

# Système de détection distribuée avec corrélation « pulse-to-pulse »

## Distributed Detection System With Pulse-to-Pulse Correlation

par Mostefa BELLOUNAR et Mourad BARKAT

Institut d'Electronique  
Université de Constantine  
Constantine, ALGERIE  
Tél / Fax : 213 - 4 - 66 - 13 - 68

### résumé et mots clés

Dans cet article, nous présentons les performances d'un système de surveillance décentralisé où chaque détecteur local effectue, pour l'élaboration d'une décision, l'intégration d'observations partiellement corrélées d'une cible supposée de modèle Rayleigh. Les décisions locales sont transmises au centre de fusion où une décision globale est obtenue. Le seuil de Neyman-Pearson, relatif à chaque détecteur local, est déterminé. Les effets de l'intégration des observations et de leur corrélation « pulse-to-pulse » sont aussi étudiés et discutés. Trois règles de fusion de données sont considérées, en l'occurrence « AND », « OR » et « Majority ».

Détection distribuée, senseurs multiples, fusion de données, corrélation « pulse-to-pulse », Neyman-Pearson.

*abstract and key words*

In this paper, we study the performances of a distributed system with several pulses partially correlated. The local decision of each sensor is transmitted to the data fusion center where a global decision is determined. The Neyman-Pearson threshold of the local sensor is also obtained. The effects of the pulse integration and the pulse-to-pulse correlation are studied and discussed. The decision rules considered are AND, OR, and Majority.

Distributed detection, multiple sensors, data fusion, pulse-to-pulse correlation, Neyman-Pearson.

## 1. introduction

Dans cet article, nous considérons le système de détection distribué de la figure 1 dont la structure de base est composée d'un ensemble de détecteurs périphériques identiques et d'un centre de fusion de données. Chaque senseur effectue une décision locale, basée sur ses propres observations, et la transmet au centre de fusion de données où une décision globale est obtenue. Ce problème a été largement traité dans le cas de la détection à une impulsion [1-4]. Kanter [5] a étudié les performances d'un seul capteur utilisant l'intégration des observations partiellement corrélées et obéissant au processus de Gauss-Markov. Des expressions mathématiques des probabilités de détection et de fausse alarme ont été obtenues. Drakopoulos et Lee [6] ont considéré un système distribué dont les décisions locales sont corrélées. Ils ont déterminé une règle de fusion optimale et montré que celle-ci pouvait

être exprimée en fonction du coefficient de corrélation. Aalo et Viswanathan [7] ont étudié l'effet d'un bruit corrélé sur les performances d'un système distribué. Pour cela, ils ont considéré successivement un bruit Gaussien et un bruit Laplacien. Han *et al.* [8] ont étudié un système distribué où les détecteurs locaux effectuent l'intégration binaire sans pour autant considérer le problème de la corrélation. Ils ont obtenu les seuils optimaux, dans le cas de détecteurs locaux identiques, en utilisant le critère de Neyman-Pearson.

Dans cet article, nous étudions un système distribué où les détecteurs locaux utilisent, comme dans [8], l'intégration des observations. Cependant, à la différence des cas traités dans [6-8], nous considérons des senseurs indépendants dont les observations périphériques sont partiellement corrélées « pulse-to-pulse ». Nous analysons l'effet de l'intégration et de la corrélation partielle sur les performances du système pour les règles de fusion considérées. Dans la Section 2, nous formulons le problème du système en question et nous déterminons les seuils locaux en

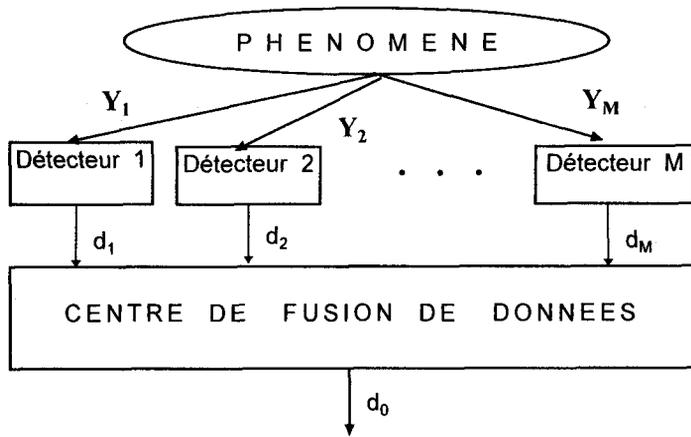


Figure 1. – Système de détection distribué.

utilisant le critère d'optimisation de Neyman-Pearson. Nous discutons les résultats en Section 3 et, enfin, nous présentons les conclusions en Section 4.

