

Modélisation des cibles détectées par un radar de surveillance maritime à haute résolution

E. RADOI¹, A. QUINQUIS¹, P. SAULAIS²

¹ENSIETA, Laboratoire E3I2, 2 rue François Verny, 29806 Brest, France,

radoiem@ensieta.fr, quinquis@ensieta.fr

²THALES NAVAL France, 7/9 rue des Mathurins, 92221 Bagneux, France,

pierre.saulais@fr.thalesgroup.com

Résumé – Afin d’optimiser les performances des radars à haute résolution pour la détection à la surface de la mer il est nécessaire de développer des modèles adéquats aussi bien pour les cibles navales que pour le fouillis de mer. Alors que ce dernier fait l’objet de nombreuses études, les modèles des cibles utilisés sont toujours ceux développés par Swerling. Le modèle proposé dans l’article intègre les effets de la haute résolution en distance assurée par le radar et de la visibilité géométrique discontinue, qui apparaît surtout dans le cas des petites cibles.

Abstract – Appropriate models for both naval target and sea clutter are required in order to improve the detection performances of the high resolution radar operating at the sea surface. While many studies have been devoted to the sea clutter modelling, the target models are still those developed by Swerling. The model we propose in this paper integrate the effects of the high range resolution provided by the radar and of the discontinuous geometric visibility, which occurs especially in the case of small targets.

1. Introduction

Pour les radars à haute résolution, l’idée acceptée initialement était que leurs performances en détection devaient s’améliorer puisque le fouillis intercepté par le radar diminuait. Néanmoins, les performances mesurées n’étaient pas forcément meilleures à cause du fait que l’hypothèse faite sur le caractère gaussien des observations n’était plus valable. L’aspect bien plus piqué du fouillis a pour conséquence directe une probabilité de fausse alarme beaucoup plus élevée que prévue, qui ne peut pas être supportée par le processeur radar [1].

Bien qu’essentielles, les caractéristiques statistiques du fouillis, très différentes en haute résolution par rapport à la faible résolution, ne sont pas les seules responsables de la dégradation des performances en détection des radars à haute résolution, lorsque ceux-ci utilisent des techniques standard. Les modèles classiques de cibles doivent eux aussi être adaptés au nouveau contexte. Cette idée nous a guidé vers le développement d’un nouveau modèle de cibles à haute résolution, qui est capable d’expliquer les pertes enregistrées sur le taux de détection, et ensuite de comparer les performances obtenues grâce aux approches standard, paramétrique et non-paramétrique, adaptées bien évidemment aux caractéristiques statistiques du fouillis K distribué [2].

Toute cible peut être approximée par une collection de points brillants dont la distribution spatiale et le pouvoir réfléchissant définissent sa caractéristique de réflectivité. Les points brillants sont supposés non-dispersifs dans les domaines fréquentiel et angulaire. A chaque point brillant correspond un signal réfléchi ayant l’amplitude a_k et la phase Φ_k . a_k mesure la capacité du point brillant k à réfléchir les ondes électromagnétiques, alors que Φ_k , dont la valeur est donnée par le retard, est liée à la position par

rapport au radar. Le signal écho s’obtient alors par la superposition des signaux réfléchis par chacun des points brillants :

$$E = \sum_{k=1}^N a_k \exp(j\Phi_k) \quad (1)$$

La variation de l’amplitude du signal détecté par un radar à faible résolution est généralement prise en compte par les modèles de Swerling. Le modèle *Swerling 0* considère que la SER de la cible ne fluctue pas (modèle théorique) et que par conséquent l’amplitude du signal réfléchi par la cible est inconnue et non-fluctuante. Le modèle *Swerling 1* considère que les valeurs des amplitudes des impulsions réfléchies sur plusieurs tours d’antenne (*scan-to-scan*) sont des variables aléatoires indépendantes distribuées selon la loi de Rayleigh. Le modèle *Swerling 2* considère que les amplitudes des impulsions réfléchies par la cible sur plusieurs périodes de récurrence successives (*pulse-to-pulse*) sont des variables aléatoires indépendantes distribuées selon la loi de Rayleigh. Les modèles *Swerling 3* et *Swerling 4* sont similaires aux modèles 1 et 2 sauf que le type de la distribution est de Rayleigh à une dominante.

