



NICE du 20 au 24 MAI 1985

DETECTION SANS RETARD D'UN SIGNAL TRANSITOIRE
DANS UN BRUIT DE SPECTRE CONNU*

Yvon LABASQUE

Société d'Etudes et Conseils AERO - 3 avenue de l'Opéra - 75001 PARIS

RESUME

On revient sur les différents traitements optimaux ou sous-optimaux envisageables pour la détection dans un bruit de spectre connu d'un signal transitoire. On examine différents cas de figures :

- . signal connu de date d'arrivée éventuelle connue,
- . signal inconnu de date d'arrivée éventuelle connue,
- . signal de date d'arrivée inconnue.

Les performances de ces différents traitements sont chiffrées en termes de rapport signal à bruit ou d'index de détection (critère de contraste) et lorsque c'est possible, en particulier dans le cas gaussien, en terme de probabilité de détection-probabilité de fausse alarme.

Après avoir montré que la mise en oeuvre du traitement optimal est particulièrement simple, on examine l'influence d'une décision sans retard. On montre que cette contrainte est fondamentale puisque les performances du traitement s'en trouvent notablement dégradées ; de plus elle peut conduire à modifier le critère d'optimisation en raison des risques de détection tardive.

SUMMARY

We are dealing with the detection of a signal in a noise the spectral characteristics of which are known. Several hypotheses are under consideration :

- . known signal likely to appear at a known instant,
- . unknown signal likely to appear at a known known instant,
- . unknown arrival time.

Processing performances are given in term of signal to noise ratio, detection index (or contrast criterion) and whenever possible (especially in the gaussian case) in term of detection probability-false alarm probability.

The optimal processing is shown to be particularly simple in our case. The influence of a real time decision (before the end of the signal) is then examined and shown to be very important. The performances are greatly deteriorated by this constraint and moreover we could have to change our optimisation criterion.

* Travaux effectués pour le compte du Groupe d'Etudes Sous-Marine de l'Atlantique de la DCAN Brest.



DETECTION SANS RETARD D'UN SIGNAL TRANSITOIRE
DANS UN BRUIT DE SPECTRE CONNU

1.- GENERALITES

Le problème posé est celui de la détection du passage d'un navire à l'aide d'un capteur de pression posé sur le fond de la mer. Le signal utile est un signal transitoire d'allure générale connue mais d'instant d'arrivée, d'amplitude et de durée inconnus ; la houle constitue un bruit perturbateur coloré.

Après avoir précisé les caractéristiques du signal et du bruit, on présente les différents traitements envisageables en rappelant en particulier les principaux résultats obtenus dans la référence [1]. On procède ensuite à une analyse complémentaire correspondant au cas où l'on introduit en outre une contrainte de non retard borné supérieurement. On examine enfin la dégradation de performances résultant de cette contrainte supplémentaire en utilisant en particulier les résultats présentés dans [2] et on revient sur certains problèmes de mise en œuvre du traitement optimal.

2.- CARACTERISTIQUES DU SIGNAL ET DU BRUIT

2.1 Allure du signal

Le signal de pression $S(t)$ généré par le passage d'un bâtiment dépend de nombreux paramètres (forme de la carène, vitesse, distance en abord, profondeur d'eau) dont la plupart sont inconnus a priori ; ce signal présente cependant une allure typique représentée sur la figure 1 et correspondant schématiquement à une arche négative de sinusoïde entourée de deux arches positives, atténuées d'un facteur quatre environ. Ce signal est susceptible d'être dilaté ou comprimé parallèlement aux deux axes.

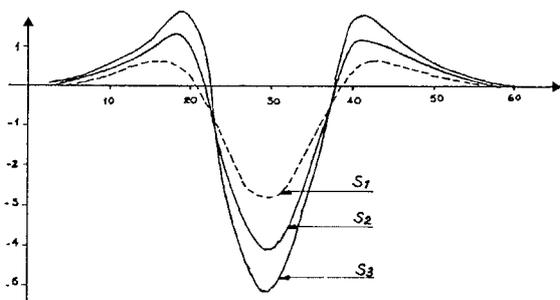


FIG. 1 : ALLURE DU SIGNAL

2.2 Caractéristiques de la houle

La houle $H(t)$ est un phénomène non stationnaire. La puissance moyenne et sa covariance varient au cours du temps. Cependant ces évolutions sont lentes et l'on peut parler de quasi stationnarité à court terme sur une durée moyenne de l'ordre de vingt minutes. On définit alors la fonction d'autocorrélation :

$$\Gamma_T(\tau) = E[H(t) \cdot H(t-\tau)]$$

Bien que cela ne corresponde pas strictement à la réalité, nous supposons en première approximation que cette houle est gaussienne*. Nous verrons que les traitements optimaux élaborés dans cette hypothèse restent dans le cas général optimaux au second ordre (i.e au sens d'un critère quadratique).

