



Comité National Français de Radioélectricité Scientifique

Section française de l'

Union Radio Scientifique Internationale

Siège social : Académie des Sciences, Quai de Conti – Paris

JOURNÉES SCIENTIFIQUES DU CNFRS

" VERS DES RADIOCOMMUNICATIONS RECONFIGURABLES ET COGNITIVES "

PARIS, LES 28 ET 29 MARS 2006

Radio Cognitive: Méthodes de détection des bandes libres

Mohamed Ghozzi^{1,2}, François Marx¹, Jacques Palicot²

¹ France Télécom R&D, 28 Chemin du Vieux Chêne, 38243 Meylan Cedex, France

E-mail : {mohamed.ghozzi, francois.marx@francetelecom.com}

² Supélec – Campus de Rennes, Avenue de la Boulaie, 35511 Cesson-Sévigné Cedex, France

E-mail: jacques.palicot@supelec.fr

Résumé

Par opposition aux systèmes actuels où l'allocation de spectre est statique, les terminaux radio cognitive de demain pourront chercher et utiliser de manière dynamique des fréquences pour l'accès au réseau en détectant les bandes libres du spectre radio. Dans ce papier, nous nous intéressons aux différentes méthodes de détection d'un signal noyé dans le bruit en précisant leurs avantages et leurs inconvénients. Ensuite, une méthode de détection cyclostationnaire dite détection multi-cycles sera proposée. Pour illustrer notre propos, nous appliquerons ces méthodes à la détection des canaux libres sur les bandes de télévision (TV).

Mots clés : radio cognitive, accès opportuniste, radiomètre, cyclostationnaire.

Introduction

Le terme radio cognitive, défini par J. Mitola [1], a été récemment repris par la FCC [2] pour définir une classe de terminaux qui ont la faculté de modifier leurs paramètres de transmission par rapport à leur environnement.

Le nombre croissant des services de télécommunication et l'augmentation en débit demandent des ressources spectrales de plus en plus importantes : l'objectif des terminaux cognitifs est d'obtenir de manière autonome et dynamique des fréquences radio pour accéder au réseau.

Dans la majorité des cas (mais en excluant le cas important des bandes ISM) , l'accès au spectre se fait par l'attribution d'une licence à un utilisateur que nous appellerons primaire dans la suite.

Des utilisateurs secondaires peuvent néanmoins accéder de façon opportuniste aux parties du spectre détenues par les utilisateurs primaires lorsque ceux-ci ne les utilisent pas et leur en donne l'accord. Cependant, les utilisateurs secondaires n'étant pas prioritaires, sont tenus de respecter des garanties allant de la non interférence jusqu'à la libération du spectre dès que les utilisateurs primaires en auront besoin. Un des défis à relever dans un tel système est la détection des bandes de fréquences libres dans le spectre radio.

Dans la littérature, on trouve plusieurs définitions d'une bande de fréquence libre [2], [3]. Nous considérons qu'une bande de fréquence est libre lorsque le signal radio filtré sur cette bande est seulement composé du bruit (thermique). Dans le cas contraire, ce signal sera constitué d'un nombre inconnu mais non nul de signaux de télécommunication en plus du bruit. Ceci est un problème de détection binaire des signaux que l'on reformule comme un problème de test d'hypothèses. Deux hypothèses sont possibles H_0 et H_1 :

$$\begin{aligned}
H_0 & : x(t) = n(t) \\
H_1 & : x(t) = s(t) + n(t)
\end{aligned} \tag{1}$$

La résolution de ce problème largement abordé dans le passé, dépend du degré de connaissance que l'on dispose sur le bruit ou/et le signal. Si l'on considère un bruit stationnaire blanc gaussien et si l'on dispose d'une connaissance suffisante sur le signal, alors on peut envisager l'utilisation du filtrage adapté [4] à la forme du signal attendu. Toutefois, ne connaissant rien du signal attendu, ce procédé n'est donc pas envisageable ici. Nous préférons avoir recours à un détecteur énergétique (radiomètre) [5] qui a l'avantage de n'exiger aucune connaissance du signal à détecter tout en supposant connu la variance du bruit. Dans de telles conditions, les résultats obtenus sont satisfaisants [6]. Toutefois, la qualité de détection se dégrade fortement [6], [7] avec la diminution de la précision sur l'estimation de la variance du bruit.

La principale difficulté de cette détection est d'obtenir une bonne estimation de la variance du bruit en raison du caractère non coopératif de l'accès opportuniste.

Comme le signal recherché est du type télécom, une alternative intéressante consiste à choisir un modèle cyclostationnaire [8] plutôt qu'un modèle stationnaire du signal. Ce modèle est d'autant plus intéressant lorsque le bruit est du type stationnaire. Le problème de détection de (1) se résume à un test de présence du caractère cyclostationnaire du signal testé. Plusieurs articles [10], [11], [12] et notamment [9] proposent différents tests sur une fréquence cyclique donnée. Tester la présence d'un signal quelconque de fréquence cyclique inconnue dans un intervalle donné nécessite de répéter l'un de ces tests autant de fois que la longueur de l'intervalle l'exige.

