



HAL
open science

Poursuite de code dans un récepteur GPS multi-bande en présence d'interférences

Stanislas Boutoille, Serge Reboul, Mohammed Benjelloun

► **To cite this version:**

Stanislas Boutoille, Serge Reboul, Mohammed Benjelloun. Poursuite de code dans un récepteur GPS multi-bande en présence d'interférences. MajecSTIC 2005: Manifestation des Jeunes Chercheurs francophones dans les domaines des STIC, IRISA – IETR – LTSI, Nov 2005, Rennes, pp.259-267. inria-00000715

HAL Id: inria-00000715

<https://inria.hal.science/inria-00000715>

Submitted on 15 Nov 2005

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Poursuite de code dans un récepteur GPS multi-bande en présence d'interférences

Stanislas Boutoille, Serge Reboul, Mohammed Benjelloun

Laboratoire d'Analyse des Systèmes du Littoral

50 rue Ferdinand Buisson, B.P. 699

62228, Calais Cedex

France

stanislas.boutoille@lasl.univ-littoral.fr

Résumé : Le travail présenté dans cet article porte sur la poursuite du code du signal GPS. Celle-ci est réalisée grâce à un discriminant calculé à partir de la corrélation entre un code généré localement et un code reçu. Dans les futurs systèmes de localisation GPS et GALILEO, le code civil sera transmis sur plusieurs porteuses. Dans ce travail, nous établissons un critère de détection MAP dans le but de fusionner les détections de décalages présents dans les mesures de discriminants provoqués par les mouvements relatifs récepteurs satellites. Ce critère est défini dans le cas où les décalages ne sont pas nécessairement simultanés, phénomène provoqué par la propagation du signal dans la ionosphère qui est un milieu dispersif. De plus le décalage n'est pas toujours observé sur l'ensemble des porteuses, il existe alors une perte d'informations qu'il faut envisager dans la construction de l'estimateur. Ceci peut-être lié à un brouillage volontaire ou naturel, ou encore à un décrochage de la poursuite d'un ou plusieurs signaux GPS. Les expérimentations réalisées sur des signaux GPS synthétiques montrent les avantages de cette méthode comparée aux techniques classiques dans le cas d'un récepteur ayant une position statique, ou d'un mobile réalisant des manoeuvres à fortes dynamiques.

Mots-clés : Détection, Fusion d'informations, GPS, AMRC.

1 INTRODUCTION

Dans les futurs systèmes de positionnement par satellites, le code civil sera disponible sur plusieurs fréquences porteuses. Ce sera le cas pour le système NAVSTAR avec les trois fréquences L1, L2 et L5 ainsi que pour le système européen GALILEO. Les codes AMRC (accès multiple à répartition par codage) propres à chaque satellite seront transmis sur plusieurs fréquences. Dans ce contexte, il est intéressant de réaliser la poursuite de ces codes simultanément sur les différentes porteuses. En effet, nous allons combiner les poursuites et ainsi accroître la précision et la robustesse des traitements.

La synchronisation entre le code reçu et le code généré localement est réalisée dans l'étape d'acquisition. Chaque satellite possède un code qui lui est propre et nous pouvons ainsi déduire durant cette étape quels sont les satellites visibles et quelle est la distance satellite-

récepteur. Après cette étape, le récepteur poursuit les décalages du code local provoqués par les mouvements du récepteur et des satellites. Dans le futur système GPS multi-porteuses, il sera alors possible de poursuivre simultanément un même satellite sur plusieurs fréquences. Nous présentons dans cet article une méthode de fusion de détection pour la poursuite du futur signal GPS multi-porteuses.

Le rapport de vraisemblance généralisé (GLR) [Willsky, 1976] est un test statistique basé sur la mesure de vraisemblance. Il a été dans un premier lieu appliqué à la détection de rupture de stationnarité de signaux dans un cadre linéaire. Nous trouvons aujourd'hui dans la littérature différentes dérivations de cette méthode telle que le test CUSUM [Nikiforov, 1995] ou plus récemment d'autres approches utilisant la marginalisation [Tornqvist, 2004] et un filtre de Kalman. Actuellement, beaucoup de travaux concernent l'extension de ces méthodes aux systèmes non-linéaires [Azimi-Sadjadi, 2002]. Nous pouvons trouver dans la littérature deux approches différentes en fusion de détection : la détection centralisée et la détection distribuée. La détection distribuée, très largement étudiée par [Rao, 2001] et [Varshney, 1996], considère la détection au niveau de chaque capteur et fournit alors une décision globale en combinant les décisions locales. Les difficultés dans ce cas se situent dans la définition des seuils au niveau de chaque détecteur local. La plupart des travaux sur ce sujet sont basés sur l'optimisation de critères tels que Bayes ou Neyman-Pearson. Dans de récents travaux, le problème de définition des règles de fusion est pris en compte par une méthode utilisant des modèles hiérarchiques [Chen, 2002]. Dans cette approche, la définition de probabilité a priori spécifique sur chaque hypothèse n'est pas nécessaire mais la complexité calculatoire de cette méthode est un désavantage pour l'utiliser dans notre application. Actuellement, un grand nombre de papiers traite du problème de décisions corrélées dans le cas de la fusion. Dans [Chen, 1998], un algorithme de fusion adaptatif est proposé pour estimer les probabilités a priori et conditionnelles. Dans [Willett, 2000], une quantification binaire optimale de Bayes est présentée et un schéma de détection distribuée optimum de Neyman-Pearson

