



REGROUPEMENT DE PISTES ANGULAIRES ISSUES
D'ANTENNES PASSIVES DISPENSEES.

Denis PILLON, Pascal VERVEUR.

Thomson Sintra ASM
BP 51, 06801 Cagnes sur Mer Cedex.

RESUME:

On présente un test d'association de pistes d'azimut reçues par différentes plateformes largement séparées. Le test binaire est d'abord étudié (une piste sur chaque plateforme qui provient ou non du même bruiteur). On présente ses performances et notamment des cas parfaitement ambigus pour cause d'inobservabilité du système. On généralise ensuite ce test au cas multi-pistes sur chaque antenne.

1. INTRODUCTION:

En sonar passif, pour surveiller des zones sous-marines étendues, on utilise de plus en plus fréquemment plusieurs antennes fixes ou mobiles réparties géographiquement dans un secteur maritime. Nous considérons ici que chacun de ces récepteurs passifs est doté de son propre traitement fournissant en sortie des pistes d'azimut, chacune de ces pistes correspondant à une source détectée localement par le senseur concerné. Le problème est d'associer entre elles ces diverses pistes, d'une part pour éviter de surcharger l'opérateur humain en présentant de nombreuses détections redondantes, d'autre part pour localiser les sources par triangulation. On améliore les performances de cette localisation instantanée en effectuant de la Trajectographie Passive (TP) à partir des mesures des azimuts (TP2A). On fait alors une hypothèse sur le modèle de cinématique suivi par la source (en général, un mouvement rectiligne uniforme : MRU). Ce problème d'association multi-plateformes peut par exemple se poser entre les antennes de coque d'un sous-marin et sa flûte remorquée ou entre des bâtiments de surface s'échangeant, pour cause de discrétion, un minimum d'informations sur leurs détections respectives.

Dans un premier temps, nous ferons un rapide rappel sur les problèmes de TP2A et TPA (TPA : TP avec mesure d'un seul azimut par une seule plateforme). Puis, nous traiterons du test de base où chacune des plateformes ne mesure qu'une et une seule piste.

Il s'agit alors de bâtir un test binaire pour décider si ces deux pistes d'azimut proviennent du même bruiteur (H_0) contre l'alternative où chacune des pistes correspond à une source différente (H_1). A cause de la parallaxe due à la distance inter-plateforme, nous ne pouvons pas utiliser directement les mesures d'angle pour pratiquer l'association : il faut employer un modèle d'évolution des pistes au cours du temps. Sous l'hypothèse H_0 , les paramètres modélisant cette évolution des pistes seront communs, et sous H_1 , distincts. Le modèle choisi est un MRU dont nous estimerons les paramètres inconnus sous H_0 et H_1 par des algorithmes de TP.

En examinant les performances de ce test du RVG (Rapport de Vraisemblance Généralisé), nous exhiberons des géométries ambiguës, c'est à dire pour lesquelles la variable test suit la même loi sous H_0 et H_1 .

Enfin, nous aborderons le problème plus général où chaque plateforme reçoit non plus une piste,

SUMMARY:

A track to track association test for bearings measured by distant platforms is presented here. The binary test is first introduced (one track for each platform, each track issued (or not) from the same source). Its performance are given particularly in ambiguous cases due to unobservable situations. Then, we generalize this test in a multitarget environment on each array.

où chaque plateforme reçoit non plus une piste, mais un ensemble de pistes. Nous effectuerons alors un clustering où chaque étape utilise le test binaire présenté aux paragraphes précédents. Une simulation d'un cas bi-plateformes multi-pistes clôt cet exposé.

2. Notations, hypothèses et rappel sur la trajectographie passive.

Tout se passe dans un plan (fig 1) et tout est échantillonné aux instants $t_k = k\tau$ avec k variant de 0 à K et τ la période d'échantillonnage des mesures d'azimut (typiquement entre 1 seconde et 1 minute).

