



DEUXIÈME COLLOQUE  
SUR LE TRAITEMENT DU SIGNAL  
ET SES APPLICATIONS

41/1

NICE - 5 AU 10 MAI 1969

---

FAUSSES ALARMES ET STATISTIQUES DE DECISIONS  
EN SONAR ET RADAR -

FALSE ALARMS AND TEST STATISTICS IN SONAR AND RADAR -

M. T.N. TOAN

---

Résumé :

La régulation automatique de la probabilité de fausse alarme dans un radar ou un sonar est un problème difficile à cause de la nature statistique complexe du bruit de fond, qui peut être du bruit de réverbération, du bruit des machines, du bruit hydrodynamique etc... L'utilisation des méthodes statistiques non parémétriques constitue une voie d'approche à ce problème digne d'intérêt.

Abstract :

The automatic regulation of false alarm rate in radar or in sonar represents a challenging problem because of the intricated statistical nature of the background noise, which may be reverberation noise, machinery noise, hydrodynamic noise etc... . Non parametric statistical methods offer a promising approach to this problem.



DEUXIÈME COLLOQUE  
SUR LE TRAITEMENT DU SIGNAL  
ET SES APPLICATIONS  
NICE - 5 AU 10 MAI 1969

---

41/3

FAUSSES ALARMES ET STATISTIQUES DE DETECTIONS  
EN SONAR ET RADAR -

M. T.N.TOAN

---

1.- DEFINITION

Le schéma fonctionnel d'un système exploitant les informations recueillies par un Radar ou Sonar est indiqué sur la figure 1.

Le récepteur analyse le signal capté par l'antenne de réception pour exécuter les deux opérations fondamentales de détection et d'extraction des informations. La détection consiste à reconnaître la présence d'une cible dans un domaine déterminé de l'espace-temps. L'extraction des informations consiste à estimer certaines caractéristiques de la cible détectée : position, vitesse, taille etc...

Théoriquement ces deux opérations doivent être confondues pour réaliser l'optimum. Pratiquement elles sont séparées, la détection s'effectuant d'abord au besoin avec une estimation partielle et souvent grossière des caractéristiques de la cible, l'estimation fine n'ayant lieu qu'une fois la détection faite. Cette distinction fonctionnelle entre la détection et l'extraction des informations (ou mesure) permet souvent de simplifier considérablement le



---

récepteur tout en sacrifiant peu sur les performances. Quoiqu'il en soit le récepteur fournit des "plots" ; un plot correspond à une cible détectée vraie ou fausse et localisée par un certain nombre de coordonnées, position, vitesse etc... Les "plots" sont exploités par un dispositif d'évaluation de la situation qui associe les plots pour élaborer des pistes, évaluer le nombre de cibles utiles, leurs mouvements etc...; pour abrégé, nous appellerons ce dispositif "calculateur de pistes". En se basant sur l'évaluation de la situation, le commandement entreprend une action, par exemple interrogation IFF, engagement d'armes, etc...

La notion de "piste" est d'usage courant en radar mais elle est peu habituelle en sonar où il est plus courant de parler de prise ou perte de contact et de classification du but. Par la suite, il nous suffit de considérer que ces notions correspondent à une décision plus élaborée que celle qui a conduit au plot, c'est-à-dire qui concerne la présence ou l'absence de la cible à un instant et en un endroit donnés.

Nous nous référons à ce schéma fonctionnel pour éviter toute ambiguïté dans la définition des performances des divers éléments en particulier des performances de récepteurs qui se trouvent en tête de la chaîne.

Il est usuel de décrire les performances du récepteur radar ou sonar en définissant, pour chaque situation caractérisée par la nature du milieu



---

environnant le couple de paramètres  $P_d$ , probabilité de détection,  $P_{fa}$  probabilité de fausse alarme. La probabilité de détection  $P_d$  est la probabilité que le récepteur délivre un plot quand effectivement il y a une cible ayant les coordonnées de ce plot. La probabilité de fausse alarme  $P_{fa}$  est la probabilité pour qu'un plot fourni par le récepteur ne corresponde pas à une cible. Au lieu de probabilité de fausse alarme  $P_{fa}$ , il est peut être préférable de parler du nombre moyen de fausses alarmes  $N_{fa}$  pendant une durée donnée T (taux de fausses alarmes quand T est l'unité de temps).