Ces modèles sont bien adaptés pour décrire la variation de la SER de la cible, et par conséquent de l’amplitude du signal détecté, lorsque le radar est à faible résolution. Dans le cas d’un radar à haute résolution, la cible est vue sur plusieurs cellules de distance. L’échantillon correspondant à une seule cellule de distance est obtenu par la somme des signaux réfléchis par les points brillants appartenant à celle-ci.

Contrairement aux radars à faible résolution pour lesquels la cible est tout le temps entièrement incluse dans une seule cellule de distance et où par conséquent le nombre des points brillants ne varie quasiment pas, pour les radars à haute

résolution, ce nombre est une variable aléatoire en raison du mouvement du navire.

Le point de départ du modèle que nous allons présenter par la suite est constitué par les travaux de Sangston et Gerlach [3]. La différence essentielle par rapport à leur démarche est que dans le cas d'une cible radar le nombre de points brillants est relativement réduit, alors que pour le fouillis de mer ce nombre est très grand et permet le passage à la limite et l'obtention d'une ddp de type mélange de Rayleigh. Notre modèle permet de prendre en compte l'effet de la variation aléatoire du nombre des points brillants d'une cellule de résolution et aussi l'effet de la visibilité géométrique de certaines parties du navire ou de l'ensemble, dans le cas de petites cibles.

2. Mise au point du modèle

Nous allons considérer que le nombre de points brillants est une variable aléatoire discrète de densité de probabilité $p(N)$ et moyenne \bar{N} , que $\{a_k\}_{k=1..N}$ sont indépendants et identiquement distribués (IID), de fonction de répartition $F_a(a)$ et que $\{\Phi_k\}_{k=1..N}$ sont IID uniformément distribués sur $[0, 2\pi]$. Soit la variable aléatoire complexe z définie sous la forme :

$$z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{k=1}^N a_k \exp(j\Phi_k) \quad (2)$$

La fonction caractéristique de z est donnée par :

$$C(u) = \sum_{N=0}^{\infty} C(u|N) p(N) \quad (3)$$

où $C(u|N) = E[\exp(j\langle u, z \rangle) | N]$.

Si $u = |u| \exp(j\Psi)$ on obtient :

$$\langle u, z \rangle = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{k=1}^N a_k |u| \cos(\Phi_k - \Psi) \quad (4)$$

Il en résulte :

$$C(u|N) = E \left[\prod_{k=1}^N \exp \left(j \frac{a_k |u|}{\sqrt{N}} \cos(\Phi_k - \Psi) \right) \right] \quad (5)$$

Puisque $\{\Phi_k\}_{k=1..N}$ sont IID uniformément distribués sur $[0, 2\pi]$ et $\{a_k\}_{k=1..N}$ IID, de fonction de répartition $F_a(a)$ il peut être démontré [3] que :

$$C(u|N) = \left[\int_0^{\infty} J_0 \left(\frac{a|u|}{\sqrt{N}} \right) dF_a(a) \right]^N \quad (6)$$

où $J_0(\cdot)$ est la fonction de Bessel du premier type et ordre 0.

Par conséquent :

$$C(u) = \sum_{N=0}^{\infty} \left[\int_0^{\infty} J_0 \left(\frac{a|u|}{\sqrt{N}} \right) dF_a(a) \right]^N p(N) \quad (7)$$

Considérons maintenant $p(N)$ sous la forme d'un mélange de Poisson :

$$p(N) = \int_0^{\infty} \frac{\lambda^N}{N!} dF_\lambda \left(\frac{\lambda}{\bar{N}} \right) \quad (8)$$

où $F_\lambda(\lambda)$ est une fonction de répartition définie sur $[0, \infty]$, avec $E[\lambda] = 1$.