est proposé dans [Yan, 2000]. La détection centralisée considère toutes les mesures pour réaliser la décision. Ce système offre les meilleures performances mais la quantité d'informations à traiter par le système de fusion peut rapidement devenir significative. Un des inconvénients de cette méthode est sa sensibilité à la synchronisation des données. Divers travaux concernent la pondération des distributions dans le but de favoriser une ou plusieurs mesures comparées aux autres durant la fusion. Parmi ceux-ci, le Linear Opinion Pool [Genest, 1990] rend possible la réalisation d'une combinaison linéaire des distributions. Le problème de cette méthode est qu'elle n'est pas dérivée des probabilités jointes utilisant la règle de Bayes. A partir de ce point de vue, le Logarithm Opinion Pool [Benediktsson, 1997] permet de résoudre ce problème. La difficulté majeure associée à l'utilisation de ce type de méthode est la sélection des poids associée à chaque distribution.

Différents phénomènes peuvent perturber la poursuite du signal GPS sur plusieurs fréquences. Le brouillage, par exemple, diminue le rapport signal sur bruit des porteuses concernées. La propagation du signal dans la ionosphère est différente pour chaque fréquence. Donc les codes sur les différentes porteuses ne sont pas synchronisés entre eux à la réception et leur rapport signal sur bruit varie. De plus la fréquence des codes ARMC n'est pas la même pour chaque porteuse. Dans ce cas la poursuite sera plus fiable pour les codes de fréquence plus élevée mais ceux-ci décrochent plus facilement.

Le but de ce travail est de réaliser la détection dans le système de poursuite sur les différentes fréquences dans le but de s'affranchir de ces perturbations et alors d'améliorer la précision et la robustesse. Nous proposons une méthode de fusion hybride pondérée inspirée de la méthode du Logarithm Opinion Pool. L'introduction de poids dans le système de fusion hybride augmentera alors la robustesse en présence de décrochages. En outre, le fait d'hybrider les systèmes de fusion centralisée et décentralisée permettra de traiter avec des signaux désynchronisés. En effet, la traversée ionosphérique provoque un retard de vitesse de groupe des ondes en fonction de la fréquence [Leick, 1995]. L'article est organisé comme suivant. La section 2 décrit le modèle du signal GPS. Le système de fusion pondérée est décrit section 3 et la méthode de fusion en section 4. Dans la section 5 seront présentées des expérimentations numériques sur des signaux GPS synthétiques.

2 MODÈLE DU SIGNAL GPS

2.1 Modèle statistique

Le signal GPS reçu est démodulé et démultiplexé. La démodulation est une multiplication du signal reçu par une porteuse générée localement et le démultiplexage est la corrélation du signal reçu avec un code AMRC généré localement. Considérons l'expression des composantes en phase et en quadrature après corrélation et démodulation pour chaque échantillon de temps t_k :

$$\begin{aligned} I_k &= \sqrt{2C/N_0T} R_f(\tau_k) \cos(\phi_k) + n_{ik} \\ Q_k &= \sqrt{2C/N_0T} R_f(\tau_k) \sin(\phi_k) + n_{qk} \end{aligned} \quad (1)$$

Avec :

T = bande de prédétection où la corrélation est effectuée,
 ϕ_k = phase résiduelle au temps t_k ,
 τ_k = est le retard entre le code AMRC reçu et généré,
 n_k = les échantillons de bruit gaussien en phase et en quadrature,
 R_f = mesure de la corrélation entre le signal filtré puis démodulé et le code généré,
 C/N_0 = rapport signal sur bruit normalisé sur une bande de 1 Hz.

L'estimation du retard τ_k est réalisée grâce à la mesure d'un discriminant. La valeur du discriminant est calculée à partir des voies en phase et en quadrature. Dans les systèmes GPS, plusieurs discriminants sont utilisés. Le discriminant early-minus-late est le plus couramment employé et nous ne considérerons alors que celui-ci pour la suite du travail. La moyenne du discriminant early-minus-late est donnée par :

$$E[D_{\tau_k}] = \bar{I}_E^2 + \bar{Q}_E^2 - \bar{I}_L^2 - \bar{Q}_L^2 \quad (2)$$

Où I_E et Q_E sont les composantes en phase et en quadrature, corrélées avec un code qui est généré légèrement en avance. I_L et Q_L sont les mêmes composantes corrélées avec un code légèrement en retard. Les paramètres statistiques du discriminant sont, pour la moyenne :

$$E[D_{\tau_k}] = 2C/N_0T \left[R_f^2(\tau_k - \frac{T_c}{2}) - R_f^2(\tau_k + \frac{T_c}{2}) \right] \quad (3)$$

T_c représente la période d'un bit de code. Nous avons pour la variance :

$$\sigma_{D_{\tau_k}}^2 = 8+8 C/N_0T \left[R_f^2(\tau_k - \frac{T_c}{2}) + R_f^2(\tau_k + \frac{T_c}{2}) \right] \quad (4)$$

Quand le retard évolue, on observe des ruptures de stationnarité sur les mesures de discriminant (figure 1). En effet, quand le retard excède la valeur d'un multiple de la période d'échantillonnage, il ya un décalage dans la mesure de la moyenne et de la variance. C'est grâce à la détection de ce décalage que le code généré est réajusté avec le code reçu. Après une étape d'acquisition, la valeur du retard τ_k et du discriminant est nulle. Cette étape d'acquisition est suivie par une étape de poursuite où le code local est recalé pour rester accroché sur le code reçu. Durant cette étape, la valeur du discriminant est maintenue proche de zéro.

