

Nouvelles Méthodes d'Analyse de Performances de Détection Radar

OVARLEZ Jean-Philippe †, JAY Emmanuelle ‡

†ONERA, DEMR/TSI, BP72, F92322 Châtillon Cedex, France

‡ENSEA/UCP-ETIS, URA D2235 et ONERA/DEMR/TSI

BP 44, F95014 Cergy Pontoise Cedex, France

Email : ovarlez@onera.fr, jay@onera.fr

Abstract

The spiky nature of the clutter encountered in surface-sited radar for the detection of target illuminated at low grazing angles or in high resolution radar tends to have a statistic which strongly differs from the gaussian assumption. The parametric modelisation of the moment generating function of the noise envelope by Padé approximation proposed here leads to a powerful estimation of its probability density function and allows to evaluate the radar detection performances of target embedded in any noise without knowledge *a priori* of the closed form of its statistic. It allows in the same way to take into account any possible fluctuation of the target.

Résumé

Dans le cadre de la détection d'une cible évoluant à site bas ou d'une cible éclairée par un radar à haute résolution distance, la nature impulsionnelle du bruit environnant écarte l'hypothèse gaussienne généralement retenue pour la modélisation de la statistique de ce fouillis.

Ce papier décrit une modélisation par approximants de Padé de la fonction génératrice de moments de l'enveloppe du bruit additif, et, éventuellement des lois de fluctuations de la cible. Cette méthode permet l'évaluation des performances de détection d'un radar sans connaissance *a priori* sur la nature du bruit.

I. INTRODUCTION

Des mesures de fouillis de sol issues d'expérimentation de l'ONERA ainsi que d'organismes extérieurs tel le MIT [1, 2] ont montré le net écart entre la réalité et les modèles statistiques classiquement utilisés dès lors que la cible évolue à site très bas (incidence inférieure à quelques degrés) ou que le pouvoir de résolution distance du radar augmente (baisse du nombre de réflecteurs élémentaires du fouillis de sol). Dans ces situations, la statistique globale du fouillis peut ne plus s'apparenter à une loi gaussienne (le théorème central limite ne s'applique plus) mais à des lois possédant un nombre de degrés de liberté plus élevé

(ex : loi de Weibull ou K-distribution).

L'estimation par Approximants de Padé de la fonction génératrice de moments du bruit permet de ne plus se donner de modèle *a priori* sur sa statistique. En effet, la densité de probabilité du bruit est entièrement déterminée par deux jeux de coefficients complexes, de petite taille M (sa valeur assure la stabilité de l'approximation), et il est également possible de prendre en compte les éventuelles lois de fluctuations des cibles, qu'elles soient caractérisées par une loi connue *a priori* ou par des mesures réelles de fluctuations.

Cette méthode permet non seulement d'estimer une densité de probabilité de signaux réels, mais simplifie considérablement les calculs pour la mise en œuvre des probabilités de détection d'une cible de comportement déterministe (non fluctuant) ou fluctuant selon une loi donnée (ex : lois de Swerling) [3, 4]. Après l'avoir testée avec succès sur plusieurs types de lois de probabilité (Rayleigh, Weibull, K-distributions, mixture de lois, etc...), elle a été appliquée sur des données réelles de fouillis de forêt en comparant les résultats obtenus à l'hypothèse gaussienne généralement retenue pour ce type d'analyse.

II. RELATIONS GÉNÉRALES

La théorie de la détection suivant le critère de NEYMANN-PEARSON fixe la probabilité de fausse alarme P_{fa} et maximise la probabilité de détection P_d . Pour calculer la probabilité de fausse alarme, il est nécessaire de connaître *a priori* la statistique du test de détection. Le schéma de détection classiquement rencontré en radar est le suivant :

$$\begin{aligned} \text{Hypothèse } H_0 : x(t) &= n(t) + c(t) \\ \text{Hypothèse } H_1 : x(t) &= s(t) + n(t) + c(t) \quad (1) \end{aligned}$$

