

## NEW SEMI-BLIND APPROACH TO OPTIMIZE TURBO DECODING FOR A CAUCHY $\alpha$ -STABLE IMPULSIVE NOISE CHANNEL

A. Chemsas<sup>\*1</sup>, Y. Labbi<sup>2</sup>, M. Hettiri<sup>1</sup>, S. Ghendir<sup>1</sup>, R. Ajgou<sup>1</sup>, H. Ghodbane<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Faculté de la technologie, Universitaire Echahid Hamma Lakhdar, El-Oued, Algérie

<sup>2</sup>LMSE, Université Mohamed Khider, Biskra

Received: 22 July 2017 / Accepted: 28 January 2018 / Published online: 01 May 2018

### ABSTRACT

Knowledge of the noise parameters that contaminate the signal sent is very important for many communication systems. In this work, we propose a new method to estimate the dispersion parameter of a symmetric  $\alpha$ -stable impulse noise (S $\alpha$ S) of Cauchy, from the received signal only at the iterative decoder (turbo decoder). This method is based on the FLOS (Fractional Lower Order Statistics) and the probability that binds the received signal and the signal sent in BPSK modulation (Binary Phase Shift Keying). The results obtained, in terms of RMSE (Root Mean Square Error) and BER (Bit Error Rate) show the precision and the efficiency of our approach.

**Keywords:** Cauchy impulse noise S $\alpha$ S, dispersion parameter, FLOS, RMSE, BER.

Author Correspondence, e-mail: [chemsadoct@yahoo.fr](mailto:chemsadoct@yahoo.fr)

doi: <http://dx.doi.org/10.4314/jfas.v10i2.6>

### 1. INTRODUCTION

Différentes méthodes ont été proposées dans la littérature pour estimer les paramètres  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  et  $\delta$  d'une variable aléatoire  $\alpha$ -stable. Fama et Roll [1] ont proposé une méthode basée sur les quantiles pour estimer le paramètre de forme  $\alpha$  et le paramètre de dispersion  $\gamma$  d'une



---

variable aléatoire  $S\alpha S$ . Cependant, cette méthode est applicable uniquement pour  $\alpha > 1$ . Cette méthode a été modifiée par McCulloch [2] pour inclure même les variables aléatoires à distribution non symétrique avec  $\alpha$  dans l'intervalle [0.6, 2.0]. Koutrouvelis [3] a proposé une méthode basée sur la fonction caractéristique qui implique une procédure de régression itérative pour estimer les paramètres d'une variable aléatoire  $\alpha$ -stable. Kogon et Williams [4] ont amélioré cette méthode en éliminant la procédure itérative et en simplifiant la régression. Ma et Nikias [5] et Tsihrintzis et Nikias [6] ont proposé l'utilisation de statistiques d'ordre inférieur fractionnel FLOS pour estimer les paramètres d'une variable aléatoire  $\alpha$ -stable symétrique. Bates et McLaughlin [7] ont étudié les performances des méthodes proposées par McCulloch [2], Kogon et Williams [4], Ma et Nikias [5], et Tsihrintzis et Nikias [6] en utilisant deux ensembles de données réelles. Ils ont constaté qu'il existe de différences marquées entre les résultats obtenus à l'aide de différentes méthodes.

Cependant, la plupart de ces travaux considèrent que le cas particulier des variables aléatoires  $\alpha$ -stables symétriques. Or la plupart des signaux de la vie réelle sont biaisés. En plus, toutes les techniques existantes soit elles exigent trop de calcul, soit leurs estimations possèdent des variances élevées. Dance et Kuruoğlu [8] ont résolu analytiquement le problème général de l'estimation des paramètres d'une variable aléatoire  $\alpha$ -stable. Ils ont présenté trois nouvelles classes d'estimateurs des quatre paramètres  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  et  $\delta$ . Ces nouvelles classes d'estimateurs sont basées sur les FLOS positives et négatives d'une distribution  $\alpha$ -stable asymétrique. Ce sont des généralisations des méthodes précédemment citées pour une variable aléatoire  $\alpha$ -stable symétrique.

Dans [9] les paramètres d'une variable aléatoire  $\alpha$ -stable sont estimés en utilisant une procédure d'optimisation en minimisant la somme des carrés de la différence entre la CDF (Cumulative Distribution Function) observée ou empirique et la CDF théorique de la distribution  $\alpha$ -stable.

Une étude comparative récente en termes d'erreur entre quelques méthodes d'estimation déjà citées, a été présentée par Wang et al. [10].

Pour un DCS (Digital Communication System) avec décodeur itératif et qui est contaminé par un bruit impulsif de type  $S\alpha S$  de Cauchy par exemple, si nous essayons d'appliquer une

méthode d'estimation parmi les méthodes sus-citées pour estimer le paramètre de dispersion  $\gamma$  du bruit, il faut à partir du signal reçu, séparer le bruit du signal transmis, parce que toutes ces méthodes d'estimation sont applicables pour un nombre d'échantillons du bruit qui représente la variable aléatoire S $\alpha$ S. Néanmoins, c'est irréalisable de séparer deux signaux aléatoires superposés.

Malheureusement, jusqu'à présent, aucune méthode n'est présentée dans la littérature qui permet d'estimer les paramètres d'un bruit S $\alpha$ S à partir d'un signal reçu qui représente la superposition de ce bruit et un signal transmis, comme dans le cas d'un DCS avec turbo code. Pour ce motif, nous présentons dans ce paragraphe une approche originale qui permet de surmonter ce problème pour un bruit S $\alpha$ S de Cauchy.

