

UTILISATION DE MODELISATION D'ETAT EN TRAITEMENT D'ANTENNE

J.P. LE CADRE, P. RAVAZZOLA

1 - GERDSM, Le Brusç, 83140 SIX-FOURS-LES-PLAGES, FRANCE
 2 - CEPHAG, B.P. 46, 38402 SAINT-MARTIN D'HERES, FRANCE

RESUME

Les méthodes à haute résolution ont été l'objet de nombreux développements en analyse spectrale et en traitement d'antenne. Elles reposent sur la séparation (algébrique) des sous-espaces source et bruit, cette séparation utilise seulement l'hypothèse de cohérence des sources. La description des sorties de capteurs par un système linéaire fournit un cadre général adapté à l'utilisation de l'hypothèse onde plane.

On est donc amené à considérer les méthodes de réalisation (déterministe ou stochastique) qui ont été développées dans le cadre de l'étude des systèmes linéaires. On établit un lien entre ces méthodes et le cadre habituel du traitement d'antenne. De plus, il est également possible de décrire un bruit corrélé spatialement.

Après avoir présenté les méthodes utilisées, quelques résultats de simulation illustrent leur comportement.

1. - INTRODUCTION

L'introduction des méthodes à haute résolution en analyse spectrale ainsi qu'en traitement d'antennes est relativement ancienne [4], [1], et a été l'objet de nombreux développements ultérieurs [5]. Grossièrement, ces méthodes consistent à séparer (par des méthodes d'algèbre linéaire) l'espace des observations entre sous-espace signal (sources) et sous-espace bruit. Cette décomposition (asymptotique) a été justifiée sur le plan statistique [2], mais on peut toutefois observer qu'elle n'utilise pas l'hypothèse "onde plane" mais seulement l'hypothèse de cohérence spatiale des sources.

On peut raisonnablement améliorer les performances des traitements par inclusion de cette hypothèse qui équivaut à supposer des déphasages (pour une source) en progression arithmétique pour une antenne linéaire (ceci peut être au prix d'une moindre robustesse). La description des sorties de capteurs par un système linéaire fournit un cadre général tout à fait adapté à la modélisation des sorties comme une somme d'ondes planes et de bruit (spatialement blanc ou non). De plus, les outils de l'automatique sont applicables. On est donc conduit à utiliser les méthodes de réalisations [7]. Parmi celles-ci, les méthodes utilisant l'analyse en composantes principales suscitent un intérêt pratique certain et ont été l'objet de nombreux développements [3], [6].

Après avoir présenté le cadre général de la méthode (Modèle d'état), on s'intéresse aux liens existants avec le traitement d'antenne (en particulier, le cas des sources corrélées, l'inclusion de contraintes). Puis, l'extension au cas du bruit non spatialement blanc est considérée. Enfin, des résultats de simulation illustrent le comportement des méthodes étudiées ainsi que la comparaison avec le goniomètre [1].

2. - RAPPEL RELATIF A L'INTRODUCTION DE MODELE D'ETAT

On considère la représentation d'état d'un système linéaire ne comportant pas d'entrée (modèle de réalisation déterministe) :

$$\begin{cases} \bar{z}_{i+1} = F \cdot \bar{z}_i \\ y_i = \bar{h}^* \cdot \bar{z}_i + w_i \end{cases}$$

SUMMARY

High resolution methods have raised up many developments in the area of spectral analysis and array processing. They heavily rely upon separation (by linear algebra means) of the observation space between sources subspace and noise subspace. This separation needs only the coherence (of sources) hypothesis. In order to improve the performances, the inclusion of plane wave hypothesis is needed. The sensors outputs may be described by a linear system, this approach provides a general and usefull frame matched to the use of plane wave hypothesis.

One are thus led to consider the realization methods (deterministic or stochastic) which have been developed in the general frame of linear systems study. A link between these methods and the usual frame of array processing is presented. Furthermore, it is also possible to use this modeling in order to describe an additive noise which is spatially correlated.

After a presentation of the methods, some simulation results illustrate their behavior.

avec : \bar{z}_i : vecteur d'état du système :
 dimension (p,1)
 F : matrice de transition :
 dimension (p,p)
 \bar{h} : vecteur de dimension (p,1)
 $\{w_i\}$: bruit blanc gaussien centré de
 densité spectrale b^2

La covariance de la sortie est donnée par :

$$r(m) = \begin{cases} \bar{h}^* P \bar{h} + b^2 & \text{si } m = 0 \\ \bar{h}^* F^m P \bar{h} & \text{si } m \neq 0 \end{cases}$$

où P est la matrice de covariance de l'état :
 dimension (p,p).