Si on note par $p_{H_0}(r)$ la densité de probabilité de l'enveloppe du signal $x(t)$ complexe sous l'hypothèse H_0 (hypothèse bruit thermique gaussien et fouillis : $|n(t) + c(t)|$),

pour une probabilité de fausse alarme P_{fa} fixée, le seuil de détection θ est donné par la résolution de l'équation :

$$P_{fa} = \int_{\theta}^{+\infty} p_{H_0}(r) dr, \quad (2)$$

tandis que, en notant $p_{H_1}(r)$ la densité de probabilité de l'enveloppe du signal noyé dans le bruit $|s(t) + n(t) + c(t)|$, la probabilité P_d de détection est donnée par le calcul de :

$$P_d = \int_{\theta}^{+\infty} p_{H_1}(r) dr. \quad (3)$$

Sous l'hypothèse d'une densité de phase uniforme entre les voies I et Q en quadrature du signal $x(t)$ reçu, il est possible de lier la densité de probabilité de l'enveloppe du bruit plus la cible avec celle de l'enveloppe du bruit seul.

Soit un processus aléatoire complexe, de partie réelle $a(t)$ et de partie imaginaire $b(t)$. Ce bruit est caractérisé par une densité bidimensionnelle $P(a, b)$ ou, de manière duale, par une fonction caractéristique $C(u_1, u_2)$ dite *cohérente*, transformée de Fourier bidimensionnelle de $P(a, b)$:

$$C(u_1, u_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} P(a, b) e^{i(u_1 a + u_2 b)} da db \quad (4)$$

Cette fonction caractéristique peut se mettre sous la forme d'une fonctionnelle de $\rho = \sqrt{u_1^2 + u_2^2}$, dite *cohérente radiale*, sous l'hypothèse d'une densité de phase uniforme $p_{\Phi}(\alpha = \arctan(b/a)) = 1/2\pi$, indépendante de celle de l'enveloppe $p_r(r = \sqrt{a^2 + b^2})$. Ainsi, on peut écrire

$$P(a, b) da db = p_{\Phi}(\alpha) p_r(r) d\alpha dr,$$

et :

$$\begin{aligned} C(\rho) &= \int_0^{2\pi} p_{\Phi}(\alpha) \left[\int_0^{+\infty} p_r(r) e^{i\rho r \cos \alpha} dr \right] d\alpha \\ &= \int_0^{+\infty} p_r(r) \left[\frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} e^{i\rho r \cos \alpha} d\alpha \right] dr \end{aligned}$$

soit,

$$C(\rho) = \int_0^{+\infty} p_r(r) J_0(\rho r) dr, \quad (5)$$

avec $J_0(x)$ fonction de Bessel d'ordre 0. En inversant la formule (5), on peut exprimer $p_r(r)$ à partir de $C(\rho)$:

$$p_r(r) = \int_0^{+\infty} r \rho C(\rho) J_0(\rho r) d\rho \quad (6)$$

Dans notre cas, où $x(t) = s(t) + n(t) + c(t)$, on obtient grâce à la formule précédente :

$$p_{H_1}(r) = \int_0^{+\infty} r \rho C_{s+n+c}(\rho) J_0(\rho r) d\rho$$

Le signal $s(t)$ étant indépendant du bruit $n(t) + c(t)$, on a $C_{s+n+c}(\rho) = C_s(\rho) C_{n+c}(\rho)$.

Dans le cas où A est déterministe, $p_r(r) = \delta(r - A)$ ($\delta(\cdot)$ étant la distribution de Dirac) et, d'après (5), $C_s(\rho) = J_0(\rho A)$. On obtient alors :

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_{H_1}(r/A) &= \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} r \rho J_0(\rho r) J_0(\rho y) \mathbf{P}_{H_0}(y) \\ &\times J_0(\rho A) dy d\rho, \end{aligned} \quad (7)$$

Dans le cas d'une cible de loi de fluctuations $p(A, A_0)$ (où A_0^2 est la puissance moyenne des fluctuations), on intègre la relation précédente sur $p(A, A_0)$ et on a :