Ces définitions excluent l'intervention des opérations de sélection effectuées par le "calculateur de pistes" c'est-à-dire des opérations de sélection basées sur la comparaison entre "plots"; ces opérations aboutissent, ou bien à confirmer un ensemble de plots et à établir une piste correspondante (contact), ou bien à rejeter cet ensemble. Donc, leur efficacité peut de nouveau être décrite par une probabilité de bons contacts (ou de bonnes pistes) et une probabilité de faux contacts (ou de fausses pistes) analogues à la probabilité de détection et de fausse alarme pour les plots.

Dans ce qui précède nous n'excluons pas la présence des opérateurs humains dans la chaîne de traitement des informations.

Le récepteur peut comporter un opérateur humain qui effectue l'opération détection et déclenche



---

l'opération automatique de mesure. De même le calculateur de pistes peut comporter un opérateur humain qui initie les pistes. Les procédures utilisées par ces opérateurs pour prendre leurs décisions sont relativement complexes, surtout en sonar, de sorte qu'il est difficile d'évaluer les probabilités de détection et de fausse alarme, de bons contacts et de faux contacts correspondants. Néanmoins les expériences semblent montrer qu'en sonar le seuil de perception avec un opérateur humain correspond à une  $P_d \approx 0,5$  et une  $P_{fa}$  de l'ordre de  $10^{-4}$ .

Le fait qu'il faille deux paramètres pour décrire les performances du récepteur est dû au fait que pour effectuer la détection le récepteur doit décider entre deux hypothèses : présence et absence de cible d'où deux possibilités d'erreurs connues en théorie statistique des tests sous le nom d'erreurs de 1ère et 2ème espèces. C'est une simplification car théoriquement le récepteur doit décider entre plus de deux hypothèses : absence de cible, présence de 1, 2, .... cibles. Cette simplification est légitime dans la mesure où les échos des cibles utiles n'ont qu'une probabilité négligeable d'interférer ou tout simplement quand on s'intéresse plus à la présence ou absence des cibles qu'à leur nombre.

## 2.-COMPARAISON ENTRE "FAUSSES ALARMES" ET "MANQUE DE DETECTION"

Pour simplifier l'exposé nous admettons que la procédure de décision consiste à prélever un échantillon du signal reçu, à former à partir de cet



---

échantillon une statistique de décision  $s$  dont la valeur est comparée ensuite à un seuil  $s_0$  pour décider : cible si  $s \geq s_0$  , pas de cible si  $s < s_0$ . Alors le domaine de variation du point de coordonnées  $(P_{fa}, P_d)$  quand on fait varier le seuil  $s_0$  caractérise la procédure, c'est-à-dire la structure du récepteur tandis que le point de fonctionnement  $(P_{fa}, P_d)$  caractérise, pour une structure donnée, le réglage du seuil  $s_0$ . On sait que ce réglage ne peut à la fois améliorer  $P_d$  et réduire  $P_{fa}$ . Dès lors il faut accepter un compromis entre  $P_d$  et  $P_{fa}$  ce qui amène à comparer les conséquences d'un manque de détection fréquent avec celles d'un nombre excessif de fausses alarmes sur l'efficacité du système qui exploite les plots fournis par le récepteur radar ou sonar.

Le schéma fonctionnel de la figure 1 montre de manière qualitative ces conséquences. Supposons qu'il s'agisse d'un système d'armes. Le manque de détection diminue la probabilité d'établir les bonnes pistes ou les bons contacts, et, par conséquent, la probabilité d'engager des armes contre les cibles ennemies.

Un nombre excessif de faux plots saturent le "calculateur de pistes" ; le "calculateur de pistes" saturé ne peut pas traiter tous les plots donc peut manquer les bonnes pistes. De plus le calculateur de pistes, saturé ou non, établit des fausses pistes à partir des faux plots et non seulement les armes engagées contre ces fausses pistes sont gaspillées en pure perte, mais par ailleurs la cadence limitée avec



---

laquelle les armes peuvent être engagées fait que le système n'a pas le temps d'attaquer les vraies cibles. Cet effet est plus ou moins grave selon la nature et le nombre des armes disponibles. Plus celles-ci sont sophistiquées, plus elles seront en nombre limité et plus leur engagement doit être fait à bon escient. Signalons que la formation des fausses pistes est un phénomène explosif, en ce sens que le nombre de fausses pistes se met à croître brutalement quand les densités spatiales et temporelles des faux plots atteignent un certain seuil ; ce caractère est assez facile à comprendre vu l'aspect combinatoire du calcul des fausses pistes à partir des faux plots.

