

CHAPITRE III

Technique de seuillage pour l'estimation des paramètres du clutter Pareto+B

Résumé

Dans la première partie de ce chapitre, nous décrivons le modèle de Pareto avec bruit ainsi que l'expression des moments d'ordre fractionnaire. Ensuite, nous appliquons les méthodes les plus courantes pour l'estimation des paramètres de ce modèle. Ces approches sont HOME (Hight Order Moments Estimator), FOME (Fractional Order Moments Estimator) et $[z\log(z)]$. Pour résoudre le problème d'estimation du paramètre de forme dans le cas d'une seule impulsion, nous avons appliqué un seuillage sur les résultats d'estimation obtenus à partir de la méthode de FPNOME pour deux ordres opposés. Enfin, nous présentons une étude comparative sur les performances d'estimation obtenues par ces méthodes.

Sommaire

III.1 Introduction**III.2 Estimation des paramètres de la distribution Pareto+B****III.3 Méthodes d'estimation paramétrique existantes****III.3.1 Méthode des moments d'ordre supérieur (HOME)****III.3.2 Méthode des moments d'ordres fractionnaires (FOME)****III.3.3 Méthode de $z\log(z)$** **III.3.4 Méthode des moments fractionnaires D'ordre positif/négatif (FPNOME)****III.3.5 Méthode d'estimation FPNOME modifiée****III.4 Comparaison des résultats d'estimation****III.5 Conclusion**

III.1 Introduction

Récemment, la distribution de Pareto généralisée [17, 24] a été retenue comme une alternative aux modèles plus complexes pour les radars maritimes à haute résolution. Son avantage est que ce modèle est beaucoup plus simple et ne nécessite que deux paramètres à estimer. En plus, son efficacité est comparable à celle des autres modèles modernes de clutter. Compte tenu de cela, il est donc important d'étudier les procédures d'estimation dans un clutter ayant une distribution de Pareto généralisée. Cette distribution est caractérisée par deux paramètres : le paramètre de forme et le paramètre d'échelle [7, 32]. Si le bruit thermique est considéré qui est toujours présent au niveau du récepteur radar, la forme compacte de la distribution Pareto est difficile à trouver. En effet, l'estimation des paramètres est une tâche très importante dans les algorithmes de détection radar. La performance de détection des cibles est fortement liée à la qualité d'estimation des paramètres du modèle de Pareto généralisé. Dans le cas de la présence du bruit thermique, l'estimation des paramètres sera plus compliquée et les outils mathématiques sont indispensables pour résoudre les intégrales des équations trouvées. À partir de la littérature [33, 34], il est très intéressant de développer des nouvelles méthodes d'estimation performantes à l'aide des moments statistiques du clutter Pareto+B. En général, les méthodes d'estimation basées sur les moments d'ordre entier, les moments d'ordre fractionnaire et les moments d'ordre logarithmique sont considérées.

Dans ce chapitre, on va décrire en premier temps la distribution de Pareto en présence du bruit thermique où l'expression des moments d'ordre fractionnaire est présentée. Après avoir exposé les méthodes d'estimation existantes, on va proposer par la suite une nouvelle méthode d'estimation basée sur un seuillage entre les méthodes des moments fractionnaires d'ordre positif /négatif. Enfin, à travers des simulations, on va analyser et comparer les performances d'estimation des paramètres.

III.2 Distribution de Pareto+B

La distribution globale de Pareto+B est donnée par [35]

$$p(z) = \int_0^{\infty} p_z(z|y)p(y)dy \quad (\text{III.1})$$

où

$$p(z|y) = \frac{z^{N-1}}{(y + p_n)^N \Gamma(N)} \exp\left(-\frac{z}{y + p_n}\right) \quad (\text{III.2})$$

et

$$p(y) = \frac{b^\alpha y^{-\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} \exp(-b/y), \quad 0 < y < \infty \quad (\text{III.3})$$

α est le paramètre de forme, b est le paramètre d'échelle et $p_n = 2\sigma^2$.

En remplaçant (III.2) et (III.3) dans (III.1), on trouve

$$p(z) = \frac{z^{N-1} \beta^\alpha}{\Gamma(N) \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \frac{y^{-\alpha-1}}{(p_n + y)^N} \exp\left(-\frac{z}{p_n + y}\right) \exp\left(-\frac{\beta}{y}\right) dy \quad (\text{III.4})$$

Le moment d'ordre fractionnaire, p est trouvé dans [35] comme :

$$\langle z^p \rangle = \frac{b^p \Gamma(p+N) \Gamma(\alpha-p)}{\Gamma(N) \Gamma(\alpha)} {}_2F_0\left(\alpha-p, -p; -; -\frac{p_n}{b}\right), \quad \alpha > p \text{ et } N > -p \quad (\text{III.5})$$

où

$$\langle z^p \rangle = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M z_i^p \quad (\text{III.6})$$

L'expression (III.5) est nécessaire pour résoudre de nombreux problèmes d'estimation de la distribution Paréto+B. Puisque elle dépend de trois paramètres, c'est-à-dire α , b et p_n , on a besoin d'au moins deux autres équations. A cet effet, nous considérons les deux premiers moments entiers pour réduire (III.5) avec une seule variable (c'est-à-dire α). En manipulant les moments d'ordre 1 et 2, on peut écrire :

$$\begin{cases} \text{CNR} = \frac{p_n}{b} = \left(\sqrt{(\alpha_{\text{eff}} - 2)(\alpha - 2)} - 1 \right)^{-1} \\ p_n = \frac{\langle z \rangle}{N(1 + \text{CNR})} \\ b = p_n(\alpha - 1) \text{CNR} \end{cases} \quad (\text{III.7})$$

Où $\alpha_{\text{eff}} = 1 + \frac{\langle z^2 \rangle}{\langle z \rangle^2 - 1 + \frac{1}{N} \langle z \rangle^2}$ représente le paramètre de forme effectif de la distribution

Pareto+B.

III.3 Méthodes d'estimation des paramètres de la distribution Pareto+B

Le principe fondamental des méthodes des moments est de trouver une équation des moments avec une seule variable. Dans cette section, on va présenter quatre méthodes d'estimation basées sur les moments d'ordres supérieurs, la méthode des moments d'ordre fractionnaire, la méthode de $[z \log(z)]$ et la méthode des moments d'ordre fractionnaire modifiée (proposée).