Cet article est organisé comme suit. Dans la deuxième section, nous présentons le système de communication étudié où nous considérons un bruit impulsif à S $\alpha$ S de Cauchy et le décodeur itératif qui utilise l'algorithme MAP (Maximum A Posteriori). Dans la troisième section nous présentons l'effet de la disparité des paramètres du bruit sur les performances du décodeur MAP. La méthode d'estimation proposée qui est utilisée par le décodeur MAP est ensuite présentée dans la section 4. Les résultats de simulation sont présentés dans la section 5. Enfin, dans la section 6, nous exposerons la conclusion du travail.

## 2. MODELE DU DCS (Digital Communication System)

Le système de communication numérique considéré contient un canal à modulation BPSK perturbé par un bruit impulsif additif de type S $\alpha$ S de Cauchy, et décodeur itératif (ou turbo décodeur) qui utilise l'algorithme MAP. Le signal au niveau de l'entrée du décodeur itératif est donné par

$$R_k = Y_k + W_k \quad (1)$$

$k = 1, 2, \dots, N$ , où  $Y_k = \mp 1$  est la séquence de bits transmis,  $W_k$  est un bruit impulsif additif de type S $\alpha$ S de Cauchy. On suppose que les échantillons du bruit considéré sont indépendants et identiquement distribués i.i.d.

Un bruit  $X$  de type S $\alpha$ S de Cauchy possède une fonction de densité de probabilité

$$f_x(x) = \frac{\gamma}{\pi(x^2 + \gamma^2)} \quad (2)$$

et sa fonction de répartition (ou CDF) est alors

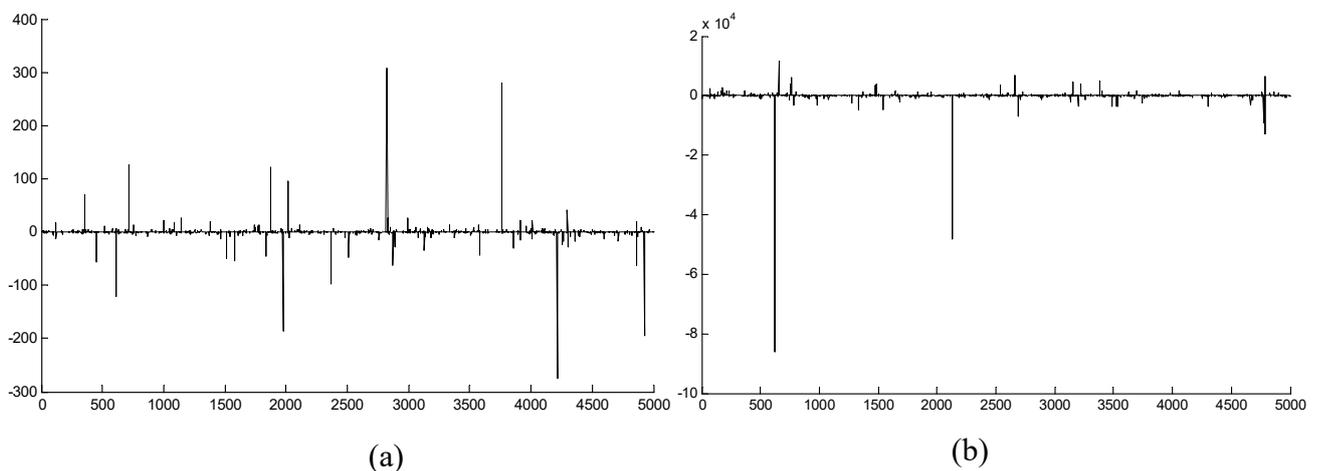
$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{\gamma}{\pi(x^2 + \gamma^2)} dx = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan\left(\frac{x}{\gamma}\right) \quad (3)$$

et facilement nous ôtons  $F^{-1}$  comme suit

$$x = F^{-1}(u) = \gamma \cdot \tan(\pi(u - 1/2)) \quad (4)$$

La relation (4) nous permet de générer d'échantillons d'un bruit de type SαS de Cauchy, car si  $u$  une échantillon d'une variable aléatoire  $U$  distribuée uniformément dans  $[0,1]$ , alors  $x$  est une échantillon d'une variable aléatoire  $X$  suit la loi SαS de Cauchy.

La figure 1 montre le tracé de 5000 échantillons d'un bruit impulsif SαS de Cauchy générés à l'aide de l'équation (4) pour deux valeurs de  $\gamma$ . Un simple coup d'œil sur cette figure montre que plus nous augmentons le paramètre  $\gamma$ , plus la dispersion des échantillons augmente aussi, et inversement.



**Fig. 1.** Le tracé de 5000 échantillons d'un bruit impulsif SαS de Cauchy (a)  $\gamma = 0.2$  (b)  $\gamma = 20$

Pour un bruit à variance infinie comme le bruit SαS de Cauchy de puissance géométrique  $S_0 = \gamma^2$  [11], le rapport signal sur bruit géométrique défini par

$GSNR = (2C_g)^{-1} E_b / S_0$  devient [12]

$$GSNR = \frac{1}{2C_g \gamma^2} \quad (5)$$

### 3. L'EFFET DE LA DISPARITE DES PARAMETRES DU BRUIT SUR LES PERFORMANCES DU DECODEUR MAP

Il est notoire de signaler que l'algorithme MAP est basé dans sur le rapport logarithmique de vraisemblance LLR conditionnel [12-14], appelé aussi le LLR du canal, défini par

$$LLR_c(R_k) = \ln \left[ \frac{p(R_k | d_k = 1)}{p(R_k | d_k = 0)} \right] = \ln \left[ \frac{(R_k - 1)^2 + \gamma^2}{(R_k + 1)^2 + \gamma^2} \right] \quad (6)$$

Le signe de  $LLR_c(R_k)$  indique si le bit transmis  $d_k$  est plus vraisemblablement d'être 0 ou 1, et sa valeur donne une indication sur la qualité de la décision prise en basant sur son signe.

