

Estimation aveugle du taux d'activité temps-fréquence des signaux OFDMA

François-Xavier SOCHELEAU¹, Sébastien HOUCKE¹, Abdeldjalil AÏSSA-EL-BEY¹

¹INSTITUT TELECOM; TELECOM Bretagne, UMR CNRS 3192 Lab-STICC,
Université européenne de Bretagne, France

Technopôle Brest Iroise-CS 83818, 29238 Brest Cedex, France

{fx.socheleau,sebastien.houcke,abdeldjalil.aissaelbey}@telecom-bretagne.eu

Résumé – En parallèle du déploiement de nouveaux services mobiles, il y a une volonté émergente de vouloir fournir aux utilisateurs un accès sans fil omniprésent. Ceci peut être rendu possible par le développement de terminaux à interface multiple tirant profit de la coexistence de réseaux hétérogènes complémentaires tels que 3G(LTE), WiMAX, Wifi etc. De tels terminaux décident de passer d'une interface de connexion à l'autre en fonction de la valeur de diverses métriques telles que la qualité du signal reçu ou de la charge du trafic réseau. Dans cet article, nous nous intéressons aux réseaux OFDMA dont la charge est directement dépendante du taux d'allocation des slots temps-fréquence. Nous proposons une méthode peu coûteuse d'estimation de ce taux basée sur une mesure de vraisemblance sur le signal reçu. L'algorithme, testé sur des signaux simulés de type WiMAX dans un canal sélectif en temps et fréquence, offre une erreur quadratique moyenne normalisée comprise entre -30dB et -15dB pour un SNR moyen de 10dB.

Abstract – In parallel to the deployment of new mobile services, there is an emerging trend to provide users with ubiquitous wireless access. This can be made possible by developing multi-interface terminals that take advantage of the coexistence of complementary heterogeneous networks such as 3G(LTE), WiMAX, Wifi etc. Such terminals decide to switch from one connection interface to another by measuring various metrics such as signal quality or network traffic load. In this paper, we focus on OFDMA networks where the traffic load is directly dependent on the time-frequency slot activity rate. We propose to estimate this rate thanks to a low complexity method based on a likelihood measure applied on the received signal. The algorithm, assessed on WiMAX signals evolving in a doubly dispersive channel, offers a normalised mean square error included between -30dB and -15dB for an average SNR of 10dB.

1 Introduction

Afin d'améliorer la qualité de service proposée aux utilisateurs de réseaux sans fils en terme de bande passante et de couverture, il est aujourd'hui envisagé le développement de systèmes de communications capables d'évoluer dans un environnement hybride constitué de réseaux hétérogènes. Ainsi, on peut prévoir à terme qu'un terminal mobile intégrant les technologies de la radio logicielle et/ou cognitive [1], sera en mesure de passer de manière autonome d'une interface de communication Wifi par exemple à une interface WiMAX ou 3GPP/LTE tout en maintenant ces connexions réseaux et la qualité de service exigée par les applications des couches hautes. Le changement automatique d'interface hétérogène de communication est ce qu'on appelle le « handover » ou « handoff » vertical. Contrairement au handover horizontal entre deux stations de bases utilisant la même technologie, les métriques de puissance ne sont pas pertinentes pour déclencher le handoff vertical. On préfère dans ce contexte des métriques signal basées sur la bande passante effective (ou « throughput »). Comme expliqué dans [2], cette bande passante effective s'estime à partir du débit et du taux d'erreur paquet qui peuvent être déduits du SINR (Signal to Interference plus Noise Ratio), ainsi qu'à partir du taux d'allocation des canaux physiques de la cellule qui est un

indicateur de la charge réseau.

Dans cet article, nous nous intéressons à l'estimation passive de ce taux d'allocation de canaux physiques pour les réseaux OFDMA (Orthogonal Frequency Division Multiple Access) [3] de type WiMAX ou 3GPP/LTE. Seule l'estimation passive est pertinente car nous cherchons à savoir « a priori » si un réseau répond au besoin de bande passante effective et non a posteriori après avoir consommé du temps et de la puissance pour s'être connecté au réseau. Plusieurs scénarios d'estimation passive sont envisageables.

