

DIXIEME COLLOQUE SUR LE TRAITEMENT DU SIGNAL ET SES APPLICATIONS

913



NICE du 20 au 24 MAI 1985

ANALYSE DES COEFFICIENTS DE RETRODIFFUSION D'UNE CIBLE RADAR

MASSE Jean-Rémi	Responsable analyse du signal CELAR/CCSA/Logiciels d'Application
COATANHAY Jean-Louis	Responsable méthodes CELAR/EMAC/Signatures et Rayonnement
BERLIOZ Jean-Paul	Chargé d'études en analyse numérique CELAR/CCSA/Logiciels d'Application
CLAIRO Yvon	Ingénieur stagiaire INSA de RENNES/Laboratoire d'automatique

RESUME

Cet article porte sur l'identification du modèle des points brillants associés à la réponse fréquentielle d'une cible radar. Un des problèmes posés est celui de la caractérisation complète des coefficients de rétrodiffusion correspondants (amplitude et déphasage). Des méthodologies inspirées des techniques d'analyse spectrale complexe sont mises en oeuvre et évaluées.

SUMMARY

This paper deals with the identification of the scattering centers model associated to the frequency response of a radar target. One problem that comes up is the complete characterization of the corresponding backscatter coefficients (amplitude and phase shift). Methodologies derived from complex spectrum analysis techniques are implemented and evaluated.



INTRODUCTION

Un des modèles classiques de caractérisation des cibles radar est celui des points brillants. Les différentes méthodes de mesure et les traitements qui leur sont associés permettent de remonter assez facilement à l'amplitude des coefficients de rétrodiffusion. Mais jusqu'à présent, aucune méthode ne semble encore avoir été proposée pour déterminer avec précision les coefficients de rétrodiffusion complexes (amplitude et phase) d'une cible, bien que l'intérêt en soit évident pour réaliser des simulations numériques plus réalistes.

Cet article présente le protocole de mesures mis en oeuvre, les méthodologies envisagées, ainsi que leur évaluation en précision et en ajustement.

MODELISATION D'UNE CIBLE PAR SES POINTS BRILLANTS

Dans le modèle des points brillants que de nombreux auteurs ont développé, la cible éclairée par une onde plane monochromatique de longueur d'onde λ , est supposée décomposable du point de vue électromagnétique en un nombre fini de centres de rétrodiffusion indépendants, caractérisés par une section efficace de rétrodiffusion σ_m et un déphasage propre φ_m . De plus, ces caractéristiques sont supposées stationnaires à la fois dans tout l'espace angulaire et dans toute la bande de fréquence analysés.

Soit O l'origine d'un référentiel quelconque lié à la cible, \vec{r}_m le vecteur position du point brillant m dans ce repère et \vec{R} le vecteur unitaire de la direction d'observation du radar monostatique ; la rétrodiffusion globale de la cible (rapport champ réfléchi/champ incident) est donnée par l'expression :

$$A(F) = \frac{E_s}{E_i} = \sum_{m=1}^N c_m^{te} \cdot \sqrt{\sigma_m} \cdot e^{j\varphi_m} \cdot e^{4\pi j \frac{(\vec{R} \cdot \vec{r}_m)}{\lambda}} \quad (1)$$

où $\lambda = \frac{c}{F}$

En posant :

$$c_m = c_m^{te} \cdot \sqrt{\sigma_m} \cdot e^{j\varphi_m}$$

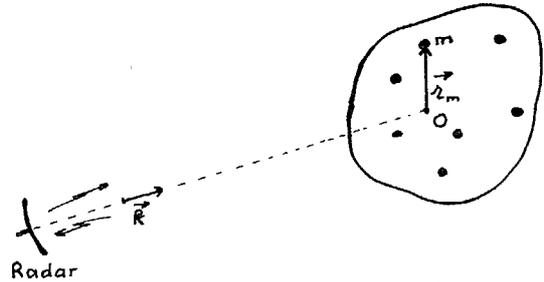
(coefficient de rétrodiffusion complexe du point brillant m)

$$\tau_m = \frac{2 \vec{R} \cdot \vec{r}_m}{c}$$

(écart de temps de propagation par rapport à l'origine, correspondant au point brillant m)