2.3 Additivité du signal et du bruit

Bien que ceci ne soit pas tout à fait conforme à la réalité, nous supposons dans la suite que le signal et le bruit s'ajoutent sans s'influencer et qu'en présence de signal l'observation $X(t)$ s'écrit simplement :

$$X(t) = S(t) + H(t)$$

où $S(t)$ est bien le signal précédent.

Le rapport signal à bruit d'entrée (rapport de l'amplitude maximale du signal à l'écart type de la houle) est susceptible de beaucoup varier en raison de la dynamique des deux phénomènes.

3.- TRAITEMENTS

Nous supposons dans la suite que le choix de la fréquence d'échantillonnage a été effectué** et que nous avons donc affaire à des processus à temps discret. Les contraintes éventuelles sur la date de décision seront prises en compte au niveau du paragraphe 4.

3.1 Signal de temps d'arrivée et de forme connus

[1]

Dans ce cas, à la fin de la fenêtre de présence éventuelle du signal (correspondant à l'instant n), on doit choisir entre les hypothèses.

\mathcal{H}_0 (bruit seul) : $X = H$

où le vecteur X regroupe les observations, x_0, \dots, x_n jusqu'à l'instant n .

\mathcal{H}_1 (signal plus bruit) : $X = H + S$

où S désigne le vecteur signal de composantes non nulles s_1, s_2, \dots, s_p lorsque l'on suppose (c'est ce que nous ferons) la durée d'observation supérieure ou égale à la longueur du signal.

Les densités de probabilité de l'observation sont respectivement $P_0(X) = P(H)$ dans l'hypothèse \mathcal{H}_0 et $P_1(X) = P(X-S)$ dans l'hypothèse \mathcal{H}_1 . Le rapport $L(X) = \frac{P_1(X)}{P_0(X)}$ de ces deux densités de probabilité, encore appelé rapport de vraisemblance, joue un rôle fondamental dans la théorie de la détection puisque les critères de BAYES, de NEYMAN-PEARSON et du minimax conduisent à un traitement optimal

* On peut penser dans le cas général à développer la densité de probabilité en série de GRAM-CHARLIER ou d'EDGEWORTH qui utilisent comme base de fonctions la gaussienne et ses dérivées et qui permettent en particulier de prendre en compte des lois d'amplitude ayant des moments centrés d'ordre impair ($N \geq 3$) non nuls.

** Ce choix est important, il doit prendre en compte l'allure de la covariance du bruit ainsi que la répartition fréquentielle du rapport signal à bruit.



DETECTION SANS RETARD D'UN SIGNAL TRANSITOIRE
DANS UN BRUIT DE SPECTRE CONNU

consistant à comparer sa valeur à un seuil* pour décider de la présence ou de l'absence du signal, et cela que le bruit soit gaussien ou non.

Dans le cas gaussien centré, le logarithme inférieur de ce rapport de vraisemblance s'écrit :

$$l(x) = \ln(L(x)) = S^T \Gamma^{-1} X - \frac{S^T \Gamma^{-1} S}{2}$$

où Γ est la matrice de covariance du bruit $\Gamma = (\Gamma)_{ij} \triangleq (\Gamma(t_i - t_j)) = \Gamma(\Delta t / i - j)$ qui est une matrice de TOEPLITZ symétrique.