1. Lecture de l'information du taux d'allocation des canaux physiques dans un canal logique. Ceci est possible si le protocole prévoit de transmettre en clair cette information dans une trame descendante. C'est le cas du WiMAX par exemple qui utilisent les messages *Dl map* et *UL map* pour diffuser cette information [4]. On notera que cette lecture, dans les cas où elle est possible, peut être coûteuse en temps et en ressources de calcul. En effet, elle impose au terminal qui écoute l'activité des réseaux environnants d'intercepter chaque préambule de trame pour pouvoir se synchroniser. Si le terminal doit surveiller beaucoup de bandes de fréquences ceci peut prendre beaucoup de temps. De plus, la lecture de l'information du taux d'allocation de canaux physiques im-

pose de démoduler et décoder le signal ce qui est coûteux en ressources de calcul et par conséquent en puissance consommée.

2. Estimation aveugle du taux d'allocation des canaux physiques. Dans le cas où ce taux n'est pas transmis en clair et/ou par soucis d'économie de temps et d'énergie il est possible d'estimer celui-ci par détection du nombre de slots temps-fréquence actifs sur la durée du signal analysée.

A notre connaissance, aucune méthode non-supervisée d'estimation du taux d'activité temps-fréquence de signaux OFDMA n'a été proposée à ce jour. Seules des algorithmes aveugles de dénombrement de sous-porteuses OFDM ont été présentés [5]. Dans la suite de l'article nous proposons une méthode très simple mais efficace, basée sur une mesure de vraisemblance, d'estimation aveugle du taux d'activité temps-fréquence de signaux OFDMA. La section 2 présente le modèle de signal OFDMA. L'algorithme d'estimation est détaillé à la section 3. Les performances de l'estimateur sont évaluées à la section 4. Finalement, la section 5 conclue l'article.

2 Modèle

Supposons qu'un symbole OFDMA soit constitué de N sous-porteuses, le signal discret en bande de base à l'émission s'écrit

$$x(m) = \sqrt{\frac{E_s}{N}} \sum_{k \in Z} \sum_{n=0}^{N-1} \varepsilon_{k,n} a_{k,n} e^{2i\pi \frac{n}{N}(m-D-k(N+D))} \cdot g(m-k(N+D)), \quad (1)$$

où E_s est la puissance du signal et $a_{k,n}$ sont les symboles de données transmis à la sous-porteuse n du k -ième bloc OFDM. Ces symboles de données sont supposés centrés, indépendants, identiquement distribués (i.i.d) et de variance unitaire. D est la longueur du préfixe cyclique et $m \mapsto g(m)$ est le filtre de mise en forme rectangulaire. $\varepsilon_{k,n}$ représente une séquence i.i.d de variables aléatoires à valeurs dans $\{0, 1\}$ exprimant l'absence ou la présence d'activité signal dans le slot temps-fréquence (k, n) .

Soit $\{h(l)\}_{l=0, \dots, L}$ la réponse impulsionnelle discrète du canal de propagation de longueur $L+1$ avec $L+1 < D$ tel que $h(l) \sim \mathcal{CN}(0, \sigma_h^2(l))$. Le signal reçu est alors exprimé comme

$$y(m) = \sum_{l=0}^L h(l)x(m-l) + w(m), \quad (2)$$

où $w(m)$ le bruit additif blanc gaussien défini comme $w(m) \sim \mathcal{CN}(0, \sigma_w^2)$. On suppose ici le signal synchronisé en temps et en fréquence avec l'émetteur. En fonction des applications visées, cette synchronisation pourra être effectuée à l'aide du préambule de trame ou avec des méthodes aveugles comme celles présentées dans [6] et [7]. On suppose aussi que la variance du bruit est connue ou estimée là aussi à l'aide de méthodes aveugles du type [8].

3 Algorithme d'estimation

Le problème d'estimation du taux d'activité temps-fréquence revient à détecter les slots actifs de ceux qui ne le sont pas. Intuitivement, en considérant que σ_w est connu, on peut envisager d'utiliser des structures de détecteurs classiques pour réaliser cette estimation. Ce taux peut être vu comme une estimée de la probabilité d'activité d'un slot, par exemple :

$$\hat{P}(\{\varepsilon_{k,n} = 1\}) = \frac{\sum_{k,n} I(|Y_{k,n}|^2 > g(\sigma_w))}{MN} \quad (3)$$

où $I(A)$ est la fonction indicatrice de n'importe quel événement A , $g(\sigma_w)$ est une fonction de seuillage, MN représente la taille de la fenêtre d'observation et $Y_{k,n}$ est l'observation du signal au slot (k, n) tel que

$$Y_{k,n} \triangleq \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{m=0}^{N-1} y[k(N+D) + D + m] e^{-2i\pi \frac{nm}{N}}. \quad (4)$$