Dans ce papier, nous présentons une technique de détection *multi-cycles* permettant de tester en une seule étape un ensemble de fréquences cycliques. Ceci s'avère intéressant lorsque les harmoniques d'une fréquence cyclique fondamentale (connue) sont présents puisqu'elles participent à l'amélioration des performances de détection par rapport au test d'une seule fréquence. De plus, la possibilité de détecter un signal cyclostationnaire de fréquence cyclique inconnue est conditionnée par la longueur du segment de données.

Cette technique de détection *multi-cycle* est appliquée dans le cas de détection des canaux libres sur les bandes TV et les résultats sont comparés au cas de détection énergétique.

1. Modèles statistiques pour la détection :

Soit $x(t)$ un processus aléatoire à valeurs dans \mathbb{R} et de moyenne nulle. $x(t)$ est dit cyclostationnaire à l'ordre n_0 si et seulement si ces propriétés statistiques à l'ordre n_0 sont fonctions périodiques du temps. En particulier pour $n_0 = 2$, le processus est dit cyclostationnaire au sens large et vérifie:

$$c_{xx}(t, \tau) = E(x(t)x(t+\tau)) = c_{xx}(t+T, \tau) \tag{2}$$

le paramètre T représente une période cyclique.

Si le processus $x(t)$ est stationnaire alors ses propriétés statistiques seront indépendantes du temps.

Dans le cas d'une modélisation cyclostationnaire, la fonction de covariance $c_{xx}(t, \tau)$ se développe selon la variable t en séries de Fourier :

$$c_{xx}(t, \tau) = c_{xx}(\tau) + \sum_{\alpha \in \Psi} C_{xx}(\alpha, \tau) e^{i2\pi\alpha t} \tag{3}$$

avec

$$C_{xx}(\alpha, \tau) = \lim_{Z \rightarrow \infty} \frac{1}{Z} \int_{-Z/2}^{Z/2} c_{xx}(t, \tau) e^{-i2\pi\alpha t} dt \tag{4}$$

La somme (3) est faite sur les harmoniques des fréquences fondamentales, déterminées par les périodes de $c_{xx}(t, \tau)$. Ces fréquences fondamentales représentent soit des fréquences porteuses, des fréquences débits ou des intervalles de garde dans le signal, etc. Le paramètre α est dit fréquence cyclique, Ψ est l'ensemble des fréquences cycliques et $C_{xx}(\alpha, \tau)$ est appelé fonction de covariance cyclique. Dans le cas d'un processus stationnaire, Ψ est réduit à l'ensemble vide.

On définit le spectre cyclique par la transformée de Fourier de la covariance cyclique selon la variable τ :

$$S_{xx}(\alpha, f) = \int C_{xx}(\alpha, \tau) e^{-i2\pi f\tau} d\tau \quad (5)$$

Pour $\tau = 0$, le spectre cyclique représente la densité spectrale de puissance connue des processus stationnaires.

Considérons un signal de télécommunication en bande de base :

$$x(t) = \sum_k s_k q(t - kT_s - t_0) \quad (6)$$

Avec

- $\{s_k\}_{k \in \mathbb{Z}}$: symboles I.I.d. et à valeurs dans \mathbb{C} ,
- $q(t)$: fonction de mise en forme,
- T_s : période symbole,
- t_0 : phase à l'origine dans $[0, T_s[$.

Le calcul de la covariance de $x(t)$ donne:

$$\begin{aligned} c_{xx}(t, \tau) &= E \left\{ \sum_{k, k'} s_k s_{k'} q(t - kT_s - t_0) q(t - k'T_s - t_0 - \tau) \right\} \\ &= \sum_k \sigma_s E \{ q(t - kT_s - t_0) q(t - kT_s - t_0 - \tau) \} \end{aligned} \quad (7)$$

Si on suppose t_0 fixe et inconnu alors $c_{xx}(t, \tau)$ devient: $c_{xx}(t, \tau) = \sum_k \sigma_s q(t - kT_s - t_0) q(t - kT_s - t_0 - \tau)$

et $c_{xx}(t + T_s, \tau) = c_{xx}(t, \tau)$.

$x(t)$ correspond à un signal cyclostationnaire de période cyclique égale à T_s . Par contre si on considère que t_0 est une variable aléatoire uniformément répartie sur l'intervalle $[0, T_s[$ alors $c_{xx}(t, \tau) = c_{xx}(\tau)$ indépendante de t et le signal $x(t)$ est une réalisation d'un processus aléatoire stationnaire.

2. Méthode énergétique

La détection énergétique ou radiomètre repose sur un modèle stationnaire et déterministe du signal noyé dans un bruit stationnaire blanc gaussien et de densité spectrale mono-latérale σ_0 connue.

Un diagramme simplifié du radiomètre est donné par la figure suivante:

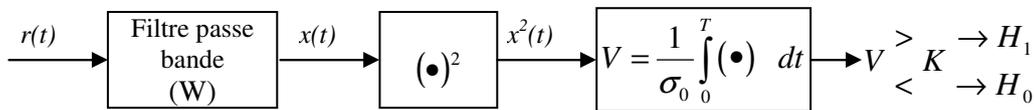


Fig. 1: schéma bloc d'un détecteur radiomètre.