$l(x)$ est une variable aléatoire scalaire, transformation linéaire des variables x_i supposées globalement gaussiennes ; elle obéit donc elle-même à une loi gaussienne dont les paramètres sont :

$$\mathcal{H}_0 : \{ E(l(x)) = -\frac{S^T \Gamma^{-1} S}{2} \triangleq -m ; \text{var}(l(x)) = 2m \}$$

$$\mathcal{H}_1 : \{ E(l(x)) = m ; \text{var}(l(x)) = 2m \}$$

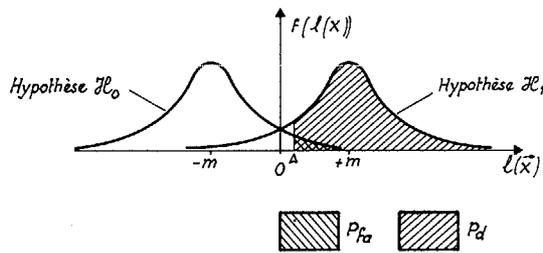


FIG. 2 : DENSITE DE PROBABILITE DU RAPPORT DE VRAISEMBLANCE

Ce traitement est optimal en ce sens que $l(x)$ est le scalaire qui résume les observations de manière optimale, il maximise la "séparabilité" des deux hypothèses et en particulier la probabilité de détection à probabilité de fausse alarme donnée.

La grandeur $m \triangleq S^T \Gamma^{-1} S / 2$ qui conditionne les valeurs précédentes (moyenne et écart type de $l(x)$ dans les deux hypothèses) caractérise complètement le traitement. Elle permet en particulier de tracer les courbes habituelles de probabilité de fausse alarme et de détection puisque l'on a :

$$P_d = \text{erfc} \left(\frac{\lambda - m}{\sqrt{2m}} \right) \text{ et } P_{fa} = \text{erfc} \left(\frac{\lambda + m}{\sqrt{2m}} \right)$$

où λ est le seuil choisi.

On obtient ainsi les deux présentations équivalentes suivantes :

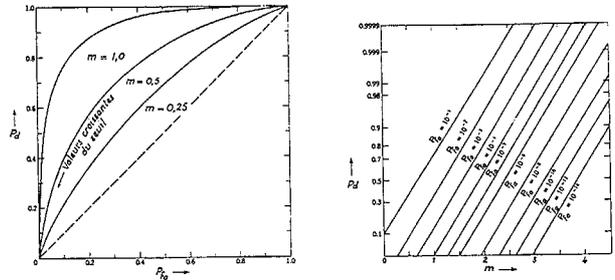


FIG. 3 : PROBABILITE DE DETECTION ET DE FAUSSE ALARME

Dans le cas le plus général où l'observation est résumée par un scalaire y , on peut définir le rapport signal à bruit de sortie S/B et l'index de détection d (parfois appelé critère de contraste) respectivement par :

$$\frac{S}{B} \triangleq \frac{E(y^2 | \mathcal{H}_1) - E(y^2 | \mathcal{H}_0)}{E(y^2 | \mathcal{H}_0)}$$

$$d \triangleq \frac{|E(y | \mathcal{H}_1) - E(y | \mathcal{H}_0)|}{\sqrt{E(y^2 | \mathcal{H}_0) - E^2(y | \mathcal{H}_0)}}$$

Dans le cas d'un traitement linéaire $y = H^T X$, on a :

$$\frac{S}{B} = \frac{(H^T S)^2}{H^T \Gamma H} \text{ et } d = \frac{|H^T S|}{\sqrt{H^T \Gamma H}} = \sqrt{\frac{S}{B}}$$

On montre que ces deux grandeurs sont maximales pour $H^T = S^T \Gamma^{-1}$ ce qui correspond bien à notre traitement précédent, on a alors :

$$d_{opt} = \sqrt{(S/B)_{opt}} = \sqrt{2m}$$

D'après ce qui a été dit précédemment sur m , le rapport signal à bruit de sortie caractérise donc complètement le traitement optimal et permet en particulier de calculer les probabilités de détection et de fausse alarme instantanées dans le cas présent (forme et date d'arrivée connues).

3.2 Forme du signal mal connue

Supposons pour l'instant toujours connue la date de fin éventuelle de signal.