Par conséquent, pour étudier la sensibilité du décodeur itératif à la disparité du paramètre de dispersion du bruit de SαS de Cauchy, nous pouvons utiliser ce rapport logarithmique défini précédemment, en calculant la valeur absolue de sa dérivée partielle  $\frac{\partial LLR_c(R_k)}{\partial \gamma}$  en

fonction de  $\gamma$  ou  $1/\gamma$ . Nous avons à partir de l'équation (6)

$$\left| \frac{\partial LLR_c(R_k)}{\partial \gamma} \right| = \left| \frac{8R_k \gamma}{\left( (R_k - 1)^2 + \gamma^2 \right) \cdot \left( (R_k + 1)^2 + \gamma^2 \right)} \right| \quad (7)$$

Le signal reçu  $R_k = Y_k + W_k$  où  $Y_k \in \{-1, +1\}$  est le signal envoyé,  $W_k = \gamma \cdot W_k^1$  et  $W_k^1$  est un bruit de Cauchy de paramètre de dispersion égal 1, donc  $W_k$  est de paramètre de dispersion égal à  $\gamma$ . Dans ces conditions, la valeur absolue de la dérivée partielle

$\left| \frac{\partial LLR_c(R_k)}{\partial \gamma} \right|$  est une variable aléatoire qui s'écrit sous la forme suivante :

$$\left| \frac{\partial LLR_c(R_k)}{\partial \gamma} \right| = \left| \frac{8(Y_k + \gamma \cdot W_k^1) \gamma}{\left( (Y_k - 1 + \gamma \cdot W_k^1)^2 + \gamma^2 \right) \cdot \left( (Y_k + 1 + \gamma \cdot W_k^1)^2 + \gamma^2 \right)} \right| \quad (8)$$

et pour étudier la sensibilité de  $LLR_c(R_k)$  à la disparité de  $\gamma$ , nous devons prendre l'espérance mathématique de l'équation (7), qui est remplacée pratiquement par la moyenne arithmétique. Pour cela, nous utilisons la méthode de Monte Carlo [15] avec un nombre d'essais  $N_e = 10\,000$ . La figure 2 montre le tracé de la sensibilité de  $LLR_c(R_k)$  par rapport à  $\gamma$  en fonction de  $1/\gamma$  en dB.

La figure 2 nous confirme que dans la zone des faibles rapports  $1/\gamma$ , c'est-à-dire si  $\gamma$  est grand, la quantité  $LLR_c(R_k)$  n'est pratiquement pas sensible à la disparité de  $\gamma$ . Par contre, dans la zone des forts rapports  $1/\gamma$ , ce qui correspond aux petites valeurs de  $\gamma$ , la grandeur  $LLR_c(R_k)$  est sensible à la disparité de  $\gamma$ .

Par conséquent, pour des faibles rapports  $1/\gamma$ , les performances du décodeur itératif ne subissent presque pas à des variations remarquables si le paramètre  $\gamma$  est mal estimé. En revanche, pour des forts rapports  $1/\gamma$ , ces performances souffrent une dégradation relativement grande pour une mauvaise estimation de  $\gamma$ .

Pour cette raison, dans le turbo décodage avec l'algorithme MAP et dans un environnement à bruit additif SαS de Cauchy, une méthode précise d'estimation du paramètre de dispersion  $\gamma$  est nécessaire.

#### 4. ESTIMATION SEMI-AVEUGLE DU PARAMETRE DE DISPERSION UTILISANT FLOS

Dans ce paragraphe nous présentons le principe de notre nouvelle approche pour estimer directement le paramètre de dispersion d'un bruit SαS de Cauchy à partir du signal reçu. Cette approche est basée sur les FLOS et sur la probabilité  $\rho$  liant le signal reçu et le signal

transmis. Nous allons montrer que cette méthode est très efficace en termes de précision.

Bien entendu, pour toiser l'efficacité de notre approche il est indispensable de la comparée avec d'autres méthodes d'estimation semi-aveugle du paramètre de dispersion d'un bruit impulsif SαS de Cauchy, mais malheureusement, jusqu'à présent, aucune méthode d'estimation n'est présentée dans la littérature qui permet d'estimer les paramètres d'un bruit SαS à partir d'un signal reçu.