## 2. formulation du problème

Dans le système considéré de la figure 1, nous admettons que la cible suit le modèle de Rayleigh. Chaque détecteur  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , reçoit le signal plus bruit suivant

$$s_I(t) = a(t) + x(t) \quad (1)$$

et

$$s_Q(t) = b(t) + y(t) \quad (2)$$

où  $s_I$  et  $s_Q$  représentent, respectivement, les composantes en phase et en quadrature de phase. Nous admettons que les vecteurs de signaux  $\mathbf{a}$  et  $\mathbf{b}$  sont indépendants et identiquement distribués (i.i.d.) et que les vecteurs de bruits  $\mathbf{x}$  et  $\mathbf{y}$  sont (i.i.d.), stationnaires et Gaussiens. Par ailleurs, le bruit est supposé additif et indépendant du signal. Dans [5], Kanter présente, pour un détecteur unique, une analyse de l'intégration noncohérente de  $N$  observations partiellement corrélées. La fonction densité de probabilité, des composantes en phase (ou en quadrature) du signal radar, est utilisée pour l'introduction du coefficient  $\rho$  de corrélation.

Chaque élément  $c_{kn}$  de la matrice  $\mathbf{C}$  de corrélation est exprimée par

$$c_{kn} \equiv \rho^{|k-n|} \quad 0 < \rho < 1 \quad (3)$$

Nous considérons le cas particulier d'un signal radar à faible fréquence de répétition. La corrélation des impulsions non-contigues peut ainsi être supposée négligeable. L'expression des  $n$  valeurs propres,  $n = 1, 2, \dots, N$ , relatives au détecteur  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , nécessaires à la détermination de la fonction densité de probabilité, est donnée par [9]

$$\eta_{in} = \frac{1 - \rho_i^2}{1 + \rho_i^2 - 2\rho_i \cos\left(\frac{n\pi}{N+1}\right)} \quad (4)$$

où  $\rho_i$ , représente pour le détecteur local  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , le coefficient de corrélation. Par ailleurs, les expressions de la probabilité  $P_{d_i}$  de détection et de la probabilité  $P_{f_i}$  de fausse alarme, relatives au senseur  $i$ , sont données par [5]

$$P_{d_i} = \sum_{n=1}^N \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq n}}^N \left[ 1 - \frac{1 + r_i \eta_{ik}}{1 + r_i \eta_{in}} \right]^{-1} e^{-\frac{\gamma_i}{1 + r_i \eta_{in}}} \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (5)$$

et

$$P_{f_i} = e^{-\gamma_i} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma_i^n}{n!} \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (6)$$

où  $r_i$ ,  $\gamma_i$  et  $\eta_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , représentent respectivement, pour le détecteur local  $i$ , le rapport signal-sur-bruit, le seuil de détection et les valeurs propres de la matrice  $\mathbf{C}$  de corrélation. Par ailleurs,  $N$  est le nombre d'impulsions intégrés par chaque senseur périphérique. Pour réduire la complexité des calculs, nous considérons des détecteurs identiques, avec le même coefficient  $\rho$  de corrélation et le même rapport  $r$ . Chaque récepteur  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , intègre  $N$  observations partiellement corrélées exponentiellement et effectue une décision  $d_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , avec

$$d_i = \begin{cases} 0 & \text{si le détecteur } i \text{ décide } H_0 \\ 1 & \text{si le détecteur } i \text{ décide } H_1 \end{cases} \quad (7)$$

où  $H_0$  et  $H_1$  représentent respectivement les hypothèses de l'absence et de la présence de la cible. Les décisions partielles  $d_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , sont ensuite transmises au centre de fusion de données pour obtenir une décision  $d_0$  globale, avec  $d_0 = 0$  ou  $1$ .

Le problème dans cet article est la détermination des seuils optimaux locaux  $\gamma_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , de Neyman-Pearson, qui minimisent (maximisent) la probabilité  $P_M$  de non-détection (la probabilité  $P_D$  de détection) du système global, sachant que la probabilité  $P_F$  de fausse alarme du système global doit être inférieure ou égale à une valeur fixée  $\alpha$ . Pour cela, nous établissons la fonction objective suivante

$$J(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_M, \lambda) = P_M(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_M) + \lambda [P_F(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_M) - \alpha] \quad (8)$$

où  $P_M$  et  $P_F$  sont définis, respectivement, par

$$P_M \equiv p(d_0 = 0/H_1) \quad (8a)$$

et

$$P_F \equiv p(d_0 = 1/H_0) \quad (8b)$$

et  $\lambda$  représente le coefficient de Lagrange. L'équation (8) peut-être exprimée en fonction des caractéristiques des senseurs locaux. Après minimisation de la fonction objective obtenue, nous établissons la règle de décision au niveau de chaque capteur et nous déterminons les relations permettant le calcul des seuils périphériques. Si  $D$  est l'ensemble  $\{d_1, d_2, \dots, d_M\}$  des décisions des senseurs locaux, et utilisant la notation dans [8], la probabilité de non-détection globale est

$$p(d_0 = 0/H_1) = \sum_D p(d_0 = 0/D) p(D/H_1) = p(d_i = 0/H_1)(R_i^i - Q_i^i) + Q_i^i \quad (9)$$

avec

$$R_1^i = \sum_{D^i} p(d_0 = 0/D^i, d_i = 0)p(D^i/H_1) \quad (9a)$$

$$Q_1^i = \sum_{D^i} p(d_0 = 0/D^i, d_i = 1)p(D^i/H_1) \quad (9b)$$

et

$$D^i \equiv (d_i, \dots, d_{i-1}, d_{i+1}, \dots, d_M) \quad (9c)$$

alors que la probabilité de fausse alarme globale est

$$\begin{aligned} p(d_0 = 1/H_0) &= \sum_D p(d_0 = 1/D)p(D/H_0) \\ &= p(d_i = 0/H_0)(R_0^i - Q_0^i) + Q_0^i \end{aligned} \quad (10)$$