P satisfait l'équation de Lyapunov : $P = F P F^*$

(P = Id, valeurs propres de F sur C (0,1)).

En dimension infinie, la matrice interspectrale des observations (MIO) et la matrice de Hankel s'écrivent :

$$R = \begin{bmatrix} r(0) & r(-1) & r(-2) & \dots \\ r(1) & r(0) & r(-1) & \dots \\ r(2) & r(1) & r(0) & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r(1) & r(2) & r(3) & \dots \\ r(2) & r(3) & r(4) & \dots \\ r(3) & r(4) & r(5) & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix}$$

$$H = \begin{bmatrix} r(1) & r(2) & r(3) & \dots \\ r(2) & r(3) & r(4) & \dots \\ r(3) & r(4) & r(5) & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix}$$

R est une matrice de Toeplitz positive. On peut écrire ces matrices sous une forme factorisée :

$$R = \mathcal{O} \cdot P \cdot \mathcal{O}^* + b^2 \text{ Id} \quad , \quad H = \mathcal{O} \cdot \mathcal{G}$$

où

$$\mathcal{O} = \begin{bmatrix} \bar{h}^* \\ \bar{h}^* F \\ \vdots \end{bmatrix} \quad \text{est la matrice infinie d'observabilité du système.}$$

$$\mathcal{G} = [F P \bar{h} , F^2 P \bar{h} , F^3 P \bar{h} , \dots]$$



$$Id = \begin{bmatrix} 1 & & & 0 \\ & 1 & & \\ & & \ddots & \\ 0 & & & 1 \end{bmatrix}$$

La matrice \mathcal{O} satisfait l'équation $\mathcal{O} \cdot F = \mathcal{O}^1$

La matrice de transition F peut être calculée à partir de \mathcal{O} :

$$F = \mathcal{O}^+ \cdot \mathcal{O}^{up}$$

où
$$\mathcal{O}^+ = (\mathcal{O}^* \cdot \mathcal{O})^{-1} \cdot \mathcal{O}^* \quad , \quad \mathcal{O}^{up} = \begin{bmatrix} \bar{h}_{F2}^* \\ \bar{h}_{F2}^* \\ \vdots \\ \bar{h}_{F^{n-1}}^* \\ 0 \end{bmatrix}$$

Il faut noter que l'écriture de la MIO sous la forme $R = \mathcal{O} \cdot P \cdot \mathcal{O}^* + b^2 \cdot Id$ n'est pas valable pour un modèle ARMA général et résulte bien d'une information a priori sur le modèle. Il est donc logique de déterminer \mathcal{O} à partir de R et non pas de H . Pour cela, plaçons-nous en dimension finie :

$$\mathcal{O} = \begin{bmatrix} \bar{h}_F^* \\ \bar{h}_F^* \\ \vdots \\ \bar{h}_{F^{n-1}}^* \end{bmatrix} \quad , \quad \mathcal{O}^{up} = \begin{bmatrix} \bar{h}_{F2}^* \\ \bar{h}_{F2}^* \\ \vdots \\ \bar{h}_{F^{n-1}}^* \\ 0 \end{bmatrix}$$

(matrices de dimension (n,p))

On a alors l'approximation : $F \approx \mathcal{O}^+ \cdot \mathcal{O}^{up}$

Une solution exacte s'obtient en définissant les opérateurs " | " et " | " :

$$\mathcal{O}^1 = \begin{bmatrix} \bar{h}_F^* \\ \bar{h}_F^* \\ \vdots \\ \bar{h}_{F^{n-2}}^* \end{bmatrix} \quad , \quad \mathcal{O}^1 = \begin{bmatrix} \bar{h}_{F2}^* \\ \bar{h}_{F2}^* \\ \vdots \\ \bar{h}_{F^{n-1}}^* \end{bmatrix}$$

(matrices de dimension ((n-1),p))

$$F = (\mathcal{O}^1)^+ \cdot \mathcal{O}^1$$

Considérons la décomposition de la MIO en éléments propres :

$$R = U \cdot \Sigma^2 \cdot U^* = [U_1 \ U_2] \begin{bmatrix} \Sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \Sigma_2^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} U_1^* \\ U_2^* \end{bmatrix}$$

où Σ_1^2 est la (p,p) matrice diagonale contenant les p plus grandes valeurs propres.