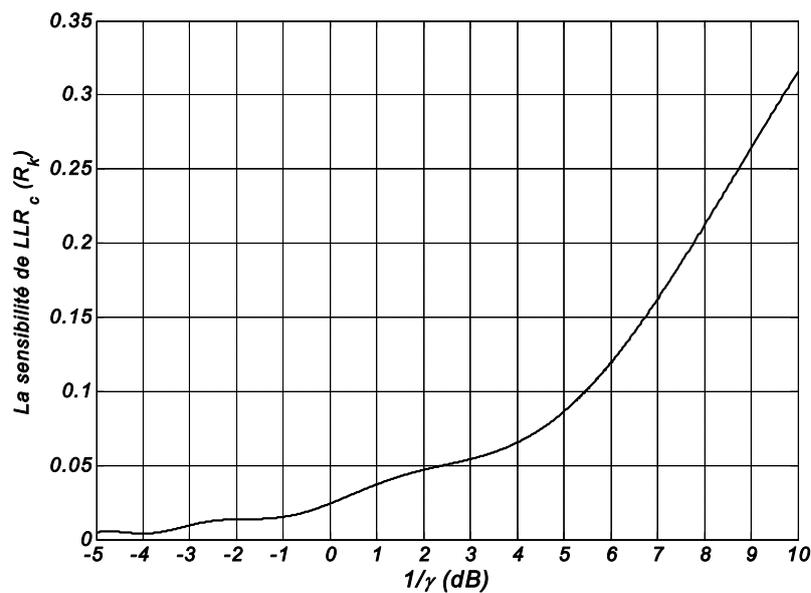


Fig. 2. La sensibilité de  $LLR_c(R_k)$  à la disparité du paramètre  $\gamma$

#### 4. 1. Les FLOS d'un bruit impulsif SαS

Soit  $m_r$  le moment d'ordre  $r$  d'un bruit SαS de Cauchy qui est donné par [16]

$$m_r = E(|W|^r) = \frac{2^{r+1} \cdot \Gamma\left(\frac{r+1}{2}\right) \cdot \Gamma(-r)}{\sqrt{\pi} \cdot \Gamma\left(\frac{-r}{2}\right)} \cdot \gamma^r \quad (9)$$

Pratiquement, comme indique [17], ce moment est approximé par le moment empirique d'ordre  $r$  noté  $\hat{m}_r$  à partir de  $N$  échantillons  $W_k$  qui suivent la loi SαS de Cauchy

$$\hat{m}_r = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N |W_k|^r \quad (10)$$

Il est notoire que le moment  $m_r$  est existé que si l'ordre  $r$  vérifie la condition  $-1 < r < \alpha$  [12]. Par conséquent, tous les moments d'un bruit S $\alpha$ S de Cauchy (donc  $\alpha = 1$ ) sont de type FLOS.

A. Chemsal [12] a montré que pour un bruit impulsif S $\alpha$ S de Cauchy, l'erreur d'approximation entre  $m_r$  et  $\hat{m}_r$  est très faible quand on travaille dans le cas où  $r$  est proche de 0, et ceci même si le nombre d'échantillons  $N$  est petit. Par contre, si  $r$  est proche de 1, il faut augmenter considérablement  $N$  pour avoir une erreur d'approximation faible.

#### 4. 2. Approche proposée

On considère les équations (1) et (2) et on calcul la probabilité  $\rho = \Pr(Y_k = \text{sign}(R_k))$ . On a

$$\rho = \Pr(Y_k = \text{sign}(R_k)) = \Pr(Y_k \cdot R_k > 0), \text{ alors}$$

$$\rho = \Pr(1 + Y_k \cdot W_k > 0) = \Pr(Y_k \cdot W_k > -1) \quad \text{car} \quad R_k = Y_k + W_k \quad \text{et} \quad Y_k^2 = 1, \quad \text{alors}$$

$$\rho = \Pr(Y_k \cdot W_k > -1 | Y_k = -1) \cdot \Pr(Y_k = -1) + \Pr(Y_k \cdot W_k > -1 | Y_k = +1) \cdot \Pr(Y_k = +1) \quad \text{et} \quad \text{avec}$$

$$\Pr(Y_k = -1) = \Pr(Y_k = +1) = 1/2, \text{ nous trouvons}$$

$$\rho = \frac{1}{2} \cdot (\Pr(W_k < +1) + \Pr(W_k > -1)) = \frac{1}{2} \cdot (1 + \Pr(-1 < W_k < +1))$$

enfin

$$\rho = \frac{1}{2} \cdot \left( 1 + \int_{-1}^{+1} f(w) dw \right) = \frac{1}{2} + \int_0^1 f(w) dw \quad (11)$$

En remplaçant  $f(w)$  par son expression (2) on trouve pour un bruit impulsif S $\alpha$ S de Cauchy

$$\rho = \frac{1}{2} + \int_0^1 \frac{\gamma}{\pi(w^2 + \gamma^2)} dw = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan\left(\frac{1}{\gamma}\right) \quad (12)$$

Nous remarquons que cette probabilité est toujours supérieure à 1/2.

La figure 3 illustre la variation de  $\rho$  de la relation (12) en fonction du paramètre de dispersion  $\gamma$ . Cette figure nous permet de conclure que la probabilité  $\rho$  varie inversement avec la dispersion du bruit. Néanmoins, cette probabilité reste strictement supérieur à 1/2 quelque soit la dispersion du bruit.