Quelques calculs simples à l'appui de cette analyse qualitative des effets comparés du manque de détection et de l'excès de fausses alarmes permettent de se convaincre tout de suite que les probabilités de manque de détection  $1 - P_d$  et de fausses alarmes  $P_{fa}$  opérationnellement tolérables sont complètement différentes :

$$P_{fa} \ll 1 - P_d$$

Par exemple en radar les valeurs courantes de  $P_{fa}$  sont inférieures à  $10^{-3}$  alors qu'une probabilité de non détection de  $10^{-1}$  est considérée comme excellente, autrement dit  $P_{fa} \leq 10^{-2}(1 - P_d)$ .

La petitesse de la  $P_{fa}$  tolérable est une source de difficultés pour le réglage du seuil de détection  $S_0$  du récepteur. Avant d'aborder ce problème analysons brièvement les origines possibles des fausses



---

alarmes.

### 3.- ORIGINES DES FAUSSES ALARMES

Les fausses alarmes sont créées par :

1. le bruit rayonné par le milieu environnant et capté par l'antenne, le bruit propre du récepteur,

2. des échos parasites en provenance de cibles isolées : oiseaux, nuages, pour les radars, poissons pour les sonars.

3. des échos de réverbération en provenance de cibles étendues ; échos de sol pour le radar, échos de fond, des vagues, des animacules pour le sonar.

4. des échos multiples dus au fait qu'une cible utile ou parasite isolée ou étendue peut donner naissance à beaucoup d'échos dont l'aspect peut évoquer celui des échos de réverbération, par suite des chemins multiples de propagation.

5. des échos de "diaphonie" dont l'exemple le plus simple est celui d'une cible de grande surface radar ou de grand index sonar située en dehors des lobes principaux des antennes d'émission et de réception.

6. des signaux de brouillage ennemi.

Laissons de côté le brouillage ennemi et ne considérons que les autres sources 1 à 5 de fausses



---

alarmes naturelles. On a l'habitude de grouper celles-ci en deux classes, l'une dite de bruit additif (1), l'autre dite de bruit multiplicatif (2 à 5). Le bruit multiplicatif se distingue du bruit additif parce que sa puissance est proportionnelle à celle émise, de sorte que pour lutter contre un tel bruit, il est inutile d'augmenter la puissance émise. Nous dirons que, en absence de cible, le signal reçu est le bruit de fond constitué par du bruit additif superposé à un bruit multiplicatif.

Parmi les sources de bruit multiplicatif, nous pouvons négliger les cibles parasites isolées. Celles-ci ne sont pas fréquentes. D'autre part, elles peuvent être éliminées en considérant certaines caractéristiques telles que vitesse, taille, élasticité,...

La source principale des fausses alarmes est certainement le bruit de fond constitué par le bruit de réverbération, le bruit rayonné par le milieu environnant et naturellement le bruit propre du récepteur.

En général ce bruit de fond est mal connu a priori et ses caractéristiques sont difficiles à estimer avec précision au cours du fonctionnement du radar du sonar. Cette incertitude sur la nature du bruit de fond combinée avec les exigences sévères sur le taux de fausses alarmes tolérées rend délicat le choix automatique de la statistique de décision et le réglage automatique du seuil de détection.



---

C'est ce que nous allons voir maintenant.

#### 4.- ADAPTATION DE LA STATISTIQUE DE DECISION ET DU SEUIL DE DETECTION

##### 4.1 Les procédures paramétriques

Dans les procédures de détection dites paramétriques la statistique de décision  $S$  est choisie au mieux en supposant que le bruit de fond a une structure déterminée ; l'hypothèse la plus courante est que le bruit est gaussien.

Pratiquement la structure du bruit peut s'écarter de celle qui a été supposée pour optimiser la statistique de décision et les performances se dégradent en conséquence ; aussi quand le bruit de fond est complexe comme c'est le cas du bruit de réverbération ou du bruit propre d'un sonar, est-on conduit à envisager des procédures adaptatives dans lesquelles il faut estimer continuellement la structure du bruit et adapter la statistique de décision à cette structure estimée ; l'estimation de la structure du bruit est entachée d'une erreur d'autant plus importante que cette structure varie plus vite ; le choix de la durée pendant laquelle on doit observer le bruit de fond pour en déduire la meilleure statistique de décision à un instant donné est un problème délicat à cause de la variété des causes de non stationnarité possibles du bruit de fond.

L'erreur commise dans l'estimation des caractéristiques du bruit dégrade les performances de la statistique de décision  $S$ . Considérons d'abord le



cas simple où le bruit est connu a priori à l'exception de sa puissance moyenne  $\sigma^2$ , qui seule doit être estimée ; l'adaptation de la procédure de décision ne porte pas sur la nature du test c'est-à-dire de la statistique de décision  $s$  mais seulement le seuil de détection  $s_0$ . La  $P_{fa}$  est très sensible à ce seuil parce que les valeurs intéressantes de  $P_{fa}$  sont petites. La figure 2 montre qu'une variation de la puissance moyenne de bruit fait passer la probabilité de fausse alarme de  $10^{-8}$  à  $10^{-4}$  pour une impulsion.