La formule s'écrit :

$$A(F) = \sum_{m=1}^N c_m \cdot e^{j2\pi F \tau_m} \quad (2)$$



Modèle de points brillants

METHODE DE MESURE

La mesure consiste à déterminer les coefficients de rétrodiffusion globaux de la cible pour M fréquences discrètes F_n , incrémentées autour d'une fréquence centrale F_0 par pas ΔF , telles que :

$$F_n = F_0 + (n - \frac{M+1}{2}) \cdot \Delta F \quad \text{avec } 1 \leq n \leq M$$

concrètement, on peut, par exemple, analyser la bande de fréquence de 8 à 10 GHz par pas de 5 MHz.

Pour chaque fréquence, on relève l'amplitude et la phase des signaux reçus par le radar monostatique de mesure en provenance de :

- la cible à mesurer + l'environnement : $S_c(F_n)$
- une cible étalon + l'environnement : $S_o(F_n)$
- l'environnement seul : $C(F_n)$

On obtient alors par soustraction vectorielle des échos d'environnement et comparaison aux échos d'une cible étalon de caractéristiques connues (surface équivalente radar σ_o , position et donc coefficient de rétrodiffusion A_o) les valeurs recherchées.

$$A(F_n) = \frac{S_c(F_n) - C(F_n)}{S_o(F_n) - C(F_n)} \cdot A_o(F_n) \quad (3)$$

FORMULATIONS

En se référant à l'expression (2), on peut écrire :

$$A(F_n) = \sum_{m=1}^K c_m e^{j2\pi \tau_m [F_0 + (n - \frac{M+1}{2}) \Delta F]}$$

Ce signal étant démodulé autour de la fréquence $F_0 - \frac{(M+1)}{2} \Delta F$, on obtient un signal de la forme :

$$x_n = \sum_{m=1}^K |c_m| e^{j\theta_m} e^{j2\pi n f_m} + V_n \quad (4)$$

où V_n exprime le bruit de mesure supposé blanc et stationnaire, à la fréquence F_n ,

$$f_m = \tau_m \Delta F \quad \text{et} \quad \theta_m = \varphi_m + e^{j2\pi \tau_m F_0}$$

C'est ce tableau x_n de M valeurs complexes qui sert de données de base aux différents algorithmes de détermination des points brillants.

Le problème est décomposable en 2 parties :

- (a) détermination de τ et de f_m
- (b) détermination de c_m

On peut remarquer, d'après (4), que la précision sur l'argument de c_m est directement lié à la précision sur f_m .

Pour résoudre (b), il est fait l'hypothèse que τ et f_m sont parfaitement connus. Dans ces conditions, deux méthodes peuvent être envisagées :

- l'estimation séparée des θ_m par

$$\hat{\theta}_m = \text{Arg} \left(\sum_{n=1}^M x_n e^{-j2\pi n f_m \frac{(n-1)}{M}} \right) \quad (5)$$

Cette estimation est asymptotiquement à variance minimale. Elle est toutefois biaisée pour $1 < \tau$ mais approximativement non biaisée si M est suffisamment grand par rapport aux inverses des f_k pour $k \neq m$. [3]

- la détermination simultanée des $|c_m|$ et θ_m $1 \leq m \leq \tau$ par estimation des moindres carrés ordinaires complexes ou par décomposition en valeurs singulières [2]. C'est la procédure utilisée dans cette étude.

En ce qui concerne (a), un artifice d'hypothèses, consistant à considérer les θ_m comme des variables aléatoires indépendantes, uniformément réparties sur $[-\pi, +\pi[$, permet de considérer (4) comme un processus complexe stationnaire. Le spectre associé est constitué d'une partie continue correspondant à V et de p diracs d'abscisses f_m et d'amplitudes $|c_m|^2$ $1 \leq m \leq p$.

Les méthodes d'analyse spectrale complexe sont alors envisageables.