On démontre [5] que le test statistique V suit une loi chi-deux (χ^2) à $2TW$ degrés de liberté. Sous l'hypothèse H_0 , cette loi est centrée alors que sous H_1 elle est non centrée avec un paramètre de non centralisation λ égale à E_s/σ_0 , E_s étant l'énergie du signal $s(t)$.

Pour TW de plus en plus grand, la statistique V tend à être une variable gaussienne [6]. Dans la figure 2 on trace pour différentes valeurs de P_{fa} , le rapport signal à bruit RSB (E_s/σ_0) minimum requis pour la détection en fonction de TW .

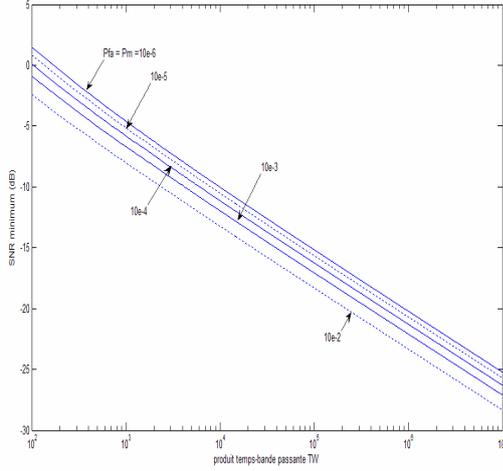


Fig. 2 : RSB minimum requis: bruit connu.

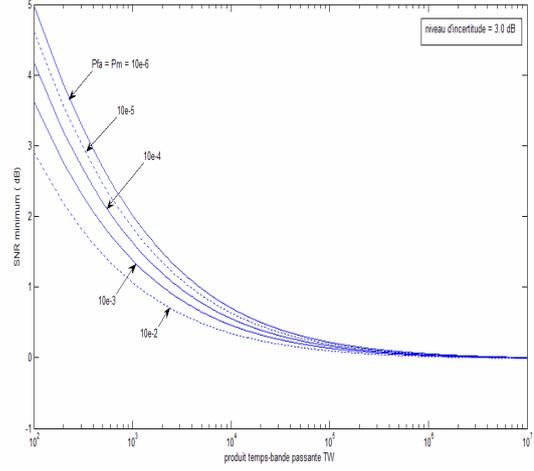


Fig. 3 : RSB minimum requis: bruit non certain; $U=3$ dB.

Ce résultat théorique montre que le radiomètre peut détecter un faible signal dans le bruit. Cependant ce résultat suppose une connaissance précise du niveau de bruit σ_0 . Dans le cas contraire, par exemple $(1 - \varepsilon_1)\sigma_0 \leq \hat{\sigma}_0 \leq (1 + \varepsilon_2)\sigma_0$, les performances du radiomètre se dégradent [6] même lorsqu'on augmente indéfiniment TW comme le montre le tracé théorique de la figure 3. On définit U par :

$$U = 10 \log_{10} \left[\frac{1 + \varepsilon_2}{1 - \varepsilon_1} \right] \quad (8)$$

[13], [14] donnent des exemples de distributions de la statistique V lorsque le signal recherché est du type modulation d'amplitude ou ayant subit l'influence d'un canal du type Rayleigh, Rice ou multi-trajets.

Dans les systèmes de télécommunication actuels, des estimateurs de canal permettent au terminal d'évaluer les propriétés du canal et le niveau de bruit grâce à la connaissance d'une portion de trame émise. Pour les systèmes radio cognitive, il n'est plus possible d'avoir accès à la nature du signal émis des canaux testés, rendant impossible l'estimation de canal. D'où le besoin d'avoir des techniques de test indépendantes de la connaissance du niveau de bruit.

3. Méthode cyclostationnaire

Le choix du modèle cyclostationnaire du signal conduit la recherche d'une bande de fréquences libre à un problème de test d'hypothèse sur le signal radio $x(t)$:

sous H_0 $x(t)$ est du type stationnaire et la bande est considérée comme libre

sous H_1 $x(t)$ est du type cyclostationnaire et la bande est considérée comme occupée

Ceci se traduit, non plus par la détection d'un signal dans le bruit, mais plutôt par un test de cyclostationnarité conduisant ainsi à rendre la solution indépendante de la connaissance sur le bruit.

Dans [9], un test statistique permet de vérifier la présence de cycles dans le signal testé. Bien que les performances soient bonnes, ce test nécessite de connaître à l'avance les fréquences cycliques susceptibles d'être présentes dans le signal. Dans le cas contraire, la détection d'un signal cyclostationnaire devra s'effectuer fréquence par fréquence sur un ensemble important de fréquences cycliques. A partir de ce test *mono-cycle*, nous en présentons une extension visant à tester simultanément un ensemble de plus en plus important de fréquences cycliques. En effet, plus le nombre d'échantillons dans un segment de données est important plus l'ensemble de fréquences cycliques testées est grand et plus les performances de détection sont bonnes. Nous faisons référence à ce test comme un test *multi-cycles*.

