



**ÉTUDE ET APPLICATION DE PROCEDURES POLARIMÉTRIQUES.
 DÉTECTION DE CIBLES TERRESTRES DE FAIBLE S.E.R.**

C. PASDELOUP**, X. MORIN*, E. POTTIER*, J. SAILLARD*, C. DELHOTE**

* I.R.E.S.T.E. Laboratoire S.E.I (Systèmes Electroniques et Informatiques). EP CNRS 63. La Chanterrie. CP 3003. 44087 Nantes Cedex 03, France.

** L.C.T.A.R. (Le Centre THOMSON d'Applications Radar). 6 rue Nieuport, BP 86, 78143 Vélizy-Villacoublay Cedex, France.

La détection de cibles est une application typique des systèmes radar. Cette fonction est entravée par l'inévitable présence de fouillis. Or, la contribution du fouillis aux signaux reçus par le radar est généralement éliminée par filtrage Doppler, ce qui empêche la détection de cibles immobiles ou à vitesses radiales faibles. De plus, face aux progrès apportés par l'étude de nouveaux moyens de contre-mesure (matériaux absorbants, géométrie des structures, etc.), la mise au point de moyens de détection efficaces est nécessaire. L'objet de cette étude est d'établir les performances de procédures polarimétriques à la détection de cibles à vitesse radiale faible, situées dans un fouillis de sol.

Radar detection is a typical application of radar systems. This function is hampered by the presence of unwanted clutter. This clutter contribution is generally eliminated by Doppler filtering, thus hindering the detection of motionless or slowly moving targets. Besides, to face countermeasure means improvements (absorbent materials, structure geometry, etc.), setting up high performance detection schemes is mandatory. The goal of this research is to estimate the contribution of polarimetry to the detection of slowly moving targets embedded in ground clutter.

1. INTRODUCTION

Les procédures de détection classiques exploitent seulement des informations relatives à l'amplitude (ou à l'amplitude et la phase) de l'onde reçue dans un canal de polarisation unique. Or, la polarisation de l'onde radar est une information apportée sur les cibles et leur environnement. C'est un sujet de réflexion en plein essor. Parmi d'autres applications, l'apport de la polarimétrie aux techniques de conception des radars a entraîné la création et l'application de nouvelles procédures de traitement de signal destinées à la détection de cibles situées au sein d'un fouillis. Cet article dresse un bilan partiel de ces procédures. Deux types de détecteurs sont distingués: ceux qui mettent en jeu une modélisation statistique des signaux reçus et ceux qui font intervenir une description paramétrique du fouillis. Ces algorithmes sont appliqués à des données réelles. Les mesures ont été réalisées grâce à l'utilisation d'un système destiné à la surveillance au sol: le radar CIM Ka, développé et construit par L.C.T.A.R. Dans la première partie de cet article, une rapide description de cet appareil et des données associées est réalisée. Puis, les procédures de détection sont exposées. Enfin, les résultats obtenus sont présentés.

2. LE RADAR CIM ET LES MESURES

2.1. Le radar CIM:

Le radar CIM a été développé par L.C.T.A.R. pour la détection de véhicules embusqués. C'est un radar FM-CW à haute résolution, qui fonctionne en bande Ka.

La polarisation à l'émission est circulaire, mais la réception est réalisée simultanément dans deux canaux orthogonaux, appelés A et B dans la suite de ce document. Ainsi, les données manipulées correspondent à une colonne de la matrice de rétrodiffusion.

2.2. Les mesures:

Les mesures de fouillis ont été réalisées au cours de l'automne 1993, à Magny-Les-Hameaux. Pour chaque mesure élémentaire, une acquisition d'une rafale de 15 rampes de 1000 cases de résolution en distance chacune est réalisée. Pour simuler la rotation de l'antenne, une série de mesures élémentaires est effectuée. Le temps séparant deux séries est égal à 10 secondes. Les résultats présentés dans cet article concernent des mesures effectuées sur une lisière de forêt.

Les cibles ont été mesurées sur une base de mesures extérieure, à l'aide du même radar. Puis, elles sont ajoutées au fouillis pour un rapport cible à fouillis donné.

