

Détection cohérente de cibles dans du fouillis de mer

Rocco SETTINERI

*Virtual Radar Laboratory, Thomson-CSF Airsys,
7-9, rue des Mathurins, 92221 Bagneux cedex, France*

roch.settineri@airsys.thomson-csf.com

Résumé – Cet article concerne la détection cohérente de cibles dans du fouillis de mer à l'aide d'un senseur radar. Après avoir rappelé les caractéristiques spectrales et statistiques du fouillis de mer, nous présentons un détecteur à Taux de Fausse Alarme Constant (TFAC) initialement développé par Goldstein [2]. Nous montrons que les performances en détection de ce TFAC - calculées par Goldstein de manière analytique mais en faisant une approximation - ne s'appliquent pas en pratique. Il est alors nécessaire de recourir à des simulations de Monte Carlo afin de déterminer ces performances. Finalement, nous présentons l'application de ce détecteur sur des enregistrements de fouillis de mer et mettons en évidence le gain obtenu en terme de régulation de la fausse alarme.

Abstract – This paper is devoted to the coherent detection of target burried in sea clutter, by use of a radar sensor. After reminding the spectral and statistical sea clutter properties, we present a Constant False Alarm Rate (CFAR) detector, initially developed by Golstein [2]. We show that the detection performances of the latter - determined analytically by Golstein using an approximation - are of no use in practical situations. Thus, we have to resort to Monte Carlo simulations to derive these performances. Finally, the CFAR performances are illustrated with real sea clutter data, showing the gain obtained in terms of false alarm regulation.

1. Introduction

Ce travail s'inscrit dans le cadre de la détection de cibles à partir d'un senseur radar dans un environnement maritime. Dans ce contexte, le signal utile issu de la cible à détecter est perturbé par les échos de mer, que l'on appelle de manière générique le fouillis de mer. Or, il est bien connu (cf. [1] pour une présentation détaillée) que les caractéristiques statistiques et spectrales du fouillis de mer s'écartent notablement des hypothèses de gaussiannité et de blancheur classiquement utilisées en détection radar. Par conséquent, les détecteurs à Taux de Fausse Alarme Constant (TFAC) mis en oeuvre sous cette dernière hypothèse ne sont pas en mesure de réguler de façon adéquate la probabilité de fausse alarme, lorsqu'ils sont utilisés dans un environnement maritime.

L'objet de cet article est de montrer l'intérêt que présente un détecteur à TFAC adapté aux caractéristiques statistiques du fouillis de mer, aussi bien à travers une analyse théorique que par validation sur des signaux réels. Ce détecteur, appelé TFAC « log-t », a été proposé et étudié d'un point de vue théorique par Goldstein [2]. Le TFAC « log-t » possède la propriété de TFAC quand le signal parasite est distribuée selon une loi de Weibull. Cette distribution représentant - de manière plus ou moins approchée - les propriétés statistiques du fouillis de mer, le TFAC « log-t » est donc un bon candidat en vue de la régulation de la fausse alarme.

L'article est organisé de la façon suivante. La section 2 rappelle les propriétés statistiques et spectrales du fouillis de mer observé à l'aide d'un senseur radar en bande X, qui ont été présentées de manière détaillée par l'auteur dans [3]. Le présent article constitue donc un complément de l'analyse réalisée en [3]. La section 3 présente les développements théoriques conduisant au TFAC « log-t ». Finalement, la

section 4 illustre les performances du TFAC « log-t » sur des signaux réels.

2. Propriétés du fouillis de mer

Une analyse des propriétés statistiques et spectrales du fouillis de mer, observé à bord d'un radar aéroporté en bande X, a été réalisée dans la référence [3]. Nous résumons dans cette section les principaux résultats de cette étude.

L'analyse a consisté à déterminer la distribution de l'amplitude du fouillis de mer *en distance*, après *traitement cohérent*, i.e. après analyse spectrale par FFT.