3.1 test *multi-cycles*

La fonction de covariance (3) s'exprime en fonction de la variable t sous la forme:

$$c_{xx}(t, \alpha) = CC + CPP \quad (9)$$

$c_{xx}(t, \alpha)$ est la somme de deux composantes où $CC = c_{xx}(\tau)$ correspond à la partie continue de $c_{xx}(t, \alpha)$. La deuxième composante $CPP = \sum_{\alpha \in \psi} C_{xx}(\alpha, \tau) e^{i2\pi\alpha t}$ correspond à la partie de $c_{xx}(t, \alpha)$ qui est (poly)périodique en fonction du temps.

Suivant les deux hypothèses H_0 et H_1 , la composante CC existe alors que la composante CPP est nulle seulement pour H_0 .

On définit $\bar{c}_{xx}(t, \tau) = c_{xx}(t, \tau) - c_{xx}(\tau)$. Le test d'hypothèse sur $x(t)$ donné par (1) devient un test d'hypothèse sur $\bar{c}_{xx}(t, \tau)$:

$$\begin{aligned} H_0 : \quad & \bar{c}_{xx}(t, \tau) = 0 \\ H_1 : \quad & \bar{c}_{xx}(t, \tau) \neq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

Soit $x(n)$ la version échantillonnée de $x(t)$ et T_e la période d'échantillonnage. On estime la covariance $c_{xx}(t, \tau)$ à l'aide de l'expression suivante [8]:

$$\hat{c}_{xx}^{(S)}(n, \tau) = \frac{1}{S} \sum_{s=0}^{S-1} x(n+sN)x(n+sN+\tau) \quad (11)$$

$n \in [0, N-1]$

où N est une période quelconque et $(S.N + \tau)$ le nombre total d'échantillons. Cette estimation est d'autant plus proche de la vraie valeur de $c_{xx}(t, \tau)$ que S est grand.

Intuitivement, pour une valeur N donnée, la fonction de covariance est correctement estimée pour tout processus cyclostationnaire de période cyclique égale à N/k avec k un entier non nul. Autrement dit, comme pour le développement en séries de Fourier de cette estimation (3), l'ensemble ψ désigne :

$$\psi = \left\{ \frac{1}{N} \leq T_e \cdot \alpha < 1 ; \quad \text{où} \quad \alpha = \frac{k}{N.T_e}; k \in \mathbb{N} \right\} \quad (12)$$

Plus la longueur d'un segment d'échantillons N est grande, plus l'ensemble ψ est important, d'où l'intérêt d'optimiser le choix du paramètre N dans la conception du détecteur *multi-cycles*.

Pour $x(n)$ vérifiant les hypothèses suivantes:

A1. $x(n)$ est une réalisation d'un processus aléatoire $X(n)$ à moyenne nulle et qui est soit stationnaire, soit cyclostationnaire de période cyclique dans l'ensemble $\left\{ N, \frac{N}{2}, \dots, \frac{N}{N-1} \right\}$,

A2. $\sum_{\xi_1, \dots, \xi_m = -\infty}^{\infty} \sup_n |\xi_l \text{cum}\{X(n), X(n+\xi_1), \dots, X(n+\xi_m)\}| < \infty$, $l \in \{1, \dots, m\}$,

A3. $X(n)$ est a -dépendant et $N \gg a$.

On démontre que l'estimateur est non biaisé, asymptotiquement consistant et tend vers une loi gaussienne. Sa covariance est donnée par :

$$\begin{aligned} \text{Cov}\{\hat{c}_{xx}^{(S)}(n, \tau), \hat{c}_{xx}^{(S)}(m, \gamma)\} &= \frac{1}{S} \text{Cov}\{z^{n, \tau}(s), z^{m, \gamma}(s)\} \\ &= \frac{1}{S^2} \sum_{s=0}^{S-1} z^{n, \tau}(s) z^{m, \gamma}(s) \end{aligned} \quad (13)$$

où

$$z^{n,\tau}(s) = x(n + sN)x(n + sN + \tau) \quad \text{et} \quad z^{m,\gamma}(s) = x(m + sN)x(m + sN + \gamma) \quad (14)$$

La deuxième hypothèse est dite condition de mélange [15]. Elle stipule que les échantillons du signal $x(n)$ temporellement bien séparés, sont également approximativement indépendants. Cette hypothèse est renforcée par le respect de la troisième condition qui ne constitue pas une contrainte. En effet N sera ou pourra être choisi grand pour améliorer la détectabilité.

La seule connaissance de l'estimation de $\bar{c}_{xx}(t, \tau)$ ne nous permet pas d'avoir un $\hat{c}_{xx}^{(S)}(n, \tau)$ exactement nul même sous l'hypothèse de la stationnarité de $x(n)$. Ainsi, il convient de mettre (8) sous la forme:

$$\hat{c}_{xx}^{(S)}(n, \tau) = \bar{c}_{xx}(n, \tau) + \varepsilon_{xx}^{(S)}(n, \tau) \quad (15)$$

où $\varepsilon_{xx}^{(S)}(n, \tau)$ représente l'erreur d'estimation qui s'annule asymptotiquement ($S \rightarrow \infty$) et $\bar{c}_{xx}(n, \tau)$ représente asymptotiquement la vraie valeur de $\hat{c}_{xx}^{(S)}(t, \tau)$. Il est donc plus judicieux de réécrire (10) de la manière suivante :

$$\begin{aligned} H_0 : \quad & \hat{c}_{xx}^{(S)}(n, \tau) = \varepsilon_{xx}^{(S)}(n, \tau) \\ H_1 : \quad & \hat{c}_{xx}^{(S)}(n, \tau) = \bar{c}_{xx}(n, \tau) + \varepsilon_{xx}^{(S)}(n, \tau) \end{aligned} \quad (16)$$

Comme $\bar{c}_{xx}(n, \tau)$ est non aléatoire, alors la distribution de $\hat{c}_{xx}^{(S)}(t, \tau)$ sous H_0 et H_1 diffère uniquement sur la moyenne. Par conséquent le test d'hypothèse (16) est asymptotiquement équivalent à un test de nullité de la moyenne inconnue d'une variable aléatoire normale (gaussienne) à plusieurs dimensions.