2.3. Notation:

Le signal reçu par le radar est exprimé sous la forme de son vecteur de Jones:

$$\underline{X} = \begin{bmatrix} XA \\ XB \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} XA_i + jXA_q \\ XB_i + jXB_q \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} |XA| e^{j\delta_A} \\ |XB| e^{j\delta_B} \end{bmatrix} \quad (1)$$



Expression dans laquelle XA et XB représentent les parties du signal respectivement mesurées dans les canaux A et B, et (i,q) indiquent partie réelle et partie imaginaire de XA et XB . \dot{X} est la notation utilisée pour désigner la variable centrée correspondant à X . La matrice de covariance des vecteurs polarimétriques s'écrit:

$$\Sigma = E \{ \dot{X} \dot{X}^{*T} \} = \begin{bmatrix} \sigma & \rho \sqrt{\gamma} \\ \rho^* \sqrt{\gamma} & \gamma \end{bmatrix} \quad (2)$$

3. LES ALGORITHMES DE DÉTECTION

Deux types de méthodes sont utilisées. La première a pour base le critère de maximum de vraisemblance, pour lequel une modélisation statistique du fouillis et de la cible associée au fouillis sont nécessaires. Un modèle gaussien et un modèle non-gaussien ont été retenus. Un algorithme sous-optimal est également testé. La seconde méthode fait appel à une description paramétrique de l'environnement. Les modélisations auto-régressives font partie de cette catégorie.

3.1. Méthodes non-paramétriques:

Le principe de détection consiste, en fonction du signal reçu, à choisir entre deux hypothèses. Le vecteur X mesuré par le radar peut être représentatif du fouillis seul (hypothèse H_0) ou d'une cible située dans ce fouillis (hypothèse H_1). Un choix en faveur de H_1 est appelé détection. Le test de décision, appelé critère de Neyman-Pearson, prend la forme d'un rapport de vraisemblance:

$$\lambda(\dot{X}) = \frac{P_{H_1}(\dot{X})}{P_{H_0}(\dot{X})} < > T \quad (3)$$

$P_{H_1}(X)$ et $P_{H_0}(X)$ sont les densités de probabilité de X conditionnellement aux hypothèses H_0 et H_1 , respectivement, et T est un seuil de comparaison assurant une probabilité de fausse alarme (Pfa) donnée. Dans les deux hypothèses précédemment décrites, les données mesurées sont supposées suivre une loi normale vectorielle complexe:

$$P(\dot{X}) = \frac{1}{\pi^2 |\Sigma|} \exp(-\dot{X}^{*T} \Sigma^{-1} \dot{X}) \quad (4)$$

Après calcul, le logarithme népérien du test de vraisemblance peut être écrit sous la forme d'une différence entre deux distances:

$$d_f(X) - d_{c+f}(X) < > \ln T \quad (5)$$

Les indices f et $c+f$ désignent alternativement fouillis et cible à l'intérieur du fouillis. Si l'indice i est substitué alternativement à f et $c+f$, chaque distance s'écrit $d_i(X) = D_{i1} + D_{i2}$:

$$D_{i1} = \frac{\gamma_i |\dot{X}_A|^2 + \sigma_i |\dot{X}_B|^2 - 2|\rho_i| \sqrt{\gamma_i} |\dot{X}_A| |\dot{X}_B| \cos(\Phi_{\dot{X}_A} - \Phi_{\dot{X}_B} - \Phi_{\rho_i})}{\gamma_i (\sigma_i - |\rho_i|^2)}$$

$$\text{et } D_{i2} = \ln \gamma_i + \ln (\sigma_i - |\rho_i|^2) \quad (6)$$

$\Phi_{\dot{X}_A}$ et $\Phi_{\dot{X}_B}$ étant les phases des variables centrées \dot{X}_A et \dot{X}_B , et Φ_{ρ_i} celle du complexe ρ_i . La structure fondamentale du détecteur polarimétrique optimal est révélée dans la relation précédente. Le détecteur utilise l'information contenue dans les amplitudes et dans la différence de phase entre les signaux reçus dans les deux canaux de polarisation. Le détecteur optimal applique des pondérations optimales aux mesures effectuées par le radar avant de prendre une décision.

Pour modéliser les signaux reçus, une seconde loi de densité de probabilité est considérée. Il s'agit de la loi K , qui caractérise les régions non-homogènes des scènes observées. Cette caractéristique est incorporée en modélisant les signaux aléatoires \dot{X} par le produit d'une distribution Gamma, qui caractérise la répartition spatiale de l'intensité, et d'une distribution gaussienne représentative du speckle, $\dot{Y} : \dot{X} = \sqrt{g} \dot{Y}$.