Dans un premier temps, une analyse purement statistique a mis en évidence que l'amplitude des raies Doppler associées au fouillis de mer s'écarte notablement de la distribution de Rayleigh, classiquement adoptée. Deux autres distributions semblent plus adéquates: la loi K et la loi de Weibull. Ces deux lois sont caractérisées par deux paramètres, un paramètre *d'échelle*, que l'on peut relier à la puissance moyenne du fouillis de mer, et un paramètre de *forme*, qui fixe l'allure de la distribution. C'est ce dernier qui permet de déterminer le caractère *piqué* du fouillis de mer, à savoir la présence d'échantillons dont l'amplitude s'écarte notablement de l'amplitude moyenne. L'analyse a montré que le caractère plus ou moins piqué de l'amplitude des raies Doppler dépend étroitement de la position de ces raies dans le spectre.

Dans un second temps, une analyse purement spectrale a montré que l'étalement Doppler du fouillis de mer était directement lié d'une part à *l'angle de visée relatif* entre le faisceau d'antenne et la direction de propagation de la mer et dans une moindre mesure au *type de visée* du radar (visée frontale ou visée latérale).

Enfin, une analyse *conjointe* des caractéristiques statistiques et spectrales permet de montrer que ces deux caractéristiques sont intimement liées. Les conclusions que l'on peut tirer de cette analyse conjointe sont les suivantes :

- l'étalement Doppler du fouillis de mer est maximal lorsqu'on se trouve en configuration "upwind" (i.e., faisceau d'antenne dirigé face au vent) et en visée latérale. De plus, le spectre Doppler est asymétrique : cette asymétrie est d'autant plus prononcée que l'on se trouve en configuration "upwind", comparativement à la configuration "crosswind" (i.e., faisceau d'antenne dirigé travers au vent).
- le caractère piqué de l'amplitude des raies Doppler associées au fouillis est d'autant plus prononcé que l'on se trouve sur les "queues" du spectre Doppler, notamment sur la queue la plus longue dans le cas d'un spectre asymétrique.
- le caractère piqué des raies Doppler est d'autant plus prononcé que la résolution de l'analyse spectrale est fine. Les raies Doppler sont pratiquement distribuées selon une loi de Rayleigh pour une durée d'analyse cohérente du même ordre de grandeur que la corrélation temporelle du fouillis de mer; elles deviennent de plus en plus piquées au fur et à mesure que la durée d'analyse cohérente augmente.

Ces résultats montrent que la détection cohérente des cibles dans du fouillis de mer est rendue compliquée, d'une part à cause de l'étalement Doppler du fouillis de mer qui réduit le domaine de visibilité des cibles et d'autre part à cause du caractère piqué de l'amplitude des raies Doppler observée le long de l'axe distance. Ce caractère piqué se traduit par une queue de distribution notablement plus longue que celle d'une loi de Rayleigh. Afin d'obtenir une probabilité de fausse alarme adéquate, il est alors nécessaire d'augmenter le seuil de détection, ce qui réduit en conséquence la probabilité de détection. Enfin, notons que les queues du spectre Doppler caractérisées par un rapport fouillis à cible peu élevé - et donc potentiellement favorable à une bonne détection - sont malheureusement des zones à fort degré de "piquage".

3. Présentation du TFAC « log-t »

3.1 Expression du TFAC « log-t »

En détection radar, il est fortement souhaitable pour des raisons opérationnelles évidentes d'obtenir un taux de fausse alarme constant. Ceci signifie que la probabilité de fausse alarme doit être indépendante de la puissance moyenne des échos. Ainsi, un détecteur à TFAC classique (i.e. adapté à une loi de Rayleigh) détermine le seuil de détection de manière adaptative, par estimation de la puissance moyenne du signal parasite sur les cases radar environnantes de la case radar courante où la cible est supposée être présente.

Comme on l'a montré dans la section précédente, l'amplitude des raies Doppler du fouillis de mer observées le long de l'axe distance ne peut être représentée de façon adéquate par une loi de Rayleigh, mais plutôt par une loi à deux paramètres telle que la loi de Weibull ou la loi K. Dans ce cas, la

propriété de TFAC du détecteur doit être vérifiée vis-à-vis des deux paramètres de ces lois. Or, le TFAC classique ne calculant qu'une seule statistique (puissance moyenne), il ne peut jamais vérifier cette propriété pour des lois à deux paramètres.