avec

$$R_0^i = \sum_{D^i} p(d_0 = 1/D^i, d_i = 0)p(D^i/H_0) \quad (10a)$$

et

$$Q_0^i = \sum_{D^i} p(d_0 = 1/D^i, d_i = 1)p(D^i/H_0) \quad (10b)$$

D'autre part, nous avons pour le  $i^{\text{ème}}$  détecteur périphérique

$$p(d_i/H_j) = \int_{Y_i} p(d_i/Y_i)p(Y_i/H_j) \quad i = 1, 2, \dots, M \text{ et } j = 0, 1 \quad (11)$$

où  $Y_i$  représente les  $N$  observations,  $\{y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iN}\}$ , à intégrer par le détecteur local  $i$ . Avec l'hypothèse de l'indépendance conditionnelle des décisions périphériques, la substitution des équations (9), (10) et (11) dans (8) donne

$$J = \int_{Y_i} p(d_i = 0/Y_i) [K_1^i p(Y_i/H_1) - \lambda K_0^i p(Y_i/H_0)] + K^i \quad (12)$$

avec

$$K_0^i = Q_0^i - R_0^i \quad (12a)$$

$$K_1^i = R_1^i - Q_1^i \quad (12b)$$

et

$$K^i = Q_1^i + \lambda(Q_0^i - \alpha) \quad (12c)$$

La fonction objective  $J$ , relative à l'équation (12), est minimisée si le capteur  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , a pour règle de décision

$$p(d_i = 0/Y_i) = \begin{cases} 0, & [K_1^i p(Y_i/H_1) - \lambda K_0^i p(Y_i/H_0)] > 0 \\ 1, & \text{ailleurs} \end{cases} \quad (13)$$

Cette règle peut également s'écrire

$$\frac{p(Y_i/H_1)}{p(Y_i/H_0)} \underset{d_i=0}{\overset{d_i=1}{\gtrless}} \gamma_i = \lambda \frac{K_0^i}{K_1^i} \quad i = 1, 2, \dots, M \text{ et } j = 0, 1 \quad (14)$$

D'autre part, si nous définissons la règle de fusion  $g(D)$  par

$$g(D) \equiv p(d_0 = 0/D) \quad (15)$$

alors, les équations (12a) et (12b) deviennent respectivement

$$K_0^i = \sum_{D^i} [g(0, D^i) - g(1, D^i)] p(D^i/H_0) \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (16)$$

et

$$K_1^i = \sum_{D^i} [g(0, D^i) - g(1, D^i)] p(D^i/H_1) \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (17)$$

où  $g(j, D^i)$  représente la règle  $g(D)$ , dans l'équation (15), avec  $d_i = j$ . Nous notons ainsi, à travers les équations (14), (16) et (17), que les seuils locaux  $\gamma_i$  sont fonction de la stratégie adoptée par le centre de fusion. Donc, pour obtenir les seuils périphériques relatifs à un opérateur de fusion donné, nous déterminons les termes  $K_j^i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , et  $j = 0, 1$  des équations (16) et (17). Maintenant que la règle de décision relative au détecteur  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ , est établie, nous l'appliquons successivement aux systèmes à deux et trois senseurs dans le but de déterminer les seuils optimaux. Pour le cas particulier d'un système à un seul capteur, la minimisation de l'équation (8) donne

$$e^{-\gamma} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma^n}{n!} = \alpha \quad (18)$$

La détermination du seuil  $\gamma$  s'effectue alors par le calcul numérique de l'équation (18).

### Système à 2 senseurs

L'expression du seuil à déterminer est fonction de la règle de fusion adoptée. Pour la règle de fusion AND, la probabilité  $P_D$  de détection et la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globales sont données par

$$P_D = \prod_{i=1}^2 P_{d_i} \quad (19)$$

et

$$P_F = \prod_{i=1}^2 P_{f_i} \quad (20)$$

où  $P_{d_i}$  et  $P_{f_i}$  sont respectivement la probabilité de détection et de fausse alarme du détecteur  $i$ ,  $i = 1, 2$ , données par (5) et (6). La règle de décision (14) permet donc de déterminer les deux seuils de détection conformément aux équations (16) et (17). Dans le cas de l'opérateur de fusion AND, nous avons  $g(d_i = 0, D^i) = 1$  et  $g(d_i = 1, D^i) = 0$ ,  $i = 1, 2$  quand l'autre décision  $d_k$ ,  $k \neq i$ ,  $k = 1, 2$  est « 1 », et  $g(d_i = 0, D^i) = g(d_i = 1, D^i) = 1$ ,  $i = 1, 2$ , quand la deuxième décision  $d_k$ ,  $k \neq i$ ,  $k = 1, 2$  est « 0 ». Les équations (16) et (17) deviennent alors

$$K_j^i = \prod_{\substack{k=1 \\ i \neq k}}^2 p(d_k = 1/H_j) \quad i = 1, 2 \text{ et } j = 0, 1 \quad (21)$$