La loi de densité de probabilité de \dot{X} est alors donnée par:

$$P(\dot{X}) = \frac{2\alpha^{\frac{2+\alpha}{2}}}{\pi^2 |\Sigma| (\dot{X}^{*T} \Sigma^{-1} \dot{X})^{\frac{2-\alpha}{2}}} K_{\alpha-2} \left(\sqrt{2\alpha} (\dot{X}^{*T} \Sigma^{-1} \dot{X})^{\frac{1}{2}} \right) \Gamma(\alpha)$$

K est la fonction de Bessel modifiée de seconde espèce et d'ordre α . Ce paramètre est calculé à partir des moments supérieurs des intensités mesurées dans chaque canal. A nouveau, le logarithme népérien du test de vraisemblance s'écrit sous la forme d'une différence de deux distances (cf équation 5), avec :

$$D_{i1}(\dot{X}) = \alpha_i \ln(\Gamma(\alpha_i)) + \ln(|\Sigma_i|) - \ln(K_{\alpha_i-2}(2q_i \sqrt{\alpha_i}))$$

$$D_{i2}(\dot{X}) = \left(\frac{2-\alpha_i}{2} \right) (2 \ln(q_i) - \ln(\alpha_i)) \quad (7)$$

$$q_i^2 = \dot{X}^{*T} \Sigma_i^{-1} \dot{X} \quad (8)$$

Les algorithmes précédemment décrits sont optimaux. Cela signifie que si les hypothèses formulées a priori sont effectivement vérifiées, alors il n'existe pas de détecteur plus performant. Un algorithme sous optimal a également été testé. Il s'agit du filtre blanchissant (Polarimetric Whitening Filter). Celui-ci ne prend en compte que la matrice de covariance du fouillis. En effet, ce dispositif consiste simplement à tester l'inégalité suivante:

$$\dot{X}^{*T} \Sigma_f^{-1} \dot{X} < > T \quad (9)$$

3.2. Méthodes paramétriques

Un concept de traitement de signal basé sur l'analyse auto-régressive (AR) du signal peut apporter un fort degré d'auto-adaptation. Cela concerne le filtrage du fouillis, mais aussi l'estimation de la vitesse Doppler. L'algorithme dont il est question dans ce paragraphe blanchit le spectre du fouillis. Le signal diffusé par la cible est ainsi adapté. Les paramètres sont calculés pour certaines cases de résolution en distance dans lesquelles seul le fouillis est présent. Ces cellules représentent la référence pour le modèle AR du fouillis. Le signal prédit $\hat{X}(n)$ est alors calculé à partir des p précédentes mesures à l'intérieur de cette même cellule. Un calcul d'innovation $\tilde{X}(n) = X(n) - \hat{X}(n)$ produit le blanchiment du spectre du fouillis ($X(n)$ est la valeur mesurée du signal reçu). Une détection quadratique dans chaque filtre Doppler, auquel est associé un TFAC (Taux de Fausse Alarme Constant) en distance, est alors appliqué. Habituellement, les modèles auto-régressifs sont appliqués dans un seul canal de réception. L'utilisation d'un radar polarimètre offre la possibilité de réaliser une modélisation AR bi-dimensionnelle. Les deux canaux de réception sont alors pris en compte. La méthode utilisée est celle de la covariance. Les paramètres sont calculés à partir du critère de minimisation de l'erreur de prédiction. Trois algorithmes ont été testés et comparés : le modèle AR mono-canal classique, le modèle AR mono-canal polarimétrique, et le modèle

AR bi-canal polarimétrique. Dans le premier cas, les paramètres de la modélisation sont calculés à partir de la minimisation de la puissance d'erreur de prédiction \hat{p} :

$$\hat{p} = \frac{1}{N-p} \sum_{n=p}^{N-1} \left| x_i(n) + \sum_{k=1}^p a(k)x_i(n-k) \right|^2 \quad (10)$$

Expression dans laquelle $x_i(n)$ est le signal observé à la sortie du $i^{\text{ème}}$ canal à l'instant n , p est l'ordre du modèle auto-régressif, et N est le nombre d'échantillons. \hat{p} est minimisé par application de la méthode du gradient complexe. Le résultat est:

$$\begin{bmatrix} \hat{a}(1) \\ \dots \\ \hat{a}(p) \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} c_{xx}(1,1) & \dots & c_{xx}(1,p) \\ \dots & \dots & \dots \\ c_{xx}(p,1) & \dots & c_{xx}(p,p) \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} c_{xx}(1,0) \\ \dots \\ c_{xx}(p,0) \end{bmatrix} \quad (11)$$