Le problème de l'estimateur donné par l'Eq. (3) est que la fonction de seuillage $g(\sigma_w)$ s'exprime habituellement en fonction d'un seuil dont le choix impacte fortement les performances (cf. section 4). Pour nous affranchir de cette contrainte, nous proposons ici une méthode alternative séquentielle par 2 étapes :

1. Tri des slots $Y_{k,n}$ à partir d'un critère de vraisemblance. Connaissant la densité de probabilité (d.d.p) du bruit, l'idée est de trier les $Y_{k,n}$ en fonction de leur probabilité d'être des slots constitués de bruit uniquement.
2. Minimisation d'une fonction de coût. Une fois les $Y_{k,n}$ triés, on cherche un point de rupture dans cet ensemble ordonné permettant de séparer les slots de signal plus bruit et les slots de bruit seul.

Ces deux étapes sont détaillées dans la suite de la section.

3.1 Tri des slots $Y_{k,n}$

Soit \mathcal{E} l'ensemble des slots observés défini comme

$$\mathcal{E} = \bigcup_{k,n} Y_{k,n}, \quad k \in \{0, 1, \dots, M-1\} \text{ et } n \in \{0, 1, \dots, N-1\}. \quad (5)$$

On définit la relation d'ordre \mathcal{R} comme

$$(x, y) \in \mathcal{E}^2 | f(x) \leq f(y) \quad (6)$$

où $f(x)$ est la densité de probabilité du bruit donnée par

$$f(x) = \frac{1}{\pi \sigma_w^2} e^{-|x|^2 / \sigma_w^2}. \quad (7)$$

$(\mathcal{E}, \mathcal{R})$ constitue alors l'ensemble ordonné des $Y_{k,n}$ triés par leur probabilité croissante d'être des slots constitués de bruit uniquement. On notera que $(\mathcal{E}, \mathcal{R})$ est équivalent au tri par énergie décroissante des $Y_{k,n}$. Les éléments qui constituent cet ensemble sont notés

$$(\mathcal{E}, \mathcal{R}) = \{\bar{Y}_0, \bar{Y}_1, \dots, \bar{Y}_{MN-1}\}. \quad (8)$$

3.2 Point de rupture

Une fois les slots ordonnés, on propose de travailler sur les sous-ensembles $(\mathcal{E}_u, \mathcal{R}) = \{\bar{Y}_u, \bar{Y}_{u+1}, \dots, \bar{Y}_{MN-1}\}$ et de détecter le premier u pour lequel $(\mathcal{E}_u, \mathcal{R})$ n'est constitué que de slots de bruit. L'approche consiste pour chaque $u \in \{0, 1, \dots, MN-1\}$, à estimer un paramètre $\hat{\theta}_u$ de la d.d.p $f(x)$ du bruit à partir des $(\mathcal{E}_u, \mathcal{R})$. Une fois ces $\hat{\theta}_u$ estimés, le point de rupture p_r est défini comme

$$p_r = \underset{u}{\operatorname{argmin}} (\hat{\theta}_u - \theta)^2. \quad (9)$$

Les $\bar{Y}_0, \bar{Y}_1, \dots, \bar{Y}_{p_r-1}$ sont alors considérés comme des slots de signal plus bruit et les $\bar{Y}_{p_r}, \bar{Y}_{p_r+1}, \dots, \bar{Y}_{MN-1}$ comme des slots de bruit seul. Il reste maintenant à choisir le paramètre θ à estimer ainsi que la méthode d'estimation associée. Les $Y_{k,n}$ étant le plus souvent centrés quelle que soit la valeur de $\varepsilon_{k,n}$, le choix qui s'impose pour θ est alors $\theta = \sigma_w$. Quant au choix de la méthode d'estimation, il va dépendre de 2 critères :

1. L'efficacité de l'estimateur. Si l'on note T l'estimateur de σ_w , son efficacité est définie par

$$e(T) = \frac{1/\mathcal{I}(\sigma_w)}{\operatorname{Var}[T]} \quad (10)$$

où $\mathcal{I}(\sigma_w)$ est l'information de Fisher. On cherche à avoir l'estimateur le plus efficace possible, à savoir que si $(\mathcal{E}_u, \mathcal{R})$ est constitué de slots de bruit uniquement, il faut que l'erreur quadratique d'estimation $(\hat{\sigma}_{w,u} - \sigma_w)^2$ soit la plus petite possible.