2.2 Position du problème

Les paramètres statistiques et la qualité de la détection sont fonction de la mesure de la corrélation R_f . Pour un retard fixé τ_k , la mesure de la corrélation R_f change avec la fréquence du code AMRC. Une fréquence de

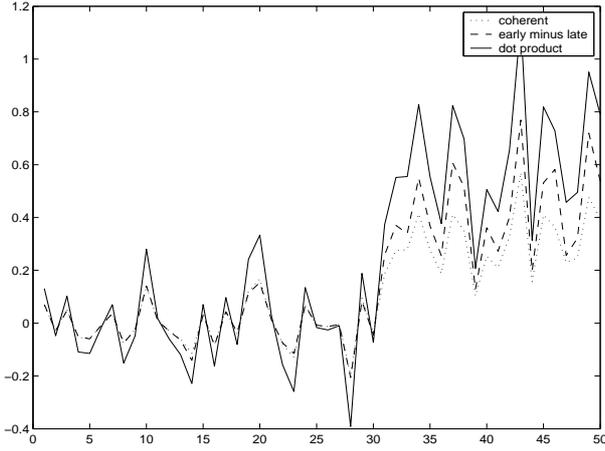


FIG. 1 – Exemple d'évolution des différents discriminants

code plus élevée aura un pic de corrélation plus étroit et permettra une meilleure détection des décalages provoqués par le retard. Malheureusement, la sensibilité de décrochage suite à une mauvaise détection des ruptures augmente également avec la fréquence du code. Dans ce cas, la poursuite est plus précise mais moins robuste. De plus, la valeur du discriminant est fonction de la puissance du signal. En effet, dans le cas de brouillage ou d'interférences, nous observons une dégradation du rapport signal sur bruit et donc une dégradation de la mesure du discriminant.

Le but de ce travail est de fusionner les informations provenant des différentes fréquences du récepteur GPS multi-bande. Dans ce contexte, nous voulons augmenter la précision et la robustesse de la poursuite pour des codes avec différentes fréquences.

3 LOGARITHM OPINION POOL

La probabilité a priori d'avoir la séquence de rupture \underline{r} dans un signal \underline{y} s'écrit :

$$\sup_{\{\underline{r}, \underline{\theta}\}} P_r(\underline{R} = \underline{r}/\underline{Y} = \underline{y}; \underline{\theta}) \quad (5)$$

Considérons deux hypothèses, H_1 et H_0 respectivement pour la présence et l'absence de rupture dans un signal stationnaire. Nous pouvons écrire la règle de décision suivante :

$$\sup_{\{\underline{r}^1\}} P_r(\underline{R}^1 = \underline{r}^1/\underline{Y} = \underline{y}; \underline{\theta}^1) \stackrel{<H_0}{>H_1} \quad (6)$$

$$\sup_{\{\underline{r}^0\}} P_r(\underline{R}^0 = \underline{r}^0/\underline{Y} = \underline{y}; \underline{\theta}^0)$$

avec \underline{r}^1 et \underline{r}^0 , les séquences de ruptures respectives associées aux hypothèses H_1 et H_0 . Les paramètres $\underline{\theta}^1$ et $\underline{\theta}^0$ correspondant respectivement aux séquences \underline{r}^1 et \underline{r}^0 . Ils sont supposés connus à partir des équations 5 et 6.

Dans le cas de J signaux, la combinaison d'informations avec la méthode du Logarithm Opinion Pool donne les tests d'hypothèses suivants :

$$\sup_{\{\underline{r}^1\}} \left(\prod_{j=1}^J P_r(\underline{R}^1 = \underline{r}^1/\underline{Y}_j = \underline{y}_j; \underline{\theta}_j^1)^{\beta_j} \right) \stackrel{<H_0}{>H_1} \quad (7)$$

$$\sup_{\{\underline{r}^0\}} \left(\prod_{j=1}^J P_r(\underline{R}^0 = \underline{r}^0/\underline{Y}_j = \underline{y}_j; \underline{\theta}_j^0)^{\beta_j} \right)$$

Où β_j sont les coefficients de pondération et \underline{y}_j le signal j . Avec cette formulation, nous pouvons définir différents tests pour des valeurs de β_j . Par exemple si un signal est décroché, la valeur de β_j associée sera fixée très petite de manière à amoindrir ses effets lors de la poursuite et à l'inverse si un signal n'est pas décroché, les valeurs des coefficients permettront de considérer cette mesure.