Après quelques calculs et en passant par le changement de variable $\lambda = \bar{N}t$, l'expression suivante est obtenue pour la fonction caractéristique [3] :

$$C(u) = \int_0^{\infty} \exp \left[-\bar{N}t \left(1 - \int_0^{\infty} J_0 \left(\frac{a|u|}{\sqrt{\bar{N}t}} \right) dF_a(a) \right) \right] dF_\lambda(t) \quad (9)$$

La connaissance de la fonction caractéristique d'une variable aléatoire permet de retrouver, de façon unique, sa densité de probabilité à travers la relation :

$$C(u) = \int_0^{\infty} f(z) \exp(juz) dz \Rightarrow f(z) = \text{FT}\{C(u)\} \quad (10)$$

La fonction $f(z)$ ainsi déterminée permet de caractériser du point de vue statistique le signal écho provenant d'une cellule de résolution, détecté par un radar à haute résolution.

Le modèle de la variation aléatoire du nombre de points brillants dans le cas d'un navire illuminé par un radar à haute résolution permet également d'associer une certaine probabilité au signal réfléchi nul. Autrement dit il est possible de considérer le cas où le nombre de points brillants vaut zéro, ce qui équivaut à prendre en compte la visibilité géométrique des petites cibles.

Considérons par exemple $p(N)$ comme une densité de probabilité binomiale négative, qui est un cas particulier des mélanges de Poisson :

$$P_{r,q}(N) = \binom{r+N-1}{N} q^r (1-q)^N \quad (11)$$

Notons également par P_0 la probabilité de l'événement $N=0$ et par P_1 la probabilité de l'événement $N \leq N_{\max}$. Il en résulte :

$$P_0 = q^r \Rightarrow q = P_0^{1/r} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} P_1 &= \sum_{N=0}^{N_{\max}} P_{r,q}(N) = \sum_{N=0}^{N_{\max}} \binom{r+N-1}{N} q^r (1-q)^N \\ &= P_0 \sum_{N=0}^{N_{\max}} \binom{r+N-1}{N} (1-P_0^{1/r})^N \end{aligned} \quad (13)$$

La deuxième équation peut être résolue par des techniques numériques pour déterminer le paramètre r entier. Le paramètre q est ensuite calculé à partir de la première équation. Les résultats de l'application de cette procédure pour 2 cas sont indiqués dans le tableau ci-dessous, alors que les densités de probabilité correspondant à ces paramètres issus des calculs sont représentées sur la figure 1.

TAB. 1 : paramètres de la loi binomiale négative issus des calculs

	r	q
$N_{\max} = 15, P_0 = .1, P_1 = .999$	4	.5623
$N_{\max} = 5, P_0 = .5, P_1 = .999$	2	.7071

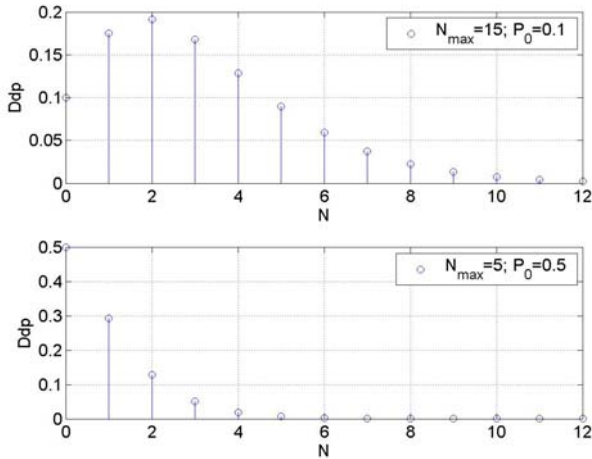


FIG. 1 : Densité de probabilité binomiale négative pour différentes valeurs de N_{\max} et de P_0

3. Résultats des simulations

Les performances en détection sont calculées par des simulations de Monte-Carlo en considérant que la statistique dans chaque cellule de test est formée par la contribution du fouillis K distribué et du signal écho réfléchi par la cible, construit à partir des modèles de Swerling ou du nouveau modèle proposé au paragraphe 2.