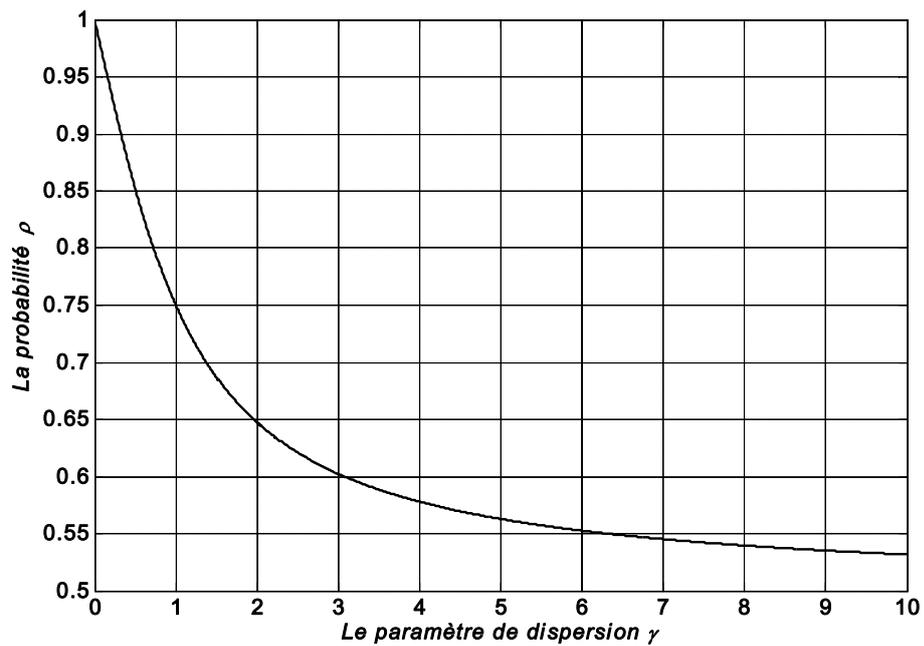


Fig. 3. La probabilité  $\rho$  en fonction du paramètre de dispersion  $\gamma$

Nous cherchons maintenant à exprimer le moment FLOS  $m_r$  en fonction de  $\rho$ . Tout d’abord, nous avons

$$Y_k = \begin{cases} \text{sign}(R_k) & \text{avec probabilité } \rho \\ -\text{sign}(R_k) & \text{avec probabilité } 1 - \rho \end{cases} \tag{13}$$

alors, pour tout  $0 < r < 1$  nous avons

$$|W_k|^r = |R_k - Y_k|^r = \begin{cases} |R_k - \text{sign}(R_k)|^r & \text{avec probabilité } \rho \\ |R_k + \text{sign}(R_k)|^r & \text{avec probabilité } 1 - \rho \end{cases} \tag{14}$$

et nous pouvons approximer dans ce cas  $|W_k|^r$  par sa valeur moyenne comme suit

$$|W_k|^r \cong \rho \cdot |R_k - \text{sign}(R_k)|^r + (1 - \rho) \cdot |R_k + \text{sign}(R_k)|^r \tag{15}$$

Donc, le moment  $m_r$  d’ordre  $0 < r < 1$  est approximé par

$$m_r = E(|W_k|^r) \cong \rho \cdot E(|R_k - \text{sign}(R_k)|^r) + (1 - \rho) \cdot E(|R_k + \text{sign}(R_k)|^r) \tag{16}$$

ou sous la forme simplifiée suivante

$$m_r \cong \rho \cdot b_r + (1 - \rho) \cdot c_r = \rho \cdot (b_r - c_r) + c_r \tag{17.a}$$

où 
$$b_r = E(|R_k - \text{sign}(R_k)|^r) \quad \text{et} \quad c_r = E(|R_k + \text{sign}(R_k)|^r) \tag{17.b}$$

Nous signalons que la formule (17.a) reste valable pour tout  $r > 0$ , bien entendu à condition que le moment  $m_r$  soit fini.

En utilisant les deux propriétés suivantes de la fonction  $\Gamma$

$$\Gamma(x) \cdot \Gamma(1-x) = \frac{\pi}{\sin(\pi x)} \quad \text{et} \quad \Gamma(2x) = \frac{2^{2x-1}}{\sqrt{\pi}} \Gamma(x) \cdot \Gamma\left(x + \frac{1}{2}\right)$$

nous trouvons que le moment  $m_r$  donné par (9) s'écrit sous la forme simplifiée suivante

$$m_r = \frac{1}{\sin\left(\frac{\pi}{2}(r+1)\right)} \cdot \gamma^r \quad (18)$$

Nous posons  $r = 1/n$  avec  $n \geq 2$  ( $n \in \mathbb{N}$ ). L'équation (18) devient

$$m_{1/n} = a_n \cdot \gamma^r \quad (19)$$

où

$$a_n = \frac{1}{\sin\left(\frac{\pi(n+1)}{2n}\right)} \quad (20)$$

et aussi les formules (4.17) deviennent

$$m_{1/n} \cong \rho \cdot b_n + (1-\rho) \cdot c_n = \rho \cdot (b_n - c_n) + c_n \quad (21)$$

$$\text{où} \quad b_n = E\left(\left|R_k - \text{sign}(R_k)\right|^{\frac{1}{n}}\right) \quad \text{et} \quad c_n = E\left(\left|R_k + \text{sign}(R_k)\right|^{\frac{1}{n}}\right) \quad (22)$$

En remplaçant  $\rho$  par son expression (12) dans (21) on trouve

$$m_{1/n} \cong \frac{b_n - c_n}{\pi} \cdot \arctan\left(\frac{1}{\gamma}\right) + \frac{b_n + c_n}{2} \quad (23)$$

L'indentification de (19) et (23) nous permet d'écrire l'approximation

$$\varphi(\gamma) = \frac{b_n - c_n}{\pi} \cdot \arctan\left(\frac{1}{\gamma}\right) + \frac{b_n + c_n}{2} - a_n \gamma^{\frac{1}{n}} \cong 0 \quad (24)$$

Il faut noter que l'espérance mathématique  $E(\cdot)$  dans l'équation (22), est considérée comme étant la moyenne arithmétique.

Mathématiquement nous avons  $\lim_{n \rightarrow +\infty} (b_n - c_n) = 0^-$ , et nous pouvons montrer par simulation

que si  $n \geq 10$  la quantité  $(b_n - c_n)$  est toujours négative et relativement petite. Or la

fonction  $\frac{1}{\pi} \cdot \arctan\left(\frac{1}{\gamma}\right)$  est bornée entre  $-1/2$  et  $1/2$ , alors la quantité  $\frac{b_n - c_n}{\pi} \cdot \arctan\left(\frac{1}{\gamma}\right)$  devient très petite et  $\varphi(\gamma) \cong \frac{b_n + c_n}{2} - a_n \gamma^{\frac{1}{n}}$ . Donc, la dérivée de  $\varphi(\gamma)$  est  $\varphi'(\gamma) \cong \frac{-a_n}{n} \gamma^{\frac{1}{n}-1}$ , ce qui signifie que  $\varphi(\gamma)$  est strictement décroissante pour tout  $\gamma > 0$ .