III.3.1 Méthode des moments d'ordre supérieur (HOME)

Il est à noter que la méthode des moments d'ordre supérieur p du paramètre de forme α défini par (III.7) exige explicitement l'utilisation du moment d'ordre 3, qui est l'une des statistiques d'ordre supérieur. Étant donnée alors une estimation de n , les deux autres paramètres p_n et b peuvent être simplement estimés selon [17]. Pour $p = 1, 2$ et 3 , l'intégrale dans (III.5) peut être résolue analytiquement comme:

$$\begin{cases} \mu_1 = \frac{\langle z \rangle}{N} = p_n + \frac{b}{(\alpha-1)} \\ \mu_2 = \frac{2\langle z^2 \rangle}{N(N+1)} = 2p_n^2 + \frac{4bp_n}{\alpha-1} + \frac{2b^2}{(\alpha-1)(\alpha-2)} \\ \mu_3 = \frac{6\langle z^3 \rangle}{N(N+1)(N+2)} = 6p_n^3 + \frac{18bp_n}{\alpha-1} + \frac{18b^2p_n}{(\alpha-1)(\alpha-2)} + \frac{6b^3}{(\alpha-1)(\alpha-2)(\alpha-3)} \end{cases} \quad (\text{III.8})$$

Les moments d'ordre p sont données par $\langle z^p \rangle = (1/M) \sum_{i=1}^M z_i^p$. La méthode HOME et le paramètre de forme α est présenté en [17] en utilisant les trois premiers moments d'intensité donnés par (III.8) comme:

$$\hat{\alpha} = 3 + \frac{6q(6q^2 + s)}{12(\mu_1^3 - \mu_1\mu_2 + \mu_3)^2} \quad (\text{III.9})$$

Soit $q = \mu_2 - \mu_1^2$ et $s = \sqrt{2q(\mu_3 + 18\mu_1\mu_2\mu_3 + 24\mu_1^3\mu_3 + 18\mu_2^2 - 27\mu_1^2\mu_2^2)}$

Si p_n est connu *a priori*, $\hat{\alpha}$ est simplement obtenu en utilisant les deux premiers moments

$$\hat{\alpha} = 1 + \frac{\hat{\mu}_2 + 2p_n^2 - 4p_n\hat{\mu}_1}{\hat{\mu}_2 - 2\hat{\mu}_1^2} \quad (\text{III.10})$$

III.3.2 Méthode des moments d'ordres fractionnaires (FOME)

Pour des valeurs inconnues du CNR, l'estimateur FOME a été récemment développé dans [23]

$$\hat{A} = \frac{\Gamma(\hat{\alpha} - p)(\hat{\alpha} - 1)^r(\hat{\alpha} - 2)^{p/2}}{\Gamma(\hat{\alpha})} {}_2F_0\left(\hat{\alpha} - p, -p; ; -(\hat{\alpha} - 1)^{-1}\left(\sqrt{(\alpha_{\text{eff}} - 2)(\hat{\alpha} - 2)^{-1}} - 1\right)\right) \quad (\text{III.11})$$

Où $\hat{A} = \frac{\langle z^p \rangle (\alpha_{eff} - 2)^{p/2} \Gamma(N)}{N^{-p} \langle z \rangle^p \Gamma(p + N)}$. Cette approche impose également des routines numériques pour

trouver $\hat{\alpha}$ et les paramètres \hat{b} et \hat{p}_n sont ensuite simplement calculés à l'aide de (III.7).

III.3.3 Méthode de $z \log(z)$

Nous établissons une expression analytique d'une autre statistique importante qui est donnée en fonction des moments logarithmiques. D'ailleurs, cette statistique, qui représente simplement la moyenne du produit de l'intensité z et le logarithme de cette intensité, est définie par :

$$\langle z \log(z) \rangle = \int_0^{\infty} z \log(z) p_z(z) dz \quad (III.12)$$

L'approche $[z \log(z)]$ est aussi développée dans [35] et donnée par

$$\hat{B} = \frac{\sqrt{\hat{\alpha} - 2}}{\hat{\alpha} - 1} {}_2F_0 \left(\hat{\alpha} - 1, 1; -(\hat{\alpha} - 1)^{-1} \left(\sqrt{(\alpha_{eff} - 2)(\hat{\alpha} - 2)^{-1}} - 1 \right) \right) \quad (III.13)$$

Où $\hat{B} = \left(\frac{\langle z \log(z) \rangle}{\langle z \rangle} - \langle \log(z) \rangle - \frac{1}{N} \right) \sqrt{\alpha_{eff} - 2}$ et $\hat{\alpha}$ est calculé numériquement via des routines d'optimisation.

III.3.4 Méthode des moments d'ordres fractionnaire négative et positive (FPNOME)

Comme discuté dans le chapitre II, la méthode FPNOME est considérée aussi dans ce chapitre pour estimer le paramètre de forme du modèle Pareto+ B. Cet estimateur, comme son nom l'indique, est principalement basé sur deux rapports statistiques. Le premier rapport est lié aux moments d'ordre positif non-entier $\langle z^p \rangle, \langle z^{p+1} \rangle$, et à la moyenne des données $\langle z \rangle$ [21]

$$V_{p,q} = \frac{\langle z^{p+q} \rangle}{\langle z^q \rangle \langle z^p \rangle} \quad (III.14)$$

En effet, l'utilisation de (III.14) n'est pas suffisante pour résoudre le problème d'estimation lorsque le bruit thermique est pris en compte. En conséquence, le deuxième rapport statistique

qui est complètement différent de $V_{p,q}$ et est principalement donné en fonction de moment d'ordre négatif non-entier $\langle z^{p-q} \rangle$ pour $p-q < 0$

$$W_{p,q} = \frac{\langle z^{p-q} \rangle \langle z^q \rangle}{\langle z^p \rangle} \quad (\text{III.15})$$

En remplaçant $q=1$ dans (III.14) et (III.15) et en utilisation (III.5), (III.15) peut être écrite comme

$$W_{p,1} = \frac{\langle z^{p-1} \rangle \langle z \rangle}{\langle z^p \rangle} = N p_n (1 + \text{CNR}) \times \frac{\frac{\Gamma(N+p-1)\Gamma(\alpha-p+1)}{\Gamma(N)\Gamma(\alpha)} U(-p+1, 1-\alpha, (\alpha-1)\text{CNR})}{\frac{\Gamma(N+p)\Gamma(\alpha-p)}{\Gamma(N)\Gamma(\alpha)} U(-p, 1-\alpha, (\alpha-1)\text{CNR})} \quad (\text{III.16})$$

En outre, en utilisant les propriétés de la fonction gamma dans (III.16), nous obtenons :

$$W_{p,1} = \frac{N(\alpha-p)(1+\text{CNR})}{(N+p-1)} \frac{U(-p+1, 1-\alpha, (\alpha-1)\text{CNR})}{U(-p, 1-\alpha, (\alpha-1)\text{CNR})} \quad (\text{III.17})$$

Après la combinaison de (II.16) et (II.17) et avec l'utilisation de nouvelles variables suivantes, on obtient

$$\begin{cases} x = \frac{U(-p-1, 1-\alpha, (\alpha-1)\text{CNR})}{U(-p, 1-\alpha, (\alpha-1)\text{CNR})} \\ y = \frac{U(-p+1, 1-\alpha, (\alpha-1)\text{CNR})}{U(-p, 1-\alpha, (\alpha-1)\text{CNR})} \end{cases} \quad (\text{III.18})$$