La meilleure approximation de rang p \hat{R} de R au sens de la norme spectrale s'obtient en ne retenant que les p principales composantes :

$$\hat{R} = U_1 \cdot \Sigma_1^2 \cdot U_1^*$$

En présence de bruit blanc, les valeurs propres étant seules affectées, on peut éliminer l'effet du bruit en leur soustrayant l'estimation au sens du maximum de vraisemblance de la densité spectrale du bruit \hat{b}^2 (moyenne arithmétique des (n-p) plus petites valeurs propres) et séparer les parties bruit et signal de la MIO :

$$\hat{R} = U_1 (\Sigma_1^2 - \hat{b}^2 \cdot Id) U_1^* + \hat{b}^2 Id$$

$$\Leftrightarrow \hat{R} = U_1 \cdot \hat{\Sigma}_1^2 \cdot U_1^* + \hat{b}^2 \cdot Id$$

\hat{R} ne possède plus la propriété fondamentale que possédait R , c'est-à-dire, \hat{R} n'est pas une matrice de Toeplitz.

La matrice d'observabilité est alors donnée par :

$$\mathcal{O} = U_1 \cdot \hat{\Sigma}_1 \quad (\text{soit } P = Id)$$

On en déduit la matrice de transition du système

$$F = (\mathcal{O}^1)^+ \cdot \mathcal{O}^1$$

3. - LIEN AVEC LE CADRE HABITUEL DU TRAITEMENT D'ANTENNE

Pour une antenne linéaire composée de n capteurs équidistants, la MIO s'écrit :

$$R = \mathcal{D} \cdot \gamma \cdot \mathcal{D}^* + b^2 Id$$

où :

$\mathcal{D} = (\bar{D}_{\theta_1} \ \bar{D}_{\theta_2} \ \dots \ \bar{D}_{\theta_p})$: de dimension (n,p)

$$\bar{D}_{\theta_k} = \begin{bmatrix} \exp[-j\tau_k] \\ \vdots \\ \exp[-j(n-1)\tau_k] \end{bmatrix}$$

(vecteur source (n,1) associé à un bruiteur de gisement θ_k .)

$$\tau_k = 2\pi f \frac{d}{c} \cos \theta_k \quad , \quad \text{retard intercapteurs}$$

(d = distance intercapteurs, f = fréquence considérée, c = vitesse de propagation dans le milieu)

$\gamma = [\gamma_{ij}]$; matrice (p,p) de corrélation des sources. (Dans le cas de sources non corrélées γ est diagonale).

b^2 = densité spectrale du bruit considéré blanc, gaussien, centré.

Dans le cas de p ondes planes incidentes en présence d'un bruit blanc de densité spectrale b^2 , le signal reçu sur le i-ème capteur s'écrit :

$$\begin{cases} \bar{z}_{i+1} = F \cdot \bar{z}_i \\ y_i = \bar{h}^* \cdot \bar{z}_i + w_i \end{cases}$$

où $F = \text{diag}(\exp[-j\tau_k])$: dimension (p,p)

L'information sur la puissance des sources pouvant se répartir entre le vecteur \bar{z} et la matrice de variance de l'état :

$$P = E[\bar{z}_i \cdot \bar{z}_i^*]$$

En considérant la formulation du paragraphe précédent, on peut écrire l'égalité suivante :

$$\mathcal{D} \cdot \gamma \cdot \mathcal{D}^* = U_1 \cdot \hat{\Sigma}_1 \cdot U_1^*$$

On peut montrer qu'il existe une matrice unitaire W telle que :

$$\mathcal{D} \cdot \gamma^{1/2} = U_1 \cdot \hat{\Sigma}_1 \cdot W^*$$

$$\text{Posons : } \Theta = U_1 \cdot \hat{\Sigma}_1 \quad , \quad \text{soit } \Theta = \mathcal{D} \cdot \gamma^{1/2} \cdot W$$

(Rq : $\Theta = \mathcal{O}$ si les sources ne sont pas corrélées.)