La probabilité de détection dépend du rapport signal sur fouillis (S/C), calculé comme le rapport de la puissance du signal utile sur la puissance du fouillis. Le rapport S/C voulu est obtenu par la multiplication des échantillons du fouillis par un coefficient a calculé de la manière suivante :

$$[S/C]_{dB} = 10 \log_{10} \frac{\sum s_k^2}{a^2 \sum c_k^2} \Rightarrow a = \sqrt{\frac{\sum s_k^2}{\sum c_k^2}} 10^{\frac{[S/C]_{dB}}{20}} \quad (14)$$

où $\{s_k\}$ sont les échantillons du signal utile et $\{c_k\}$ les échantillons du fouillis.

Les courbes de détection monoimpulsion pour un fouillis K distribué et différents modèles de cibles, y compris pour le modèle proposé sont représentées sur la figure 2.

Les performances en détection diminuent au fur et à mesure que le paramètre de forme diminue. Les mêmes courbes sont tracées sur la figure 3 pour le cas d'un enregistrement réel de fouillis de mer ($\hat{v} = .5$). Les résultats obtenus montrent la validité de nos prédictions réalisées à partir de données K distribuées et simulées.

4. Conclusions

Le travail présenté dans cet article a permis le développement d'un nouveau modèle pour les cibles illuminées par un radar à haute résolution en distance inclinée.

Le nouveau modèle qui a été mis au point permet de prendre en compte la variation aléatoire du nombre de points brillants d'une cellule de résolution et l'effet de la visibilité géométrique de petites cibles masquées par les vagues. En effet, nous avons eu l'occasion de constater que si la détection est réalisée classiquement, ce modèle peut expliquer, à côté du caractère non-gaussien du fouillis, la dégradation des performances en détection des radars à haute résolution. Une stratégie de détection optimale, adaptée tant au caractère du fouillis qu'à ce nouveau modèle de cibles reste à concevoir afin d'améliorer de manière significative les résultats.

Références

- [1] Watts S., Ward K.D., Baker C.J., *Maritime surveillance radar. Part 2: Detection prediction performances in sea clutter*, IEE Proc. 137, No. 2, pp 63-72, 1990.
- [2] Watts S., *Radar detection prediction in K-distributed sea clutter and thermal noise*, IEEE Trans. on AES, No. 1, pp 40-45, 1987.
- [3] Sangston K.J., Gerlach K.R., *Coherent detection of radar targets in a non-gaussian background*, IEEE Trans. on AES, Vol. 30, No. 2, pp 330-340, 1994.