Aussi, on considère la fonction récurrente suivante [36, 39]

$$U(a-1, b, z) + (b-2a-z)U(a, b, z) + a(1+a-b)U(a+1, b, z) = 0 \quad (\text{III.19})$$

Avec $a = -p$, $b = 1-\alpha$ et $z = (\alpha-1)\text{CNR}$, les équations (III.16), (III.17) et (III.19) deviennent respectivement :

$$\begin{cases} V_{p,1} = \frac{(N+p)(1+\text{CNR})^{-1}}{N(\alpha-p-1)} x \\ W_{p,1} = \frac{N(\alpha-p)(1+\text{CNR})}{N+p-1} y \\ x = (\alpha-1)(1+\text{CNR}) - 2p + p(\alpha-p)y \end{cases} \quad (\text{III.20})$$

En combinant les sous-équations dans (III.20), on trouve

$$\hat{\alpha} = 1 + \frac{1}{N\hat{V}_{p,1} - N - p} \times \left[Np\hat{V}_{p,1} + \frac{N+p}{1+CNR} \left(\frac{p(N+p-1)}{N(1+CNR)} \hat{W}_{p,1} - 2p \right) \right] \quad (\text{III.21})$$

Où $\hat{V}_{p,1} = M \sum_{i=1}^M z_i^{p+1} / (\sum_{i=1}^M z_i^p \times \sum_{i=1}^M z_i)$ et $\hat{W}_{p,1} = \sum_{i=1}^M z_i^{p-1} \times \sum_{i=1}^M z_i / (M \sum_{i=1}^M z_i^p)$

sont obtenus à partir des données.

Si $CNR \longrightarrow \infty$, (III.21) est simplifiée par

$$\hat{\alpha} = 1 + \frac{p}{1 - \frac{N+p}{N} (\hat{V}_{p,1})^{-1}} \quad (\text{III.22})$$

Pour un CNR inconnu, un paramètre de forme efficace doit être utilisé pour obtenir les estimés de α .

L'équation (III.21) devient [38]

$$\begin{aligned} (\hat{\alpha} - 2) &= \frac{Np\hat{V}_{p,1}}{(N\hat{V}_{p,1} - N - p)} + \frac{(N+p)p(N+p-1)\hat{W}_{p,1}}{N(N\hat{V}_{p,1} - N - p)} \\ &\times \frac{1}{(1+CNR)^2} - \frac{2p(N+p)}{(N\hat{V}_{p,1} - N - p)} \frac{1}{(1+CNR)} - 1 \end{aligned} \quad (\text{III.23})$$

En résolvant (III.23) pour le paramètre de forme estimé, nous obtenons

$$\begin{cases} \eta = \hat{\alpha} - 2 \\ \hat{A} = \frac{Np\hat{V}_{p,1}}{(\hat{V}_{p,1}N - N - p)} \\ \hat{B} = \frac{p(N+p)(N+p-1)\hat{W}_{p,1}}{N(\hat{V}_{p,1}N - N - p)} \\ \hat{C} = -\frac{2p(N+p)}{(\hat{V}_{p,1}N - N - p)} \\ \hat{D} = \sqrt{\hat{\alpha}_{eff} - 2} \end{cases} \quad (\text{III.24})$$

On peut noter que $\hat{A}, \hat{B}, \hat{C}$ et \hat{D} peuvent être obtenus directement à partir des données pour chaque tâche d'estimation. En remplaçant (III.24) par (III.23), on obtient

$$\eta + \frac{\hat{D}(2\hat{B} + \hat{C})}{\hat{D}^2 - \hat{B}} \sqrt{\eta} + \frac{\hat{D}^2(1 - \hat{A} - \hat{B} - \hat{C})}{\hat{D}^2 - \hat{B}} = 0 \quad (\text{III.25})$$

En outre, nous pouvons simplifier (III.25) en prenant

$$\begin{cases} \chi = \sqrt{\eta} \\ \hat{a} = \frac{\hat{D}(2\hat{B} + \hat{C})}{\hat{D}^2 - \hat{B}} \\ \hat{b} = \frac{\hat{D}^2(1 - \hat{A} - \hat{B} - \hat{C})}{\hat{D}^2 - \hat{B}} \end{cases} \quad (\text{III.26})$$

En remplaçant (III.26) en (III.25), (III.26) devient

$$\chi^2 + \hat{a}\chi + \hat{b} = 0 \quad (\text{III.27})$$

Donc d'après [38], la méthode FPNOME est enfin donnée par :

$$\hat{\alpha} = 2 + \left(\frac{-\hat{a} \pm \sqrt{\hat{a}^2 - 4\hat{b}}}{2} \right)^2 \quad (\text{III.28})$$

Afin d'assurer des valeurs réelles et positives de $\hat{\alpha}$, la solution racine carrée positive est utilisée (i.e., $\hat{\alpha} = 2 + 0.25 \left(-\hat{a} + \sqrt{\hat{a}^2 - 4\hat{b}} \right)$). Une fois $\hat{\alpha}$ calculé, le CNR est obtenu à partir de (III.7). Les estimateurs donnés en (III.21) et (III.28) sont adaptés aux données pour une seule et plusieurs impulsions qui présentent un grand intérêt dans les applications radar.

D'après de plusieurs essais sur la qualité d'estimation utilisant l'équation III.21 ($N=1$), on a remarqué que pour $p=0.4$ la meilleure performance est obtenue par rapport aux autres valeurs entre 0 et 1. Alors, pour $p=0.4$ et $p=-0.4$, $M=10000$, $\text{CNR}=0\text{dB}$ et $N=1$, la Figure III. 1 montre les courbes des MSEs trouvées à partir des méthodes HOME, $[z\log(z)]$ et FPNOME ($p=0.4$ et $p=-0.4$). Il est clair que pour $\alpha < 3.52$, l'estimateur FPNOME ($p=0.4$) donne la meilleure performance. Pour $\alpha > 3.52$, l'estimateur FPNOME ($p=-0.4$) devient le meilleur par rapport aux autres estimateurs. Donc, malgré que l'approche FPNOME est bien adaptée aux applications en temps réel (e.i., utilisation de l'expression compacte III.21), elle offre des mauvaises performances d'estimation dans un intervalle particulier de α par rapport à l'estimateur numérique $[z\log(z)]$. Pour résoudre ce problème d'estimation pour des valeurs quelconques de α , nous proposons dans la section suivante, une nouvelle technique qui utilise un seuillage pour une sélection automatique de la meilleure qualité d'estimation obtenue à partir de l'estimateur FPNOME avec $p=0.4$ et $p=-0.4$.