En utilisant les propriétés des opérateurs " | " et " | " , il vient :

$$\Theta^1 = \mathcal{D}^1 \cdot \gamma^{1/2} \cdot W \quad \text{et} \quad \Theta^1 = \mathcal{D}^1 \cdot \gamma^{1/2} \cdot W$$

Or, si l'on fait l'hypothèse "onde plane", on peut écrire la propriété fondamentale suivante :

$$\mathcal{D}^1 = \mathcal{D}^1 \cdot F$$

Si on suppose que γ est de rang maximum, c'est-à-dire qu'il n'y a pas corrélation parfaite entre deux sources (hypothèse tout à fait réaliste), on peut déterminer \mathcal{D}^1 à partir de l'expression de Θ^1 et remplacer dans Θ^1 :

$$\Theta^1 = \Theta^1 \cdot W^* \cdot \gamma^{-1/2} \cdot F \cdot \gamma^{1/2} \cdot W$$

$$\text{Soit : } W^* \cdot \gamma^{-1/2} \cdot F \cdot \gamma^{1/2} \cdot W = (\Theta^1)^+ \cdot \Theta^1$$

Il est facile de montrer que F et $(\gamma^{-1/2} \cdot F \cdot \gamma^{1/2})$ ont mêmes valeurs propres. Le calcul des valeurs propres de $(\Theta^1)^+ \cdot \Theta^1$ nous fournit une estimation des valeurs propres de la matrice de transition :

$$\hat{F} = \text{diag} (\rho_k \cdot \exp [-j\hat{\tau}_k]) \quad \text{dim} (p,p)$$

(ρ_k réel positif)

On en déduit aisément la position des sources :

$$\hat{\theta}_k = \text{Arc Cosinus} \left[\frac{c}{2 \cdot \Pi \cdot f \cdot d} \cdot \hat{\tau}_k \right]$$

(pour $k = 1, \dots, p$)

Remarque 1 : la sensibilité de la méthode à la corrélation des sources est en théorie identique à celle de toutes les méthodes haute résolution puisque la seule hypothèse à faire est qu'il n'y ait pas de sources parfaitement corrélées.

Remarque 2 : dans le cas de sources non corrélées est une matrice diagonale, $\gamma^{1/2}$ aussi. F étant également diagonale, F et $\gamma^{1/2}$ commutent. Ce qui simplifie le résultat :

$$W^* \cdot F \cdot W = (\Theta^t)^+ \cdot \Theta^t \quad (\text{ici : } \Theta = \Theta^t)$$

Estimation de la matrice de corrélation des sources

Première méthode : connaissant la position des sources, on peut reconstruire une matrice \hat{D} et étant donné l'égalité $\Theta \cdot \Theta^t = \hat{D} \cdot \gamma \cdot \hat{D}^*$, calculer une matrice $\hat{\gamma}$.

Deuxième méthode : cas de sources non corrélées

La covariance de la sortie du modèle d'état s'exprime en fonction des termes de la matrice diagonale de transition estimée :

$$r(-m) : \begin{cases} \sum_{k=1}^p \sigma_k^2 + b^2 & , \text{ si } m=0 \\ \sum_{k=1}^p \sigma_k^2 \cdot \rho_k^m \cdot \exp [j \cdot m \cdot \hat{\tau}_k] & , \text{ si } m \neq 0 \end{cases}$$

où σ_k^2 est la puissance de la source de gisement θ_k .

Si on choisit de prendre tous les coefficients ρ_k égaux à 1, on retrouve la formule d'estimation de la puissance des sources de Pisarenko (ce qui est un élément très favorable pour la méthode proposée).

4. - PROBLEMES DE STABILITE

Pour assurer la stabilité du modèle, les valeurs propres de la matrice de transition doivent se trouver à l'intérieur du cercle unité. On peut montrer que ceci est vérifié lorsque les valeurs propres sont calculées à partir de la matrice $[\Theta^t \cdot \Theta^{pp}]$ (par majoration du spectre, puisqu'on a introduit une ligne de 0).

Pour une matrice de type $[(\Theta^t)^+ \cdot \Theta^t]$ on ne peut pas conclure en général, quant à la stabilité de la solution obtenue. Toutefois, dans le cas asymptotique où les vecteurs propres de la MIO et les vecteurs sources $\{\bar{D}_\theta\}$ engendrent le même sous-espace "sources" on peut vérifier que l'on retrouve les valeurs propres théoriques, donc de module égal à 1. Ce résultat est tout à fait logique puisqu'on ne fait ici aucune approximation lors du calcul de la matrice de transition.