D'autre part, nous avons

$$p(d_i/H_1) = (P_{d_i})^{d_i} [1 - P_{d_i}]^{1-d_i} \quad i = 1, 2 \quad (22)$$

et

$$p(d_i/H_0) = (P_{f_i})^{d_i} [1 - P_{f_i}]^{1-d_i} \quad i = 1, 2 \quad (23)$$

La substitution des équations (21), (22) et (23) dans (14) donne

$$\lambda = \gamma_1 \frac{P_{d_2}}{P_{f_2}} = \gamma_2 \frac{P_{d_1}}{P_{f_1}} \quad (24)$$

Après développement de (24) et introduction dans (20) de la contrainte sur la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globale, nous obtenons

$$\gamma_1 \cdot \frac{e^{-\gamma_1} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma_1^n}{n!}}{\sum_{n=1}^N \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq n}}^N \left[ 1 - \frac{1+r_1\eta_{1k}}{1+r_1\eta_{1n}} \right]^{-1} e^{-\frac{\gamma_1}{1+r_1\eta_{1n}}}} = \gamma_2 \cdot \frac{e^{-\gamma_2} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma_2^n}{n!}}{\sum_{n=1}^N \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq n}}^N \left[ 1 - \frac{1+r_2\eta_{2k}}{1+r_2\eta_{2n}} \right]^{-1} e^{-\frac{\gamma_2}{1+r_2\eta_{2n}}}} \quad (25)$$

et

$$P_{f_1} P_{f_2} = \alpha \quad (26)$$

Comme les senseurs sont supposés identiques avec les mêmes  $\rho$  et  $r$ , l'équation (25) implique l'égalité des seuils. La relation (26) donne, avec  $\gamma = \gamma_1 = \gamma_2$ , l'expression du seuil

$$e^{-\gamma} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma^n}{n!} = \sqrt{\alpha} \quad (27)$$

Pour la règle de fusion OR, la probabilité  $P_D$  de détection et la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globales sont données par

$$P_D = \sum_{i=1}^2 P_{d_i} - \prod_{i=1}^2 P_{d_i} \quad (28)$$

et

$$P_F = \sum_{i=1}^2 P_{f_i} - \prod_{i=1}^2 P_{f_i} \quad (29)$$

où  $P_{d_i}$  et  $P_{f_i}$  sont respectivement la probabilité de détection et de fausse alarme du détecteur  $i$ ,  $i = 1, 2$ , données par (5) et (6). Comme précédemment, nous utilisons les équations (16) et (17) pour la détermination des seuils conformément à l'équation (14). Cependant, pour cette règle de fusion, nous avons  $g(d_i = 0, D^i) = 1$  et  $g(d_i = 1, D^i) = 0$ ,  $i = 1, 2$  quand l'autre décision  $d_k$ ,  $k \neq i$ ,  $k = 1, 2$  est « 0 », et  $g(d_i = 0, D^i) = g(d_i = 1, D^i) = 0$ ,  $i = 1, 2$ , quand la deuxième décision  $d_k$ ,  $k \neq i$ ,  $k = 1, 2$ , est « 1 ». Les équations (16) et (17) deviennent

$$K_j^i = \prod_{\substack{k=1 \\ i \neq k}}^2 p(d_k = 0/H_j) \quad i = 1, 2 \text{ et } j = 0, 1 \quad (30)$$

Nous obtenons alors l'expression

$$\lambda = \gamma_1 \frac{1 - P_{d_2}}{1 - P_{f_2}} = \gamma_2 \frac{1 - P_{d_1}}{1 - P_{f_1}} \quad (31)$$

Après substitution des équations (5) et (6) dans (31) et introduction dans (29) de la contrainte sur la probabilité  $P_F$  de fausse alarme

globale, nous obtenons les équations

$$\gamma_1 \cdot \frac{1 - e^{-\gamma_1} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma_1^n}{n!}}{1 - \sum_{n=1}^N \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq n}}^N \left[ 1 - \frac{1+r_1\eta_{1k}}{1+r_1\eta_{1n}} \right]^{-1} e^{-\frac{\gamma_1}{1+r_1\eta_{1n}}}} = \gamma_2 \cdot \frac{1 - e^{-\gamma_2} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma_2^n}{n!}}{1 - \sum_{n=1}^N \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq n}}^N \left[ 1 - \frac{1+r_2\eta_{2k}}{1+r_2\eta_{2n}} \right]^{-1} e^{-\frac{\gamma_2}{1+r_2\eta_{2n}}}} \quad (32)$$

et

$$P_{f_1} + P_{f_2} - P_{f_1} P_{f_2} = \alpha \quad (33)$$

Comme les senseurs sont supposés identiques avec les mêmes  $\rho$  et  $r$ , l'équation (32) implique l'égalité des seuils. Avec  $\gamma = \gamma_1 = \gamma_2$ , la solution de (33) donne l'expression suivante du seuil

$$e^{-\gamma} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma^n}{n!} \approx \frac{\alpha}{2} \quad (34)$$

où le terme  $P_{f_1} P_{f_2}$  est supposé négligeable par rapport à  $(P_{f_1} + P_{f_2})$ .