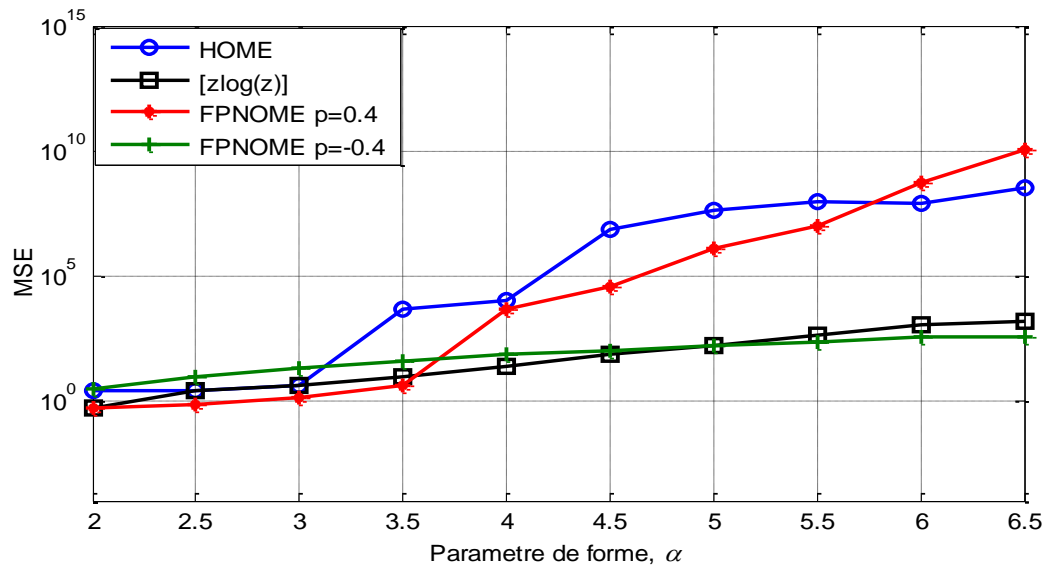


Figure III.1 : La moyenne d'erreur carrée d'estimation des méthodes HOME, [zlog(z)], FPNOME ($p=0.4$ et $p=-0.4$) pour $M=10000$, $N=1$, $CNR=0\text{dB}$ et $n=1000$ [38]

III.3.5 Méthode d'estimation FPNOME modifiée

Dans la section précédente, on a trouvé que les performances ne sont pas admissibles dans toutes les valeurs de α , c'est pour cela on propose d'introduire cette technique qui est basée sur la combinaison entre les deux estimateurs FPNOME ($p=0.4$ et $p=-0.4$). On commence par l'utilisation d'un seul seuil $T=5$ qui est choisi après plusieurs tests sur la qualité d'estimation. L'organigramme de la figure III.2 résume le principe de fonctionnement de cette approche:

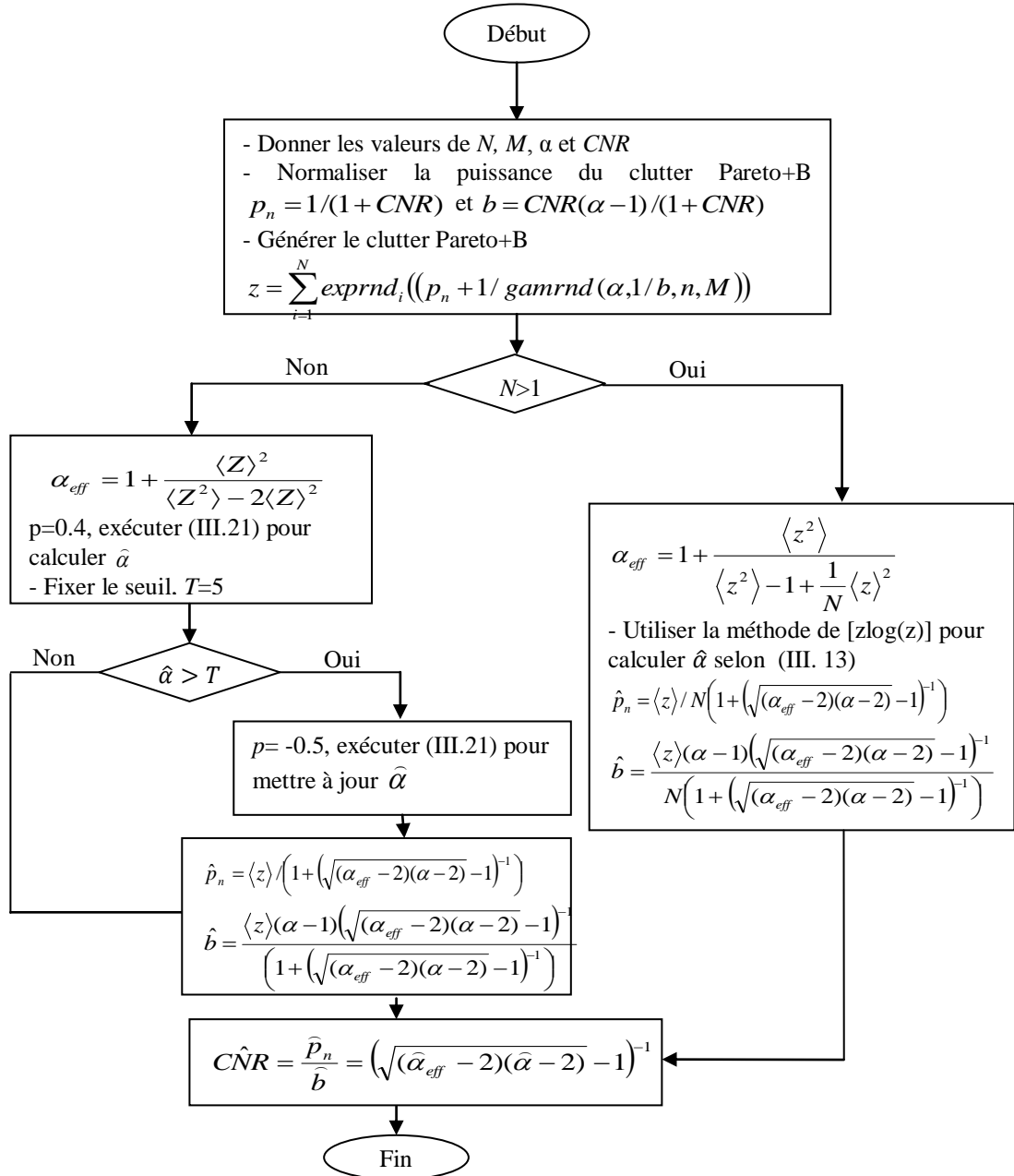
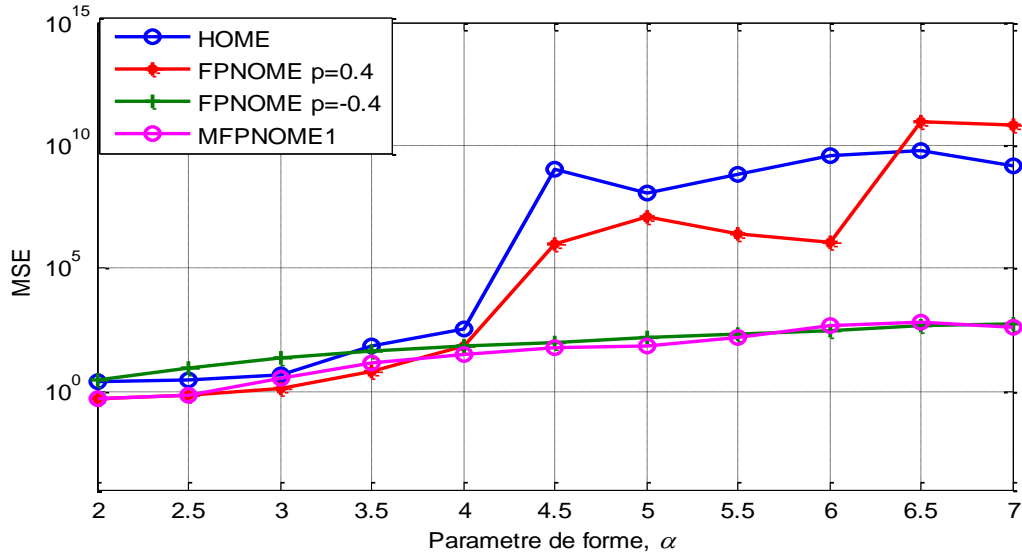
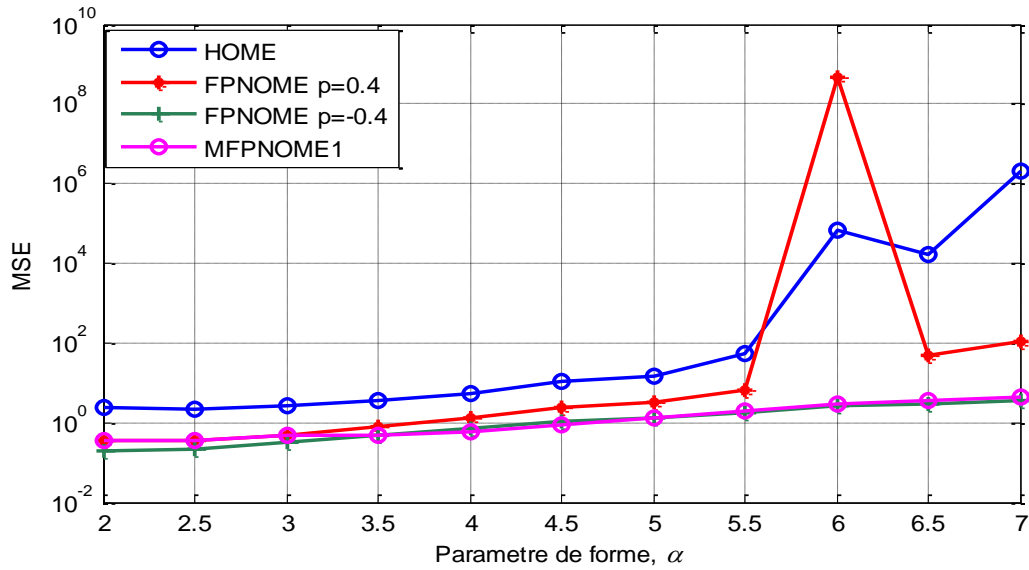


