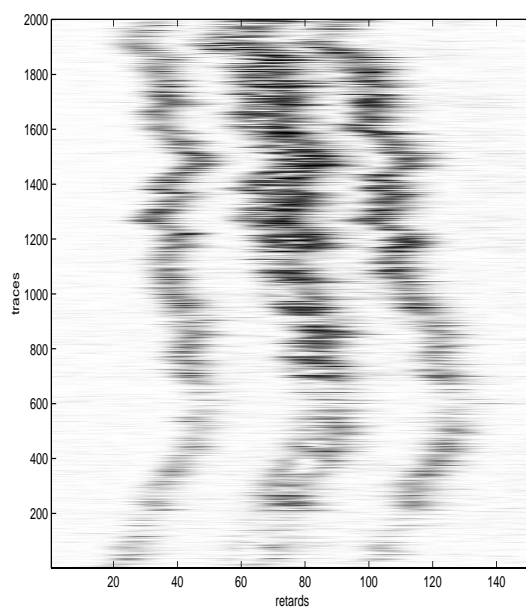


FIG. 5 – Les données brutes.

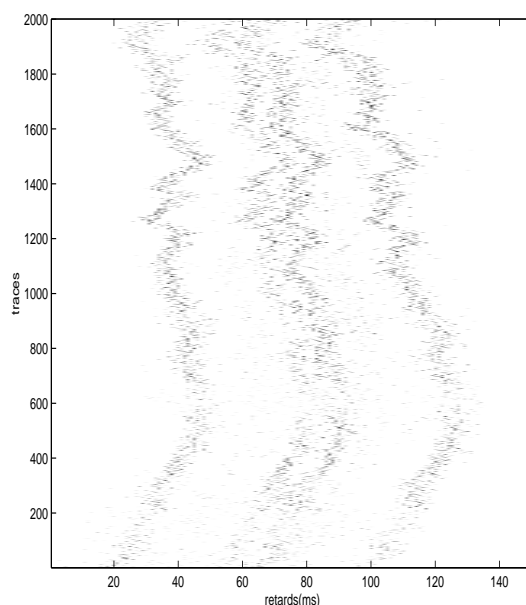


FIG. 6 – Résultat de l'algorithme.

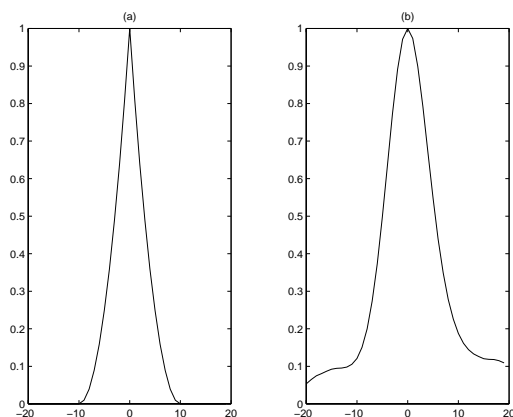


FIG. 7 – (a) Fonction $(s * \hat{s})^2$ théorique ; (b) Fonction $(s * \hat{s})^2$ estimée.

5.2 Amélioration du résultat

En utilisant une méthode de lissage adaptative [8] on peut obtenir facilement une estimation satisfaisante de la trajectoire moyenne des trajets. Cette méthode présente l'intérêt de posséder des paramètres ajustables selon la régularité souhaitée pour la courbe lissée.

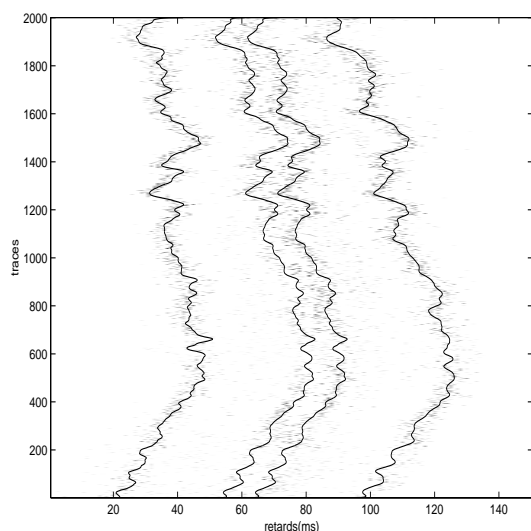


FIG. 8 – Courbes de lissage.