Algorithme

- pour une valeur du retard τ donnée, on calcule à partir de (11) et sur un ensemble d'instant: $0, T_e, \dots, (q-1)T_e$; $q \leq N$ le vecteur :

$$\hat{c}_{xx}^{(S)} \triangleq [\hat{c}_{xx}^{(S)}(0, \tau), \dots, \hat{c}_{xx}^{(S)}(q-1, \tau)]. \quad (17)$$

- duquel on soustrait sa moyenne pour former $\hat{c}_{xx}^{(S)}$.
- on calcule la matrice de covariance (13).
- on calcule la valeur du test statistique ℓ :

$$\ell = S \cdot \hat{c}_{xx}^{(S)} \cdot \hat{\Sigma}^{-1} \cdot \hat{c}_{xx}^{(S)'} \quad (18)$$

l'apostrophe signifie la transposition.

- Sous H_0 , ℓ a la distribution suivante :

$$\ell \sim \chi_q^2 \quad \text{lorsque } S \rightarrow \infty \quad (19)$$

avec \sim qui désigne la convergence en distribution et χ_q^2 la distribution chi-deux centrée à q degrés de liberté.

- Sous l'hypothèse H_1

$$\sqrt{S} \cdot (\hat{c}_{xx}^{(S)} \cdot \hat{\Sigma}^{-1} \cdot \hat{c}_{xx}^{(S)'} - \bar{c}_{xx} \cdot \Sigma^{-1} \cdot \bar{c}_{xx}') \sim N(0, 4\bar{c}_{xx} \cdot \Sigma^{-1} \cdot \bar{c}_{xx}') \quad \text{lorsque } S \rightarrow \infty \quad (20)$$

- Pour une P_{fa} donnée, et en utilisant les tables de la loi χ_q^2 à q degrés de liberté on détermine le seuil Γ tel que $P_{fa} = \Pr\{\chi^2 \geq \Gamma\}$.
- Si $\ell \geq \Gamma$ alors $x(n)$ est considéré comme cyclostationnaire, et dans le cas contraire $x(n)$ est considéré comme non cyclostationnaire sur les fréquences cycliques de l'ensemble ψ .

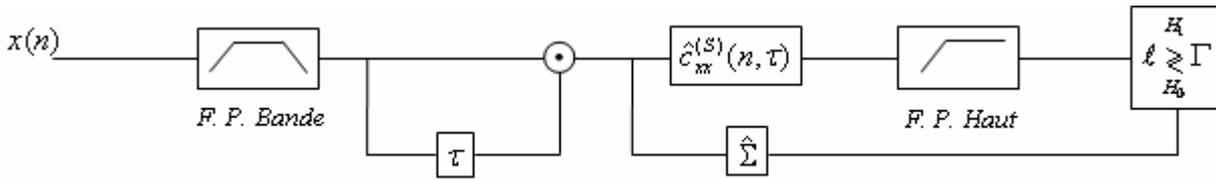


Fig. 4: schéma bloc du détecteur *multi-cycles*.

La figure 4 présente un schéma de réalisation de cette méthode.

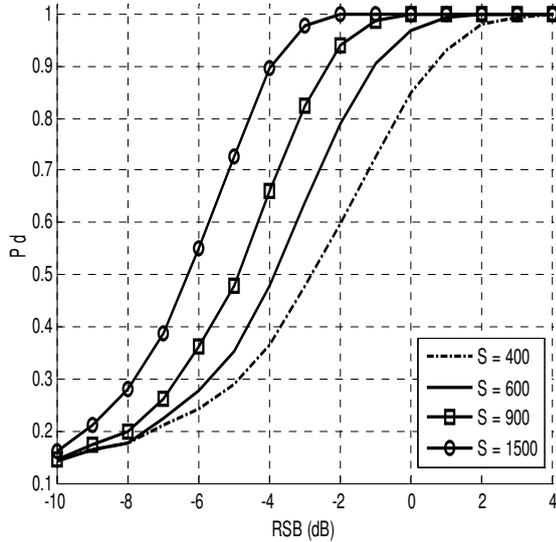


Fig. 5: $P_d = f(SNR)$ pour $\beta = 0.5$ et $\tau = 0$.