Figure III.2 : Organigramme de la méthode MFPNOME1 utilisant un seuil de sélection T (une seule itération de simulation Monte-Carlo)

Par la suite, nous allons illustrer les diverses courbes des erreurs quadratiques moyennes en fonction du paramètres de forme ($\alpha = 2.1 \dots 7$) des méthodes FPNOME (pour $p=0.4$) et FPNOME ($p=-0.4$). La génération du clutter de distribution Pareto+B est effectuée pour une valeur de $N=1$, $M=10000$ et $CNR=0$ et 10 dB. Les résultats sont bien montrés dans les Figures.III.3 (a) et III.3 (b). Nous remarquons que l'estimateur proposé possède des résultats d'estimation améliorés. Cela s'explique l'efficacité de l'utilisation automatique des résultats de l'estimateur FPNOME pour $p=0.4$ et $p=-0.4$.



(a)



(b)

Figure III.3 : La moyenne d'erreur carrée d'estimation des méthodes HOME, FPNOME ($p=0.4$ et $p=-0.4$) et MFPNOME1 pour $M=10000$, $N=1$ et $n=1000$
(a) $CNR=0dB$ et (b) $CNR=10dB$

Pour corriger encore le problème d'estimation illustré dans la Figure III.1, on propose maintenant à utiliser deux seuils $T_1=4$, $T_2=5.6$. Donc on peut récapituler le principe de fonctionnement de cette approche d'estimation dans l'organigramme de la Figure III. 4 :