Pour obtenir une probabilité de fausse alarme donnée, il faut régler le seuil de détection  $s_0$  à une valeur qui est fonction de la puissance moyenne du bruit  $\sigma^2$ . Souvent il s'agit d'une simple proportionnalité :

$$s_0 = \sigma^2 f(P_{fa}) \quad \text{d'où} \quad P_{fa} = g(s_0/\sigma^2)$$

Le seuil de détection réglé avec la valeur estimée  $\hat{\sigma}^2$  de la puissance moyenne du bruit est  $\hat{s}_0$  :

$$\hat{s}_0 = \hat{\sigma}^2 f(\hat{P}_{fa})$$

Pour réaliser la probabilité de fausse alarme  $P_{fa}$ , il faut que le paramètre  $\hat{P}_{fa}$  du réglage du seuil  $\hat{s}_0$  soit tel que :

$$P_{fa} = \int g(\hat{P}_{fa}/\hat{\sigma}^2) \tau(\hat{\sigma}^2) d\hat{\sigma}^2$$

$\tau(\hat{\sigma}^2)$ , étant la d.d.p de l'estimateur  $\hat{\sigma}^2$  de la puissance moyenne  $\sigma^2$ . Ce réglage fait perdre en




---

probabilité de détection par rapport au cas où la puissance moyenne  $\sigma^2$  est bien connue, c'est-à-dire  $\hat{\sigma}^2 = \sigma^2$ . La figure 3 présente quelques résultats obtenus en radar dans des cas particuliers. On constate sur cette figure que pour réaliser les mêmes probabilités de détection et de fausse alarme que dans le cas où la puissance moyenne est connue sans erreur, il faut un rapport signal/bruit plus grand, par exemple de 5 dB quand la puissance moyenne est estimée avec un échantillon de 10 valeurs de bruit.

Considérons maintenant le cas général où, non seulement la puissance moyenne  $\sigma^2$  du bruit est inconnue, mais qu'en plus sa structure n'est pas connue complètement. Par exemple le bruit de réverbération est supposé représentable par un processus constitué par les échos d'un ensemble de diffuseurs d'égale intensité  $\sigma_e^2$  caractérisé par une distribution de probabilité  $p(\tau, f) d\tau df$   $df$  étant la probabilité de trouver un diffuseur dans un domaine  $dz$ ,  $df$  autour du point  $\tau, f$  du plan temps fréquence  $f$ . La distribution  $p(\tau, f)$  et la force élémentaire  $\sigma_e^2$  sont inconnues a priori et une procédure adaptative de détection consisterait à estimer continuellement ces deux caractéristiques  $p(\tau, f)$  et  $\sigma_e^2$ , à optimiser en conséquence la statistique de décision  $S$  et le seuil de détection  $S_0$  (et même le signal émis si l'on en avait la possibilité). Bien entendu cette adaptation est plus complexe que lorsque seule la puissance moyenne est inconnue et entraîne une plus grande dégradation des performances. Mais elle permet de mieux se prémunir contre le danger de voir un test faillir complètement parce que basé sur une hypothèse



---

a priori sur la structure du bruit qui n'est pas justifiée. Il est facile de donner des exemples mathématiques de ce manque de robustesse des tests paramétriques usuels (voir Annexe Revue du CETHEDDEC 2ème trimestre 1968) ; l'aspect pratique le plus grave de ce manque de robustesse est la différence entre la probabilité de fausse alarme réalisée et la probabilité de fausse alarme idéale escomptée. Des expériences de détections acoustiques faites avec bruit gaussien fourni par un générateur et un bruit réel enregistré de même puissance moyenne ont montré que pour réaliser la même probabilité de fausse alarme, il faut modifier le seuil de plusieurs dB.

#### 4.2 Les procédures non paramétriques

Dès lors, on peut se poser la question suivante: peut-on trouver des statistiques de décision valables avec "très peu d'hypothèses a priori" sur le bruit afin de pouvoir être assuré de maintenir la  $P_{fa}$  en-dessous d'une valeur fixée, arbitraire, sans que la probabilité de détection en soit dégradée d'une façon prohibitive? La théorie des tests non paramétriques a l'ambition de répondre à cette question. L'énoncé précédent de la question paraît un peu vague et sera précisé par la suite. En effet aucun test ne peut être effectué sans faire d'hypothèses a priori sur les observations, c'est-à-dire sans supposer que les lois statistiques de ces observations appartiennent à une certaine classe B. Quand ces hypothèses spécifient complètement la forme de la loi statistique des observations, par exemple qu'elle est gaussienne, donc la classe B est paramétrisable, le test est dit



---

paramétrique, autrement, il est non paramétrique.