5. - ESTIMATION DE LA MATRICE DE TRANSITION AVEC CONTRAINTE

La résolution du problème $\Theta^t = \Theta^t \cdot F$ peut se poser sous forme d'une minimisation avec contrainte :

$$\begin{cases} \min \|\Theta^t - \Theta^t \cdot F\| \\ \text{contrainte : } F \text{ matrice unitaire} \end{cases}$$

Cette contrainte permet d'assurer la stabilité de la solution. La résolution de ce problème conduit à effectuer la S.V.D. (Singular Value Decomposition) de $[(\Theta^t)^+ \cdot \Theta^t] : (\Theta^t)^+ \cdot \Theta^t = V \cdot \Delta \cdot Q^*$ où Δ est la matrice diagonale des valeurs singulières, V, Q sont deux matrices unitaires de dimension (p,p).

On en déduit la matrice de transition du système qui est solution du problème posé : $F = V \cdot Q^*$

On pourrait trouver d'autres contraintes plus "douces" mais celle-ci a l'avantage de rendre la minimisation facilement réalisable et peu coûteuse en temps de calcul.

6. - UTILISATION D'UN MODELE DE REALISATION STOCHASTIQUE

L'approche précédente supposait le bruit spatialement blanc. De plus, cette approche ne peut être étendue au cas d'un bruit non blanc même de covariance connue. On se propose donc de décrire les sorties des capteurs par un modèle ARMA à phase minimale dont le modèle des innovations sera de la forme :

$$\begin{cases} \bar{X}(t+1) = F \cdot \bar{X}(t) + T \cdot v(t) \\ y(t) = \bar{h}^* \cdot \bar{X}(t) + v(t) \end{cases}$$

Soit $y^+(t) = \{y(t+1), y(t+2), \dots\}$ le "futur" des observations à l'instant t et $y^-(t) = \{y(t), y(t-1), \dots\}$ le "passé" de celles-ci. Le vecteur d'état doit résumer toute l'information passée de façon à prédire de façon optimale (au sens d'un critère à définir) l'espace des observations futures.

Le critère (Efficacité de la prédiction) défini par Arun, Rao et Kung [3] consiste à chercher un vecteur \bar{X} appartenant à l'espace engendré par \bar{Y}^- (i.e. $\bar{X} = A \cdot \bar{Y}^-$) qui minimise la variance de l'erreur de prédiction du futur, i.e. :

$$\begin{aligned} & \text{Tr} [\text{Covar} (\bar{Y}^+ - \bar{Y}^+ / A \bar{Y}^-)] \\ & = \text{Tr} [R - H A^* \cdot (A \cdot R \cdot A^*)^{-1} \cdot A \cdot H^*] \\ & (R = E (\bar{Y}^+ \cdot \bar{Y}^{+*}), H = E (\bar{Y}^+ \cdot \bar{Y}^{-*})) \end{aligned}$$

Ceci amène donc à chercher la matrice A maximisant :

$$\text{Tr} [H A^* \cdot (A \cdot R \cdot A^*)^{-1} \cdot A \cdot H^*] = \text{Tr} [(A \cdot H^* \cdot H \cdot A^*) \cdot (A \cdot R \cdot A^*)^{-1}]$$

Ce critère sera maximisé quand les colonnes de A formeront une base des p plus grands vecteurs propres généralisés du faisceau $(H^* H, R)$ ou encore des p plus "grands" vecteurs propres de la matrice hermitienne : $H \cdot R^{-1} \cdot H^*$.