Le TFAC « log-t » est quant à lui décrit par les relations suivantes:

$$t = \frac{Y_0 - \hat{m}_Y}{\hat{\sigma}_Y} \gtrsim T \quad (1)$$

$$\text{avec: } \hat{m}_Y = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i, \quad \hat{\sigma}_Y = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{m}_Y)^2$$

expressions dans lesquelles $Y_i = \ln(X_i)$, où X_i représente l'amplitude du signal dans la case radar i , X_0 étant le signal issu de la case radar courante. T est la *variable de contraste* qui permet de fixer le taux de fausse alarme. N est le nombre de *cases de référence* utilisées pour estimer la moyenne \hat{m}_Y et l'écart-type $\hat{\sigma}_Y$. L'expression (1) peut se réécrire de la façon suivante:

$$Y_0 \gtrsim \hat{m}_Y + T \cdot \hat{\sigma}_Y \quad (2)$$

qui montre que le détecteur « log-t » consiste à comparer l'amplitude du signal *transformé* à un seuil de détection adaptatif, qui dépend de la *moyenne* et de l'*écart-type* du signal transformé. C'est grâce au calcul de ces deux statistiques que la propriété de TFAC du détecteur « log-t » est vérifiée pour la loi de Weibull, dont l'expression est la suivante :

$$p_X(x) = \left(\frac{\beta}{\alpha}\right) \left(\frac{x}{\alpha}\right)^{\beta-1} \exp(-x^\beta/\alpha^\beta) \quad (3)$$

où α et β sont respectivement les paramètres d'échelle et de forme de la loi de Weibull.

En effet, il est aisé de montrer que la distribution de la statistique t définie en (1) est invariante par modification des paramètres d'échelle et de forme de la loi de Weibull.

3.2 Propriété de « quasi-TFAC » pour une loi K

Nous montrons par simulation de Monte carlo que la propriété de TFAC est quasiment vérifiée pour la loi K, dont l'expression est la suivante :

$$p_X(x) = \frac{4c}{\Gamma(\nu)} (cx)^\nu K_{\nu-1}(2cx) \quad (4)$$

La figure 1 présente la probabilité de fausse alarme *estimée* par simulation de Monte Carlo en fonction du paramètre de forme de la loi K. Le nombre de cases de référence est $N=32$. Cinq valeurs de la variable de contraste ont été sélectionnées, correspondant à une Pfa *visée* (sous l'hypothèse Weibull) de 10^{-2} à 10^{-6} .

On note que dans le cas d'une loi relativement piquée (paramètre de forme de la loi K, $\nu=0,5$, correspondant à un paramètre de forme de la loi de Weibull $\beta=1$), la Pfa obtenue pour la loi K est très proche de la Pfa visée sous l'hypothèse d'une loi de Weibull. Cela est d'autant plus vrai que la Pfa visée est importante. Pour une pfa visée de 10^{-6} , la Pfa estimée est de l'ordre de $1,25 \cdot 10^{-6}$, alors qu'aucune différence sensible ne se fait sentir pour une Pfa visée de 10^{-2} . La Pfa estimée augmente ensuite avec la valeur du paramètre de

forme pour atteindre une valeur maximale autour de $\nu=1,8$ ($\Rightarrow \beta=1,5$), à partir de laquelle elle diminue légèrement.

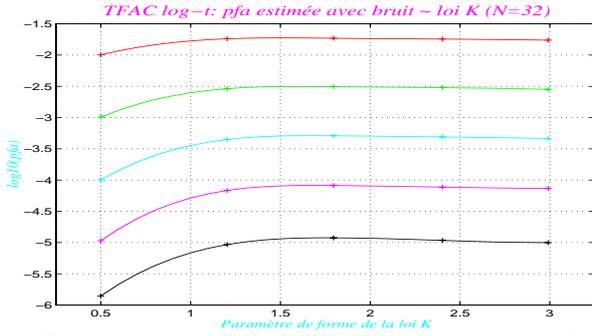


FIG. 1 : propriété de « quasi-TFAC » pour la loi K

Ce phénomène est d'autant plus sensible que la Pfa visée est faible. Pour une Pfa visée de 10^{-6} , la variation de la Pfa estimée sur le domaine de variation du paramètre de forme est légèrement inférieure à un ordre de grandeur ($1,25 \cdot 10^{-6}$ à $1,2 \cdot 10^{-5}$). Cette variation est encore plus faible pour une Pfa visée de 10^{-2} (10^{-2} à $6 \cdot 10^{-2}$).