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_{H_1}(r) &= \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} r \rho J_0(\rho r) J_0(\rho y) \mathbf{P}_{H_0}(y) \\ &\times \left[\int_0^{+\infty} J_0(\rho A) p(A, A_0) dA \right] dy d\rho \end{aligned} \quad (8)$$

Cette relation est très importante, car la seule détermination de la densité de probabilité de l'enveloppe du bruit seul permet d'en déduire les expressions de la densité d'enveloppe du bruit + la cible, puis à l'aide de (2) et (3) de calculer le seuil de détection θ correspondant à P_{fa} fixée et la probabilité P_d de détecter $s(t)$ dans le bruit $n(t) + c(t)$.

III. DESCRIPTION de la MÉTHODE des APPROXIMANTS de PADÉ

Pour une variable aléatoire R de densité d'enveloppe $p(r)$, de fonction génératrice de moments $\Phi(u) = E(e^{-uR})$, on a $\Phi(u) = \sum_{n \geq 0} \mu_n \frac{(-u)^n}{n!}$, où μ_n désignent

les moments d'ordre n de R . La théorie des approximants de Padé [5, 6] consiste à construire une approximation de $\Phi(u)$ sous forme de fraction rationnelle dont le dénominateur et le numérateur sont respectivement de degré M et L , de telle sorte à ce que son développement en puissance croissante coïncide à l'ordre n avec celui de $\Phi(u)$ jusqu'à l'ordre $L + M$. En notant par $P^{[L/M]}(u)$ cette approximation, on a, par définition :

$$P^{[L/M]}(u) = \frac{\sum_{n=0}^L a_n u^n}{\sum_{n=0}^M b_n u^n} \quad (9)$$

où les coefficients $\{a_n\}$ et $\{b_n\}$ sont définis pour qu'on ait l'égalité :

$$\frac{\sum_{n=0}^L a_n u^n}{\sum_{n=0}^M b_n u^n} = \sum_{n=0}^{L+M} c_n u^n + \mathcal{O}(u^{L+M+1}) \quad (10)$$

La notation $\mathcal{O}(u^{L+M+1})$ signifie simplement que l'on néglige les termes de puissance strictement supérieure à $L +$

M . Pour déterminer les deux jeux de coefficients $\{a_n\}$ et $\{b_n\}$, il suffit d'égaliser les coefficients

$$\sum_{n=0}^M b_n u^n \sum_{n=0}^{L+M} c_n u^n = \sum_{n=0}^L a_n u^n + \mathcal{O}(u^{L+M+1}) \quad (11)$$

La condition d'égalité des moments détermine dans un premier temps les coefficients $\{b_n\}$, puis $\{a_n\}$ par multiplication. En imposant $b_0 = 1$, on obtient l'équation matricielle suivante pour $\{b_n\}$:

$$\sum_{n=1}^M b_n c_{L-n+j} = -c_{L+j} \quad 1 \leq j \leq M \quad (12)$$

qui peut se mettre sous la forme matricielle plus lisible :

$$\begin{pmatrix} c_{L-M+1} & \cdots & c_L \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ c_{L-M+k} & \cdots & c_{L+k-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ c_L & \cdots & c_{L+M-1} \end{pmatrix} \mathbf{b} = -\mathbf{c} \quad (13)$$

où $\mathbf{b} = (b_M, \dots, b_k, \dots, b_1)^T$,
et $\mathbf{c} = (c_{L+1}, \dots, c_{L+k+1}, \dots, c_{L+M})^T$.

Les coefficients du numérateur $\{a_n\}$ sont alors déterminés par (11), ce qui revient à effectuer un produit de convolution entre les coefficients $\{b_n\}$ et $\{c_n\}$:

$$a_j = c_j + \sum_{i=1}^{\min(M,j)} b_i c_{j-i} \quad 0 \leq j \leq L \quad (14)$$

La détermination des coefficients $\{a_n\}$ et $\{b_n\}$ constitue L'APPROXIMATION DE PADÉ À 1 POINT de la fonction génératrice de moments.