Considérons la décomposition en éléments propres de $H \cdot R^{-1} \cdot H^*$, l'approche précédente consiste donc à écrire l'état \bar{X} sous la forme :

$$\bar{X} = U_1^* (H \cdot R^{-1} \cdot \bar{Y}^-) (H \cdot R^{-1} \cdot H^* = U_1 \cdot \Sigma_1^* \cdot U_1^* + U_2 \cdot \Sigma_2 \cdot U_2^*)$$

Et donc :

$$F = (\Theta^t)^+ \cdot \Theta^t = (U_1^*)^t \cdot U_1^t$$

Une autre approche consiste à utiliser les coefficients de corrélations (canoniques) entre \bar{Y}^+ et \bar{Y}^- qui peuvent être introduits de la façon suivante [8]. L'information mutuelle entre \bar{Y}^+ et \bar{Y}^- est par définition :

$$\begin{aligned} I(\bar{Y}^+, \bar{Y}^-) & = \text{Logdet}(R) - \text{Logdet}(R - H \cdot R^{-1} \cdot H^*) \\ & = \text{Logdet}(\text{Id} - R^{-1/2} \cdot H \cdot R^{-1} \cdot H^* \cdot R^{-1/2}) \\ & = \sum_k \text{Log} (1 - \sigma_k^2) \end{aligned}$$

(σ_k valeurs propres de $R^{-1/2} \cdot H \cdot R^{-1} \cdot H^* \cdot R^{-1/2}$, appelées coefficients de corrélations canoniques).

On est donc amené à exprimer le vecteur d'état \bar{X} en fonction des p composantes principales de la matrice $R^{-1/2} \cdot H \cdot R^{-1/2}$ [8].

Posant $\bar{H} = R^{-1/2} \cdot H \cdot R^{-1/2}$, soit sa SVD $\bar{H} = U \cdot \Sigma \cdot V^*$, on en déduit F par application de la projection, i.e. :

$$\bar{X}(k+1) = P \cdot \bar{X}(k+1) + \bar{w}(k) \text{ et donc}$$



$$F = \Sigma_1^{-1/2} \cdot V_1^* (R^{-1/2})^* \cdot R^{1/2} \cdot V_1 \cdot \Sigma_1^{-1/2}$$

\bar{h} , ρ (var de v), T peuvent également être estimés par ces méthodes, mais on se restreint ici à F . Des exemples d'utilisation de ces méthodes seront présentés en § 7. L'intérêt apparaît surtout lorsque le bruit reçu sur les capteurs n'est plus spatialement blanc (§ 2,3) (cf fig. 1 et 2).

fig 1 PROJECTION METHOD (MUSIC)

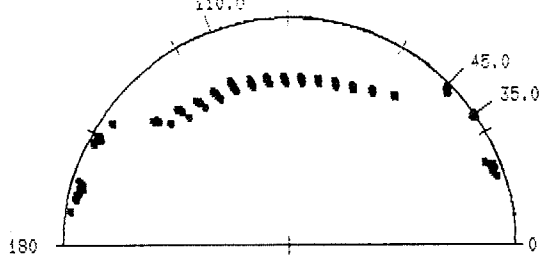
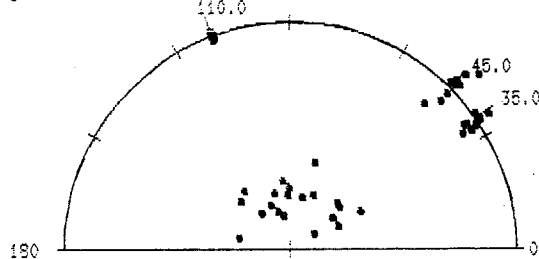


fig 2 STOCHASTIC REALIZATION



7. - RESULTATS DE SIMULATION

Les signaux reçus sur les capteurs de l'antenne (linéaire, capteurs espacés de $\frac{\lambda}{2}$) sont simulés sous la forme d'un vecteur (signal + bruit) :

$$\bar{X} = \sum_i \alpha_i \bar{D}_i + \bar{B}, \text{ où } \alpha_i \sim \mathcal{N}_{\mathbb{C}}(0, \sigma_i^2) \text{ et } \bar{B} \sim \mathcal{N}_{\mathbb{C}}(0, B)$$

On en déduit la MIO estimée par le périodogramme suivi par une projection orthogonale sur le sous-espace des matrices de Toeplitz. Les résultats sont comparés à ceux obtenus en calculant les pôles du goniomètre, ce qui est bien à l'avantage du goniomètre et beaucoup plus coûteux en temps de calcul que la méthode de réalisation.

Simulation 1 : 3 sources non corrélées à 56, 60 et 65 degrés, de niveaux -1dB, -11dB et -1dB. Le bruit est blanc, de niveau 0dB et l'antenne est composée de 16 capteurs. Le nombre supposé de sources est 4 et le BT est 100.