Les différences dans les signatures que l'on peut être amené à rencontrer ne justifient pas un traitement statistique par ailleurs envisageable si l'on connaît la moyenne du vecteur signal et sa covariance [3] et [4]. On est plutôt amené à considérer le signal comme inconnu mais non aléatoire et à définir un rapport de vraisemblance généralisé :

$$l_s(x) = \frac{\text{Max}_s [P(x | \mathcal{H}_1(s))]}{P(x | \mathcal{H}_0)}$$

que l'on comparera ensuite à un seuil. Deux approches sont alors possibles :

a) On peut considérer ne rien connaître sur le signal [5]. Le rapport de vraisemblance précédent

* Le niveau du seuil dépend du critère choisi.



est alors calculé en remplaçant le signal inconnu par son estimée la plus vraisemblable. Celle-ci se calcule aisément dans le cas gaussien ; en effet :

$$\left(\frac{\partial \ln (P(X/\mathcal{H}_1(S)))}{\partial S} \right)_{S=\hat{S}} = 0 \iff \hat{S} = X$$

on a donc $l_1(X) = \frac{X^T \Gamma^{-1} X}{2}$.

Pour être homogène avec les traitements précédents (i.e. linéaire) on est amené à considérer $l_1(X) = \sqrt{X^T \Gamma^{-1} X} / 2$. On montre que l'on a alors $S/B = S^T \Gamma^{-1} S / N = 2m/N$; le maximum de ce rapport sera obtenu pour une valeur de N (longueur de l'observation) inférieure ou égale à la valeur du signal. Ce traitement, s'il ne suppose pas connu le signal, sera donc néanmoins très sensible au choix que l'on est implicitement amené à faire concernant sa durée puisque, au sens des deux critères précédents, les performances décroissent rapidement en cas de désadaptation. Cela peut amener à prendre en compte sur des voies parallèles diverses durées de signal possibles.

b) On peut considérer connaître un nombre fini de signatures types $S_k (k \in [1, K])$ [17] et le critère précédent devient le critère de NEYMAN-PEARSON :

$$l_1(X) = \frac{\text{Max}_{S_k} [P(X/\mathcal{H}_1, k)]}{P(X/\mathcal{H}_0)}$$

plus praticable que le critère dit de BAYES :

$$l_2(X) = \frac{\sum_{k=1}^K \pi_{1,k} P(X/\mathcal{H}_1, k)}{\pi_0 P(X/\mathcal{H}_0)}$$

où interviennent les probabilités a priori $\pi_{1,k}$ et π_0 des diverses hypothèses, probabilités qui n'ont pas dans la plupart des cas (dont le nôtre) de grande signification pratique et rendent donc ce critère quelque peu caduc.

L'utilisation de $l_1(X)$ conduit simplement à appliquer le traitement du paragraphe 3.1 pour l'ensemble des gabarits S_k envisagés.

Dans la voie k , on forme $l_{1,k} = \frac{P(X/\mathcal{H}_1, k)}{P(X/\mathcal{H}_0)}$. Dans l'hypothèse d'un bruit gaussien, on obtient comme précédemment :

$$l_{1,k}(X) = S_k^T \Gamma^{-1} X - \frac{S_k^T \Gamma^{-1} S_k}{2}$$

$l_{1,k}(X)$ est une variable aléatoire scalaire qui en tant que transformation linéaire de variable gaussienne obéit également à une loi gaussienne et l'on a :

$$\mathcal{H}_0 = \left\{ E(l_{1,k}(X)) = \frac{S_k^T \Gamma^{-1} S_k}{2} \triangleq -m_k ; \text{var}(l_{1,k}(X)) = 2m_k \right\}$$

\mathcal{H}_1 = présence effective d'un signal S différent du signal attendu S_k :

$$\left\{ E(l_{1,k}(X)) = S_k^T \Gamma^{-1} S - \frac{S_k^T \Gamma^{-1} S_k}{2} \right. \\ \left. = 2m_{1k} - m_k ; \text{var}(l_{1,k}(X)/\mathcal{H}_1) = S_k^T \Gamma^{-1} S_k = 2m_k \right\}$$

Dans la voie k , la seule influence de la désadaptation entre le signal réel et le signal attendu réside donc dans la valeur moyenne de cette seconde gaussienne $2m_{1k} - m_k$ qui est plus faible que m_k pour $m_{1k} = S_k^T \Gamma^{-1} S / 2 \leq m_k \leq S_k^T \Gamma^{-1} S_k$. Cette désadaptation conduit pour une même valeur de seuil à la même probabilité de fausse alarme que précédemment mais à une probabilité de détection P_d' différente :

$$P_d' = P_d - \text{erf} c \left(\frac{\lambda - m_k}{\sqrt{2m_k}} \right) + \text{erf} c \left(\frac{\lambda + m_k - 2m_{1k}}{\sqrt{2m_k}} \right)$$