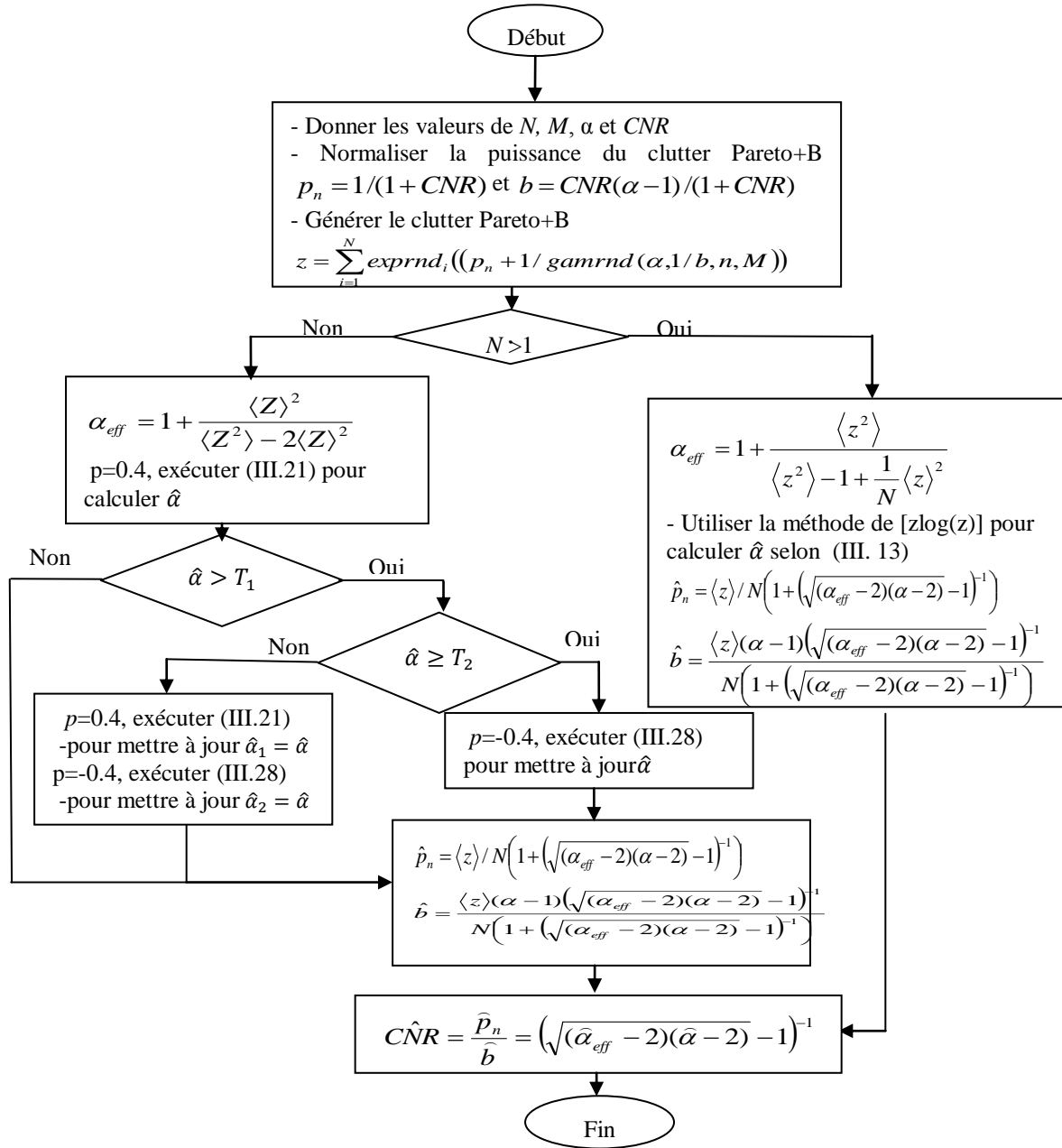
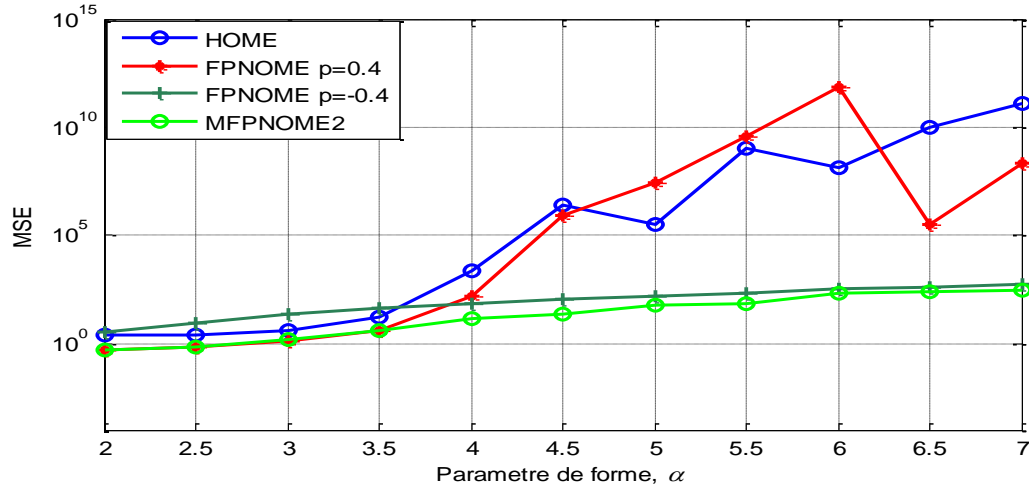
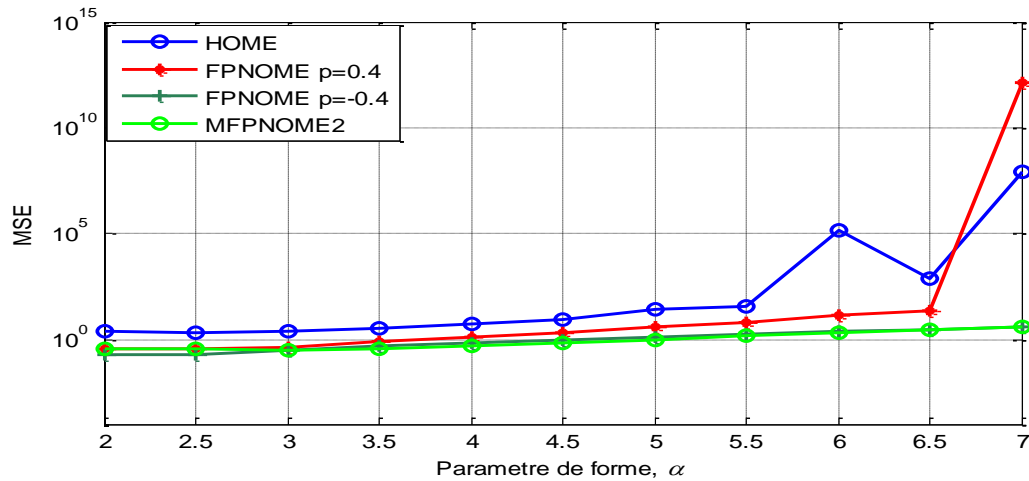


Figure III.4 : Organigramme de la méthode MFPNOME2 utilisant deux seuils de sélection T_1 et T_2 (une seule itération de simulation Monte-Carlo)

La Figure III.5 représente les résultats d'estimation trouvés par les approches HOME, $[zlog(z)]$, FPNOME ($p=0.4$ et $p=-0.4$) et MFPNOME2 dans le cas d'une seule impulsion, $M=10000$ et $CNR=0dB$ et $10dB$. Il est remarquable que la méthode d'estimation MFPNOME2 assure des meilleurs résultats à celles obtenus par les autres méthodes. En outre, ils offrent des avantages de calcul par rapport aux approches numériques existantes. Donc ces résultats assurent et confirment l'efficacité de cette approche.



(a)



(b)

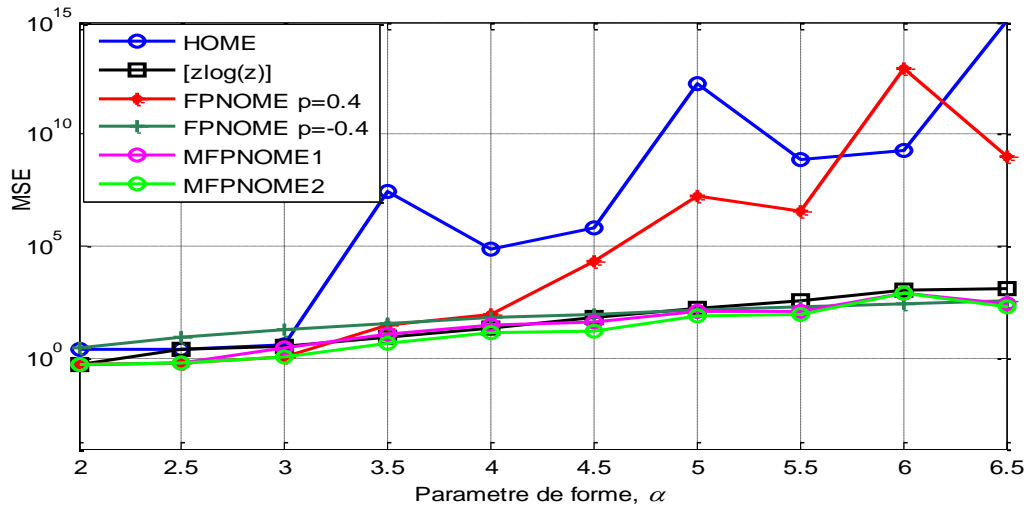
Figure III.5 : La moyenne d'erreur carrée d'estimation des méthodes HOME, FPNOME ($p=0.4$ et $p=-0.4$) et MFPNOME2 pour $M=10000$, $N=1$ et $n=1000$