4 SYSTÈME DE FUSION PONDÉRÉE

4.1 Fusion centralisée

Définissons à l'aide de l'expression 7, le test de fusion centralisée. Le théorème de Bayes nous donne :

$$\sup_{\{\underline{r}^1\}} \left\{ \prod_{j=1}^J (h_j(\underline{y}_j/\underline{r}^1; \underline{\theta}_j^1) f(\underline{\theta}_j^1) \pi_j(\underline{r}^1))^{\beta_j} \right\} \stackrel{<H_0}{>H_1} \quad (8)$$

$$\sup_{\{\underline{r}^0\}} \left\{ \prod_{j=1}^J (h_j(\underline{y}_j/\underline{r}^0; \underline{\theta}_j^0) f(\underline{\theta}_j^0) \pi_j(\underline{r}^0))^{\beta_j} \right\}$$

où :

h_j sont les lois de probabilité a posteriori des signaux j ,

$\pi_j(\underline{r}^i)$ sont les lois a priori des configurations de rupture, \underline{r}^i associée à l'hypothèse H_i et au signal j , $i \in \{0, 1\}$,

$f(\underline{\theta}_j)$ est la loi a priori pour les paramètres statistiques θ_j . Elle est supposée uniforme pour toutes les valeurs de $\underline{\theta}_j$.

En prenant le logarithme de l'expression précédente, nous pouvons écrire le critère de décision :

$$\sup_{\{\underline{r}^1\}} \left\{ \sum_{j=1}^J \beta_j \cdot (\ln(h_j(\underline{y}_j/\underline{r}^1; \underline{\theta}_j^1)) + \ln(\pi_j(\underline{r}^1))) \right\} \stackrel{<H_0}{>H_1} \quad (9)$$

$$\sup_{\{\underline{r}^0\}} \left\{ \sum_{j=1}^J \beta_j \cdot (\ln(h_j(\underline{y}_j/\underline{r}^0; \underline{\theta}_j^0)) + \ln(\pi_j(\underline{r}^0))) \right\}$$

Posons $\lambda_j = \frac{\pi_j(\underline{r}^0)}{\pi_j(\underline{r}^1)}$, nous avons alors :

$$\sup_{\{\underline{r}^1, \underline{r}^0\}} \left\{ \sum_{j=1}^J \beta_j \cdot (\ln(h_j(\underline{y}_j/\underline{r}^1; \underline{\theta}_j^1)) - \ln(h_j(\underline{y}_j/\underline{r}^0; \underline{\theta}_j^0))) \right\} \stackrel{<H_0}{>H_1} \sum_{j=1}^J \beta_j \cdot \ln(\lambda_j) \quad (10)$$

où \underline{r}^i la configuration de rupture associée à l'hypothèse H^i est la même pour tous les signaux.

4.2 Fusion décentralisée

Dans le cas décentralisé, nous considérons différentes configurations de rupture pour chaque signal. L'estimation de \underline{x}_j est supposée indépendante sur chaque signal. Soit :

$$\sum_{j=1}^J \left\{ \sup_{\{\underline{x}_j^1, \underline{x}_j^0\}} (\beta_j \cdot (\ln(h_j(\underline{y}_j/\underline{x}_j^1; \underline{\theta}_j^1)) - \ln(h_j(\underline{y}_j/\underline{x}_j^0; \underline{\theta}_j^0)))) \right\} \stackrel{H_0}{<} \sum_{j=1}^J \beta_j \cdot \ln(\lambda_j) \stackrel{H_1}{>} \quad (11)$$

4.3 Fusion hybride

Dans la méthode de fusion hybride que nous proposons, nous combinons les décisions des systèmes de fusion centralisée et de fusion décentralisée. Les seuils associés aux méthodes de fusion centralisée et décentralisée ainsi que la règle de combinaison sont choisis de manière à maximiser le critère de Neyman-Pearson. Pour définir la règle de décision de chaque méthode de fusion, nous utilisons une optimisation élément par élément. Nous recherchons alors la règle de décision qui maximise le Lagrangien L , défini dans ce cas par :

$$L = P_D - \prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} (P_F - \alpha) \quad (12)$$

où P_D est la probabilité de détection c'est à dire la probabilité de détecter une rupture de stationnarité lorsqu'il y a bien présence d'une rupture de stationnarité. P_F est la probabilité de fausse-alarme c'est à dire la probabilité de détecter une rupture de stationnarité lorsqu'il n'y en a pas.

Considérons ici le cas de N détecteurs locaux, soit le nombre de système de fusion, et un détecteur de fusion global qui combine les décisions locales. $u_i = j$ est la décision de l'hypothèse H_j par le détecteur i . $u_0 = j$ est la décision globale du système de fusion. Nous avons :

$$\begin{aligned} P_F &= P(u_0 = 1/H_0) \\ &= \sum_u P(u_0 = 1/u)P(u/H_0) \end{aligned} \quad (13)$$

Où u est la combinaison de toutes les détections. Nous avons alors :

$$\begin{aligned} L &= P_D - \left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) (P_F - \alpha) \\ &= P_D - \left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) P_F + \alpha \left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) \end{aligned} \quad (14)$$

avec :

$$\begin{aligned} L &= \sum_u P(u_0 = 1/u)P(u/H_1) - \\ &\left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) \left(\sum_u P(u_0 = 1/u)P(u/H_0) \right) - \alpha \end{aligned} \quad (15)$$

et :

$$\begin{aligned} L &= \left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) \alpha \\ &+ \sum_u P(u_0 = 1/u) [P(u/H_1) - \left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) P(u/H_0)] \end{aligned} \quad (16)$$