Ce qu'il importe davantage est que la probabilité de fausse alarme (probabilité d'erreur de première espèce) soit indépendante de la loi statistique du bruit à l'intérieur de la classe B considérée, la statistique de décision est alors dite libre (distribution free). Il s'agit de trouver des statistiques de décisions libres, "valables", c'est-à-dire telles que, toutes choses égales par ailleurs la probabilité de détection (1-probabilité d'erreur de 2ème espèce) correspondante ne soit pas inférieure de manière prohibitive par rapport à ce qui est réalisable dans le cas idéal où l'on connaît a priori complètement la loi statistique du bruit. Théoriquement l'existence de statistiques de décisions à distribution libre valables ne doit pas surprendre, car souvent préciser la loi statistique des observations peut n'apporter aucune information additionnelle relative à la propriété testée. Ainsi s'il s'agit de tester que la moyenne d'une population est nulle ou non, il est presque évident qu'il est peu utile de savoir a priori si elle est gaussienne ou non.

Un certain nombre de tests fondés sur des statistiques libres ont été élaborés pour les problèmes types usuels de tests d'hypothèses ; test d'homogénéité entre deux ou  $k \geq 2$  échantillons, test de tendance à l'intérieur d'un échantillon. Ces problèmes sont d'essence non paramétrique d'où le succès des tests à distribution libre. Or, tout problème de détection peut être formulé comme un problème de test



d'homogénéité ou de tendance d'où l'intérêt des méthodes non paramétriques. Nous n'insistons pas sur les considérations qui permettent de trouver des tests valables à statistiques libres. Nous examinons à titre d'exemples le test de rang et le test de coïncidence de polarité ou de corrélation de signe ; les autres tests qui ont été proposés ne sont souvent que des versions améliorées, surtout sur le plan implantation.

Supposons qu'on dispose d'un échantillon  $\{x\}$  de taille  $n$  constitué par  $n$  amplitudes de bruit  $x_1, x_2, \dots, x_n$  stochastiquement indépendantes et d'un échantillon  $\{y\}$  de taille  $n'$  constitué par  $n'$  amplitudes  $y_1, y_2, \dots, y_{n'}$  pouvant provenir, soit du bruit seul, soit du signal plus bruit. Il s'agit de décider entre ces deux hypothèses sur  $\{y\}$ .

Le test classique, optimal quand le bruit est gaussien et additif, est le test dit de Student. Pour le test de Student, on forme :

$$t^2 = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) \frac{2nn'(n+n-2)}{n+n'}}{ns^2 + n's'^2} \quad \text{avec} \quad \begin{cases} \bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n \\ \bar{y} = \sum_{i=1}^{n'} y_i / n' \\ ns^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \\ n's'^2 = \sum_{i=1}^{n'} (y_i - \bar{y})^2 \end{cases}$$

et on compare  $t^2$  à un seuil  $t_0^2$  fixé par la probabilité de fausse alarme  $P_{fo}$  qu'on désire réaliser.

Le test de rang consiste à compter le nombre de fois qu'une valeur  $y_i$  de l'échantillon litigieux  $\{y\}$  dépasse les valeurs  $x_i$  de l'échantillon de



---

référence  $\{x\}$ , ce qui équivaut à former la somme des rangs des  $y_i$  dans l'ensemble des  $x_i$  et des  $y_i$  rangés par ordre croissant :

$$U = \sum_{i=1}^{n'} R_i ; R_i = \text{Rang de } y_i \text{ dans } (x_1, \dots, x_n, y_1, \dots, y_{n'})$$

on compare ensuite  $U$  à un seuil  $U_0$ .