Avec:

$$c_{xx}(r,k) = \frac{1}{N-p} \sum_{n=p}^{N-1} x_i^*(n-r)x_i(n-k) \quad (12)$$

Pour le canal i , la valeur prédite est donnée par:

$$\hat{x}_i(n) = \hat{a}(1)x_i(n-1) + \dots + \hat{a}(p)x_i(n-p) \quad (13)$$

La détection est estimée à partir de $\|\tilde{x}_i(n)\|^2$ (modèle AR mono-canal), ou à partir de $\|\tilde{x}_i(n)\|^2 + \|\tilde{x}_j(n)\|^2$ (modèle AR mono-canal polarimétrique).

Dans le second cas, le signal peut être écrit sous la forme de son vecteur de Jones:

$$X(n) = \begin{bmatrix} X_A(n) \\ X_B(n) \end{bmatrix} \quad (14)$$

A et B désignent les deux canaux orthogonaux de réception. Les paramètres sont estimés par minimisation de la somme des puissances d'erreur de prédiction de chaque canal : $\hat{p} = tr(\hat{\Sigma})$ est minimisé. L'expression de $\hat{\Sigma}$ est la suivante:

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{N} \sum_n (X(n) - \hat{X}(n))^* (X(n) - \hat{X}(n))^T \quad (15)$$

La relation qui permet de calculer $\hat{X}(n)$ est:

$$\hat{X}(n) = - \sum_{r=1}^p \Lambda(r)X(n-r) \text{ avec } dim(\Lambda(r)) = 2 \times 2 \quad (16)$$

La minimisation de \hat{p} mène à l'équation suivante:

$$\sum_{r=1}^p C_{xx}(k,r)\hat{\Lambda}^T(r) = -C_{xx}(k,0) \quad (1 \leq k \leq p) \quad (17)$$

Ainsi, les paramètres $\hat{\Lambda}(r)$ sont calculés à partir de la relation:

$$\begin{bmatrix} \hat{\Lambda}^T(1) \\ \dots \\ \hat{\Lambda}^T(p) \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} C_{xx}(1,1) & \dots & C_{xx}(1,p) \\ \dots & \dots & \dots \\ C_{xx}(p,1) & \dots & C_{xx}(p,p) \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} C_{xx}(1,0) \\ \dots \\ C_{xx}(p,0) \end{bmatrix} \quad (18)$$

Avec:

$$C_{xx}(k,r) = \frac{1}{N} \sum_n X^*(n-k)X^T(n-r) \text{ et} \quad (19)$$

$$\hat{\Sigma} = C_{xx}(0,0) + \sum_{r=1}^p C_{xx}(0,r)\hat{\Lambda}^T(r) \quad (20)$$

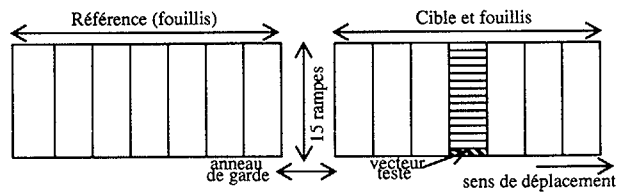
La détection est estimée à partir du calcul de:

$$\|\tilde{X}(n)\|^2 = \|\tilde{X}_A(n)\|^2 + \|\tilde{X}_B(n)\|^2 \quad (21)$$

4. RÉSULTATS

4.1. Méthodes non-paramétriques:

Le détecteur est constitué de deux fenêtres de tailles réglables. Ces fenêtres couissent de façon spatiale. Elles couvrent ainsi entièrement le champ des mesures. Le pas de décalage est égal à une case de résolution en distance. La première fenêtre est supposée être représentative exclusivement du fouillis. Les données qu'elle contient vérifient donc, a priori, l'hypothèse H_0 . Dans la seconde fenêtre, une cible est supposée être présente, ainsi l'hypothèse H_1 est censée être vérifiée. Si cela s'avère faux, $\lambda(\tilde{X})$ prend une valeur faible. Il n'y a pas détection.