Soit $P_A(k) = [x_A(k), y_A(k)]$ les coordonnées de la plateforme A, $V_A(k) = [\dot{x}_A(k), \dot{y}_A(k)]$ sa vitesse. Donc $X_A(k) = [P_A(k), V_A(k)]^T$ définit la position supposée parfaitement connue de A. Soit $\beta_A^m = [\beta_A^m(0), \dots, \beta_A^m(K)]^T$ les azimuts de la piste détectée par A (idem pour B avec X_B , β_B^m, \dots). Soit $X_0(k)$, le vecteur d'état définissant la trajectoire de la source commune S_0 dans le cas

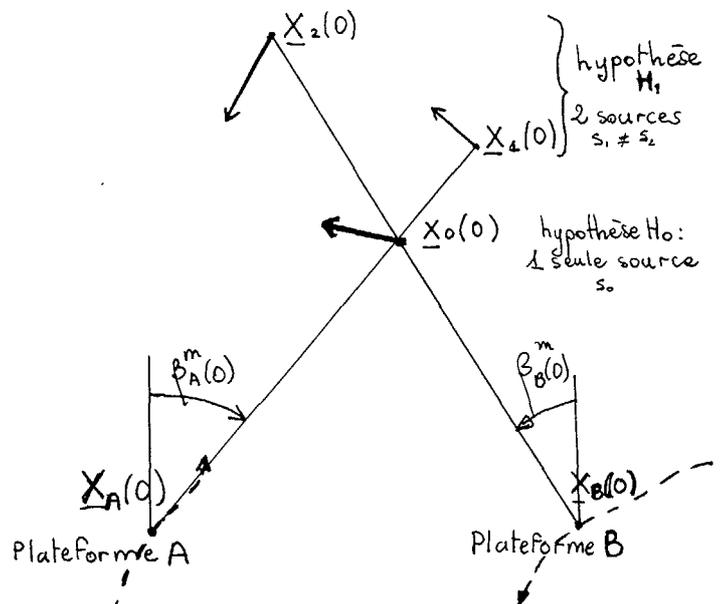


fig 1 : Notations.

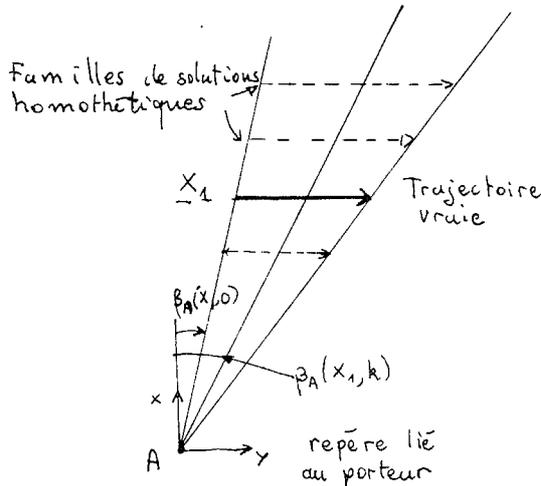


fig 2 : Situation inobservable.

de H_0 vraie :

$$\underline{X}_0(k) = [\underline{P}_0(k), \underline{V}_0]^T \quad (1.1)$$

avec $\underline{P}_0(k) = \underline{P}_0(0) + k\underline{V}_0$. L'instant zéro étant choisi comme instant de référence, la trajectoire réelle de la source est entièrement définie par $\underline{X}_0 = \underline{X}_0(0)$ (idem pour $\underline{X}_1, \underline{X}_2$ correspondant aux deux sources distinctes S_1 et S_2 sous l'hypothèse H_1). L'azimut vrai de S_0 vu par A est donné par :

$$\beta_A(\underline{X}_0, k) = \text{Arctg} \left[\frac{x_0(k) - x_A(k)}{y_0(k) - y_A(k)} \right] \quad (1.2)$$

(Même équation pour $\beta_B(\underline{X}_0, k)$). Sous H_1 , on suppose que A détecte S_1 et B, S_2 avec les mêmes types d'équations de mesure que (1.2) pour $\beta_A(\underline{X}_1, k)$ et $\beta_B(\underline{X}_2, k)$. Par définition même des hypothèses, $\beta_A(\underline{X}_0, 0) = \beta_A(\underline{X}_1, 0)$ et $\beta_B(\underline{X}_0, 0) = \beta_B(\underline{X}_1, 0)$ (cf fig 1).