En tenant compte que  $\lim_{\gamma \rightarrow 0^+} \varphi(\gamma) = b_n > 0$  et  $\lim_{\gamma \rightarrow +\infty} \varphi(\gamma) = -\infty$ , alors le théorème des valeurs moyennes implique l'existence d'une solution unique notée  $\hat{\gamma}$  de l'équation (24), qui représente la valeur estimée du paramètre de dispersion  $\gamma$ .

Notre nouvelle approche s'appuyait alors sur deux points, à savoir

- Le calcul des moments de type FLOS  $b_n$  et  $c_n$  de l'équation (22) à partir des observations du signal reçu  $R_k$  ;
- La résolution numérique de l'équation (24) sachant qu'elle a une solution unique  $\hat{\gamma}$ .

## 5. RESULTATS DE SIMULATION

Dans cette partie nous allons montrer l'avantage de notre nouvelle approche pour estimer le paramètre de dispersion  $\gamma$  d'un bruit  $W$  de type SαS de Cauchy. Pour ce faire, nous avons besoin d'une comparaison en termes de RMSE, c'est-à-dire de précision, et en termes de simplicité des calculs, avec une autre méthode qui fait l'estimation de ce paramètre à partir du signal reçu  $R = Y + W$ . Malheureusement, jusqu'à ce moment, nulle méthode n'est présentée dans la littérature sur ce contexte.

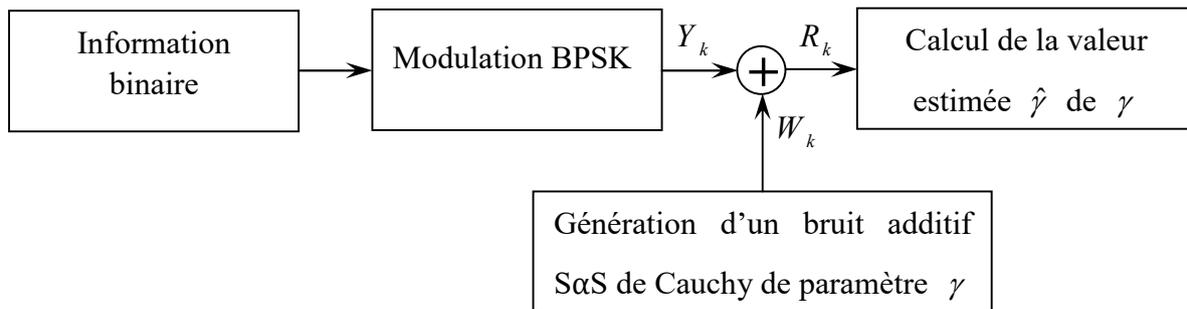
Pour surmonter ce problème de comparaison, nous avons un autre moyen pour toiser l'efficacité de notre approche, c'est le maniement de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne relative  $RMSE_{rel}$  donnée par

$$RMSE_{rel} = \sqrt{\frac{1}{N_e} \sum_{n=1}^{N_e} \left(1 - \frac{\hat{\gamma}_n}{\gamma}\right)^2} \quad (25)$$

où  $N_e$  est le nombre d'essais et  $\hat{\gamma}_n$  est l'estimation du  $\gamma$  au  $n^{\text{ème}}$  essai.

Pour étudier la  $RMSE_{rel}$  nous avons pris l'ordre de moment  $r = 1/10$  et le nombre

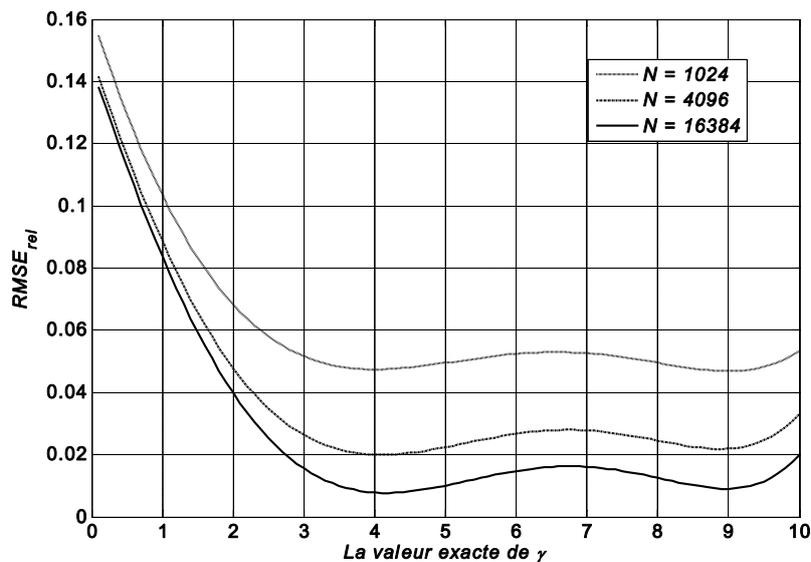
d'essais  $N_e = 10\,000$ . Le nombre des échantillons  $N$  prend trois valeurs :  $N = 32 \times 32 = 1024$ ,  $N = 64 \times 64 = 4096$  et  $N = 128 \times 128 = 16384$ . Le modèle de simulation adopté pour cette étude est illustré dans la figure 4. La figure 5 montre les tracés de la  $RMSE_{rel}$  en fonction de la valeur exacte du paramètre  $\gamma$ .