Il est désormais possible de calculer très simplement la densité de probabilité et la fonction de répartition de la variable R par transformée de Laplace inverse, dès lors que la fonction génératrice de moments peut se mettre sous la forme d'une fraction rationnelle du type (9), décomposée en éléments simples :

$$P^{[L/M]}(u) = \sum_{k=1}^M \frac{\lambda_k}{u - \alpha_k} \quad \mathcal{Re}(\alpha_k < 0) \quad (15)$$

En supposant que $P^{[L/M]}(u)$ n'ait que M pôles simples $\{\alpha_k\}$ distincts et à partie réelle négative, les expressions de la densité de probabilité et de la fonction de répartition s'écrivent :

$$p(r) = \sum_{k=1}^M \lambda_k e^{\alpha_k r} \quad (16)$$

$$F(r) = 1 + \sum_{k=1}^M \frac{\lambda_k}{\alpha_k} e^{\alpha_k r} \quad (17)$$

Dans le cas de pôles d'ordre multiple, il est possible de généraliser les calculs pour l'obtention d'expressions similaires.

Le réglage des paramètres L et M nécessaires à la détermination des coefficients $\{a_n\}$ et $\{b_n\}$ se fait selon le signe de la partie réelle des pôles α_k (changement de valeurs si elle n'est pas négative). Il a également été montré [7] que les approximations *diagonales* (cas où $L = M$) et *subdiagonales* (cas où $L = M - 1$) sont les plus performantes, d'après des tables comparatives établies selon différents valeurs de ces paramètres.

IV. APPLICATION à la DÉTECTION

A. CIBLE NON FLUCTUANTE

Dans le cas d'une cible non fluctuante d'enveloppe constante $|s(t)| = A$ noyée dans un bruit supposé inconnu, mais dont la statistique de test $p_{H_0}(r)$ est entièrement déterminée par les deux jeux de M coefficients $\{\lambda_k\}$ et $\{\alpha_k\}$ grâce à la méthode des approximants de Padé, le calcul du seuil de détection θ à P_{fa} fixée est la résolution de l'équation suivante, réalisée numériquement par une recherche de zéros par la méthode de Newton :

$$P_{fa} = - \sum_{k=1}^M \frac{\lambda_k}{\alpha_k} e^{\alpha_k \theta}, \quad (18)$$

et la probabilité P_d de détecter la cible devient

$$P_d = 1 - \int_0^{+\infty} \sum_{k=1}^M \lambda_k \theta \frac{J_0(\rho A) J_1(\rho \theta)}{\sqrt{\rho^2 + \alpha_k^2}} d\rho, \quad (19)$$

où $J_n(x)$ est la fonction de Bessel d'ordre n , et où les calculs des deux intégrales suivantes sont tirées de table [8] :

$$\int_0^{+\infty} J_0(\rho y) e^{\alpha_k y} dy = \frac{1}{\sqrt{\rho^2 + \alpha_k^2}},$$

et

$$\int_0^\theta r J_0(\rho r) dr = \frac{\theta}{\rho} J_1(\rho \theta).$$

B. CIBLE FLUCTUANTE

Par cette méthode, il est également possible de prendre en compte les fluctuations de la cible, en modélisant la loi $p(A, A_0)$ (où A_0^2 est la puissance moyenne des fluctuations) comme (16), qui peut-être entièrement déterminée par deux autres jeux de N coefficients $\{\gamma_i\}$ et $\{\delta_i\}$, calculés pour $A_0^2 = 1$. De ce fait, il est possible d'en déduire une estimation générale pour toute valeur de A_0 , à partir de cette première estimation et d'un changement de variable simple. Elle s'écrit :

$$p(A, A_0) = \sum_{i=1}^N \frac{\gamma_i}{A_0} e^{\frac{\delta_i}{A_0} A} \quad (20)$$