En considérant les bruits de mesure $\eta_A(k), \eta_B(k)$ gaussiens, centrés et indépendants à la fois entre A et B et entre échantillons temporels, on a sous H_1 :

$$\begin{aligned} \beta_A^m(k) &= \beta_A(\underline{X}_1, k) + \eta_A(k) \\ \beta_B^m(k) &= \beta_B(\underline{X}_2, k) + \eta_B(k) \end{aligned} \quad (1.3)$$

(Sous H_0 , idem avec \underline{X}_0 à la place de \underline{X}_1 et \underline{X}_2). Pour simplifier l'exposé, on supposera η_A et η_B de variance constante σ^2 . On notera $\hat{\underline{X}}_0$, l'estimation au sens du maximum de vraisemblance que l'on fait à partir des $2(K+1)$ échantillons des azimuts reçus sur A et B. Pour obtenir $\hat{\underline{X}}_0$, il faut minimiser le critère quadratique :

$$\begin{aligned} J(\hat{\underline{X}}_0) &= \min_{\underline{X}_0} J(\underline{X}_0) \text{ avec} \\ J(\underline{X}_0) &= \sigma^{-2} \sum_k [(\beta_A^m(k) - \beta_A(\underline{X}_0, k))^2 + (\beta_B^m(k) - \beta_B(\underline{X}_0, k))^2] \end{aligned} \quad (1.4)$$

Pour l'estimation de \underline{X}_1 faite à partir des β_A^m , on cherchera de façon analogue à minimiser :

$$J(\underline{X}_1) = \sigma^{-2} \sum_k [(\beta_A^m(k) - \beta_A(\underline{X}_1, k))^2] \quad (1.5)$$

Pour les détails des algorithmes de minimisation (Gauss Newton, Newton Raphson, Variable Instrumentale Modifiée) ainsi que les performances de ces estimateurs en terme de bornes de Cramer Rao notées $B(\underline{X}_1), B(\underline{X}_2), B(\underline{X}_0)$, on pourra se reporter à [1], [2].

Enfin, il faut savoir qu'on ne peut pas toujours estimer toutes les composantes du vecteur d'état. En TP2A par exemple, il y a toujours unicité de la solution \underline{X}_0 sauf dans le cas dégénéré (non envisagé par la suite) où A et B sont fixes et la source en MRU sur la droite portée par AB. En

TPA, il y a inobservabilité (obtention de 3 composantes de \underline{X}_1 seulement) s'il n'y a pas manoeuvre de la plateforme (MRU). Si de plus l'azimut ne défile pas ($\beta=0$), on ne pourra estimer que 2 composantes. Inversement, il existe des cas pathologiques de trajectoire de A laissant le système inobservable en TPA. Rappelons que ces limitations fondamentales sont liées à des ambiguïtés géométriques des cinématiques déterministes.

On notera N_1 et N_2 les dimensions de \underline{X}_1 et \underline{X}_2 . Pour $N_1=3$, on obtiendra une famille de trajectoires, solutions homothétiques dans un repère d'origine liée à l'antenne (fig 2), toutes donnant les mêmes azimuts $\beta_A(\underline{X}_1, k)$. Les algorithmes d'estimation de ces 3 composantes sont du même type que (1.5) avec une composante fixée arbitrairement.

3. Etude du test binaire d'association multi-plateformes.

Etant en présence d'hypothèses composites, on utilisera un test du type RVG d'expression générale [3] :

$$\Gamma(K) = \frac{\text{Sup}_{\underline{X}_0} [f(\beta_A^m, \beta_B^m / H_0; \underline{X}_0)]}{\text{Sup}_{\underline{X}_1, \underline{X}_2} [f(\beta_A^m / H_1; \underline{X}_1) \cdot f(\beta_B^m / H_1; \underline{X}_2)]} \quad (2.1)$$

$$= \frac{f(\beta_A^m, \beta_B^m / H_0; \hat{\underline{X}}_0)}{[f(\beta_A^m / H_1; \hat{\underline{X}}_1) \cdot f(\beta_B^m / H_1; \hat{\underline{X}}_2)]} \quad (2.2)$$

où $f(\cdot)$ sont les vraisemblances conditionnelles. Dans le contexte gaussien, indépendant, que l'on a choisi, la Log-vraisemblance $\gamma(K) = -2 \text{Log} \Gamma(K)$ s'écrit :

$$\gamma(K) = \sigma^{-2} \sum_k [(\beta_A^m(k) - \beta_A(\hat{\underline{X}}_0, k))^2 + (\beta_B^m(k) - \beta_B(\hat{\underline{X}}_0, k))^2 - k [(\beta_A^m(k) - \beta_A(\hat{\underline{X}}_1, k))^2 + (\beta_B^m(k) - \beta_B(\hat{\underline{X}}_2, k))^2]] \quad (2.3)$$