2. Robustesse. La robustesse traduit la résistance de l'estimation aux données aberrantes. Elle se mesure par la proportion d'observations incorrectes (arbitrairement larges) qu'un estimateur peut accepter avant de retourner des résultats eux aussi arbitrairement larges. Contrairement à ce qui est recherché habituellement, on s'intéresse ici aux estimateurs les moins robustes possibles. A savoir que si $(\mathcal{E}_u, \mathcal{R})$ contient au moins un slot de signal plus bruit, idéalement on cherche à avoir $(\hat{\sigma}_{w,u} - \sigma_w)^2$ le plus grand possible.

Le tableau ci-après donne l'efficacité et la robustesse de deux méthodes usuelles d'estimation de σ_w pour des variables aléatoires gaussiennes.

TAB. 1 – Propriétés des estimateurs de σ_w

	Max. de vrais.	MAD [9]
Efficacité	1	0.37
Robustesse	0	0.5

On remarque que l'estimateur du maximum de vraisemblance, exprimé dans notre cas comme

$$\hat{\sigma}_{w,u} = \sqrt{\frac{1}{MN-u} \sum_{\ell=u}^{MN-1} |\bar{Y}_\ell|^2} \quad (11)$$

est l'estimateur optimal au regard des critères d'efficacité et de robustesse fixés. Il a aussi l'avantage d'être le moins

coûteux en ressources de calcul. Par conséquent, le point de rupture s'écrit

$$p_r = \underset{u}{\operatorname{argmin}} \left(\sqrt{\frac{1}{MN-u} \sum_{\ell=u}^{MN-1} |\bar{Y}_\ell|^2} - \sigma_w \right)^2 \quad (12)$$

et le taux d'occupation spectrale est donné par

$$\hat{P}(\{\varepsilon_{k,n} = 1\}) = \frac{p_r}{MN}. \quad (13)$$

4 Simulations

Des signaux OFDMA de type Mobile WiMAX [4] sont considérés dans cette section. 512 sous-porteuses sont simulées et D est fixé à 128. L'allocation des slots temps-fréquence est supposée i.i.d. Le canal de propagation simulé est de la forme $\{h_k(l)\}_{l=0, \dots, L}$ avec un profil exponentiel décroissant $\mathbb{E}[|h_k(l)|^2] = G e^{-l/\mu}$ pour $l = 0, \dots, L$ et G est choisi tel que $\sum_{l=0}^L \mathbb{E}[|h_k(l)|^2] = 1$. μ est fixé à 32. On suppose que ce canal varie dans le temps avec un spectre Doppler de type Jakes et une fréquence Doppler maximale de 100Hz.

La figure 1 montre l'erreur quadratique moyenne normalisée (EQMN) de l'estimateur de taux d'activité temps-fréquence pour différents SNR. Pour trouver le point de rupture de l'Eq. (12), nous avons utilisé la connaissance parfaite ou l'estimée de σ_w présentée dans [10]. Les résultats indiquent que la méthode proposée est robuste aux erreurs d'estimation de σ_w et qu'elle est relativement peu dépendante du taux d'activité temps-fréquence effectif mais très sensible au SNR.

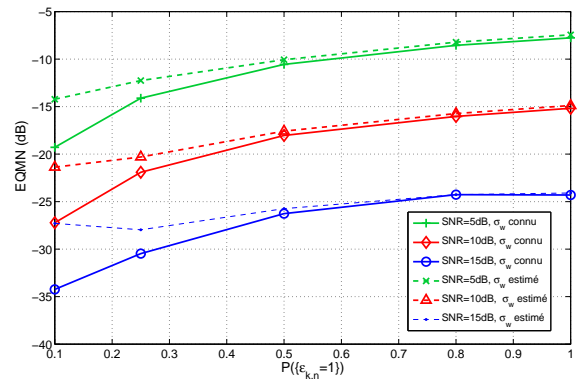


FIG. 1 – Erreur quadratique normalisée de l'estimateur de taux d'occupation spectrale pour différents SNR.