Nous utilisons une optimisation élément par élément, et nous obtenons :

$$\begin{aligned} L &= \left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) \alpha \\ &+ \sum_{u^k} P(u_0 = 1/u_k = 0, u^k) \cdot \\ &[P(u_k = 0, u^k/H_1) - \left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) P(u_k = 0, u^k/H_0)] \\ &+ \sum_{u^k} P(u_0 = 1/u_k = 1, u^k) \cdot \\ &[P(u_k = 1, u^k/H_1) - \left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) P(u_k = 1, u^k/H_0)] \end{aligned} \quad (17)$$

où, $u^k = (u_1, \dots, u_{k-1}, u_{k+1}, \dots, u_N)^T$. Dans notre cas où les mesures sont corrélées nous avons :

$$\begin{aligned} &P(u_1, u_2, \dots, u_N/H_1) \\ &= P(u_1/H_1) \prod_{j=2}^N P(u_j/u_1, u_2, \dots, u_{j-1}, H_1) \end{aligned} \quad (18)$$

Donc :

$$\begin{aligned} &P(u_k = 0, u^k/H_1) \\ &= P(u_1/H_1) \prod_{j=2, j \neq k}^N [P(u_j/u_1, \dots, u_{j-1}, H_1) \\ &\cdot P(u_k = 0/u_1, \dots, u_{k-1}, H_1)] \end{aligned} \quad (19)$$

Soit :

$$\begin{aligned} &P'(u^k/H_1) \\ &= P(u_1/H_1) \prod_{j=2, j \neq k}^N P(u_j/u_1, \dots, u_{j-1}, H_1) \\ &\neq P(u^k/H_1) \end{aligned} \quad (20)$$

Comme u_k ne dépend pas de H_i , nous pouvons écrire :

$$\begin{aligned} &P(u_k = 1/u_1, \dots, u_{k-1}, H_i) \\ &= \int_{y_k} P(u_k = 1/u_1, \dots, u_{k-1}, y_k) P(y_k/H_i) dy_k \end{aligned} \quad (21)$$

Donc :

$$\begin{aligned} L &= C^k \\ &+ \int_{y_k} P(u_k = 1/u_1, \dots, u_{k-1}, y_k) [C_1^k P(y_k/H_1) \\ &- \left(\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j} \right) C_0^k P(y_k/H_0)] dy_k \end{aligned} \quad (22)$$

avec :

$$C^k = (\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j}) \alpha + \sum_{u^k} P(u_0 = 1/u_k = 0, u^k) [P'(u^k/H_1) - (\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j}) P'(u^k/H_0)] \quad (23)$$

et :

$$C_i^k = \sum_{u^k} [P(u_0 = 1/u_k = 1, u^k) - P(u_0 = 1/u_k = 0, u^k)] P'(u^k/H_1) \quad (24)$$

C^k est indépendant de la règle de décision associée au détecteur k , alors L est maximum quand l'intégrale de l'expression 22 est maximum. Nous avons :

$$P(u_k = 1/u_1, \dots, u_{k-1}, y_k) = 0, \text{ si} \quad (25) \\ C_1^k P(y_k/H_1) - (\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j}) C_0^k P(y_k/H_0) < 0$$

et :

$$P(u_k = 1/u_1, \dots, u_{k-1}, y_k) = 1, \text{ si} \\ C_1^k P(y_k/H_1) - (\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j}) C_0^k P(y_k/H_0) > 0 \quad (26)$$

La règle de décision pour le détecteur k est donnée par :

$$\frac{P(y_k/H_1)}{P(y_k/H_0)} \underset{> H_1}{\overset{\leq H_0}{<}} \lambda_k' \quad (27)$$

avec :

$$\lambda_k' = (\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j}) \frac{C_0^k}{C_1^k} \quad (28)$$

Nous considérons ici le cas de notre application, deux détecteurs (la décision provient des deux méthodes de fusion) et les règles de fusion ET et OU. Posons λ_1 la valeur du seuil pour la fusion centralisée et λ_2 la valeur du seuil pour le critère de fusion distribuée :

$$\lambda_1' = (\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j}) \frac{P f_2}{P d_2} \quad (29)$$

et :

$$\lambda_2' = (\prod_{j=1}^J \lambda_j^{\beta_j}) \frac{P f_1^1}{P d_1^1} \quad (30)$$

Où $P d_1^1$ est la probabilité de détecter avec la méthode de fusion centralisée lorsque nous avons détecté avec la méthode de fusion décentralisée.

Pour la fusion hybride ET nous avons :

$$\lambda_1' \frac{P f_1^1}{P d_1^1} = \lambda_2' \frac{P f_2}{P d_2} \quad (31)$$

Pour la fusion hybride OU :

$$\lambda_1' \frac{P f_2 - P f_1^0}{P d_2 - P d_1^0} = \lambda_2' \frac{1 - P f_2}{1 - P d_2} \quad (32)$$

Avec λ_1' le seuil pour la fusion centralisée et λ_2' le seuil pour la fusion décentralisée.