En utilisant les expressions (1.4) et (1.5) des valeurs des critères des estimateurs du M.V de $\underline{X}_0, \underline{X}_1, \underline{X}_2$, on obtient :

$$\gamma(K) = J(\hat{\underline{X}}_0) - J(\hat{\underline{X}}_1) - J(\hat{\underline{X}}_2) \quad (2.4)$$

L'algorithme d'association consiste donc à faire trois estimations (une TP2A et deux TPA) à l'aide des pistes β_A^m et β_B^m , de calculer γ que l'on compare à un seuil δ . Si $\gamma < \delta$, on choisit H_0 (association) avec la probabilité $p_{1,0}$ de se tromper (similaire à la Pfa). Si $\gamma > \delta$, on choisit H_1 (non-association) avec la probabilité $p_{1,1}$ d'être dans le vrai (similaire à la Pd). Pour déterminer ces performances en terme de $p_{1,1}$ à $p_{1,0}$ donnée, il nous faut connaître la loi suivie par la variable test γ sous les deux alternatives H_0 et H_1 .

4. Performance du test et problème d'ambiguïté.

Selon [2], γ suit asymptotiquement un χ^2_N sous H_0 et H_1 avec :

$$N = N_1 + N_2 - N_0 \quad (3.1)$$

Si les deux plateformes donnent des TPA observables :

$$N = 4 + 4 - 4 = 4$$

Si les deux sont en MRU :

$$N = 3 + 3 - 4 = 2$$

C'est ce dernier cas que l'on va plus précisément étudier dans ce paragraphe car il y a alors possibilité d'ambiguïté. (Nous passerons sous silence ici les combinaisons de N_1 et N_2 donnant $N = 1$ ou 3).

Asymptotiquement sous H_0 , ce χ^2_N est centré tandis que sous H_1 il y a un décentrement λ que l'on peut calculer (asymptotiquement bien sûr toujours en utilisant les résultats de [2]) :

$$\lambda = \sigma^{-2} \sum_k [(\beta_A(\hat{\underline{X}}_0, k) - \beta_A(\hat{\underline{X}}_1, k))^2 + (\beta_B(\hat{\underline{X}}_0, k) - \beta_B(\hat{\underline{X}}_2, k))^2] \quad (3.2)$$

Avec cette formule, on peut comprendre la présence de situations ambiguës. Il suffit que X_0 et X_1 soient homothétiques par rapport à A et que X_0 et X_2 le soient par rapport à B (fig 3). En effet, dans ce cas, X_1 et X_2 donneront les mêmes azimuts vus de A ($\beta_A(X_0) = \beta_A(X_1)$) (idem pour B). D'après (3.2), le décentrement sera toujours nul même si $K \rightarrow \infty$. Autrement dit dans le cas où X_1 et X_2 sont liés par la relation de double homothétie :

$$\alpha(X_1 - X_A) + \beta(X_2 - X_B) = X_0 - X_B \quad (3.3)$$

(α, β , deux constantes arbitraires), la variable test γ suit la loi centrée de H_0 bien que l'on soit sous H_1 ($X_1 \neq X_2$). Inversement, la situation est encore plus ambiguë : supposons qu'en réalité il y ait une seule source (H_0), alors on pourra toujours trouver une double infinité de trajectoires $X_1 \neq X_2$ donnant les mêmes azimuts, donc la même variable test. On peut dire que l'on teste H_0 non pas contre l'alternative $X_1 \neq X_2$ mais contre un espace plus restreint correspondant aux $X_1 \neq X_2$ ne vérifiant pas (3.3).

Pour illustrer ce problème, on a tracé l'évolution de $p_{1,1}$ pour $p_{1,0}$ donnée en fonction de l'angle θ fait entre X_1 (invariant) et X_2 (voir fig 4). Si la situation est telle qu'il peut y avoir ambiguïté (fig 5) (ici $||V_1|| = ||V_2||$), on constate l'apparition de larges secteurs angulaires (en θ) où la probabilité $p_{1,1}$ reste faible même lorsque le nombre d'échantillons K croît. Au minimum, dans la direction $\theta=0$, $p_{1,0}$ vaut $p_{1,1}$. On a de plus porté les performances estimées par Monte Carlo en utilisant les véritables algorithmes. On remarque bien que celles-ci sont en léger retrait par rapport aux limites calculées par le décentrement (3.2).