La figure 2 compare les performances de notre algorithme avec la méthode de détection classique TFAC à taux de fausse alarme (P_{fa}) constant pour un SNR de 10dB. Cette méthode fait l'hypothèse que $\varepsilon_{k,n} = 1$ lorsque

$$P_{fa} > e^{-\frac{|Y_{k,n}|^2}{\sigma_w^2}}.$$

Les résultats mettent en exergue les problèmes des techniques de détection à base de seuil. On observe très nettement que le choix du seuil fait varier fortement les performances contrairement à notre méthode qui offre des résultats mieux maîtrisés.

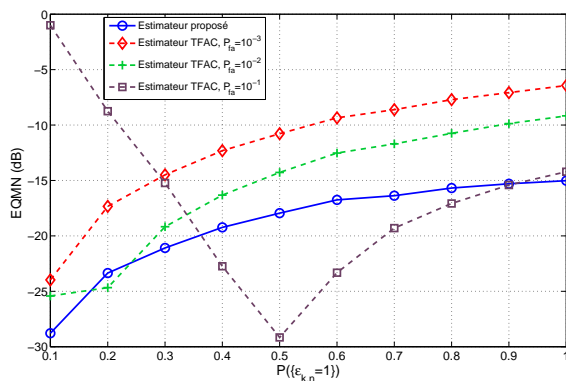


FIG. 2 – Comparaison de la méthode proposée avec une méthode de détection de type TFAC (SNR=10dB, σ_w^2 connu).

5 Conclusions

Une nouvelle méthode d'estimation aveugle du taux d'activité temps-fréquence des signaux OFDMA a été introduite dans cet article. La méthode proposée repose sur la connaissance de la densité de probabilité du bruit. Elle est peu coûteuse en ressources de calcul et n'est pas contrainte par le choix empirique d'un seuil de détection. Les simulations indiquent que l'estimateur est relativement peu sensible au taux d'activité temps-fréquence effectif et qu'il montre de bonnes performances pour un SNR moyen de 10dB.

Références

- [1] S. Haykin, "Cognitive radio : brain-empowered wireless communications," *IEEE Journal Sel. Areas in Comm.*, vol. 23, no. 2, pp. 201–220, Feb. 2005.
- [2] Z. Dai, R. Fracchia, J. Gosteau, P. Pellati, and G. Vivier, "Vertical Handover Criteria and Algorithm in IEEE802.11 and 802.16 Hybrid Networks," in *IEEE Int. Conf. On Communications*, May 2008.
- [3] H. Yin and S. Alamouti, "OFDMA : A Broadband Wireless Access Technology," in *IEEE Sarnoff Symposium*, Mar. 2006.
- [4] IEEE Std. 802.16, *Part 16 : Air Interface for Fixed and Mobile Broadband Wireless Access Systems, Amendment 2 : Physical and Medium Access Control Layers for Combined Fixed and Mobile Operations in License Bands and Corrigendum 1*, 2005.
- [5] W. Akmouche, E. Kerherve, and A. Quinquis, "OFDM spectral characterization : estimation of the bandwidth and the number of sub-carriers," in *IEEE Workshop on Statistical Signal and Array Processing*, Aug. 2000.
- [6] J. van de Beek, M. Sandell, and P.O. Borjesson, "ML estimation of time and frequency offset in OFDM systems," *IEEE Trans. on Signal Processing*, vol. 49, pp. 1800–1805, Jul. 1997.

- [7] B. Park, E. Ko, H. Cheon, C. Kang, and D. Hong, "A blind OFDM synchronization algorithm based on cyclic correlation," in *IEEE Globecom Conf.*, Nov. 2001, vol. 5, pp. 3116–3119.
- [8] F.-X. Socheleau, D. Pastor, and A. Aïssa-El-Bey, "Blind Noise Variance Estimation for OFDMA Signals," in *IEEE ICASSP*, Apr. 2009.
- [9] P. J. Rousseeuw and C. Croux, "Alternatives to the Median Absolute Deviation," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 88, no. 424, pp. 1273–1283, Dec. 1993.
- [10] F-X Socheleau, A. Aïssa-El-Bey, and S. Houcke, "Non Data-Aided SNR Estimation of OFDM Signals," *IEEE Communications Letters*, vol. 12, no. 11, Nov. 2008.