Ces différentes courbes confirment donc la propriété de « quasi-TFAC » du détecteur « log-t » sous l'hypothèse d'un fouillis distribué selon la loi K. Cette propriété découle directement du fait que ces deux lois sont relativement « proches » l'une de l'autre.

En conclusion, la propriété de TFAC du détecteur « log-t » pour un fouillis distribué selon Weibull, et la vérification approximative de cette propriété pour un fouillis en K, fait de lui un bon candidat en vue d'assurer la régulation de la fausse alarme.

3.3 Courbes COR du TFAC « log-t »

Comme tout détecteur, les performances du TFAC « log-t » sont déterminées à travers ses caractéristiques opérationnelles de réception (COR) qui expriment la probabilité de détection en fonction du rapport signal à bruit, pour une probabilité de fausse alarme fixée. Toutefois, les courbes COR du TFAC « log-t » dépendent d'un paramètre supplémentaire qui est le paramètre de forme β de la loi de Weibull. L'obtention de ces courbes nécessite le calcul de la variable de contraste T permettant d'assurer une probabilité de fausse alarme donnée. D'après la relation (2), le calcul de la probabilité de fausse alarme nécessite la connaissance de la loi de distribution conjointe de la moyenne et de l'écart-type estimés, selon l'expression suivante :

$$Pfa = \int_{\hat{m}} \int_{\hat{\sigma}} p(\hat{m}, \hat{\sigma}) \int_{\exp(\hat{m} + \hat{\sigma}T)} p(X) dXd\hat{m}d\hat{\sigma} \quad (5)$$

où $p(X)$ est la distribution de l'amplitude du fouillis.

Pour un nombre de cases N suffisamment important, il est possible d'approximer cette loi conjointe par une loi gaussienne bivariée. Cette approximation est utilisée par Goldstein [2] pour développer une expression analytique de la probabilité de fausse alarme en fonction du contraste T . Nous avons testé la validité de cette approximation par simulation de Monte Carlo. Les résultats de cette analyse sont présentés sur la figure 2. Cette figure présente la valeur de la variable de contraste T en fonction du nombre de cases N du détecteur,

et cela pour différentes valeurs de la probabilité de fausse alarme visée.

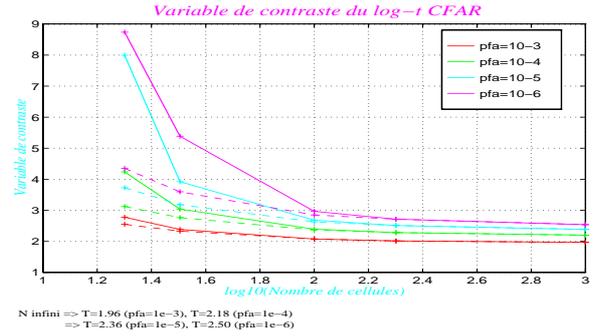


FIG. 2 : variable de contraste du TFAC « log-t »

Les courbes en trait plein représentent le contraste calculé par l'expression analytique de Goldstein, alors que les courbes en trait pointillé représentent le contraste estimé par simulation de Monte Carlo. Ces deux séries de courbes sont concordantes pour un nombre de cases supérieur à 200. En deçà de ce nombre, le contraste estimé présente une valeur plus faible que le contraste théorique. Ceci est d'autant plus vrai que la Pfa visée est faible. L'approximation proposée par Goldstein est donc loin d'être valide dans tous les cas d'intérêt pratique pour lesquels le nombre de cases est en général inférieur à 32.

Par ailleurs, il n'existe pas dans le cas général d'expression analytique de la probabilité de détection. Goldstein propose toutefois une expression analytique lorsque le rapport signal à bruit est élevé et le nombre de cellules du TFAC tend vers l'infini. Pour un nombre de cellules fini, il est donc nécessaire de recourir, là encore, à une simulation de Monte Carlo.