On obtient alors, après intégration de (19) sur A selon (20), et avec le même seuil θ calculé avec (18) :

$$P_d = 1 - \int_0^{+\infty} \sum_{k=1}^M \sum_{i=1}^N \lambda_k \frac{\gamma_i}{A_0} \frac{\theta J_1(\rho \theta)}{\sqrt{\rho^2 + \alpha_k^2} \sqrt{\rho^2 + \frac{\delta_i^2}{A_0^2}}} d\rho, \quad (21)$$

Cette expression est un résultat important car elle permet de calculer toute performance de détection radar (d'enveloppe), pour une cible de comportement quelconque noyée dans un bruit totalement inconnu. La méthode par modélisation paramétrique réduit les temps de calculs nécessaires à l'évaluation de P_d , puisque (21) ne comporte plus qu'une seule intégrale généralisée suivie de deux sommes finies, alors que son évaluation *directe* en remplaçant (8) dans (3) aurait fait apparaître une triple, voire une quadruple intégrale généralisée.

V. EXEMPLES de RÉSULTATS

Cette méthode, après avoir été testée avec succès sur des signaux synthétiques, a été utilisée pour évaluer les performances de détection d'un radar à partir de relevés de fouillis de sol issues d'expérimentation de l'ONERA. Elle a ainsi permis de comparer ces résultats à ceux obtenus sous hypothèse généralement retenue d'un bruit gaussien complexe, rendue ici irréaliste, à P_{fa} fixée.

A. SIGNAUX SYNTHÉTIQUES

Pour illustrer notre propos, la méthode a été testée sur un bruit de nature très éloignée d'un bruit gaussien, de densité d'enveloppe K-distribuée de puissance $\sigma^2 = 1$, de paramètre de forme $\nu = 0.1$, et de paramètre $b = 2\sqrt{\frac{\nu}{\sigma^2}} = 2\sqrt{0.1}$, de densité de probabilité :

$$p_b(r) = \frac{2b}{\Gamma(\nu)} \left(\frac{br}{2}\right)^\nu K_{\nu-1}(br),$$

de fonction de répartition

$$F(r) = 1 - \frac{(br)^\nu}{\Gamma(\nu) 2^{\nu-1}} K_\nu(br),$$

et de fonction caractéristique cohérente radiale

$$C(\rho) = \left(1 + \frac{\rho^2}{b^2}\right)^{-\nu}$$

où $K_\nu(x)$ est la fonction de Bessel modifiée de deuxième espèce.

Le seuil théorique θ de détection dans un tel bruit est donné par la résolution de :

$$P_{fa} = 1 - F(\theta), \quad (22)$$

et l'expression de P_d pour une cible d'enveloppe constante s'écrit :

$$P_d = 1 - \int_0^{+\infty} \theta \frac{J_0(\rho A) J_1(\rho \theta)}{\left(1 + \frac{\rho^2}{b^2}\right)^\nu} d\rho. \quad (23)$$

Afin de tester l'expression la plus générale (21), nous allons considérer comme fluctuations de la cible A , une loi de Swerling I, qui a pour densité $p(A, A_0)$ (de puissance A_0^2) :

$$p(A, A_0) = \frac{2A}{A_0^2} e^{-A^2/A_0^2}.$$

En intégrant alors l'expression (23) sur A selon $p(A, A_0)$, l'expression théorique de la probabilité de détection d'une cible fluctuant selon une loi de Swerling I noyée dans un bruit K-distribué de paramètre $\nu = 0.1$ et de puissance unité s'écrit :

$$P_d = 1 - \int_0^{+\infty} \theta \frac{J_1(\rho \theta) e^{-\rho^2 A_0^2/4}}{(1 + \rho^2/b^2)^\nu} d\rho. \quad (24)$$

La figure 1 illustre des tracés de courbes P_d/P_{fa} pour un rapport Signal à Bruit ($RSB = A_0^2/\sigma^2$) variant de 10 à 50 dB, alors que la figure 2 expose des tracés similaires, obtenus par simulation puis estimation par approximations de Padé. Pour simuler des variables suivant une K-distribution (de puissance $\sigma^2 = 1$), il suffit de simuler des variables gaussiennes dont l'écart-type suit une loi gamma (d'après la théorie des SIRP [9], [10]). La loi de Rayleigh pour les fluctuations de la cible (Swerling I), est l'enveloppe d'un bruit gaussien complexe. L'approximation par Padé de ces fluctuations ne nécessite en fait qu'un seul calcul des coefficients $\{\gamma_i\}$ et $\{\delta_i\}$ pour toutes les valeurs du rapport signal à bruit (de 10 à 50 dB) ; la loi est déduite à chaque RSB selon celle de référence pour $RSB = 0$ dB (qui correspond à une puissance $A_0^2 = 1$).