### Système à 3 senseurs

Dans ce cas, trois règles de fusion de données sont possibles, à savoir AND, OR et MAJORITE. Pour la règle de fusion AND, la probabilité  $P_D$  de détection et la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globales sont données par

$$P_D = \prod_{i=1}^3 P_{d_i} \quad (35)$$

et

$$P_F = \prod_{i=1}^3 P_{f_i} \quad (36)$$

où  $P_{d_i}$  et  $P_{f_i}$  sont respectivement la probabilité de détection et de fausse alarme du détecteur  $i$ ,  $i = 1, 2, 3$ , données par (5) et (6). L'équation (21), relative au système à deux capteurs, devient dans ce cas

$$K_j^i = \prod_{\substack{k=1 \\ i \neq k}}^3 p(d_k = 1/H_j) \quad i = 1, 2, 3 \text{ et } j = 0, 1 \quad (37)$$

Nous obtenons alors l'expression

$$\lambda = \gamma_1 \cdot \frac{P_{d_2} P_{d_3}}{P_{f_2} P_{f_3}} = \gamma_2 \cdot \frac{P_{d_1} P_{d_3}}{P_{f_1} P_{f_3}} = \gamma_3 \cdot \frac{P_{d_1} P_{d_2}}{P_{f_1} P_{f_2}} \quad (38)$$

De même, l'hypothèse de capteurs identiques avec le même coefficient  $\rho$  et le même rapport  $r$  entraîne l'égalité des seuils. Après introduction de la contrainte sur la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globale, l'équation (36) donne, avec  $\gamma = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3$ , la relation du seuil

$$e^{-\gamma} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma^n}{n!} = \alpha^{1/3} \quad (39)$$

Pour la règle de fusion OR, la probabilité  $P_D$  de détection et la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globales sont données par

$$P_D = \sum_{i=1}^3 P_{d_i} + \prod_{i=1}^3 P_{d_i} - \sum_{i=1}^3 \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^3 P_{d_k} \quad (40)$$

et

$$P_F = \sum_{i=1}^3 P_{f_i} + \prod_{i=1}^3 P_{d_i} - \sum_{i=1}^3 \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^3 P_{f_k} \quad (41)$$

où  $P_{d_i}$  et  $P_{f_i}$  sont respectivement la probabilité de détection et de fausse alarme du détecteur  $i$ ,  $i = 1, 2, 3$ , données par (5) et (6). L'équation (30), relative au système à deux capteurs, devient dans ce cas

$$K_j^i = \prod_{\substack{k=1 \\ i \neq k}}^3 p(d_k = 0/H_j) \quad i = 1, 2, 3 \text{ et } j = 0, 1 \quad (42)$$

Nous obtenons alors l'expression

$$\begin{aligned} \lambda &= \gamma_1 \cdot \frac{\prod_{k=2,3} (1 - P_{d_k})}{\prod_{k=2,3} (1 - P_{f_k})} = \gamma_2 \cdot \frac{\prod_{k=1,3} (1 - P_{d_k})}{\prod_{k=1,3} (1 - P_{f_k})} \\ &= \gamma_3 \cdot \frac{\prod_{k=1,2} (1 - P_{d_k})}{\prod_{k=1,2} (1 - P_{f_k})} \end{aligned} \quad (43)$$

L'hypothèse de capteurs identiques, avec le même coefficient  $\rho$  et le même rapport  $r$ , entraîne l'égalité des seuils. Après introduction de la contrainte sur la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globale, l'équation (41) donne, avec  $\gamma = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3$ , l'expression suivante du seuil

$$e^{-\gamma} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma^n}{n!} \approx \frac{\alpha}{3} \quad (44)$$

où les termes  $P_f^3$  et  $3P_f^2$  sont supposés négligeables par rapport à  $3P_f$ .

Pour la règle de fusion Majorité, la probabilité  $P_D$  de détection et la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globales sont données par

$$P_D = \sum_{i=1}^3 \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^3 P_{d_k} - 2 \prod_{i=1}^3 P_{d_i} \quad (45)$$

et

$$P_F = \sum_{i=1}^3 \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^3 P_{f_k} - 2 \prod_{i=1}^3 P_{f_i} \quad (46)$$

où  $P_{d_i}$  et  $P_{f_i}$  sont respectivement la probabilité de détection et de fausse alarme du détecteur  $i$ ,  $i = 1, 2, 3$ , données par (5) et (6). Nous avons par ailleurs dans ce cas  $g(d_i = 0, D^i) = 1$  et  $g(d_i = 1, D^i) = 0$  quand les éléments de la séquence  $D^i$  sont

identiques et  $g(d_i = 0, D^i) = g(d_i = 1, D^i)$  quand ils sont différents. Les équations (16) et (17) deviennent alors

$$K_j^i = \sum_{D^i \in R} p(D^i/H_j) \quad i = 1, 2, 3 \text{ et } j = 0, 1 \quad (47)$$