Le rapport signal à bruit et l'index de détection en sortie de la voie k deviennent alors :

$$d = \sqrt{\frac{S}{B}} = \frac{S_k^T \Gamma^{-1} S}{\sqrt{S_k^T \Gamma^{-1} S_k}} = \frac{2m_{1k}}{\sqrt{2m_k}}$$

3.2 Temps d'arrivée inconnu

Une des caractéristiques de la détection à effectuer est qu'elle doit être continue, le temps d'arrivée éventuel du signal étant inconnu. Ce type de problème n'est pas résolu théoriquement, sauf dans certains cas particuliers où l'on connaît a priori une distribution de probabilité pour la date d'arrivée du signal [67]. En pratique, "on adopte habituellement les structures définies pour les signaux localisés en les faisant fonctionner sur un mode séquentiel : à chaque instant $t = p\theta$, on teste la présence du signal dans la fenêtre immédiatement antérieure $[t-T, t]$ en postulant que si θ est petit (i.e. si l'échantillonnage se fait à un rythme suffisant) il arrive un moment où le signal à détecter est correctement positionné dans la fenêtre de détection" [17].

Mais on se heurte à des difficultés lorsque l'on cherche à caractériser les performances d'une telle procédure. En effet, on ne peut considérer les échantillons en sortie de traitement comme indépendants et par suite aussi bien la probabilité de fausse alarme (ou plutôt le taux de fausse alarme dans ce cas) que la probabilité de détection ne peuvent être évaluées aussi simplement que précédemment.

La probabilité de détection globale sera conditionnée par l'allure de $(S_k^T \Gamma^{-1} S)^2 / S_k^T \Gamma^{-1} S_k$ lorsque le signal "avance" dans le temps. Elle sera bornée inférieurement par la probabilité instantanée à l'instant de la meilleure coïncidence et n'en sera que peu différente dans le cas où la fonction d'autocorrélation précédente se rapprochera d'un Dirac.

Nous n'approfondirons pas ici ce calcul qui fait actuellement l'objet de travaux et nous nous limiterons à l'examen du rapport signal à bruit qui constitue déjà un instrument de mesure intéressante en particulier dans la cas gaussien.

4.- INFLUENCE DE LA DATE DE DECISION

Nous avons vu que lorsque l'on cherche à détecter un signal S dans un bruit de spectre connu le traitement optimal consiste à calculer à chaque instant la valeur du rapport de vraisemblance $S^T \Gamma^{-1} X$ (ou $S_k^T \Gamma^{-1} X$ si S n'est qu'approximativement connu). La référence [27] montre que l'on peut décomposer Γ^{-1} sous la forme $A^T A$ où A est la matrice d'un filtre linéaire ; par suite la mise en oeuvre du traitement est particulièrement simple puisqu'il consiste à calculer $A X$ (une seule nouvelle composante pour chaque nouvelle mesure) et à effectuer le produit scalaire avec $(AS)^T$ calculé une fois pour



DETECTION SANS RETARD D'UN SIGNAL TRANSITOIRE
DANS UN BRUIT DE SPECTRE CONNU

toutes ou du moins à une fréquence très inférieure. Les performances de ce traitement sont caractérisées (au second ordre dans le cas général, complètement lorsque le bruit est gaussien) par la valeur du paramètre $m = \frac{S_k^T \Gamma^{-1} S}{S_k^T \Gamma^{-1} S_k}$ (ou des deux paramètres $m_1 k = \frac{S_k^T \Gamma^{-1} S}{2}$ et $m_k = \frac{S_k^T \Gamma^{-1} S_k}{2}$ dans le cas où le signal n'est qu'approximativement connu).

Une contrainte supplémentaire de notre problème que nous n'avons pas encore évoquée est que le traitement doit opérer sa détection le plus rapidement possible et en tout cas avant la fin du signal. On peut montrer [2] que la valeur de $m = \frac{S_k^T \Gamma^{-1} S}{S_k^T \Gamma^{-1} S_k}$ est maximale lorsque n'intervient dans le calcul que la partie centrale de Γ^{-1} . Ceci revient à "centrer" la référence $(\delta_T - \delta_P)^T$ dans le vecteur S correspond à un retard à la détection supérieur ou égal à la somme de la durée du signal et de la durée de corrélation du bruit (fig. 4a). Dans le cas où l'on veut détecter sans retard, le traitement optimal consiste toujours à calculer $S_k^T \Gamma^{-1} X$ mais en "calant" à droite la référence $(\delta_T - \delta_P)^T$ dans le vecteur S même en la tronquant si l'on veut obtenir une détection avant la fin du signal (fig. 4b) ; dans ces conditions les performances se trouvent nettement détériorées en terme de rapport signal à bruit comme nous allons le voir.