Pour des raisons de brièveté, nous ne présenterons pas dans cet article l'ensemble des résultats, mais illustrerons les performances du TFAC « log-t » pour une Pfa de 10^{-6} et un paramètre de forme de la loi de Weibull égal à 1. Cette valeur correspond à un fouillis fortement piqué, représentatif des valeurs observées sur les queues du spectre Doppler de la mer, comme indiqué en section 2. La figure 3 présente les courbes COR théoriques (i.e. calculées à l'aide de l'expression approchée de Goldstein) et estimées par simulation de Monte Carlo, pour un nombre de cellules de 20, 32 et 1000. Le cas $N=1000$ n'est jamais utilisé en pratique mais illustre simplement le comportement du détecteur idéal (obtenu en toute rigueur quand N tend vers l'infini). Sur cette figure, on note que l'adéquation entre courbes théoriques et courbes estimées n'est vérifiée que lorsque le nombre de cellules est égal à 1000, ce qui était un résultat attendu. Pour des valeurs de N utilisées en pratique (20 ou 32), les courbes COR estimées sont plus favorables que les courbes COR théoriques pour une probabilité de détection inférieure à 0,7 approximativement, car elles induisent des pertes de TFAC moindres.

Les pertes de TFAC correspondent au rapport signal à bruit supplémentaire à fournir lorsqu'on utilise un nombre N fini de cellules, afin d'atteindre la même probabilité de détection que celle obtenue avec le détecteur idéal. Notons que les pertes du TFAC « log-t » (typiquement 10 à 15 dB pour un fouillis piqué) sont relativement importantes si on les

compare à celles obtenues pour le TFAC adapté à la loi de Rayleigh (typiquement 2dB).

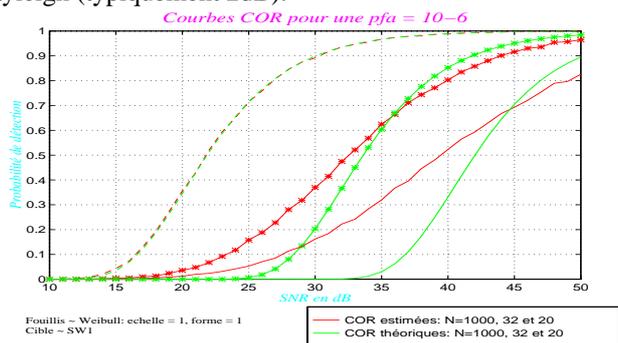


FIG. 3 : courbes COR du TFAC « log-t »

4. Application sur signaux réels

Nous comparons dans cette dernière section les performances du TFAC « log-t », par rapport au TFAC adapté à la loi de Rayleigh. La figure 4 présente un panorama distance-Doppler typique de fouillis de mer, dans une configuration « upwind ». On peut noter que le fouillis de mer s'étale sur approximativement le tiers de la bande Doppler non ambiguë. De plus, il est présent sur toute la zone distance considérée (environ 30 km), avec un niveau maximum d'environ 30 dB au dessus du niveau de bruit thermique.

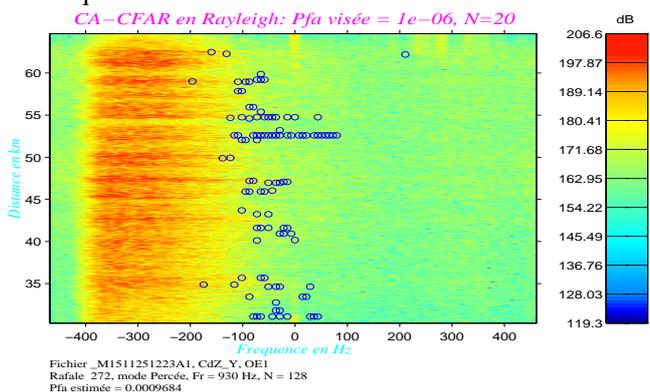


FIG. 4 : TFAC adapté à la loi de Rayleigh

Sur cette même courbe, nous avons fait figurer par des cercles les détections élémentaires fournies par le TFAC adapté à la loi de Rayleigh. Ce dernier a été réglé de façon à viser une probabilité de fausse alarme de 10^{-6} , avec un nombre de cellules de référence égal à 20. Du fait de l'homogénéité du fouillis de mer le long de l'axe distance, les cellules de référence utilisées pour calculer le niveau moyen du fouillis, sont elles aussi prises le long de l'axe distance.