où  $R$  représente l'ensemble de deux décisions identiques. Nous obtenons alors

$$\begin{aligned} \lambda &= \gamma_1 \cdot \frac{\sum_{k=2,3} P_{d_k} - 2 \prod_{k=2,3} P_{d_k}}{\sum_{k=2,3} P_{f_k} - 2 \prod_{k=2,3} P_{f_k}} = \gamma_2 \cdot \frac{\sum_{k=1,3} P_{d_k} - 2 \prod_{k=1,3} P_{d_k}}{\sum_{k=1,3} P_{f_k} - 2 \prod_{k=1,3} P_{f_k}} \\ &= \gamma_3 \cdot \frac{\sum_{k=1,2} P_{d_k} - 2 \prod_{k=1,2} P_{d_k}}{\sum_{k=1,2} P_{f_k} - 2 \prod_{k=1,2} P_{f_k}} \end{aligned} \quad (48)$$

De même, nous avons dans ce cas l'égalité des seuils locaux. Après introduction de la contrainte sur la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globale, l'équation (46) donne, avec  $\gamma = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3$ , l'expression suivante du seuil

$$e^{-\gamma} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\gamma^n}{n!} \approx \sqrt{\frac{\alpha}{3}} \quad (49)$$

où  $P_f^3$  est supposé négligeable par rapport à  $P_f^2$ .

Pour  $P_F = 10^{-6}$  et  $N = 2, 8, 30$ , nous avons reporté dans le tableau 1 les valeurs optimales du seuil, calculées à l'aide des équations (18), (27), (34), (39), (44), et (49), relatifs aux systèmes à un, deux et trois senseurs.

Tableau 1. – Valeurs du seuil pour des systèmes à 1, 2 et 3 détecteurs pour  $P_F = 10^{-6}$ .

N	2 DETECTEURS		3 DETECTEURS			
	1 DETECTEUR	AND	OR	AND	OR	MAJORITE
2	16.6884	9.2334	17.4222	6.6384	17.8507	9.8401
8	31.6135	22.3779	32.4929	18.9805	33.0045	23.1555
30	69.3730	56.8280	70.5393	52.0726	71.2157	57.9061

### 3. résultats et discussions

Les résultats numériques sont présentés dans les figures 2-5. La figure 2 illustre les performances d'un senseur unique et d'un système à deux détecteurs identiques avec des règles de fusion OR et AND. Nous représentons la probabilité  $P_D$  de détection en fonction du rapport  $r$  pour différentes valeurs de  $N$ , une probabilité  $P_F$  de fausse alarme de  $10^{-6}$  et un coefficient de corrélation  $\alpha$  de 0.2. Nous observons, comme prévu, que la

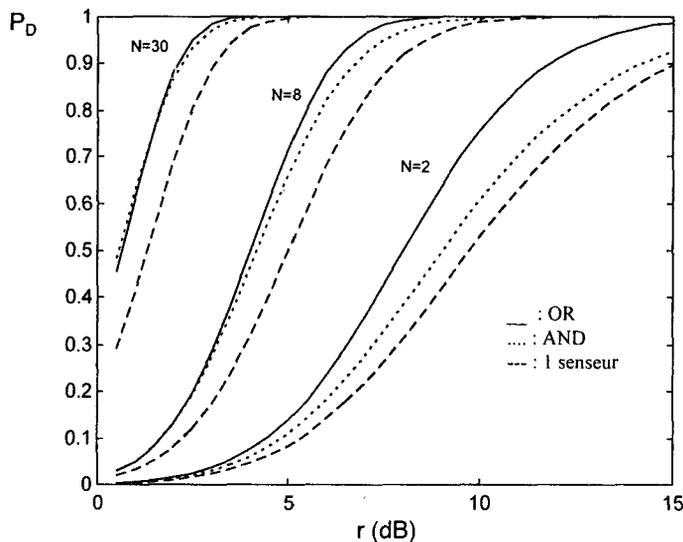


Figure 2. - Probabilité  $P_D$  de détection en fonction du rapport signal-sur-bruit  $r$  pour deux senseurs identiques, senseur unique :  $P_F = 10^{-6}$ ;  $N = 2, 8, 30$ ;  $\rho = 0.20$ .

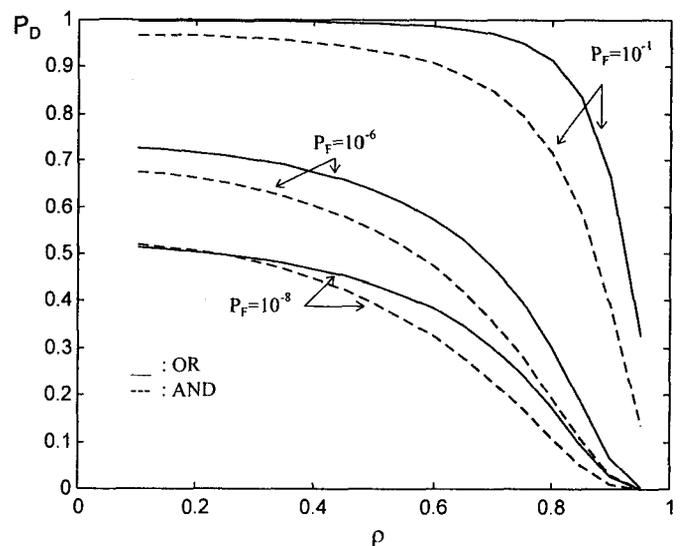


Figure 4. - Probabilité  $P_D$  de détection en fonction du coefficient de corrélation  $\rho$  pour deux senseurs identiques; règle de fusion OR et AND;  $N = 8$ ;  $r = 5$  dB.