Il est clair aux vues de cette comparaison, que la méthode donne d'excellents résultats, ce qui prouve la très bonne qualité de l'approximation.

B. SIGNAUX RÉELS

Le signal réel analysé ici correspond à du fouillis de forêt enregistré spatialement dans $N = 246$ cases distance de 0.5 m (cf figure 3). Par commodité, la puissance du bruit a été normalisée à un. La fonction génératrice de moments calculée en estimant classiquement les différents moments

des données x_i ($\hat{\mu}_n = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i^n$) prend la forme :

$$\begin{aligned} \Phi(u) = & 1 - 0.7652 u + 0.5 u^2 - 0.2877 u^3 + 0.1431 u^4 \\ & - 0.06229 u^5 + 0.02408 u^6 - 0.008382 u^7 \\ & + 0.00265 u^8 - 0.0007672 u^9 + 0.0002043 u^{10} \\ & - 0.0000503 u^{11} \end{aligned} \quad (25)$$

L'approximation de Padé à l'ordre [5/6] donne la fonction rationnelle suivante (après décomposition en éléments simples) :

$$P^{[5/6]}(u) = \sum_{k=1}^6 \frac{\lambda_k}{u - \alpha_k} \quad (26)$$

avec

$$\{\lambda_k\}_{k \in [1,6]} = \{8.4237 \pm 10.244 i; -0.035157 \pm 0.038976 i; -8.953 \pm 48.34 i\} \quad (27)$$

$$\{\alpha_k\}_{k \in [1,6]} = \{-2.823 \pm 1.9382 i; -1.2425 \pm 3.153 i; -3.2174 \pm 0.63591 i\} \quad (28)$$

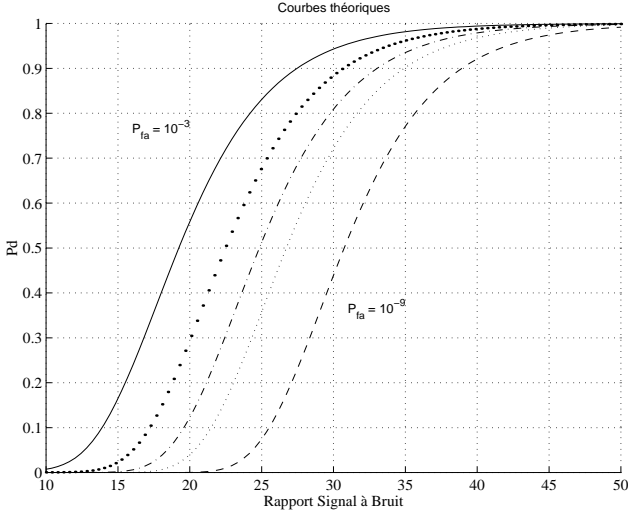


FIG. 1 – Présentation des courbes théoriques de détection pour $P_{fa} = 10^{-3}, 10^{-4}, 10^{-5}, 10^{-6}, 10^{-7}, 10^{-9}$: cible fluctuant selon une loi de Swerling I dans du bruit K-distribué ($\nu = 0.1$) de puissance unité