On note que les fausses alarmes sont localisées sur la « queue » la plus longue du spectre Doppler du fouillis de mer. Ceci est cohérent avec les caractéristiques du fouillis de mer que nous avons présenté dans la section 2. La queue la plus longue du fouillis de mer correspond à un degré de « piquage » très important, qui n'est pas du tout représentatif d'une loi de Rayleigh. Ainsi, le TFAC adapté à cette dernière loi n'est pas en mesure de réguler la fausse alarme dans les zones Doppler correspondant au fouillis de mer. Le taux de fausse alarme estimé est approximativement de 10^{-3} , soit un facteur de l'ordre de 1000 par rapport au taux de fausse

alarme visé ! Il est évident qu'un tel résultat est inacceptable d'un point de vue opérationnel.

La figure 5 correspond au même panorama distance-Doppler que celui présenté sur la figure 4. Par contre, le détecteur utilisé est le TFAC « log-t », qui a été réglé avec les mêmes paramètres que le TFAC adapté à la loi de Rayleigh, i.e. avec un nombre de cellules de référence égal à 20 et une probabilité de fausse alarme visée de 10^{-6} . Comme précédemment, les cercles de couleur indiquent les détections obtenues.

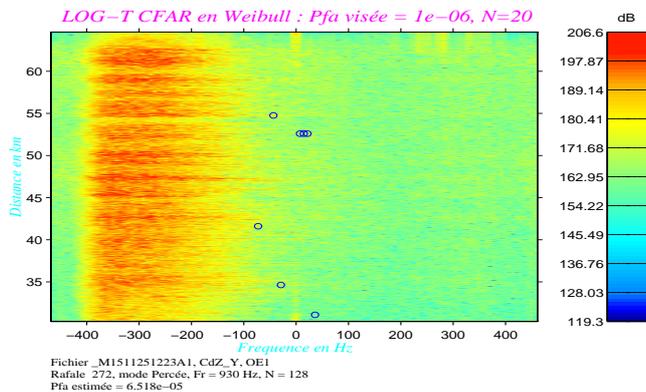


FIG. 5 : TFAC « log-t » adapté à la loi de Weibull

On note que le nombre de fausses alarmes est considérablement réduit: le taux de fausse alarme estimé est de l'ordre de $6,5 \cdot 10^{-5}$, soit un gain d'un facteur 150 par rapport au TFAC adapté à la loi de Rayleigh ! Notons toutefois que le taux de fausse alarme, n'atteint pas encore le taux de fausse alarme visé: ceci signifie que la loi sous-jacente présente un caractère plus « piqué » que la loi de Weibull, tel que la loi K. Or, comme on l'a montré dans la section 3.2, la propriété de TFAC n'est que partiellement vérifiée pour cette dernière loi de probabilité.

5. Conclusion

Cet article a montré que la détection cohérente de cibles dans du fouillis de mer est une tâche rendue difficile par le caractère « piqué » de l'amplitude des raies Doppler associées au fouillis. Après avoir déterminé par simulation de Monte Carlo les performances en détection du TFAC « log-t », nous avons enfin illustré le comportement de ce détecteur sur des enregistrements de fouillis. Ceux-ci montrent qu'un gain considérable peut être obtenu en terme de régulation de la fausse alarme, comparativement à un détecteur classique adapté à la loi de Rayleigh. Toutefois, il faut noter que les pertes de TFAC du détecteur « log-t » sont sensiblement plus importantes que celles du TFAC adapté à la loi de Rayleigh.

Références

- [1] K.D. Ward, C.J. Baker, S. Watts, "Maritime surveillance radar - Part 1: radar scattering from the ocean surface", IEE Proc. F, 1990, vol. 137, n°2.
- [2] G.B. Goldstein, "False-alarm regulation in log-normal and Weibull clutter", IEEE Trans. AES-9, n°1, Janvier 1973.
- [3] R. Settineri, D. Delage, J-M. Hermer, "Joint statistical and spectral analysis of recorded sea clutter data", PSIP99, Janvier 1999, Paris.