Pourcentage de détection de la source faible	Goniomètre	Méthode de réalisation déterministe
	15	40

On observe une meilleure détection de la source faible.

Simulation 2 : 2 sources corrélées à 60 et 62 degrés, de même niveau : -5,2dB. La corrélation est presque parfaite (module du coefficient de corrélation très proche de 1) et le bruit est blanc, de niveau 0dB. L'antenne comporte 16 capteurs, le nombre supposé de sources est 4 et le BT est 100.

Pourcentage de séparation des sources	Goniomètre	Méthode de réalisation déterministe
	23	39

La méthode de réalisation déterministe a un pouvoir de séparation supérieur à celui du goniomètre.

Simulation 3 : 3 sources non corrélées à 35, 45 et 110 degrés, de niveaux -5,2dB, -8,2dB et -10dB. Le bruit simulé est la sortie d'un filtre MA d'ordre 2 de coefficients (-0,4 ; 0,8) et d'entrée un bruit blanc de niveau 0dB. L'antenne est composée de 20 capteurs, le nombre supposé de sources est 5 et le BT est égal à 300.

Le goniomètre trouve des sources parasites qui correspondent aux pics de la densité spatiale du bruit et il ne détecte pas la source qui se trouve dans un trou de la densité spatiale du bruit (fig. 1). La méthode de réalisation stochastique élimine ces imperfections en faisant rentrer bien à l'intérieur du cercle unité les pôles dus au bruit (fig. 2). On présente une statistique sur 10 réalisations.

8. - CONCLUSION

Il nous semble que les avantages des méthodes utilisant une modélisation d'état portent sur les points suivants :

- 1 - Résolution angulaire : l'amélioration (vis-à-vis du goniomètre) assez légère dans le cas de sources non corrélées peut être sensible pour de fortes corrélations.
- 2 - Détection de sources faibles : les performances peuvent être sensiblement supérieures à celles du goniomètre.
- 3 - Prise en compte de la corrélation du bruit (réalisation stochastique).

De plus, le coût de calcul est comparable (voire inférieur) à celui du goniomètre. Cependant, l'approche utilisée comporte encore de multiples imperfections. Ainsi, l'hypothèse "matrice interspectrale de Toeplitz" est fondamentale, mais l'estimation (à partir des données) n'utilise pas la forme du système. De plus, l'extraction des composantes principales détruit cette structure. Il nous semble que ce sont là des problèmes fondamentaux pour cette approche.

Par ailleurs, l'utilisation de ce type de méthodes aux traitements d'antennes large bande revêt une importance fondamentale [9].

REFERENCES

- [1] G. BIENVENU, L. KOPP : "Principe de la goniométrie passive adaptative", VII Colloque GRETSI, Nice, 1979, pp 106-110.
- [2] G. BIENVENU, L. KOPP : "Optimality of high-resolution array processing using the eigenstructure approach", IEEE Trans on ASSP, Vol. 31, n° 5, 1983, pp 1235-1245.
- [3] S.Y. KUNG, K.S. ARUN, B.V. BHASKAR RAO : "State space and singular value decomposition based approximation method for the harmonic retrieval problem", Journal of the Optical Society of America, Vol. 73, n° 12, Décembre 1983, pp 1789-1811.
- [4] V.F. PISARENKO : "The retrieval of harmonics from a covariance function", Geophys. J.R.astr.soc. (1973), Vol. 33, pp 347-366.
- [5] D.W. TUFTS, R. KUMARESAN : "Estimating the angles of arrival of multiples plane waves", IEEE Trans on A.E.S., Vol. 19, n° 1, 1984, pp 134-139.
- [6] K.S. ARUN : "A principal components approach to approximate modeling and ARMA spectral estimation", PHD (Dissertation), University of Southern California, April 1984.
- [7] P. FAURRE : "Stochastic realization algorithms" in System Identification : advances and case studies, Mehra and Lainiotis Eds, Academic Press, 1976, Chpt 1.
- [8] U. DESAI and D. PAL : "A realization approach to stochastic model reduction and balanced stochastic realization", Proc. of the 16th Annual Conf. on Inf. Sciences and Systems, Princeton University, N.J., March 1982, pp 613-620.
- [9] J.J. FUCHS : "State space modeling and estimation of time differences of arrival", IEEE Trans on ASSP, Vol. 34, n° 2, 1986, pp 232-244.