Pour éliminer ces ambiguïtés, il faut soit manoeuvrer, soit si les antennes travaillent dans la même bande, utiliser les raies bande étroite (signature) ou faire de l'intercorrélation bande large en tenant compte de l'effet Doppler différentiel.

5. Cas de pistes multiples reçues sur chaque plateforme.

Supposons que l'on reçoive maintenant non pas une seule piste sur A et une sur B, mais M sur A et N sur B ($M \leq N$), avec R pistes communes ($R \leq M$). Nous allons nous placer dans des cas observables pour éviter les problèmes d'ambiguïté du test lié à l'observabilité des estimateurs du dénominateur du RVG. Chacune des plateformes va donc faire de la TPA et l'on obtiendra les M+L estimations \hat{X}_i^A et \hat{X}_i^B ainsi que leurs covariances associées $\hat{V}_{A_i} = \hat{B}^{-1}(\hat{X}_i^A)$ et \hat{V}_{B_i} . On n'échangera entre les deux bâtiments que ces vecteurs d'états et leur covariance. On utilise un algorithme dit de clustering hiérarchique, qui est une généralisation du RVG binaire aux cas multiples hypothèses ([4], [7]) et dont l'organigramme est donné fig 6. L'un des problèmes est le choix du test d'arrêt pour trouver le nombre de groupes qui est théoriquement de M+N-R (R couples + (M-R) singletons de A + (N-R) singletons de B). Le critère d'arrêt qui, par simulation, paraît être le plus performant est celui de la pente. Si l'on teste cet algorithme sur le scénario défini par la fig 7, on trouve au bout d'une heure que toutes les associations sont bonnes. L'intérêt de cette association est d'améliorer la localisation des sources perçues en commun par les deux bâtiments (fig 8).

6. Conclusion.

L'approche du test d'association de pistes, présentée ici, est assez générale et peut être utilisée pour d'autres problèmes (associations de tronçons de pistes interrompues, association entre périscope, radar et sonar,...). L'aspect

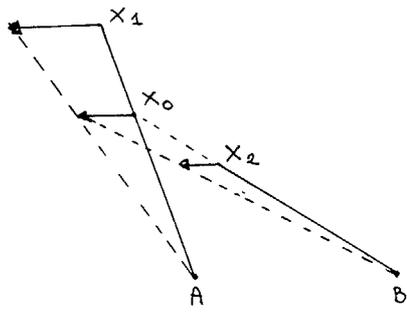


fig 3 : Cas d'association MP ambiguë.

fondamental est en fait lié à l'observabilité ou non de chaque senseur. Si celle-ci est réalisée pour aucun senseur, on ne peut associer que des familles de solutions entre elles et non des solutions uniques. C'est alors qu'apparaissent des ambiguïtés fondamentales dans les tests d'association.

Remerciements:

Cette étude a été financée par le G.E.R.D.S.M (Six-Fours Les Plages. DCN TOULON).