Nous observons dans nos expérimentations que nous obtenons de meilleures performances pour la règle de fusion ET par rapport à la fusion OU. Nous utiliserons alors la règle ET pour la suite de nos expérimentations.

5 EXPÉRIMENTATIONS

Nous présentons plusieurs expérimentations dans le but de mesurer les performances de la méthode proposée dans le cas de brouillage ou de décrochage du signal L2. Le code sur L2 est supposé d'une plus grande fréquence que L1. Cette fréquence sera alors amenée à décrocher plus facilement.

5.1 Définition des poids

Quand L2 est décrochée, la valeur de la corrélation est proche de zéro et nous avons alors $E[D_{\tau_k}] = 0$ et $\sigma_{d_{\tau_k}}^2 = 8$. Nous montrons sur la figure 2 la probabilité de détecter un décrochage quand L2 est décrochée en fonction de la probabilité de détecter un décrochage quand L2 ne l'est pas (courbe COR : caractéristique opératoire du récepteur, probabilité de détection en fonction de la probabilité de fausse-alarme). La puissance des signaux est fixée à 40 dB.Hz. Les mesures sont effectuées sur des fenêtres de 20 échantillons et chaque échantillon est fourni toutes les ms.

Nous choisissons le seuil de manière à obtenir une probabilité de détection de décrochage de un. Les performances de la poursuite seront au moins aussi bonnes que les performances obtenues avec la fréquence porteuse L1. En effet, dans le cas d'un décrochage sur L2, nous affectons la valeur $\beta_1 = 1$ et $\beta_2 = 0$ qui indique que nous réalisons la détection seulement sur L1. De la même manière, si L1 décroche, nous affectons $\beta_1 = 0$ et $\beta_2 = 1$ et lorsque les deux fréquences sont accrochées, nous réalisons la fusion hybride en affectant $\beta_1 = 0.5$ et $\beta_2 = 0.5$.

5.2 Application à la poursuite du signal GPS (cas statique)

Dans ces simulations, la poursuite du signal GPS est réalisée dans un contexte réaliste. Nous simulons un récepteur fixe avec une position connue et une évolution réelle de 8 satellites. Nous fournissons une position toutes les ms durant 2s. La fréquence d'échantillonnage est fixée à 20.46 MHz et la fréquence de code de L1 est 1.023 MHz contre 10.23 MHz pour L2. La puissance des signaux reçue est fixée pour la simulation à 40 dB.Hz pour chaque satellite.

Sur la figure 3, 4, 5, 6, nous reportons par des ronds les mesures obtenues sur la fréquence L1 et par des étoiles celles de L2. Nous pouvons remarquer que sur la figure 3 nous obtenons de meilleurs résultats avec L2. Cependant des décrochages sur deux satellites sont apparus durant la

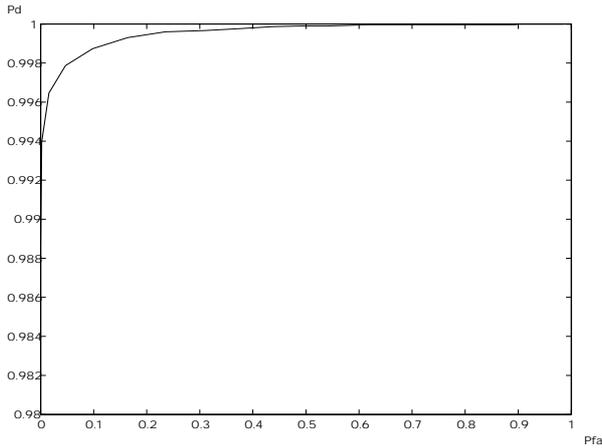


FIG. 2 – Courbe COR de la détection de décrochage

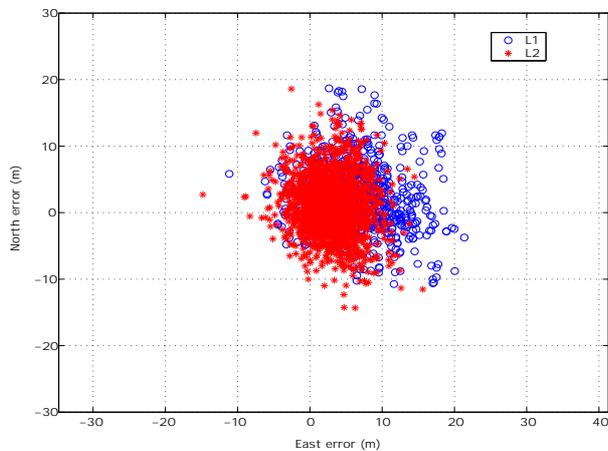


FIG. 3 – Mesures sur L1 et L2

simulation. Nous obtenons de meilleurs résultats avec la fusion hybride figure 4 mais un satellite est décroché pendant la simulation. Pour la fusion hybride pondérée figure 5, nous obtenons des résultats encore meilleurs et les signaux restent constamment accrochés. Sur la figure 6, Nous présentons les résultats obtenus pour la fusion hybride quand L2 est brouillée, c'est-à-dire quand la puissance sur la fréquence chute. Dans cet exemple, le C/N_0 pour L2 est fixé à 20 dB.Hz et les résultats que nous obtenons sont similaires avec les résultats que nous obtenons avec L1 seul.