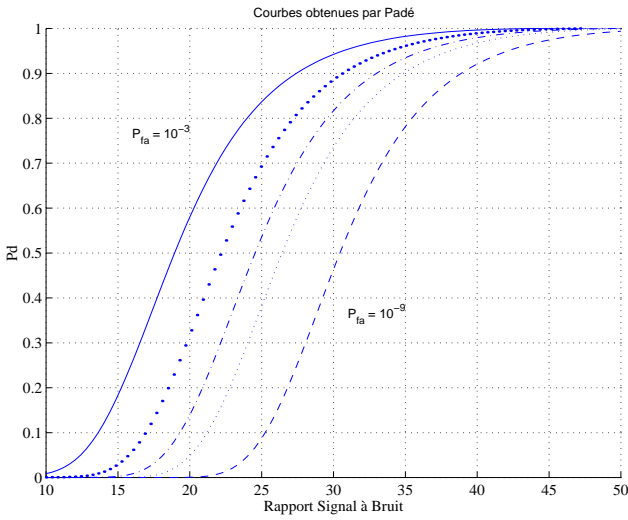


FIG. 2 – Présentation des courbes de détection pour $P_{fa} = 10^{-3}, 10^{-4}, 10^{-5}, 10^{-6}, 10^{-9}$ obtenues par simulation puis estimation par approximations de Padé pour une cible fluctuante selon une loi de Swerling I dans du bruit K-distribué ($\nu = 0.1$) de puissance unité

La figure 3 montre la densité de probabilité obtenue grâce aux approximations de Padé. Sur la dernière courbe, l'enveloppe du bruit a été tracée et on peut se rendre compte des différences notables entre les deux seuils de détection calculés pour une même probabilité de fausse alarme de $P_{fa} = 10^{-6}$: le premier, $\theta_1 = 6.47$ calculé par résolution de l'équation (18) correspond au véritable seuil de détection de ce bruit et l'autre, $\theta_2 = 3.71$, au seuil classique obtenu dans le cas de l'hypothèse gaussienne.

Pour calculer les performances théoriques de détection d'enveloppe d'une éventuelle cible d'enveloppe constante et non fluctuante noyée en amplitude et phase dans ce bruit complexe (normalisé ici à la puissance unité $\sigma^2 = 1$), la probabilité de détection de l'expression (19) a été calculée numériquement pour différents rapports signal à bruit A^2/σ^2 . La figure 4 montre ainsi les performances obtenues par rapport à l'hypothèse gaussienne (l'enveloppe suivant une loi de Rayleigh).