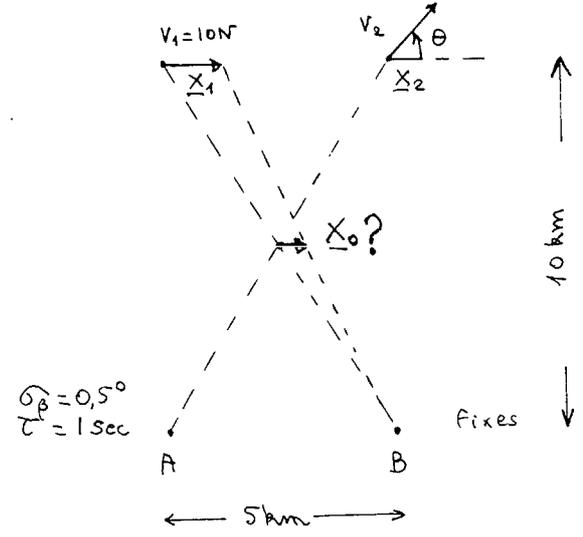


fig 4 : Géométrie relative à la figure 5

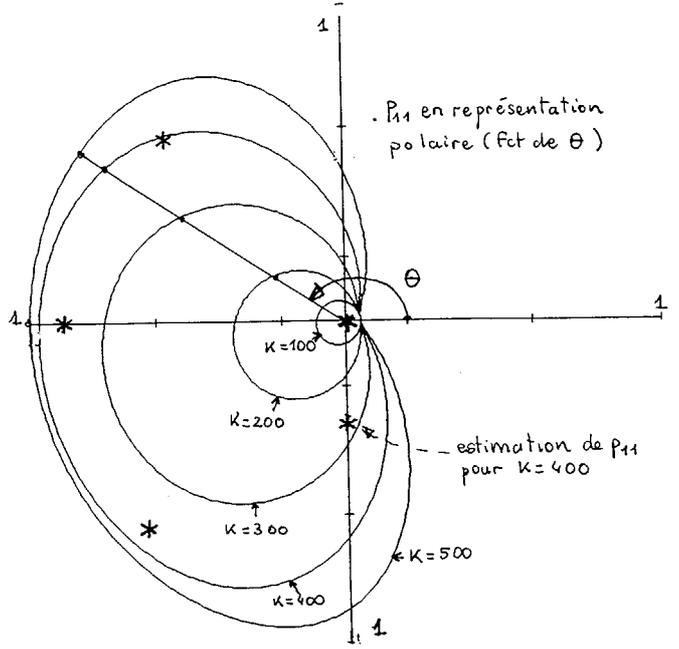


fig 5 : Cas ambigu.



Références.

- [1] S.C NARDONE, A.G LINDGREN, K.F GONG
"Fundamental properties and performance of conventional bearing-only Target Motion Analysis"
IEEE AC Vol 29 N°9 Sept 1984.
- [2] COX, HINCKLEY
"The advanced theory of statistics" Griffin London 79.
- [3] VAN TREES
"Detection, estimation and modulation theory"
Vol 1, John Wiley 1968.
- [4] K. GONG, M.L GRAHAM, A.G LINDGREN
"Data fusion in a multisensor multicontact environment" Asilomar Conf. on Signal System. Nov 1986.
- [5] C. JAUFFRET, D.PILLON
"A new observability criterion in Target Motion Analysis". NATO ASI. Jul 88 Kingston (Canada).
- [6] S.C NARDONNE, V.J AIDALA
"Observability criteria for bearing only Target Motion Analysis". IEEE AES-17 N°2 March 81.
- [7] P. BLANC-BENON, D.PILLON
"Multitracks association for underwater passive listening". NATO ASI. July 88 Kingston (Canada)
- [8] J.DURIF, L.KOPP
"Trajectographie par triangulation en sonar passif". 11ème GRETSI. Nice (Juin 87).