**Fig. 4.** Le modèle de simulation adopté pour calculer l'erreur  $RMSE_{rel}$  en fonction de  $\gamma$

La figure 5 montre la variation de la  $RMSE_{rel}$  en fonction de la valeur exacte de  $\gamma$ . L'analyse de cette figure montre que  $RMSE_{rel}$  se diminue si nous augmentons le nombre d'échantillons, ce qui est prévisible. Avec un nombre d'échantillons  $N = 4096$ , et pour les grandes valeurs de  $\gamma$  ( $\gamma \geq 2$ ), la  $RMSE_{rel}$  est très petite et ne dépasse pas 4%, par contre, pour les petites valeurs ( $\gamma < 2$ ), la  $RMSE_{rel}$  se multiplie mais elle ne dépasse pas 15%.

Cependant, d'après ce que nous avons vu dans la section 3, le décodeur itératif est sensible à la disparité du paramètre  $\gamma$  si ce dernier est petit, et ceci en termes du rapport donné par la relation (6). Dans ce contexte, nous pouvons aussi étudier sans équivoque l'effet de l'erreur d'estimation de notre approche sur les performances du décodeur itératif en termes du taux d'erreur par bit BER. Pour ce faire, nous étudions la variation du BER en fonction de  $1/\gamma$  pour différentes estimations de  $\gamma$ , y compris l'estimation par notre méthode.



**Fig. 5.** La  $RMSE_{rel}$  en fonction de la valeur exacte de  $\gamma$  pour trois valeurs du nombre d'échantillons  $N$

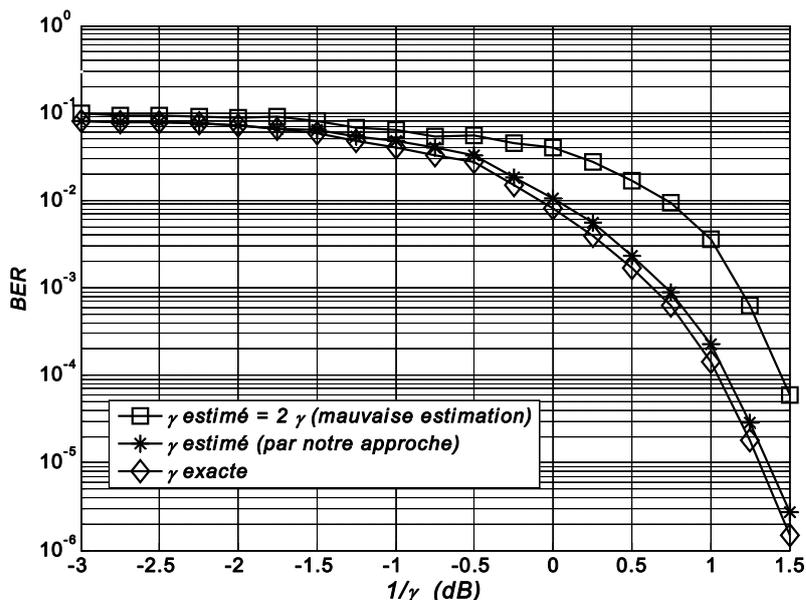
Pour l'étude du BER nous considérons le turbo code de polynôme générateur (35, 23) et avec un entrelaceur 15-aléatoire de taille  $64 \times 64$  et qui possède un rendement de  $1/3$  [12], un. Le décodage itératif est effectué avec trois itérations (#3) en utilisant l'algorithme MAP.

La figure 6 montre les performances en termes de BER du décodeur itératif en fonction de  $1/\gamma$  (en dB) pour les trois contextes : une mauvaise estimation de  $\gamma$  où  $\hat{\gamma}$  est supposé égal à  $2\gamma$ , une estimation de  $\gamma$  par notre approche et pour  $\hat{\gamma}$  égal à la valeur exacte de  $\gamma$ .

A partir de la figure 6 nous constatons que la disparité du paramètre de dispersion exprimée par l'erreur d'estimation de  $\gamma$  dégrade les performances du décodeur itératif, et cette dégradation augmente au fur et à mesure que la valeur estimée  $\hat{\gamma}$  s'écarte de la valeur exacte de  $\gamma$ . Dans le cas où la valeur de  $\hat{\gamma}$  est calculée par l'approche proposée, nous remarquons une très légère dégradation au prorata du rapport  $1/\gamma$ . Par exemple, à un BER de  $10^{-3}$  et en comparant avec le cas où le décodeur itératif utilise la valeur exacte de  $\gamma$ , nous obtenons une perte de gain de 0.092 dB. Dans le cas d'une mauvaise estimation où  $\hat{\gamma} = 2\gamma$ , nous observons

une dégradation importante en termes du rapport  $1/\gamma$ . Au même BER de  $10^{-3}$ , nous trouvons une perte de gain de 0.55 dB.

A la fin, pour le décodage itératif avec l'algorithme MAP sous l'effet d'un bruit impulsif S $\alpha$ S de Cauchy, nous concluons que l'approche d'estimation semi-aveugle proposée prodigue des performances très proches des celles où le paramètre  $\gamma$  du bruit est connu exactement.