Par construction la loi de probabilité de  $U$  dans l'hypothèse que l'échantillon litigieux est du bruit seul est indépendante de la loi de probabilité du bruit, c'est-à-dire que la probabilité de fausse alarme ne dépend que du seuil  $U_0$  et non de la loi de probabilité du bruit. Notons que la probabilité de fausse alarme minimale est  $1/c_{n+n'}^{n'}$ . Reste à vérifier que la probabilité de détection réalisée avec ce test n'est pas mauvaise. La théorie de l'efficacité asymptotique permet de s'en assurer quand les tailles  $n, n'$  des échantillons tendent vers l'infini. Pour des tailles finies, une étude par simulation est nécessaire. Le groupe d'études "Test non Paramétrique" du CETHEDEC a entrepris cette étude dont les résultats sont exposés dans La Revue du CETHEDEC 2ème trimestre 1968. L'étude a permis de montrer qu'avec des signaux usuels en radar la perte sur le rapport signal/bruit nécessaire pour réaliser une certaine probabilité de détection, 0,90 pour fixer les idées, est de 1 à 2 dB par rapport au test paramétrique habituellement utilisé pour des tailles d'échantillons  $20 \leq n \leq 50. 10 \leq n' \leq 20$ . C'est un résultat encourageant pour l'application pratique des tests à statistique libre.



Le test de coïncidence de polarité ou corrélation de signe est utilisé en détection passive. Supposons qu'on dispose de deux échantillons  $(x_1, x_2 \dots x_n)$  et  $(y_1, y_2 \dots y_n)$  pouvant provenir soit de populations de bruits entièrement indépendantes, de moyenne nulle, soit de deux populations de signal mélangé à du bruit, le signal étant le même pour les deux populations. Il s'agit de tester deux hypothèses. En théorie il s'agit d'un test de corrélation entre deux échantillons. On forme la statistique de décision :

$$V = \sum_{i=1}^n (\text{signe } x_i) (\text{signe } y_i)$$

et on compare à un seuil  $V_0$ .

Par construction la probabilité de fausse alarme ne dépend pas de la nature du bruit mais seulement du seuil  $V_0$ .

Les tests paramétriques classiques pour ce problème sont :

1. le test optimal (SDI) qui exploite la connaissance a priori de la loi de probabilité (gaussienne) des bruits (en particulier la puissance moyenne est supposée connue) ;

2. le test de corrélation basé sur la statistique  $c = \sum x_i y_i / \sqrt{\text{variance des } x_i, \text{ variance des } y_i}$  (la puissance moyenne des bruits n'est pas supposée connue a priori).



---

Asymptotiquement dans l'hypothèse gaussienne, le test SDI est meilleur que le test de coïncidence de polarité de 3 dB, tandis que le test de corrélation est sensiblement équivalent au test de coïncidence de polarité. Dans des hypothèses de bruit non gaussiennes, le test de coïncidence de polarité est notablement supérieur (voir Annexe Revue du CETHEDC 2ème trimestre 1968).

Dans les deux exemples de tests à statistique libre que nous venons d'évoquer, l'information d'amplitude des observations est sacrifiée, d'où une perte d'efficacité en échange de l'indépendance de la vis à vis de la statistique de ces amplitudes. Dans le premier exemple du test de rang, l'hypothèse d'indépendance entre amplitudes de bruit ( $x_1, \dots, x_n$ ) ( $y_1, \dots, y_n$ ) à l'intérieur de chacun des deux échantillons soumis au test (nous dirons pour simplifier que dans ce cas le bruit est "décorrélé", et dans le cas contraire le bruit est "corrélé"), paraît fondamentale puisque le test exploite le fait que quel que soit le bruit, toutes les configurations des  $y_i$  rangés par rapport aux  $x_i$  sont équiprobables.

Dans le deuxième exemple du test de corrélation de signe, cette hypothèse ne paraît pas aussi fondamentale. Effectivement certains auteurs ont montré que contre du "bruit corrélé" ce test est supérieur aux tests paramétriques SDI et corrélation.

En conclusion, les tests à statistique libre fournissent une solution satisfaisante au problème de



---

maintenir constante la probabilité de fausse alarme dans l'hypothèse où les échantillons de bruit observés sont indépendants. Ils constituent une voie digne d'intérêt pour résoudre ce problème si critique en présence de bruits mal connus tels que le bruit de réverbération ou, en sonar, le bruit des machines, d'écoulement, surtout si on pouvait s'affranchir de la limitation imposée par l'hypothèse que les observations sont indépendantes. Quelques tentatives ont été faites dans ce sens mais la théorie des tests non paramétriques avec observations non indépendantes reste un domaine encore peu exploré de la statistique mathématique. Le groupe d'études des tests non paramétriques du CETHEDC travaille dans cette direction.