METHODES

La recherche d'un estimateur du maximum de vraisemblance conduit au très classique estimateur du périodogramme lissé associé à une fenêtre de pondération W de taille L :

$$[1] \quad (7)$$

$$S_x(f) = \frac{1}{K U} \sum_{i=0}^{K-1} S_i(f) \quad 0 \leq f < 1 \quad \text{avec}$$

$$S_i(f) = \left| \sum_{n=0}^{L-1} x_i(n) e^{-j2\pi n f} \right|^2 \quad \text{et}$$

$$x_i(n) = x(iL/2 + n) \cdot W(n) \quad 0 \leq n \leq L-1$$

$$K = (M - L/2) / (L/2) \quad \text{pour } L \text{ pair} \quad 0 \leq i \leq K-1$$

Ceci peut être mis en oeuvre très simplement pour $f = l/N$ $0 \leq l \leq N-1$ par transformation de Fourier discrète d'ordre N [6]. L'espérance de cet estimateur est le spectre du processus convolé par l'image de la fenêtre W . La variance est approximativement inversement proportionnelle à K .

Etant donné la forme théorique du spectre associé à (4), il y a lieu d'estimer les f_m par les abscisses des principaux maxima de $S_x(f)$. Si la transformation de Fourier discrète est utilisée, ceci peut être mis en oeuvre sur des interpolations de NEWTON locales de $S_x(l/N)$ exprimé en Db. [6] Toutefois, des points brillants nombreux et proches contraignent à prendre L maximum ($L = M$) pour favoriser la résolution, quoi qu'il en soit limitée, au détriment de la précision. De plus, la procédure de recherche de maxima nécessite des initialisations réalistes des positions. Ceci peut être réalisé visuellement, avec la contrainte d'une intervention humaine, ou par une approche paramétrique. En définitive, l'information recherchée est de nature paramétrique.

Ceci conduit aux méthodes paramétriques avec, en premier lieu, les modélisations autorégressives de la forme :

$$S_x(f) = \frac{\sigma^2}{|1 + \sum_{m=1}^p a_m z^{-m}|^2} = \frac{\sigma^2}{\prod_{k=1}^p |1 - p_k z^{-1}|^2}$$

avec $z = e^{j2\pi f}$, a_m et p_m complexes, $|p_m| < 1$

Ces modélisations ne permettent, en principe, pas d'atteindre des spectres contenant des diracs, ce qui est précisément le cas de (4).

Néanmoins, toute distribution de Dirac étant limite uniforme de distributions uniformément continues, il est raisonnable de considérer que les f_m donnent lieu aux p pics majeurs de S_x ($p \leq l$)



D'après (8) ceci correspond aux arguments des p_m de module proche de 1. Le modèle auto-régressif est donc bien adapté à la prise en compte des pics spectraux, éventuellement proches et nombreux, sous forme de pôles voisins du cercle unité.

En ce qui concerne la détermination des a_m et c , un certain nombre de critères (critère des moindres carrés, critère de projection, critère de causalité, critère de l'entropie maximale) conduisent aux équations linéaires de YULE-WALKER qui se résolvent récursivement par l'algorithme de LEVINSON. k variant de 1 à l , l'étape k aboutit à un jeu de coefficients $(a_{k1}, \dots, a_{kk}, c_k)$.

Ceci suppose de connaître les $l+1$ premiers coefficients d'autocorrélation de x_n qu'il faut estimer. L'algorithme de BURG permet de s'affranchir d'une estimation préalable en l'intégrant dans l'algorithme de LEVINSON sous forme d'une expression de a_{kk} qui minimise la somme des encars de prédiction progressives et rétrogrades empiriques

$$E_k = \sum_{j=k}^{M-1} \left| x_j - \sum_{i=1}^k a_{ki} \cdot x_{j-i} \right|^2 + \sum_{j=k}^{M-1} \left| x_{j+k} - \sum_{i=1}^k a_{ki} \cdot x_{j+k-i} \right|^2 \quad (9)$$

Quand à l'ordre l à retenir, il existe de nombreux critères ; à commencer par celui de AKAIKE défini par le premier minimum local de :

$$FPE_k = c_k^2 \frac{n+k+1}{n-k-1} \quad [11] \quad (10)$$

Cependant, dans l'hypothèse $V=0$ (4), l'équation YULE-WALKER n'a pas de solutions. De plus, lorsque V est un bruit blanc non nul, le processus n'est pas auto-régressif.