La figure 5 montre l'évolution temporelle du rapport signal sur bruit de sortie pour les différents traitements optimaux, chaque traitement correspondant à un calage donné de la référence et donc à un retard donné pour la détection. On peut vérifier qu'une courbe donnée est supérieure aux autres à l'instant de décision pour lequel elle est optimisée, ce qui est bien conforme à ce que l'on pouvait attendre, la courbe enveloppe qui donne les performances limites est tangente aux différentes courbes à ces instants là. Cette figure montre également :

. Que pour des retards de décision faibles, le signal à bruit de sortie continue de croître de manière significative après le moment pour lequel le traitement était optimisé (moment pour lequel ce traitement est meilleur que les autres). Pour bien montrer cet effet, on a reproduit sur la figure 6 l'évolution temporelle du signal à bruit de sortie pour le traitement optimum à l'instant $t = 7$ s (courbe (1)). On voit que ce signal à bruit continue de croître pendant environ huit secondes après l'instant choisi et ce de manière significative puisqu'il gagne 12 dB environ. Cette constatation est importante elle peut conduire dans les cas où une détection tardive est considérée comme gênante, à changer la nature du critère à optimiser, qui pourrait ne plus être simplement le rapport signal à bruit ou la probabilité de détection (à probabilité de fausse alarme donnée). On a également reproduit sur cette figure (courbe (2)) l'évolution temporelle du rapport signal à bruit de sortie pour une référence S_k différente du signal réel (on a alors d'après ce que nous avons vu précédemment $S/B = (S_k^T \Gamma^{-1} S)^2 / S_k^T \Gamma^{-1} S_k$; la dégradation de performances induite reste faible.

. Que la dégradation de performances liée à la contrainte de non retard est significative. On voit en effet que si l'on cherche à détecter avant la fin du signal on obtient en sortie du traitement optimal un rapport signal à bruit de quelques unités ou de quelques dizaines alors qu'il est de 700 environ dans le cas sans contrainte. Pour mieux visualiser cette dégradation, on a reproduit (en décibels) sur la figure 7 la courbe de puissance limite en fonction du retard autorisé pour la détection (courbe (1)).

Cette courbe est simplement l'enveloppe des courbes de la figure 5 ; on retrouve bien la dégradation importante (18,5 dB) entraînée par la contrainte. La courbe (2) montre que le fait d'utiliser une signature de référence différente du signal réel ne change pas les ordres de grandeur de performances ni de dégradations.

On a donc montré que la détection d'un signal transitoire d'allure générale connue dans un bruit de spectre connu pouvait dans certaines conditions devenir très difficile lorsque l'on s'imposait une contrainte d'instantanéité de détection. L'aspect quantitatif de ce phénomène demande à être approfondi pour des conditions typiques de signal et de bruit après analyse des contraintes exactes sur le retard autorisé ; les résultats pourraient conduire à optimiser un critère différent de ceux utilisés jusqu'à présent.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- [1] PHILIPPART (R). Essai de détection d'un signal de forme variable et de temps d'arrivée inconnu. 4è GRETSI, Nice 1973, pp 35/1 à 35/25.
- [2] SELLA (G). Analyse des effets de bord dans l'inversion d'une matrice de TOEPLITZ symétrique Xème Colloque GRETSI, Nice 1985.
- [3] COX (H). Interrelated problems in estimation and detection. Nato advanced study institute on signal processing with emphasis on underwater acoustics. ENSCHEDE 1968, pp. 23/1 à 23/67.
- [4] LABASQUE (Y). Traitement d'antenne en présence d'un signal imparfaitement cohérent. 7è GRETSI, Nice 1979, pp 82/1 à 82/9.
- [5] ARQUES (P.Y.), BELLANGER (O.J.). Méthodes de détection d'un signal transitoire mal connu. Rapport d'étude n° 1, édition provisoire du 28 mars 1983.
- [6] MACCHI (O.). Détection optimale d'un signal de temps d'arrivée inconnu et estimation de ce temps. Annales des Télécommunications, T25, n° 7, Juillet-Août 1970, pp. 3/2 à 3/8.