**Fig. 6.** Le BER du décodeur itératif pour un bruit impulsif S $\alpha$ S de Cauchy dans les trois contextes : ( $\square$ )  $\gamma$  estimé =  $2\gamma$  (une mauvaise estimation) (\*)  $\gamma$  estimé (par notre approche) ( $\diamond$ )  $\gamma$  exacte

## 6. CONCLUSION

Dans cet article nous avons présenté une approche originale pour estimer le paramètre de dispersion  $\gamma$  d'un bruit impulsif S $\alpha$ S de Cauchy où  $\alpha=1$  à partir du signal reçu directement. Pour cette raison elle est qualifiée de semi-aveugle. Cette approche est basée sur les FLOS et sur la probabilité que les deux signaux reçu et transmis soient de même signe. Comme il n'y a pas une autre méthode qui traite le même problème dans la littérature jusqu'à présent, nous avons utilisé la RMSE relative pour évaluer cette approche. Nous avons vu que cette dernière est très efficace en termes de précision et prodigue, pour le décodage itératif avec l'algorithme MAP, des performances très proches des celles où le paramètre  $\gamma$  du bruit est connu exactement.

---

## 7. REFERENCES

- [1] Fama E. F, Roll R. Some Properties of Symmetric Stable Distributions. *Journal of the American Statistical Association*, Sep 1968, 63(323), 817-836
- [2] McCulloch J. H. Simple consistent estimators of stable distribution parameters. *Communications on Statistics - Simulation*, 1986, 15(4), 1109–1136
- [3] Koutrouvelis I. A. Regression-type Estimation of the Parameters of Stable Laws. *Journal of the American Statistical Association*, 1980, 75 (372), 918-928
- [4] Kogon S, Williams D. On the characterization of impulsive noise with alpha-stable distributions using fourier techniques. In *Proceedings of the 29th Asilomar Conference of Signals, Systems and Computing*, 1995
- [5] Ma X, Nikias C. L. Parameter estimation and blind channel identification in impulsive signal environments. *IEEE Transactions on Signal Processing*, , Dec 1995, 43(12), 2884 – 2897
- [6] Tsihrintzis G. A, Nikias C. L. Fast estimation of the parameters of alpha-stable impulsive interference. *IEEE Transactions on Signal Processing*, Jun 1996, 44(6), 1492–1503
- [7] Bates S, McLaughlin S. The estimation of stable distribution parameters from teletraffic data. *IEEE Trans. Signal Process.* Mar 2000, 48(3), 865 – 870
- [8] Christopher R. D, Kuruoğlu E. E. Estimation of the Parameters of Skewed  $\alpha$ -Stable Distributions. *Conference in « Applications of Heavy Tailed Distributions in Economics, Engineering and Statistics, American University, Washington, DC, Jun 1999, 3-5*

- 
- [9] Chakraborty S, Bhattacharya G. Proceedings of the International Symposium on Engineering under Uncertainty : Safety Assessment and Management (ISEUSAM - 2012). Springer India 2013
- [10] Wang X, Li K, Gao P, Meng S. Research on Parameter Estimation Methods for Alpha Stable Noise in a Laser Gyroscope's Random Error. *Sensors*, 2015, 15, 18550-18564
- [11] Zolotarev V. M. One-dimensional stable distributions. *Translations of Mathematical Monographs*. American Mathematical Society, Providence, 1986, 65
- [12] Chemsal A. Modulation avec codage itératif pour un canal à bruits non-gaussiens. Thèse de doctorat en sciences, Spécialité génie électrique, université Mohamed Khider, Biskra, Algérie, 2016
- [13] Shafieipour M, Lim H. S, Chuah T. C. Decoding of turbo codes in symmetric alpha-stable noise. *ISRN Signal Process*, Jan 2011, 2011( 683972), 1-7
- [14] Ben Maad H. Optimisation des stratégies de décodage des codes LDPC dans les environnements impulsifs : application aux réseaux de capteurs et ad hoc. Thèse de doctorat de l'Université de Reims Champagne-Ardenne, Juin 2011
- [15] Chen D. G, Chen J. D. Monte-Carlo Simulation-Based Statistical Modeling. Springer Nature Singapore, 2017
- [16] Bibalan M. H, Aminedavar H. On parameter estimation of symmetric alpha-stable distribution. *Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP)*, 2016 IEEE International Conference on, Mar 2016, Shanghai, China
- [17] Walter A. *Mathematics for Physics and Physicists*. Published by Princeton University Press, 2007, Princeton, New Jersey, USA

---

**NOUVELLE APPROCHE SEMI-AVEUGLE POUR OPTIMISER LE TURBO  
DECODAGE POUR UN CANAL A BRUIT IMPULSIF  $\alpha$ -STABLE DE CAUCHY**

**RESUME**

La connaissance des paramètres du bruit qui contamine le signal envoyé est très important pour plusieurs systèmes de communication. Dans ce travail, nous proposons une nouvelle méthode pour estimer le paramètre de dispersion d'un bruit impulsif de type  $\alpha$ -stable symétrique S $\alpha$ S de Cauchy à partir du signal reçu seulement au niveau du décodeur itératif ou turbo décodeur. Cette méthode est basée sur les FLOS (Fractional Lower Order Statistics) et sur la probabilité liant le signal reçu et le signal envoyé en modulation BPSK (Binary Phase Shift Keying). Les résultats obtenus, en termes de RMSE (Root Mean Square Error), et termes de BER (Bit Error Rate) montrent la précision de et l'efficacité de notre approche.

**Mot clés :** Bruit impulsif S $\alpha$ S de Cauchy, Paramètre de dispersion, Décodeur itératif, algorithme MAP (Maximum A Posteriori), FLOS, RMSE, Modulation BPSK, GSNR BER.

**How to cite this article:**

About F, Hannouche M, Belksier MS. Assessment of release water reuse purified in agriculture- case station allalik Annaba. J. Fundam. Appl. Sci., 2018, 10(2), 67-83.