Nous reportons tableau 1 les mesures de l'erreur quadratique moyenne en mètre sur X (erreur de position est) et sur Y (erreur de position nord) pour chacune des méthodes ainsi que la valeur de l'excentricité. L'excentricité est la distance entre la position moyenne et la position réelle. Nous pouvons remarquer que la méthode proposée offre de meilleures performances pour ce critère.

5.3 Application à la poursuite du signal GPS (cas dynamique)

Pour ces simulations, nous réalisons la poursuite de code dans un contexte dynamique réaliste. Nous considérons les positions d'un récepteur dynamique, une constella-

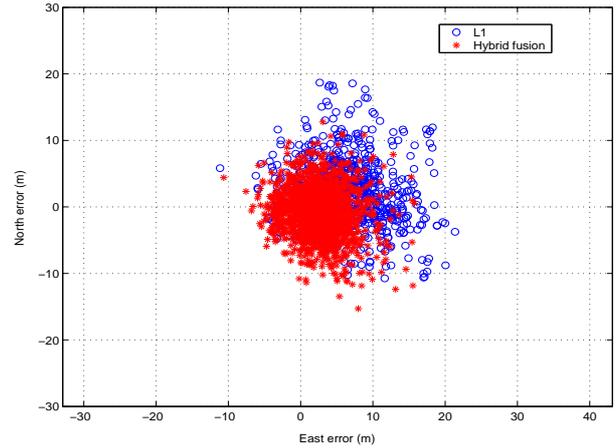


FIG. 4 – Mesures de la fusion Hybride

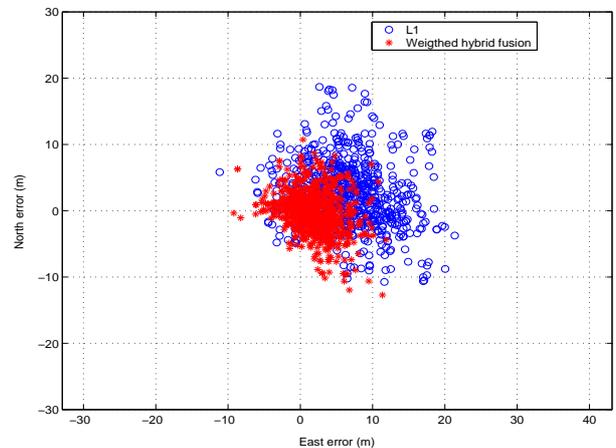


FIG. 5 – Mesures de la fusion hybride pondérée

tion de 8 satellites, et un HDOP (Dilution de Précision Horizontale) de 1 durant l'expérimentation. Le récepteur a une vitesse de 100 m/s avec une trajectoire changeante durant 2s. Les mesures sont fournies toutes les ms. Les caractéristiques des signaux sont les mêmes que pour l'expérimentation précédente. Nous représentons figure 7 les erreurs de positions sur X et Y pour la trajectoire du récepteur représentée figure 8. Les trajectoires affichées figure 8 sont obtenues après filtrage des données GPS avec un filtre de Kalman de navigation. Cette expérimentation montre que la fusion hybride pondérée offre de biens meilleurs résultats par rapport à la fusion hybride simple. Il est intéressant de noter que dans le cas de la fusion hybride simple, un satellite a été décroché durant cette simulation tandis que tous les satellites restaient accrochés dans le cas de la fusion hybride pondérée.

Nous reportons tableau 2 les mêmes mesures que dans le tableau précédent pour le cas dynamique. Nous voyons que la fusion hybride pondérée offre les meilleures mesures dans ce contexte.

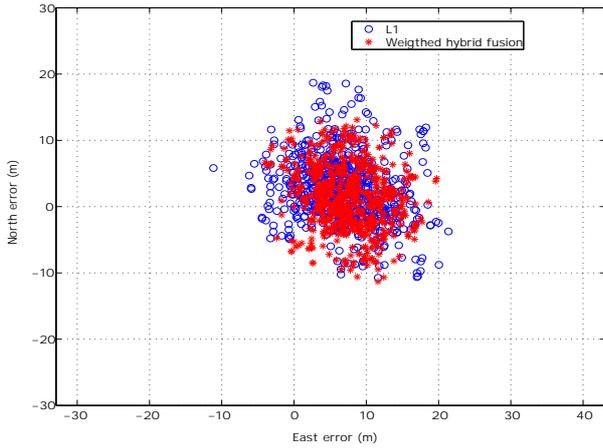


FIG. 6 – Mesures de la fusion hybride pondérée en présence de brouillage

TAB. 1 – Erreur quadratique moyenne en mètres dans un cas statique

	Sur X	Sur Y	Excentricité
L1	8.25	5.64	7.19
L2	4.36	4.59	3.1
Hybride	4.06	3.69	2.62
Hybride pondérée	3.03	2.72	1.70
Hybride pondérée avec brouillage	8.40	5.12	7.43