(a) $CNR=0dB$ et (b) $CNR=10dB$

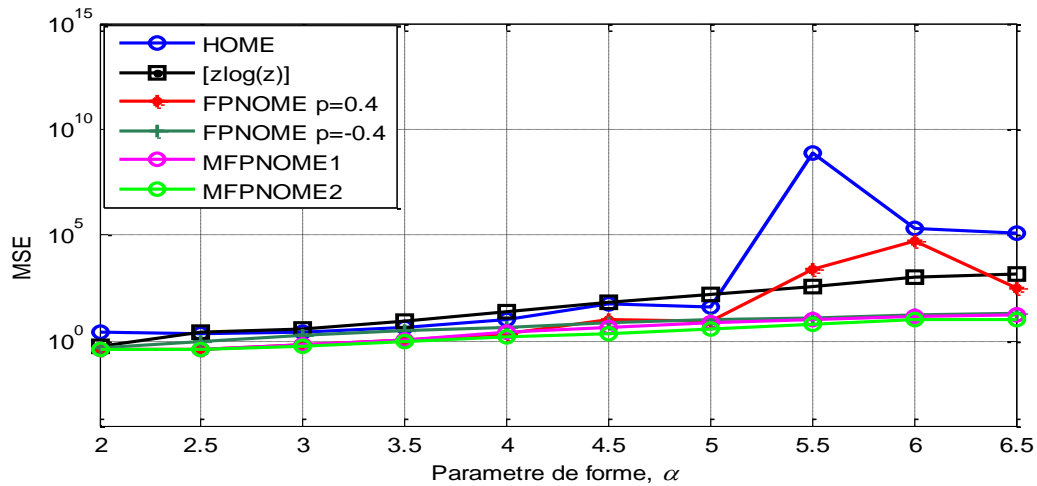
III.4 Comparaison des résultats d'estimation

Cette partie est consacrée sur la comparaison des performances des estimateurs proposés et existants présentés précédemment. Pour diverses valeurs de CNR et N , nous présentons une étude comparative des performances des deux estimateurs proposés (MFPNOME1 et MFPNOME2) et ceux existants (HOME, FPNOME ($p=0.4$), FPNOME ($p=-0.4$) et $[z\log(z)]$). On commence par le cas de $N=1$ avec $\alpha=2.1$ à 7. D'après les résultats illustrés dans la Figure II.6, le premier constat indique que plus la valeur du paramètre de forme α est grand plus la dégradation des performances d'estimation est remarquable (les valeurs de l'erreur quadratique moyenne) pour toutes les méthodes. De plus, nous remarquons

que les nouveaux estimateurs MFPNOME1 et MFPNOME2 sont les plus performants. Nous pouvons remarquer aussi que ces approches délivrent presque les mêmes erreurs d'estimation. On peut aussi conclure que les estimateurs proposés réagissent bien aux variations du paramètre de forme de la distribution Pareto+B.



(a)



(b)

Figure III.6 : La moyenne d'erreur carrée d'estimation des méthodes HOME, $[z\log(z)]$, FPNOME ($p=0.4$ et $p=-0.4$) MFPNOME1 et MFPNOME2 pour $M=10000$, $N=1$ et $n=1000$
(a) $CNR=0dB$ et (b) $CNR=10dB$

Le Tableau (III.2) montre les valeurs de l'erreur moyenne carrée, le temps d'exécution et le biais relatif obtenues pour $\alpha = 2, 3.5, 5, 6.5$ et $N=1$ utilisant les méthodes HOME, FPNOME ($p=0.4$) et ($p=-0.4$), $[z \log(z)]$, MFPNOME1 et MFPNOME2.

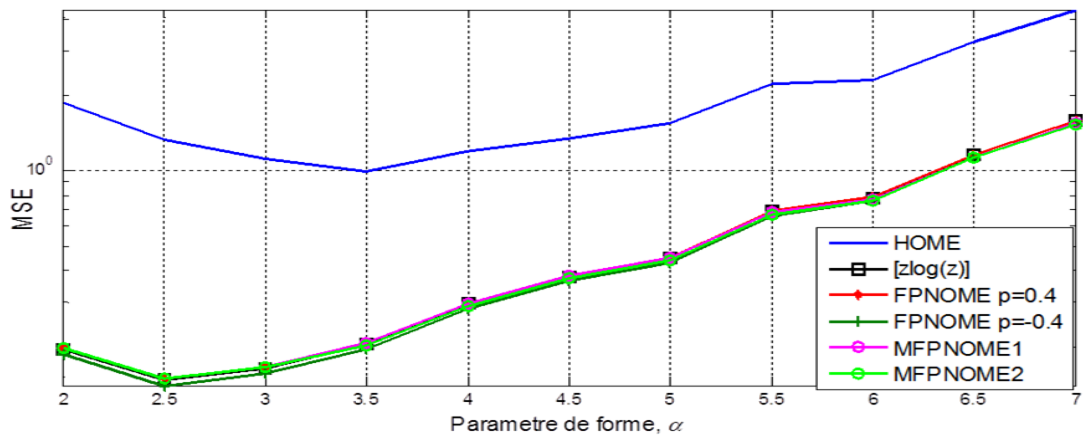
Tableau III.1 : Moyenne d'erreur carrée, le biais relatif et le temps de calcul des paramètres estimés de la distribution *Pareto+B* obtenus par les divers estimateurs