FIG 1 - SCHEMA FONCTIONNEL D'UN SYSTEME UTILISANT UN RADAR OU UN SONAR -

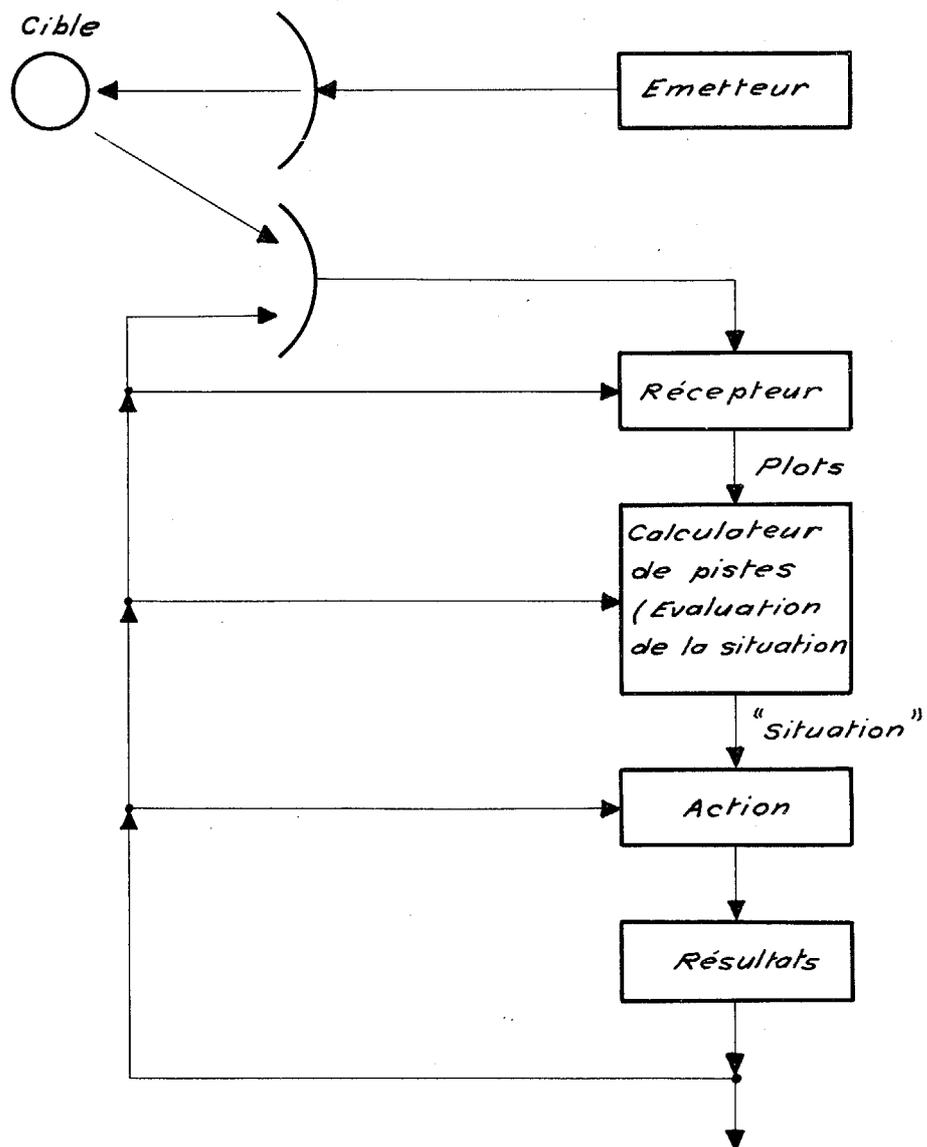




FIG 2 - SENSIBILITE DE LA  $P_{fa}$  PAR RAPPORT A LA  
PUISSANCE MOYENNE DU BRUIT -

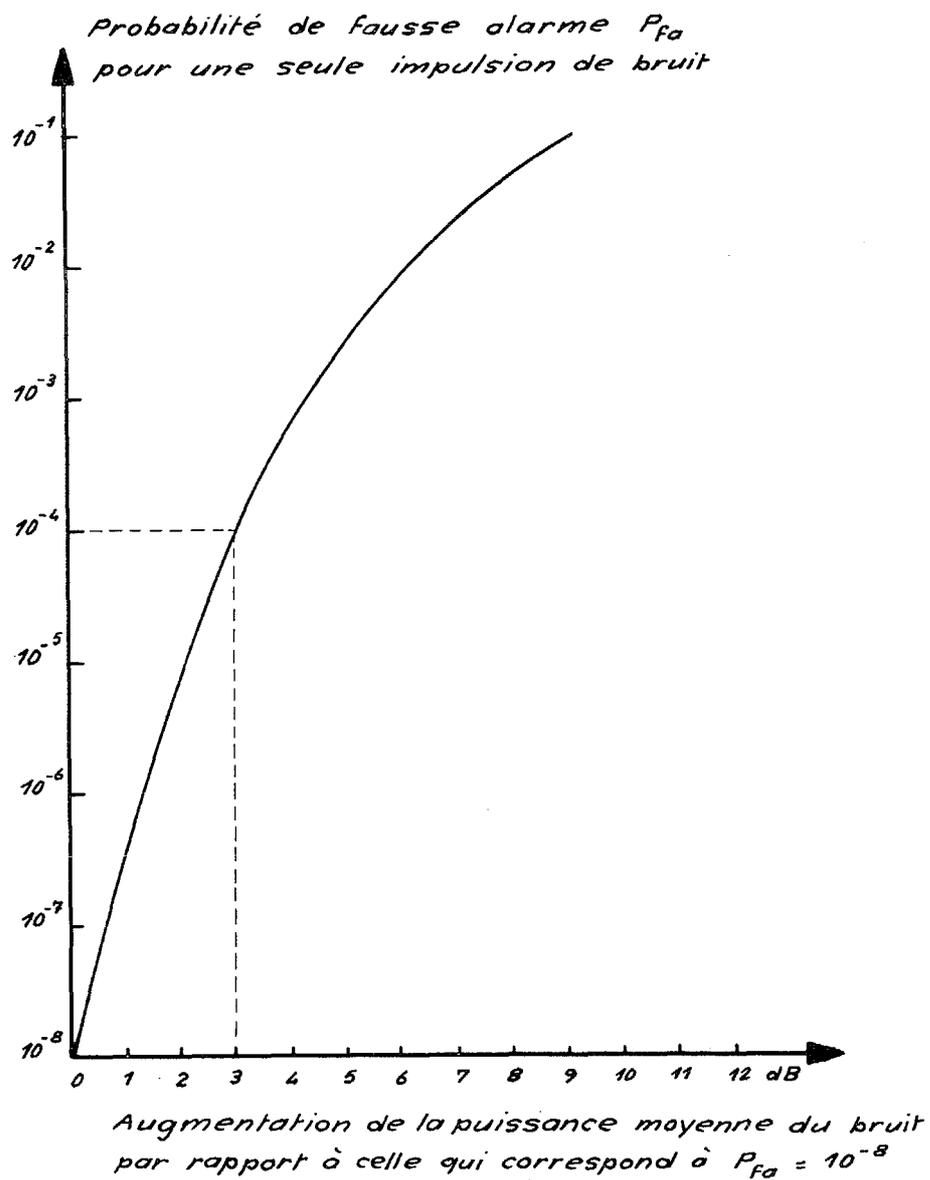
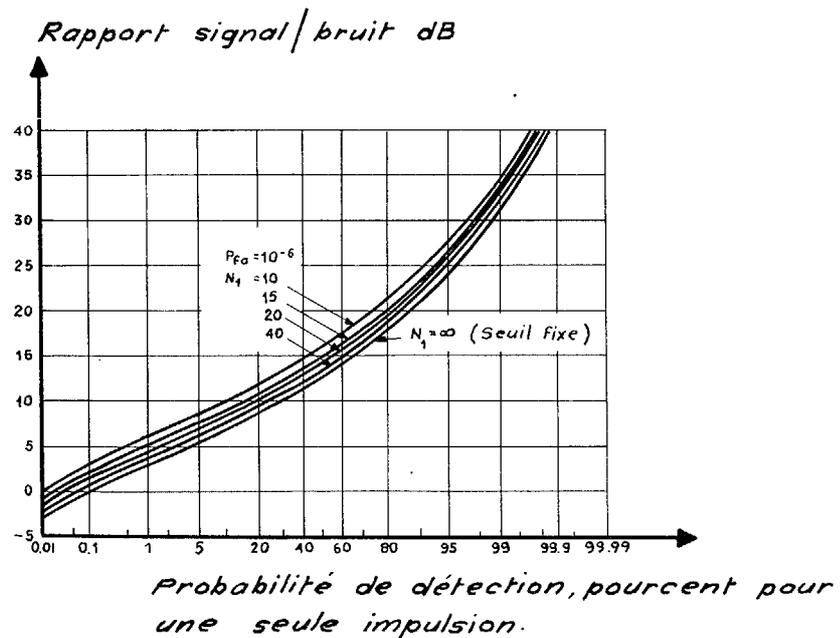




FIG 3 - DEGRADATION DES PERFORMANCES DE DETECTION  
DUES A L'INCERTITUDE SUR LA PUISSANCE MOYENNE  
DE BRUIT -



Légende

Le seuil de détection est réglé en fonction de la puissance moyenne estimée avec  $N_1$  échantillons indépendants de bruit.

Le bruit est gaussien, détecté quadratiquement  
Le signal fluctue en loi de Rayleigh.