Afin d'obtenir une bonne séparation des trajets 2 et 3, commençons par remarquer que les trajectoires lissées 1 et 4 ont des allures assez proches. En considérant la trajectoire obtenue en moyennant les 2 trajectoires précédentes, on obtient une estimation de l'allure des trajectoires 2 et 3, que l'on peut chercher à positionner en utilisant un critère de distance par rapport aux pics principaux. On peut ensuite réactualiser ces trajectoires lissées. Le résultat final obtenu est présenté sur la figure 9.

6 Conclusion

On a envisagé dans cet article le problème de l'estimation des paramètres de retard d'un canal à trajets multiples. On a vu que la prise en compte de la structure du

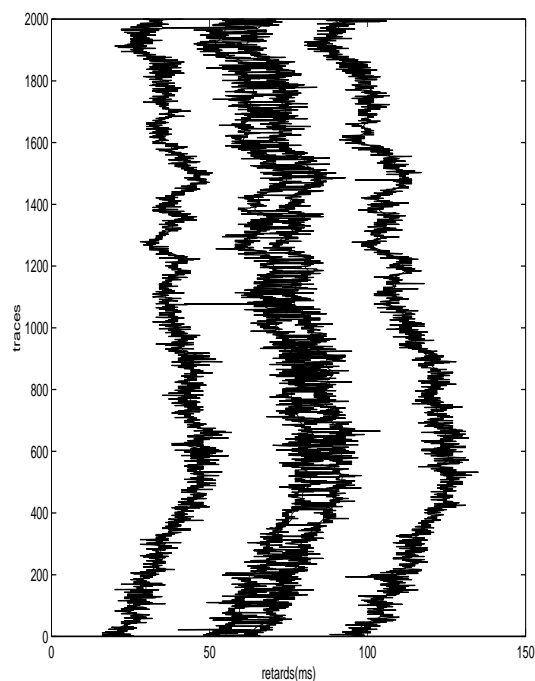


FIG. 9 – Estimation des 4 trajets.

récepteur classique, qui réalise la somme quadratique des composantes en phase et en quadrature d'un signal démodulé et filtré par un filtrage adapté, conduit naturellement à un critère d'estimation bayésienne simple à optimiser. On a également envisagé comment à partir de ce traitement, il est possible d'envisager un suivi de l'évolution des retards de propagation pour les canaux non stationnaires de TAO.

Références

- [1] P. G. Ciarlet. *Introduction à l'analyse numérique matricielle et à l'optimisation*. Masson, 1982.
- [2] V. Nimier et G. Jourdain. Estimation active d'un canal de propagation à trajets multiples par une méthode bayésienne. *Traitement du signal*, 10(3):201–213, 1993.
- [3] M. Feder and E. Weinstein. Parameter estimation of superimposed signals using the em algorithm. *IEEE Trans. on A.S.S.P.*, 36(4):477–489, 1988.
- [4] J-J. Fuchs. Multipath time-delay detection and estimation. *IEEE Trans. S.P.*, 47(1):237–243, Janv. 1999.
- [5] Tze Fen Li. Multipath time delay estimation using regression stepwise procedure. *IEEE Trans. S.P.*, 46(1):191–195, January 1998.
- [6] J. G. Proakis. *Digital Communications*. Mac Graw Hill, second edition, 1989.
- [7] C. P. Robert. *The bayesian choice*. Springer-Verlag, New-York, 1994.
- [8] J. Lemoine S. Djeziri, E. Petit. Une méthode adaptative pour le lissage de courbes. application à la détection de contours. *Traitement du Signal*, 14(1):3–13, 1997.
- [9] C. Wunsch W. Munk, P. Worcester. *Tomography Acoustic Oceanic*. Cambridge University Press, 1995.