Il est de la forme : [1]

$$x_n + \sum_{m=1}^p a_m x_{n-m} = V_n + \sum_{m=1}^p a_m V_{n-m} \quad (11)$$

Dans ces conditions, les f_m sont les arguments des racines du polynôme $X + \sum_{m=1}^p a_m X^{p-m}$ qui sont de module 1. Le critère des moindres carrés ainsi que le critère approché du maximum de vraisemblance conduisent à estimer les a_m par des \hat{a}_m minimisant

$$\sum_{n=p}^{M-1} \left| x_n + \sum_{m=1}^p \hat{a}_m x_{n-m} \right|^2 \quad (12)$$

Ceci est non linéaire et nécessite une bonne initialisation.

La méthodologie étendue de PRONY [1] n'effectue que les minimisations auto-régressives linéaires sous optimales [2]

progressive :
$$\sum_{n=l}^{M-1} \left| x_n + \sum_{m=1}^l \hat{a}_m x_{n-m} \right|^2 \quad (13)$$

ou rétrograde :
$$\sum_{n=l}^{M-1} x_n + \sum_{m=1}^l \hat{a}_m x_{n-l+m} \quad (14)$$

Dans ce dernier cas, seuls les arguments des racines du polynôme $X + \sum_{m=1}^l \hat{a}_m X^{l-m}$ de module supérieur ou égal à 1 correspondent aux f_m $1 \leq m \leq \hat{p}$

La résolution de (13) ou (14) peut se faire par décomposition en valeurs singulières, ce qui garantit un maximum de précision numérique [2].

EVALUATION EN PRECISION

Pour évaluer la précision des méthodes envisagées au paragraphe précédent, une simulation de (4) est mise en oeuvre avec les paramètres suivants :

$$F_0 = 10 \text{ GHz}, \Delta F = 30 \text{ MHz}, M = 133, p = 4$$

m	1	2	3	4
$k \cdot \hat{a}_m$.5	.3	.6	.9
	(mètres)			

$ c_m $	1	0.5	0.1	0.6
φ_m	$2\pi/3$	$\pi/4$	π	0

V est simulé par un pseudo bruit blanc gaussien complexe centré de variance .08

Il est effectué 200 tirages indépendants de (4).

Le périodogramme lissé est mis en oeuvre pour deux types de fenêtres W : une fenêtre rectangulaire de longueur $L = 133$ et une fenêtre de HANNING de longueur $L = 66$. Pour éviter la contrainte, fastidieuse pour 200 tirages, d'une intervention visuelle, l'initialisation des recherches de maximas se fait par les f_m vrais.

L'approche auto-régressive est mise en oeuvre pour un ordre $l=3 \times FPE$ car FPE s'avère insuffisant. Les quatre pôles de modules les plus proches de 1 sont retenus. Dans ces conditions, les 4 points brillants sont détectés dans 155 tirages.

L'approche de PRONY est mise en oeuvre pour un ordre $l=30$ et 700 tirages. Les \hat{p} racines de module supérieur ou égal à .99 sont retenues. Dans ces conditions, la répartition de \hat{p} est la suivante :

$\hat{p} = 3$: 56 %
$\hat{p} = 4$: 34 %
$\hat{p} = 5, 6 \text{ ou } 7$: 10 %

Quel que soit \hat{p} , les points brillants 1, 2, 4 sont toujours détectés. Lorsque $\hat{p} = 4$ le point brillant 3 n'est détecté que dans 59 % des tirages l'étude des distributions marginales révèle que tous les estimates ont une allure unimodale. Pratiquement toutes les valeurs sont comprises dans plus ou moins deux écarts types de la moyenne. Les biais sont faibles. Les erreurs quadratiques moyennes sont indiquées dans le tableau 1.