Un anneau de garde permet de ne pas intégrer de cible dans le calcul de référence. Afin d'évaluer la contribution de la polarimétrie, les méthodes exposées sont comparées à ce qui aurait été obtenu si seulement un canal avait été disponible en réception. Dans ce paragraphe, la vitesse radiale de la cible est égale à 0,14 m/s. La Pfa est fixée à une valeur égale à 0,066. Les probabilités de détection (en %) sont données en fonction du rapport cible à fouillis (en dB). Les résultats correspondant aux traitements mono et bi-canal sont affichés sur le même graphe.

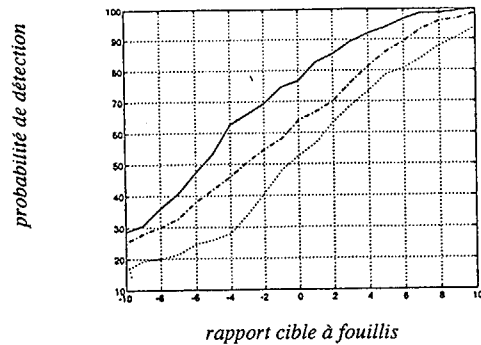


Figure 2 - Filtre blanchissant. Canaux A et B: _____/canal A:...../canal B:--..-

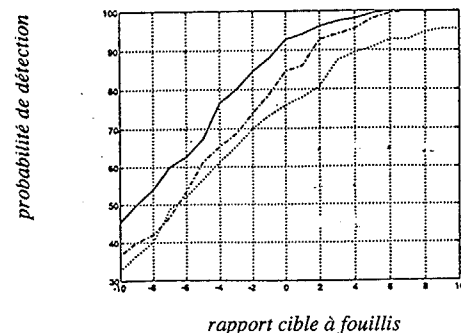


Figure 3 -MLR K. Canaux A et B: _____/canal A:...../canal B:--..-

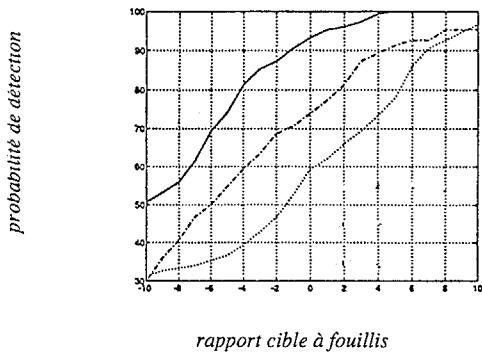


Figure 4 - MLR loi normale. Canaux A et B: ____/canal A:...../canal B:-- -- --.

Les tests correspondant au critère de maximum de vraisemblance (MLR) donnent clairement les meilleurs résultats. La lisière de forêt correspond à un milieu homogène. Cela peut expliquer pourquoi, sur cet exemple précis, la modélisation gaussienne offre des résultats légèrement supérieurs à ceux obtenus par modélisation K. Les résultats obtenus à l'aide du filtre blanchissant sont moins convaincants. Le tableau suivant montre les rapports cible à fouillis nécessaires à l'obtention d'une probabilité de détection égale à 0,9:

	MLR (loi normale)	MLR (loi K)	Filtre blanchissant
canaux A et B	-1,2 dB	-0,6 dB	3,2 dB
canal A	6,8 dB	4,4 dB	8,6 dB
canal B	4,1 dB	1,7 dB	6 dB

Table 1 : comparaison entre traitements

4.2. Méthodes paramétriques:

Pour les méthodes de modélisation auto-régressive, le seuil de détection est fixé de telle façon que la probabilité de fausse alarme soit égale à 0,05. L'évaluation de la probabilité de détection, après ajout de la cible, est réalisée après prise en compte d'un point brillant unique. L'ordre du modèle est égal à 2. La détection est réalisée dans chaque filtre Doppler. Le facteur de visibilité est le rapport cible à fouillis (C/F) minimal nécessaire à l'obtention d'une probabilité de détection choisie (ici, Pd=0,9), pour la Pfa choisie. Il est calculé pour une impulsion unique, puis la détection est réalisée après intégration cohérente de 13 impulsions, offrant ainsi un gain égal à 11 dB du rapport cible à fouillis. Les 4 courbes suivantes représentent la densité spectrale de puissance avant et après filtrage, pour une rafale d'impulsions. Sur les deux premières figures, le blanchiment du spectre du fouillis peut être observé. Les deux graphes suivants permettent de visualiser l'apparition d'une cible (filtre Doppler numéro 3). Enfin, le facteur de visibilité est représenté sur la figure numéro 9.