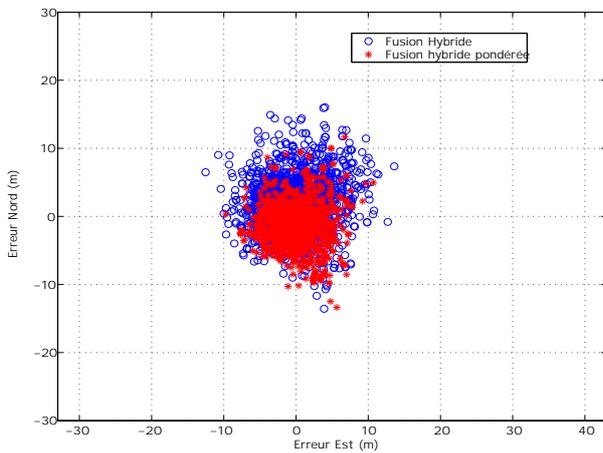


FIG. 7 – Mesures sur L1 et L2

TAB. 2 – Erreur quadratique moyenne en mètres dans un cas dynamique

	Sur X	Sur Y	Excentricité
Hybride	3.67	4.25	1.72
Hybride pondérée	2.88	3.15	1.04

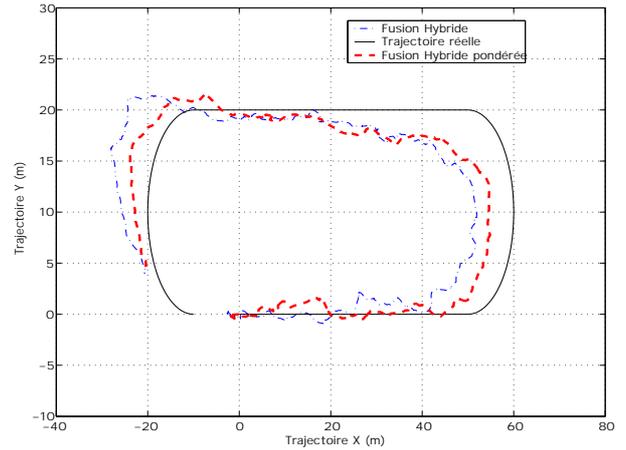


FIG. 8 – Mesures de la fusion Hybride

6 CONCLUSION

Le but de ce travail est de réaliser un système de fusion de détection pour la poursuite de différents signaux GPS à fréquences différentes. Il s'agit de détection de rupture de stationnarité dans la mesure d'un estimateur de retard de signaux. Nous proposons une méthode de fusion hybride pondérée inspirée de la méthode du Logarithm Opinion Pool. L'introduction de poids dans le système de fusion hybride accroît la robustesse en présence de décrochages de signaux. De plus, le fait d'hybrider les systèmes de fusion centralisée et décentralisée permet de traiter le cas de signaux désynchronisés. Nous montrons dans les expérimentations sur des signaux GPS synthétiques L1 et L2 que notre méthode de fusion augmente la précision et la robustesse. Les perspectives de ce travail portent sur la généralisation de la méthode pour plus de deux fréquences et l'application de la méthode sur les futurs signaux GALILEO.

BIBLIOGRAPHIE

- [Azimi-Sadjadi, 2002] Azimi-Sadjadi B. et Krishnaprasad P., Change detection for nonlinear systems : A particle filtering approach. *Proceedings of 2002 American Control Conference*, Anchorage, Alaska, USA.
- [Benediktsson, 1997] Benediktsson J. A. et Sveinsson J. R., Hybrid consensus theoretic classification. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote sensing*, 35(4) :833–843.
- [Chen, 2002] Chen B. et Varshney P., A bayesian sampling approach to decision fusion using hierarchical models. *IEEE Transactions on signal processing*, 50(8) :1809–1818.
- [Chen, 1998] Chen J. et Ansari N., Adaptive fusion of correlated local decisions. *IEEE Transactions On Systems, Man, And Cybernetics - Part C : Applications And Reviews*, 28(2) :276–281.
- [Genest, 1990] Genest C. et McConway K. J., Allocating the weights in the linear opinion pool. *Journal of Forecasting*, 9 :53–73.

- [Leick, 1995] Leick A., *GPS Satellite Surveying*. John Wiley and Sons publication.
- [Nikiforov, 1995] Nikiforov I. et Basseville M., *Detection of Arupt Changes : Theory and Application*. Prentice-Hall, Inc.
- [Rao, 2001] Rao N., On fusers that perfor better than best sensor. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 23(8) :904–909.
- [Tornqvist, 2004] Tornqvist D., Gustafsson F. et Klein I., Glr tests for fault detection over sliding data windows. *Department of Electrical Engineering, Linköping University*.
- [Varshney, 1996] Varshney P. K., *Distributed detection and data fusion*. Springer.
- [Willett, 2000] Willett P., Swaszek P. et Blum R. S., The good, bad, and ugly : Distributed detection of a known signal in dependent gaussian noise. *IEEE Transactions On Signal Processing*, 48(12) :3266–3279.
- [Willsky, 1976] Willsky A. et Jones H., A generalized likelihood ratio approach to the detection and estimation of jumps in linear systems. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 21 :108–112.
- [Yan, 2000] Yan Q. et Blum R. S., On some unresolved issues in finding optimum distributed detection schemes. *IEEE Transactions On Signal Processing*, 48(12) :3280–3288.