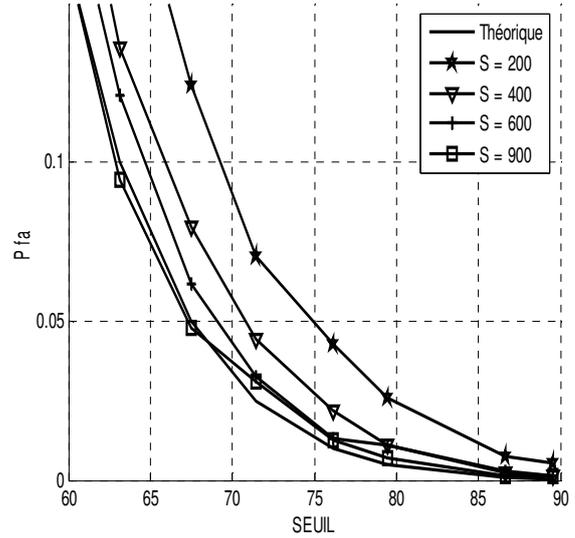


Fig. 6: $P_{fa} = f(SEUIL)$.

3.2 Simulations

Dans cette partie, on étudie les performances du test *multi-cycles*. Pour cela, on suppose que le signal d'intérêt à détecter est du type MDP4 (QPSK) et est noyé dans un bruit gaussien de variance inconnue. Ce signal est filtré par un cosinus surélevé de coefficient de retombé (roll-off) β . On suppose connue la période symbole N_s du signal qui est également la période cyclique dans le signal.

Pour une P_{fa} de 0,05, La figure 5 montre la probabilité de détection (P_d) de la méthode proposée en fonction RSB pour différentes valeurs du paramètre S défini dans (11). Ce paramètre S correspond au nombre de symboles puisque la longueur N de chaque segment est égale à la période symbole.

La figure 6 donne la variation de P_{fa} en fonction du *Seuil de détection* pour différentes valeurs de S . Pour $S = 400$, la probabilité de détection obtenue peut dans certain cas être satisfaisante. Cependant, la P_{fa} obtenue reste élevée par rapport à la P_{fa} théorique en raison du caractère asymptotique de l'estimateur qui tend vers sa vraie valeur (11). Ainsi pour $S = 900$, la P_{fa} obtenue se confond bien avec la P_{fa} théorique permettant pour un seuil donné de calculer théoriquement la P_{fa} réelle sans besoin de la déterminer par simulation.

Les tracés des figures 5 et 6 sont résumés dans un même graphe appelé courbes opérationnelles de réception (COR) et donné à la figure 7.

La figure 8 montre que la valeur de β , facteur de retombé du filtre, influe sur les performances de détection de la méthode proposée. En effet, plus β est grand, plus l'excès de bande par rapport à la bande de Nyquist

$\left[-\frac{1}{2N_s T_e}; \frac{1}{2N_s T_e} \right]$ est important. Ceci se traduit, dans le développement en série de Fourier de la fonction

de covariance, par la présence d'une raie à la fréquence cyclique fondamentale ($\frac{1}{T_s}$) de plus en plus nette et intense. Par conséquent, la probabilité de détection est de plus en plus élevée. Dans le cas particulier de non filtrage, $\beta = 1$, ce développement en série de Fourier contient en plus des raies aux harmoniques de la fréquence cyclique fondamentale. Ceci profite à la méthode proposée d'autant plus qu'elle est conçue pour détecter plusieurs cycles à la fois. Ce cas de figure correspond bien au cas de test de présence de signaux de télévision (TV) analogique et numérique comme il sera précisé au paragraphe suivant.

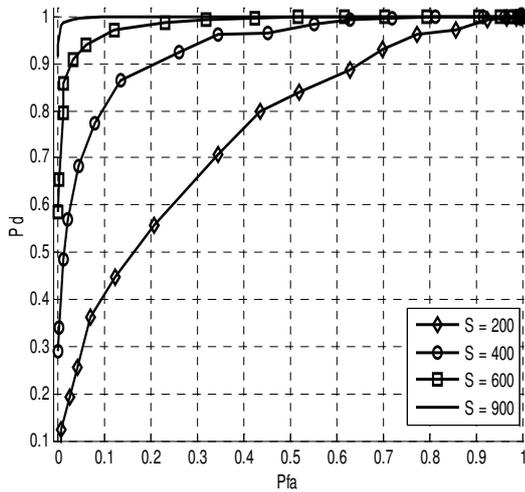


Fig. 7: $P_d = f(P_{fa})$ pour $RSB = 0$ dB, $\beta = 0.5$ et $\tau = 0$.

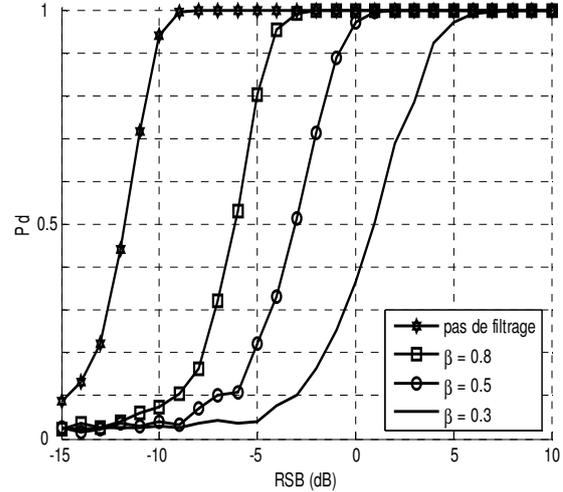


Fig. 8 : $P_d = f(SNR)$ pour $S = 512$ et $\tau = 0$.