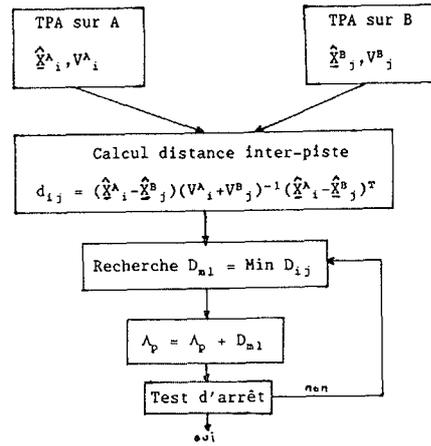


fig 6 : Organigramme de l'algorithme de Clustering

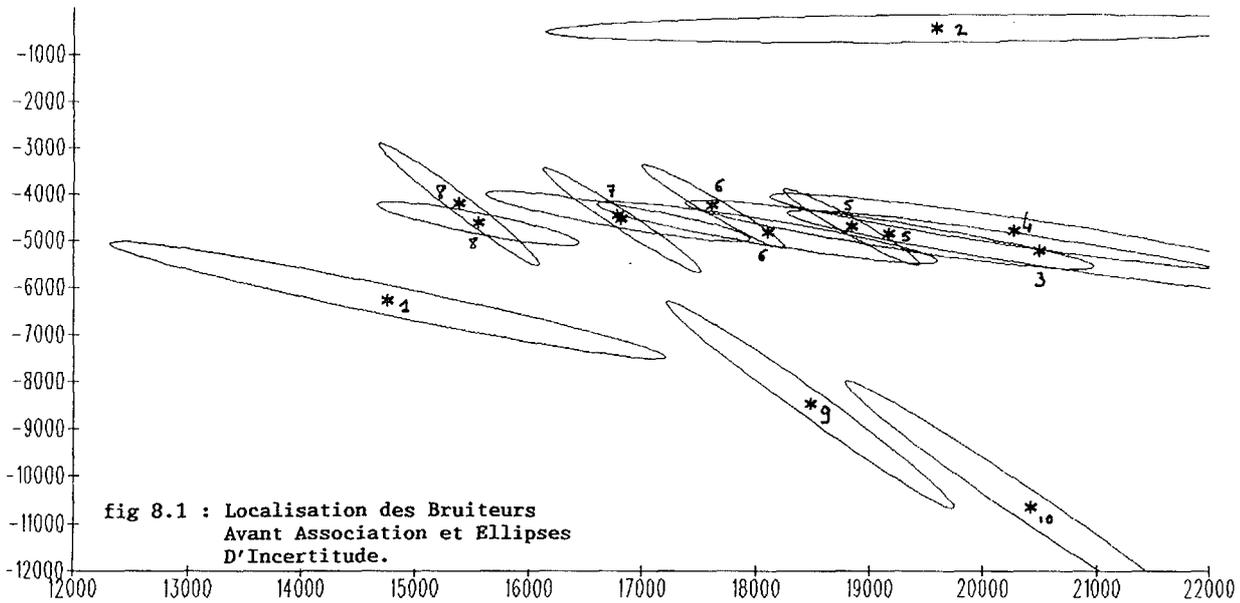


fig 8.1 : Localisation des Bruiteurs Avant Association et Ellipses D'Incertitude.

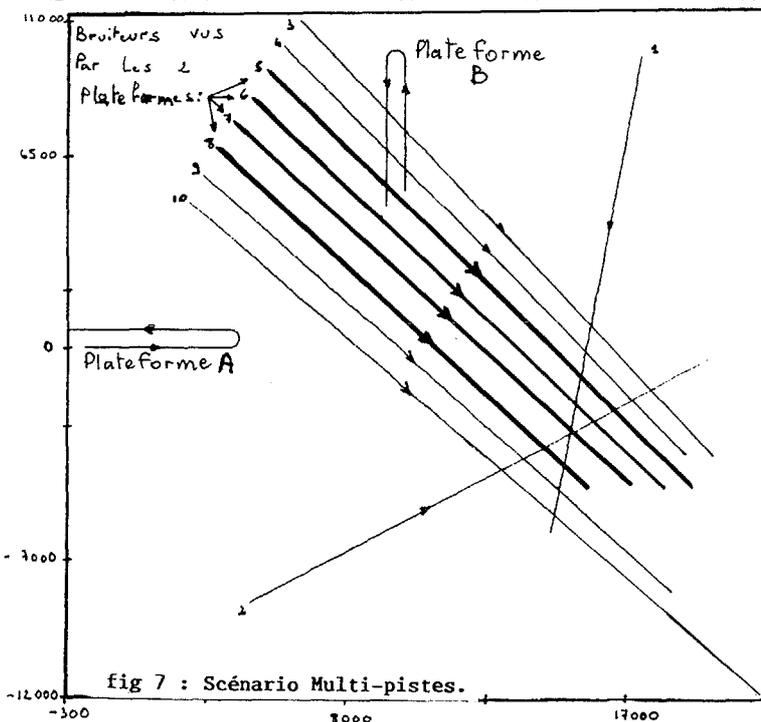


fig 7 : Scénario Multi-pistes.

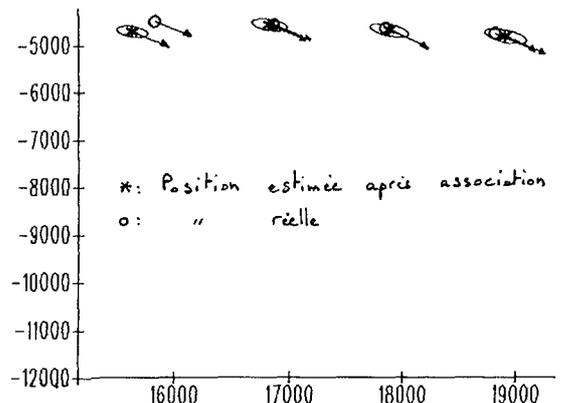


fig 8.2 : Localisation des Bruiteurs Après Association et Ellipses D'Incertitude.