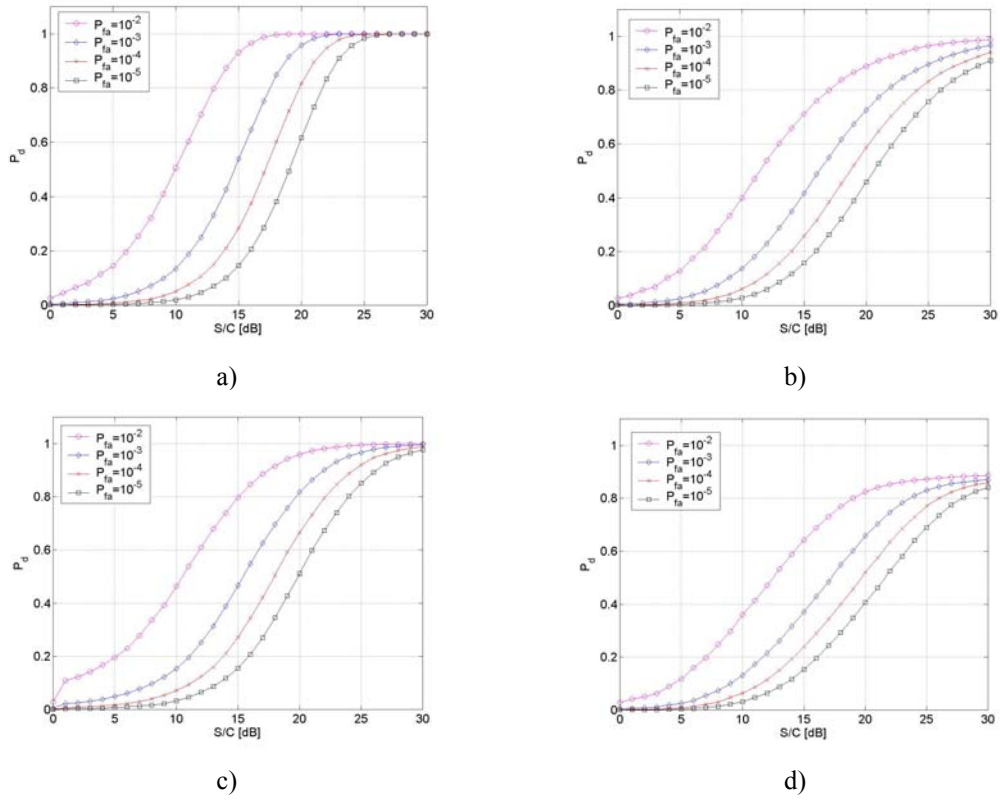


FIG. 2 : Courbes de détection monoimpulsion pour un fouillis simulé K distribué et différents modèles de cibles : a) Swerling0, b) Swerling 1&2, c) Swerling 3&4, d) nouveau modèle avec $N_{\max}=15$ et $P_0=.1$

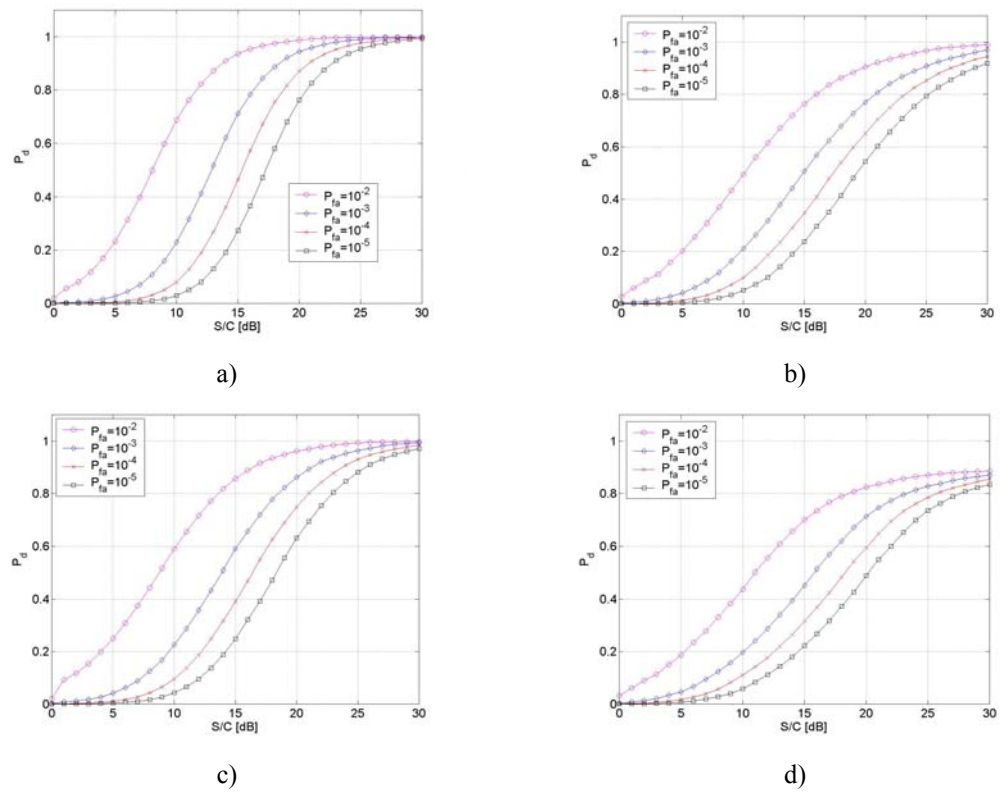


FIG. 3 : Courbes de détection monoimpulsion pour un enregistrement réel de fouillis de mer et différents modèles de cibles : a) Swerling0, b) Swerling 1&2, c) Swerling 3&4, d) nouveau modèle avec $N_{\max}=15$ et $P_0=.1$