4. Détection des canaux libres sur la bande TV :

La détection des canaux libres sur la bande TV se révèle primordiale depuis que la FCC a autorisé aux terminaux radio cognitive d'opérer sur cette bande [16]. On s'intéresse aux systèmes de télévision suivants: SECAM, PAL, NTSC, DVBT; et on détermine les fréquences cycliques dans le signal TV pour chaque système.

Dans le cas des systèmes de télévision analogiques [17], l'information de luminance bien qu'aléatoire dans le temps, présente (figure 9) des tops de synchronisation ligne au rythme d'un top tout les $T_L = 64\mu s$ ($63,5 \mu s$ pour le système NTSC). Cette information module l'amplitude d'une porteuse. Bien que la bande latérale inférieure du signal vidéo soit partiellement supprimée (voir figure 10), le caractère cyclostationnaire de ce signal persiste. De plus, dans le développement en série de Fourier de la covariance, on visualise la fréquence cyclique fondamentale ($15625 \text{ Hz} = 1/64$) et ces harmoniques.

Dans le cas du standard DVBT [18], on utilise une modulation multi-porteuses (OFDM). L'insertion d'un intervalle de garde donne au signal un caractère cyclostationnaire avec une période cyclique égale à la période symbole dans le signal. Par exemple, en mode 2K et pour une largeur du canal égale à 8 MHz, on obtient [18]:

Longueur utile du symbole T_u (μs)	224			
Intervalle de garde Δ/T_u	1/4	1/8	1/16	1/32
Période cyclique (μs)	280	252	238	231

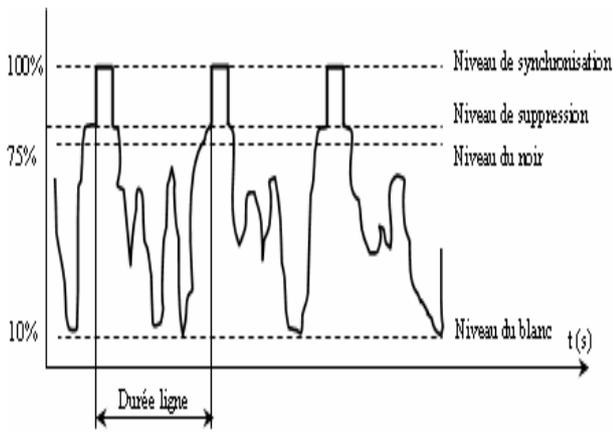


Fig. 9: Signal vidéo composite en modulation négative [17]

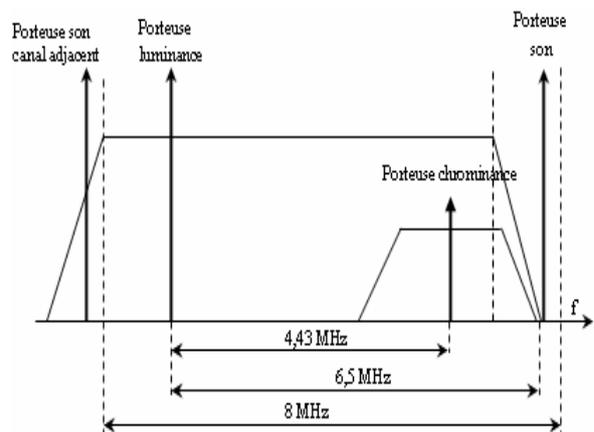


Fig. 10: Spectre de fréquences du canal TV couleur signal de TV analogique (normes L et L') [17]

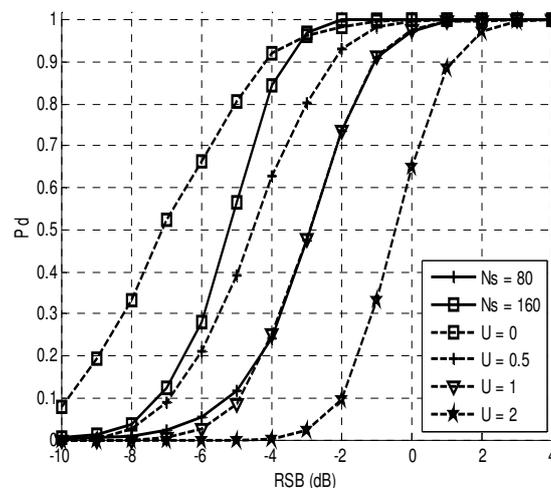


Fig. 11 : $P_d = f(SNR)$. Détection du signal de TV numérique par le radiomètre et par le détecteur *multi-cycles*.