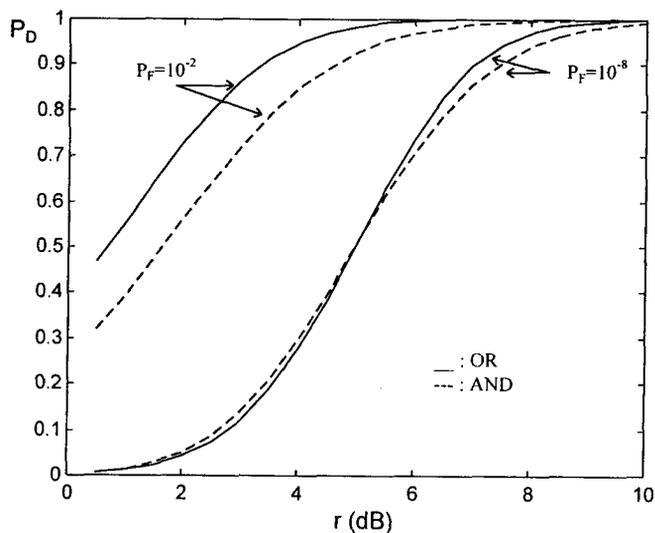


Figure 3. - Probabilité  $P_D$  de détection en fonction du rapport signal-sur-bruit  $r$  pour deux senseurs identiques, règle de fusion OR and AND;  $N = 8$ ;  $\rho = 0.20$ ;  $P_F = 10^{-8}, 10^{-2}$ .

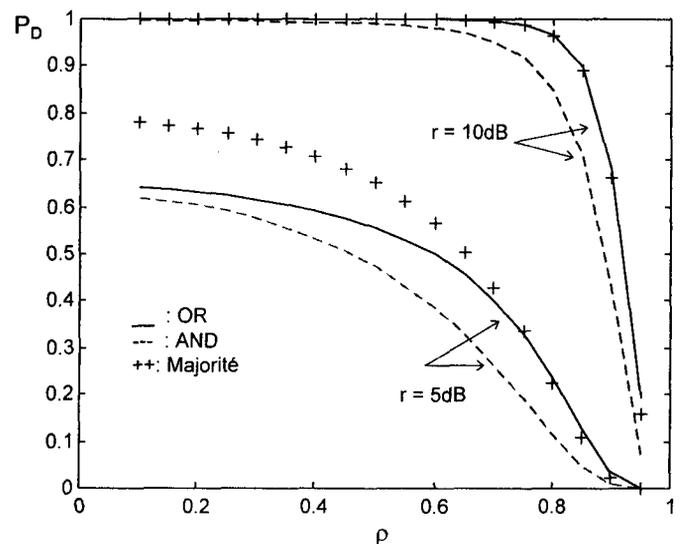


Figure 5. - Probabilité  $P_D$  de détection en fonction du coefficient de corrélation  $\rho$  pour trois senseurs identiques; règle de fusion OR, AND et Majorité;  $N = 8$ ;  $P_F = 10^{-8}$   $r = 5$  dB, 10 dB.

détection est améliorée avec l'augmentation de  $N$ . Pour  $N = 2$  et les valeurs de  $r$  présentées, la règle de fusion OR est optimale par rapport à l'opérateur de fusion AND. Avec l'augmentation de  $N$ , la règle de fusion AND devient optimale pour des rapports  $r$  inférieurs à la valeur du point de croisement. Par ailleurs, la probabilité de détection du système avec un senseur est inférieure à celle du système distribué, surtout vis-à-vis de la règle OR. La figure 3 présente, pour  $N = 8$ , la probabilité  $P_D$  de détection en fonction de  $r$  pour un système à deux senseurs identiques avec une règle de fusion OR et AND. Les courbes sont relatives à des taux de fausse alarme  $P_F$  de  $10^{-8}$ ,  $10^{-2}$  et à un coefficient de corrélation  $\rho$  fixe de 0.20. Les performances de la règle de fusion OR sont meilleures, par rapport à la règle de fusion AND, quand

la probabilité  $P_F$  de fausse alarme est grande. Pour les faibles valeurs de  $P_F$ , la règle de fusion AND se comporte mieux pour des valeurs du rapport  $r$  inférieures à celle du point de croisement. En figure 4, nous montrons les performances des règles OR et AND, en fonction de  $\rho$  et de la probabilité  $P_F$  de fausse alarme, pour un système à deux senseurs identiques. Le coefficient de corrélation  $\rho$  entraîne une dégradation sensible de la détection notamment dans le cas de faible probabilité  $P_F$  de fausse alarme. Par ailleurs, bien que les performances des règles de fusion AND et OR soient sensibles à  $\rho$ , la règle de fusion OR présente un comportement d'autant meilleur que  $P_F$  est grand. La figure 5 présente la probabilité  $P_D$  de détection en fonction du coefficient de corrélation  $\rho$  pour un système à 3 senseurs avec les règles de

fusion OR, AND et Majorité. Dans chaque graphe, et pour une probabilité  $P_F$  de fausse alarme de  $10^{-8}$ , nous avons considéré des valeurs du rapport  $r$  de 5 et 10 dB. Le graphe montre la dégradation des performances du système par rapport aux valeurs élevées de  $\rho$  surtout pour des faibles valeurs de  $r$ . Toutefois, le comportement de la règle Majorité est relativement meilleur notamment pour les faibles valeurs du rapport  $r$ .