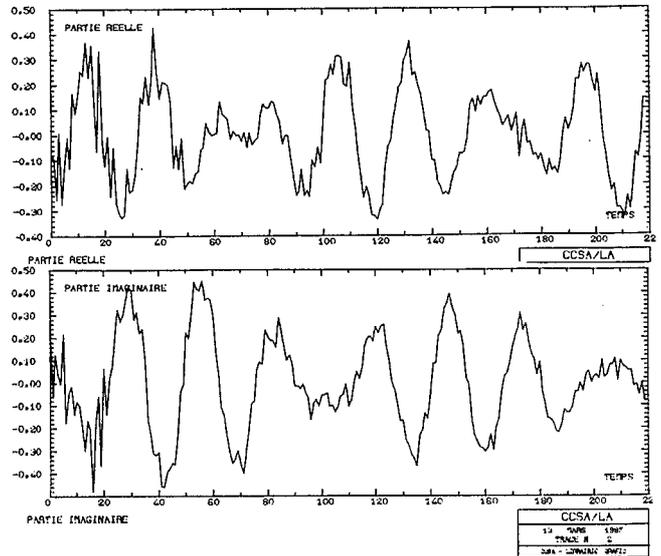
ANALYSE DES COEFFICIENTS DE RETRODIFFUSION D'UNE CIBLE RADAR

TABEAU 1
EVALUATION EN PRECISION

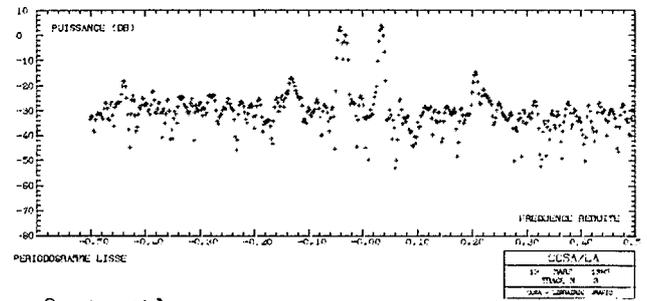
Erreurs quadratiques moyennes empiriques

Configu- ration	Périodogramme lissé		BURG	PRONY
	W rectan. L = 133	W HAMMING L = 66		
Tirages → k → r ₁ (mm)	200	200	155	141
→ k → r ₂ (mm)	1.4	1.8	6.8	1.6
→ k → r ₃ (mm)	15.	17.	23.	14.
→ k → r ₄ (mm)	1.3	1.7	3.4	1.6
c ₁	.017	.017	.018	.017
c ₂	.017	.017	.021	.020
c ₃	.017	.019	.019	.021
c ₄	.017	.017	.017	.017
φ ₁ / 2π	.033	.038	.11	.035
φ ₂ / 2π	.056	.075	.23	.065
φ ₃ / 2π	.31	.29	.29	.30
φ ₄ / 2π	.052	.069	.14	.065

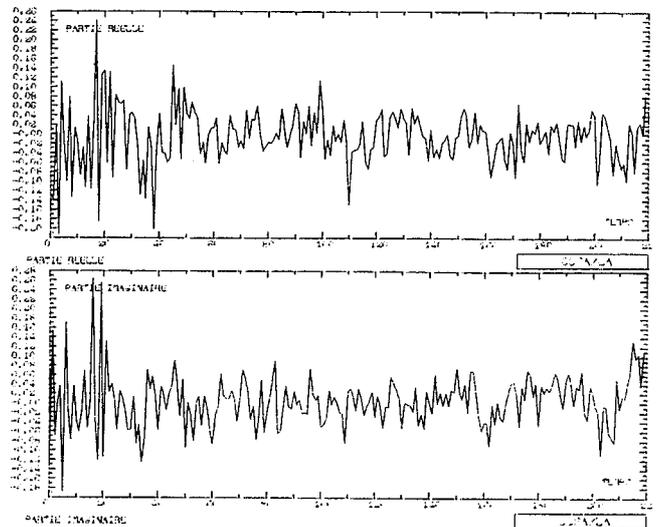
EVALUATION EN AJUSTEMENT



Réponse fréquentielle α_n d'une cible non simulée M = 220



$S_x(f/N)$ W : HAMMING
L = 220 N = 512



Réponse résiduelle \hat{v}_n après modélisation par périodogramme lissé (tableau 2)



ANALYSE DES COEFFICIENTS DE RETRODIFFUSION D'UNE CIBLE RADAR

L'approche auto-régressive s'avère moins performante que les autres. Compte tenu du nombre de tirages, il n'y a pas de différence très significative entre les autres approches. L'incertitude en position et en phase décroît avec l'amplitude.