Comme pour la télévision analogique, le développement en séries de Fourier de la covariance du signal OFDM présente des pics à la fréquence cyclique fondamentale (inverse de la période cyclique) et à ses harmoniques. Pour une détection à faible *RSB*, la méthode de détection *multi-cycles* proposée sera avantagée par la présence de plusieurs cycles dans le signal. La Figure 11 montre la détection de la méthode proposée dans le cas d'un signal bruité du type OFDM de période cyclique égale à 280 μ s. Les résultats obtenus sont comparés à la méthode radiomètre dont la variance du bruit n'est connue qu'à une erreur près désignée par *U*. On observe que plus on augmente le nombre de symboles OFDM utilisés dans le calcul du test statistique, désigné par N_s ici, meilleures seront les performances de détection de la méthode *multi-cycles*. Ces performances restent insensibles aux variations du niveau du bruit contrairement au radiomètre qui nécessite une connaissance précise du niveau de bruit.

Conclusion

Dans un plan d'accès du type opportuniste au spectre radio, un terminal radio cognitive aura nécessairement besoin de moyens de plus en plus sophistiqués pour la détection de bandes libres. Dans ce papier, nous avons proposé une méthode de détection qui repose sur le modèle cyclostationnaire du signal radio. Cette méthode dite détecteur *multi-cycles* repose sur une estimation de la fonction de covariance du signal reçu. Elle permet également de tester plusieurs fréquences cycliques à la fois. Pour une fréquence cyclique fondamentale connue et des harmoniques existantes, les performances de détection deviennent meilleures que pour un test sur une seule fréquence cyclique. De plus, ceci rend possible la détection d'un signal dont on ignore sa fréquence cyclique. Pour cela il suffit d'augmenter la durée du segment de données utilisé dans le calcul de la fonction de corrélation. Les premières simulations de cette méthode pour la détection de canaux libres sur la bande TV s'avèrent encourageantes par rapport à une simple détection énergétique. Par la suite, des simulations plus poussées seront entreprises dans le but de confirmer les résultats obtenus. Un démonstrateur mettant en œuvre ces algorithmes est également envisagé.

Références bibliographiques

- [1] J. Mitola, *Cognitive Radio : an Integrated Agent architecture for Software Defined Radio*, Dissertation, Royale Institute of Technology, 2000.
- [2] Federal Communications Commission (FCC); *Facilitating Opportunities for Flexible, Efficient, and Reliable Spectrum Use Employing Cognitive radio technologies*; ET Docket No. 03-108, March 2005.
- [3] S. Haykin, *Cognitive Radio : Brain-Empowered Wireless Communications*, IEEE Journal on Selected Area in Communications, Vol. 23, No. 5, pp. 201 – 220, Feb. 2005.
- [4] H. L. Van Trees, *Detection, Estimation, and Modulation Theory, Part I*, Wiley, 1967.
- [5] H. Urkowitz, *Energy detection of unknown deterministic signals*, Proceeding of the IEEE, Vol. 55, No. 4, pp. 523-531, Apr. 1967.
- [6] A. Sonnenschein et P. M. Fishman, *Radiometric detection of spread-spectrum signals in noise of uncertain power*, IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, Vol. 28, No. 3, July 1992.
- [7] K. V. Cai, V. Phan et R. J. O'Connor, *Energy Detector Performance in a Noise Fluctuating Channel*, IEEE Military Communications Conference, Vol. 1, pp. 85 – 89, Oct. 1989.
- [8] W. A Gardner, *Statistical Spectral Analysis: A Nonprobabilistic Theory*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey, 1988.
- [9] A. V. Dandawaté et G.B. Giannakis, *Statistical tests for presence of cyclostationarity*, IEEE Transactions on Signal Processing, Vol. 42, Issue 9, Sept. 1994, pp 2355-2369.
- [10] W. A. Gardner et G. Zivanovic, *Degrees of cyclostationary and their application to signal detection and estimation*, Signal Processing, Vol. 22, No. 3, March 1991.
- [11] H. L. Hurd et N. L. Gerr, *Graphical methods for determining the presence of periodic correlation*, Journal of Time Series Analysis, Vol. 12, No. 4, p. 337 – 350, 1991.
- [12] J. Wang, T. Chen et B. Huang, *Cyclo-period estimation for discrete-time cyclo-stationary signals*, IEEE Transaction on Signal Processing, Vol. 54, No. 1, p. 83 – 94, Jan. 2006.
- [13] V. I. Kostylev, *Energy detection of a Signal with Random Amplitude*, IEEE International Conference on Communications, Vol. 3, pp. 1606 – 1610, April 2002.
- [14] F. F. Digham, M. –S. Alouini et M. K. Simon, *On the Energy Detection of Unknown signals over Fading Channels*, in Proc. IEEE Int. Conf. on Commun. (ICC'03), May 2003.
- [15] A. V. Dandawaté et G. B. Giannakis, *Asymptotic theory of mixed time averages and kth-order cyclic-moment and cumulant statistics*, IEEE Transactions on Informations Theory, Vol. 41, No. 1, p. 216 – 232, Jan. 1995.
- [16] Federal Communications Commission; *Notice of proposed Rule Making, In the matter of unlicensed operation in the TV broadcast bands, Additional spectrum for unlicensed devices below 900 MHz and in the 3 GHz band*, ET Docket No. 04-186 and ET Docket No. 02-380, May 2004.
- [17] R. Besson, *Cours de Télévision Moderne*, SECF Edition Radio, Paris, 1980.
- [18] ETSI EN 300 744, *Digital Video Broadcasting (DVB); Framing structure, channel coding and modulation for digital terrestrial television*.