## 4. conclusions

Nous avons étudié, dans cet article, l'effet de la corrélation « pulse-to-pulse » dans les systèmes de détection distribués à deux et trois senseurs, supposés identiques. Le seuil de Neyman-Pearson est déterminé pour les règles de fusion AND, OR et Majorité. Nous avons noté la sensibilité des performances de ces différentes règles de fusion par rapport à  $r$ , au coefficient de corrélation  $\rho$  et à la probabilité  $P_F$  de fausse alarme globale. Cependant, pour les systèmes à deux ou trois senseurs, la règle de fusion OR est relativement moins sensible par rapport à l'évolution du coefficient de corrélation. Par contre, pour le système à trois détecteurs, la règle de fusion Majorité est optimale quand le degré de corrélation est faible.

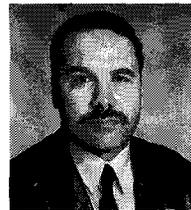
## BIBLIOGRAPHIE

- [1] R. R. Tenney, and N. R. Sandell, «Detection with distributed sensors», *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 17, 4, 1981, pp.501-509.
- [2] Z. Chair, and P.K. Varshney, «Optimum data fusion in multiple sensor detection systems», *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, AES-22, 1986, pp.98-101.
- [3] T. Li, I. K. Sethi, «Optimal Multiple Level Decision Fusion with Distributed Sensors», *IEEE Trans. On Aerospace and Electronic Systems*, Vol.29, N°4, 1993, pp. 1252-1259.
- [4] T. Li, I. K. Sethi, «Distributed Decision Fusion in presence of Link Failures», *IEEE Trans. On Aerospace and Electronic System*, Vol. 32, N°2, 1996, pp. 661-667.
- [5] I. Kanter, «Exact Detection Probability for Partially Correlated Rayleigh Targets», *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol. AES-22, N°2, 1986, pp. 184-195.
- [6] E. Drakopoulos and C. C. Lee, «Optimal Fusion Correlated Local Decisions», *Proceedings of the 27th Conference on Decision and Control*, Austin Texas, 1988, pp. 2489-2494.
- [7] V. Aallo and Viswanathan, «On Distributed Detection with Correlated Sensors : Two Examples», *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol.25, N°3, 1989, pp.414-421.
- [8] J. Han, P. K. Varshney and R. Srinivasan, «Distributed Binary Integration», *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol. 29, N°1, 1993, pp. 2-7.
- [9] N. Levanon «Radar principles», A Wiley-Interscience Publication, John Wiley & sons, New-York, 1988.
- [10] M. Barkat and P. K. Varshney, «Decentralized CFAR Signal Detection», *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol. AES-25, N°2, 1989, pp. 141-149.
- [11] R. Srinivasan, «Distributed radar detection theory», *IEE Proceedings*, vol. 133, Pt. F, N°1, 1986, pp. 55-60.
- [12] M. Barkat, «Signal Detection and Estimation», Artech House, Boston, 1991.
- [13] P. K. Varshney, «Distributed Detection and Data fusion», Springer-Verlag, New-York, 1997.

Manuscrit reçu le 3 février 1997.

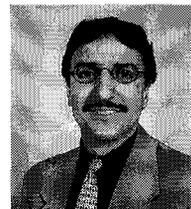
LES AUTEURS

Mostefa BELLOUNAR



Mostefa BELLOUNAR est né le 8 Juin 1954 à Biskra. Il a reçu son diplôme d'ingénieur en électronique à l'Institut Supérieur Industriel de Mons, Belgique, en 1979 et le Magister en Electronique en 1993 à l'Université de Blida, Algérie. Il est maintenant inscrit en thèse de Doctorat d'Etat à l'Institut d'Electronique, Université de Constantine. Il travaille actuellement sur les systèmes distribués et la fusion de données.

Mourad BARKAT



Mourad BARKAT a reçu son *bachelor of science*, *Master of science*, et *Ph. D* de l'université de Syracuse, New York, en 1981, 1983 et 1987 respectivement. Il a enseigné pendant 10 ans à l'université de Syracuse, et à l'université de StonyBrook (SUNY), New York, USA. Il est maintenant professeur. Il est l'auteur du livre *Signal Detection and Estimation*, Artech House, 1991. Il est membre senior de IEEE, membre de Tau Beta Pi et Eta Kappa Nu. Son domaine de recherche inclue le traitement du signal avec ses applications aux systèmes radar, analyse spectrale, et détection distribuée avec plusieurs senseurs et fusion de données.