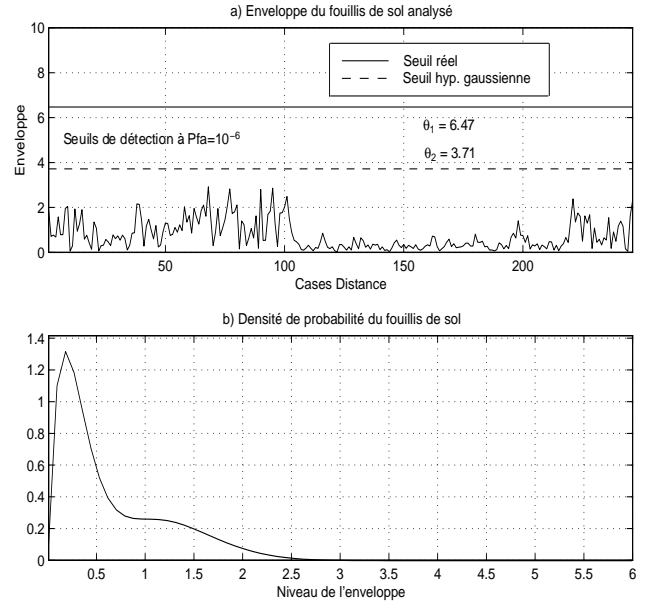


FIG. 3 – Résultat d'approximation obtenu sur bruit réel de fouillis de forêt

VI. CONCLUSION

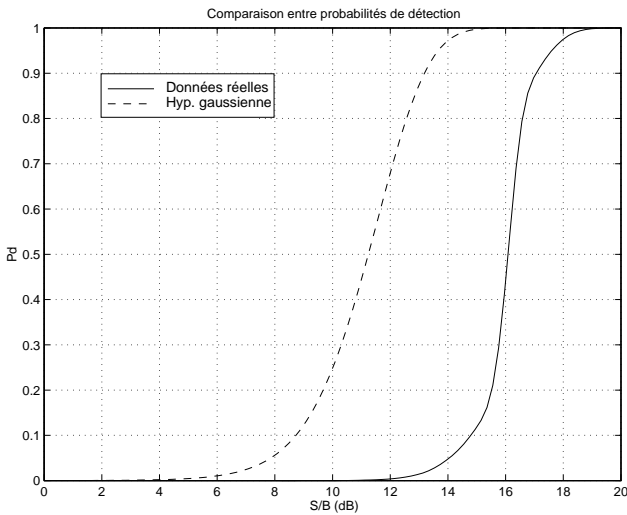


FIG. 4 – Comparaison entre les performances de détection dans un bruit réel (fouillis de forêt) et un bruit complexe gaussien (d'enveloppe Rayleigh) de même puissance pour une $P_{fa} = 10^{-6}$

Ce papier propose une méthode de modélisation par un petit nombre de paramètres de la vraie densité de probabilité d'un processus complexe à partir de sa fonction génératrice de moments, mise sous forme d'une fraction rationnelle. Elle rappelle les méthodes de modélisation de densité spectrale AR, ARMA, et permet de simplifier considérablement les calculs pour l'analyse des performances de détection d'un radar. Elle nécessite (entre autres) l'estimation des moments d'ordre supérieur des données, et à cet effet, plus on dispose de données, meilleure sera cette estimation, puisqu'on peut montrer qu'asymptotiquement l'estimée $\hat{\mu}_n$ tend vers μ_n . Ce problème n'a pas été abordé ici, puisque soit un nombre suffisant de variables a été simulé pour prétendre à des estimations de bonne qualité, soit les expressions analytiques des moments ont été utilisées.

La mise en place d'un processus de stabilisation pour les approximations de Padé pourra également faire l'objet d'une autre étude.

Une autre approche du problème consisterait en l'élaboration d'un détecteur optimum, ou même sous-optimum, ce qui permettrait, par utilisation de la théorie des SIRP [9, 10], de prendre en compte d'éventuelles corrélations spatio-temporelles du vecteur bruit, ce qui n'a pas été supposé ici, l'étude étant réalisée sur une seule impulsion de bruit.

Références

[1] J.B. BILLINGSLEY, "Ground Clutter Measurements

for Surface-Sited Radar", Technical Report 780, MIT, February 1993

[2] J.P. OVARLEZ, Modélisation Affinée du Fouillis de Sol, Rapport ONERA RT 12/4401 DPRS/Y/DEMR, Mars 1998

[3] E. JAY, "Détection Radar dans du Fouillis Non Gaussien", Rapport de stage de DEA, Juillet 1998

[4] J.P. OVARLEZ, E. JAY, New Methods of Radar Detection Performances Analysis, Proc.IEEE-ICASSP99, Phoenix USA, March 1999, à paraître

[5] H. AMINDAVAR, J. A. RITCEY, "Padé Approximations for Detectability in K-Clutter and Noise", IEEE Trans.-AES, Vol.30, No.2, April 1994

[6] H. AMINDAVAR, J. A. RITCEY, "Padé Approximations of Probability Density Functions", IEEE Trans.-AES, Vol.30, No.2, April 1994

[7] H. AMINDAVAR, "Applications of Padé Approximations in Signal Analysis", UMI Dissertations Services, Ph.D., University of Washington, 1991

[8] M. ABRAMOWITZ AND I.A. STEGUN, "Handbook of Mathematical Functions", National Bureau of Standard, AMS 55, June 1964

[9] M. RANGASWAMY, D. WEINER, A. ÖZTÜRK, "Computer Generation of Correlated Non-Gaussian Radar Clutter", IEEE Trans.-AES, Vol.31, No.1, January 1995

[10] M. RANGASWAMY, D. WEINER, A. ÖZTÜRK, "Non-Gaussian Random Vector Identification Using Spherically Invariant Random Processes", IEEE Trans.-AES, Vol.29, No.1, January 1993