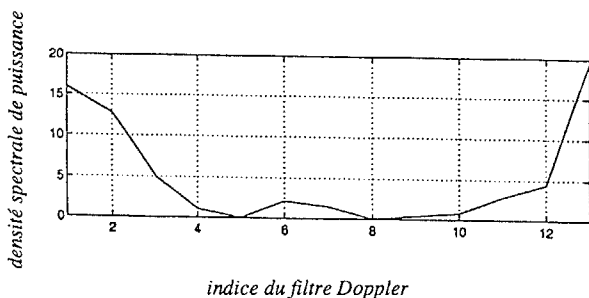


Figure 5 -DSP/AR mono-canal/canal A/fouillis, avant filtrage

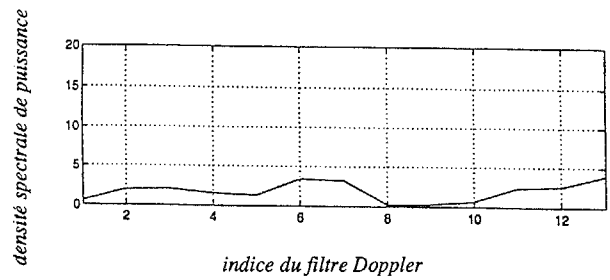


Figure 6 -DSP/AR mono-canal/canal A/fouillis, après filtrage

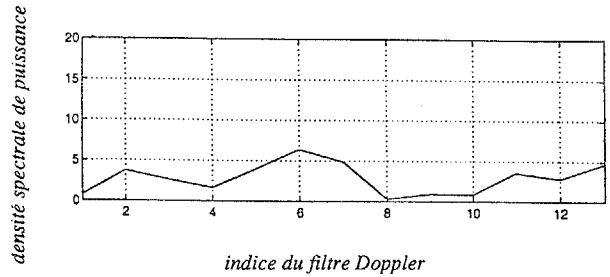


Figure 7 -DSP/AR bi-canal/fouillis, après filtrage

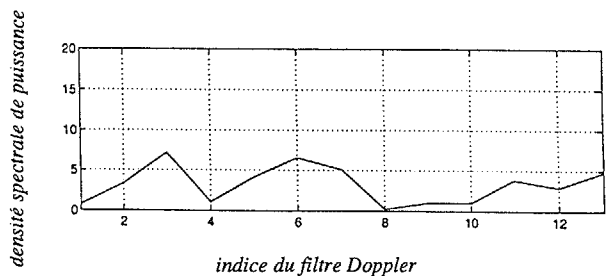


Figure 8 -DSP/AR bi-canal/fouillis et cible, après filtrage

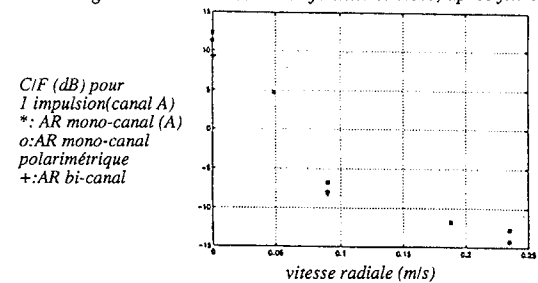


Figure 9 -Facteur de visibilité

5. Conclusion

Cet article dresse un bilan partiel des détecteurs polarimétriques. Les algorithmes associés sont appliqués à des mesures réelles et comparés à des traitements classiques mono-canal. Il a été montré que la polarimétrie améliore les performances des détecteurs. Le gain correspondant est compris entre 2 dB et 7 dB selon la nature du détecteur utilisé et la position de la cible.

6. Remerciements

Cette étude a été financée par le contrat DRET n° SJ/RCM 686.1.

7. Bibliographie

- [1] Kay S.M "Modern spectral estimation theory and application". Prentice hall signal processing series.
- [2] Morin X, Pottier E, Saillard J "Etude de la stationnarité du fouillis et détection de cibles à vitesse radiale lente". Etude L.C.T.A.R.-I.R.E.S.T.E. Contrat n° 686.1, novembre 1994.
- [3] Novak L.M, Setchin M.B, Burl M.C "Algorithms for optimal processing of polarimetric radar data". Polarimetric technology handbook, GACIAC, Chicago, 1992.