EVALUATION EN AJUSTEMENT

La qualité de l'ajustement peut être évaluée par l'étude du bruit résiduel \hat{v} . Le tableau 2 en indique les caractéristiques ainsi que les estimations effectuées pour une vraie réponse de cible comprenant $M = 220$ échantillons.

TABLEAU 2
EVALUATION EN AJUSTEMENT

	Périodogramme lissé		BURG	PRONY
	L = 220 et M = 512			
	W rectan.	W HAMMING		
f_1	-.043	-.043	-.044	-.043
f_2	-.0326	-.0325	-.0327	-.0325
f_3	.032	.034	.034	.033
f_4	.205	.205	.203	
f_5			-.398	-.399
$ c_1 $.15	.16	.15	.15
$ c_2 $.123	.123	.123	.123
$ c_3 $.16	.17	.17	.17
$ c_4 $.020	.019	.018	
$ c_5 $.016	.018
$\theta_1/2\pi$	-.35	-.39	-.31	-.35
$\theta_2/2\pi$.17	.15	.17	.15
$\theta_3/2\pi$	-.47	.41	.36	.42
$\theta_4/2\pi$.20	.19	.32	
$\theta_5/2\pi$.17	.20
\bar{v}	-.003 .004	-.006 .004	-.005 .004	-.006 .004
S_v^2	.0118	.0068	.0135	.0080

Les performances en ajustement sont conformes aux performances en précision. L'allure de \hat{v} semble remettre en cause quelque peu l'hypothèse de stationnarité des paramètres du modèle des points brillants vis à vis de F.

CONCLUSION

Les méthodologies envisagées se distinguent par trois approches.

La première, optimale en précision mais limitée en résolution, requiert une initialisation.

La seconde, inappropriée quant au modèle, s'avère être un bon détecteur.

La dernière, satisfaisante quant au modèle, est comparable à la première en précision et en ajustement bien que mise en oeuvre ici sous une forme sous optimale.

Un compromis classique [4] réside en une détection distincte et préalable à l'estimation.

Il subsiste cependant un rapport de l'ordre 10 entre la précision souhaitée et la précision obtenue sur les phases. Un tel progrès requiert nécessairement, pour les méthodologies envisagées, une modification du protocole de façon à prendre en compte plus de mesures. Ceci peut être obtenu en répétant les mesures, en élargissant la bande ou encore en considérant tout un secteur angulaire d'incidence. Les deux dernières éventualités supposent de généraliser le modèle des points brillants vers un contexte non stationnaire [5].

BIBLIOGRAPHIE

- [1] "Spectrum Analysis - A Modern Perspective" S.M. KAY - S.L. MARPLE - Proceedings of the IEEE - vol. 69 - n° 11 - November 1981 - PP. 1380 - 1419
- [2] "Estimating the Parameters of Exponentially Damped Sinusoids and Poise - Zero Modeling in Noise" - R. KUMAREZAN - D.W. TUFTS - IEEE trans. on acoustics, speech and signal processing - N° 6 - December 1982 - PP 833 - 840
- [3] "Unbiased Estimation of an Initial Phase" E.I. PLOTKIN - L.M. ROYTMAN - M.N.S. SWAMY - Signal Processing N° 6 1984 - PP 301 - 310 North-Holland
- [4] "Time Series Analysis : Forecasting and Control" - G.E.P. BOX - G.M. JENKINS - Holden-Day 1970
- [5] "Time-Dependant ARMA Modeling of Nonstationary Signals" - Y. GRENIER IEEE trans on ASSP Vol. 31 N° 4 - August 83 - PP 899 - 911
- [6] Logiciel Scientifique de Base du Centre de Calcul Scientifique de l'Armement - chapitres 5, 19 et 61
- [7] Logiciel Scientifique d'Application du CCSA Chapitre 4 : "Traitement du signal paramétrique"
- [8] "Méthodes de Modélisation et leur Utilisation dans le Modèle des Points Brillants" - Y. CLERO Rapport de fin d'études - INSA de RENNES - Laboratoire d'Automatique - Juin 1984