Nous tenons à remercier Monsieur LAVAL d'AERO qui a largement contribué à l'élaboration et à l'analyse des résultats précédents.



DETECTION SANS RETARD D'UN SIGNAL TRANSITOIRE
DANS UN BRUIT DE SPECTRE CONNU

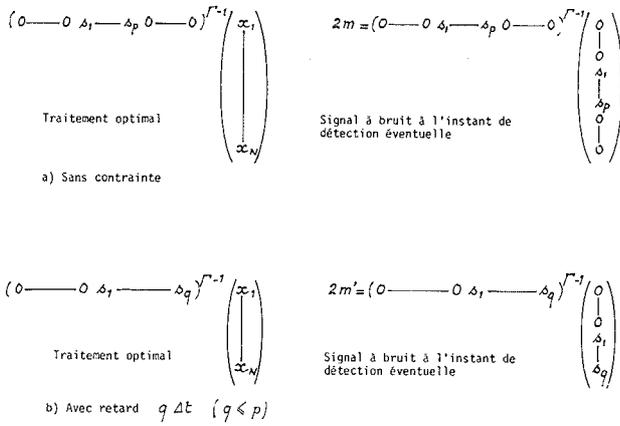


FIG. 4 : INFLUENCE D'UNE CONTRAINTE SUR L'INSTANT DE DECISION

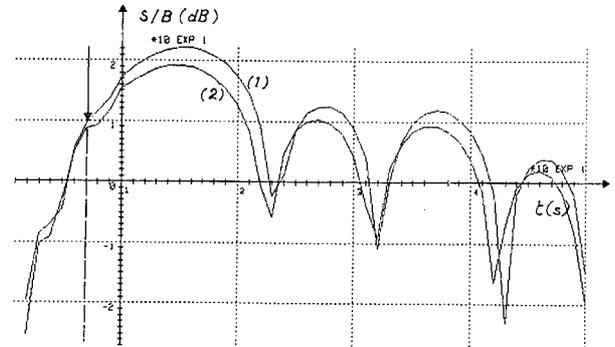


FIG. 6 : EVOLUTION TEMPORELLE DU SIGNAL A BRUIT DE SORTIE (DETECTION OPTIMALE AVEC CONTRAINTE)

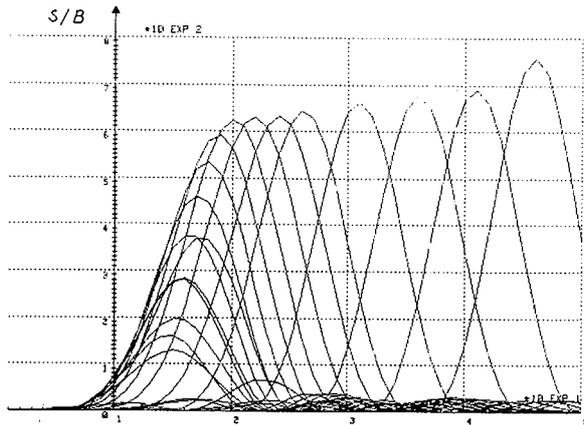


FIG. 5 : EVOLUTION TEMPORELLE DU SIGNAL A BRUIT DE SORTIE POUR DIFFERENTS CALAGES DE LA REFERENCE

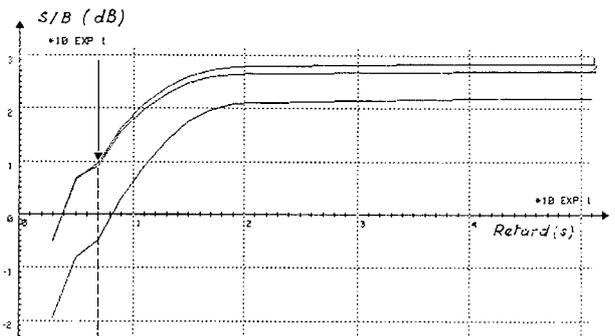


FIG. 7 : SIGNAL A BRUIT DE SORTIE DU TRAITEMENT OPTIMAL EN FONCTION DU RETARD TOLERE POUR LA DETECTION