	á	CNR	HOME	FPNOME p=0.4	FPNOME2 p=-0.4	MFPNOME1	MFPNOME2	zlog(z)
La moyenne d'erreur carrée MSE	2	-3	2.8304	0.6926	17.6306	0.7538	0.6926	0.8541
		0	2.5742	0.5158	3.0264	0.5158	0.5158	0.5466
		5	2.5119	0.4087	0.4747	0.4087	0.4086	0.407
	3.5	-3	4.6337e+11	1.1654e+6	3.3198e+2	1.5769e+2	1.5768e+2	
		0	1.0063e+3	10.6847	39.2248	12.2750	5.5074	9.078
		5	3.9302	1.0283	3.0507	1.0258	0.8716	0.8467
	5	-3	6.9814e+8	3.1892e+7	3.1511e+3	2.2718e+3	1.9694e+3	2.2715e+3
		0	1.2273e+14	3.7786e+6	1.4376e+2	98.9209	58.3262	167.2
		5	105.2482	9.6123	9.6884	7.1170	3.5774	3.952
	6.5	-3	5.7286e+7	8.9175e+8	2.1725e+4	1.9045e+4	1.4784e+4	1.9035e+4
		0	1.2555e+01	2.3656e+1	4.1784e+2	2.6667e+2	1.7978e+2	6.031e+5
		5	2.3080e+7	1.6460e+4	21.7235	19.7875	13.5243	13.42
Temps de calcul	2	-3	0.0027	0.0104	0.0111	0	0	0.8191
		0	0.0027	0.0098	0.0104	0	1.5625 e-5	0.8419
		5	0.0029	0.0094	0.0104	1.5625e-5	1.5625e-5	3.0280
	3.5	-3	0.0025	0.0104	0.0104	1.5625e-5	1.5625e-5	2.0878
		0	0.0026	0.0095	0.0100	1.5625e-5	3.1250e-5	1.2975
		5	0.0026	0.0093	0.0103	3.1250e-5	1.5625e-5	1.8634
	5	-3	0.0026	0.0097	0.0106	0	1.5625e-5	2.0280
		0	0.0029	0.0097	0.0099	1.5625e-5	0	1.3975
		5	0.0027	0.0095	0.0105	0	3.1250e-5	1.8634
	6.5	-3	0.0027	0.0094	0.0098	0	3.1250e-05	2.0380
		0	0.0028	0.0090	0.0096	4.6875e-05	0	1.4975
		5	0.0027	0.0094	0.0098	1.5625e-05	0	1.8734
Le biais relatif	2	-3	0.8102	0.3723	1.9011	0.3750	0.3723	0.3747
		0	0.7814	0.3229	0.7962	0.3229	0.3228	0.3230
		5	0.7745	0.2895	0.3173	0.2895	0.2893	0.2897
	3.5	-3	6.1819e+3	12.1776	4.7631	1.8437	1.0568	1.8435
		0	0.8938	0.3083	1.7120	0.5021	0.3039	0.5024
		5	0.4302	0.1541	0.4666	0.1557	0.1456	0.1559
	5	-3	3.0155e+2	87.8370	7.1545	3.5361	2.4054	3.5360
		0	7.0173e+4	18.6120	2.2700	1.2612	0.7073	1.2614
		5	0.5515	0.2043	0.5885	0.3233	0.1553	0.3235
	6.5	-3	78.2639	2.5679e+2	11.1137	5.7076	3.8847	5.7078
		0	716.5067	2.5533e+3	2.8278	1.3924	0.8105	1.3926
		5	29.2045	1.4151	0.6746	0.4993	0.2679	0.4995

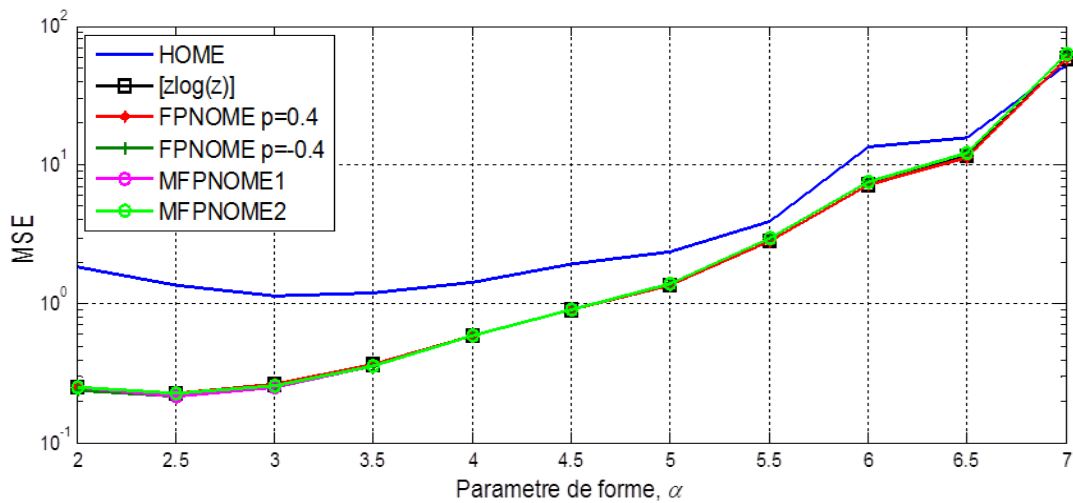
A partir des résultats obtenus, on constate évidemment que les estimateurs proposés présentent une bonne qualité d'estimation en termes des valeurs du MSEs et du biais relatif. L'approche FPNOME ($p = -0.4$) délivre des résultats d'estimation approximatés par rapport aux estimateurs proposés. Encore, le temps d'exécution requis par la méthode [zlog(z)] est très

grand devant aux autres temps obtenus par les méthodes compactes d'estimation. Par ailleurs, les méthodes MFPOME1 et MFPNOME2 révèlent majoritairement le plus performants et les plus consistants d'où ils offrent un très bon compromis entre la qualité d'estimation (précision) et le temps de calcul. Ces deux sont adaptés aux données à un seul ou à plusieurs impulsions qui présentent un grand intérêt pour les applications radar réalistes.

Par la suite, nous étudions les performances des estimateurs proposés et existants dans le cas où $N=4$. En prenant dans ce cas les valeurs de $\alpha=2\ldots7$ et $M=10000$. Dans cette expérience, on considère les valeurs de $CNR=0\text{dB}$ et $CNR=10\text{dB}$. On constate évidemment que les estimateurs proposés présentent, dans la totalité, des meilleures performances comparés aux estimateurs existants. De plus, l'estimateur HOME a une mauvaise qualité d'estimation.



(a)



(b)

Figure III.7 Comparaison des MSE du paramètre de forme estimé en utilisant les estimateurs HOME, FPNOME1 ($p=0.1$), FPNOME2 ($p=-0.1$), MFPNOME1, MFPNOME2 et $[z \log(z)]$ pour $M = 10000$, $N = 4$. (a) $CNR=0\text{dB}$ et (b) $CNR= 10\text{dB}$.

Pour $N=4$, nous observons que les courbes des MSEs obtenus par des méthodes (MFPNOME1, MFPNOME2) et les méthodes $[z\log(z)]$, FPNOME ($p=0.1$), FPNOME ($p=-0.1$) sont confondus (Figure.III.7). On peut conclure que dans le cas de plusieurs impulsions, les performances des estimateurs existants sauf la méthode HOME et proposés sont identiques et possèdent des temps d'exécutions acceptables et délivrent ainsi les mêmes valeurs des MSEs. Nous remarquons aussi que les MSEs sont dégradés avec l'augmentation du paramètre de forme. De plus, la méthode HOME est plus rapide mais elle donne une mauvaise qualité d'estimation de α .

II.5 Conclusion

Dans ce chapitre, on a considéré une technique de seuillage pour l'estimation des paramètres du clutter de Pareto+B. En premier lieu, on a donné un rappel théorique sur la distribution de Pareto+B avec une présentation de l'expression des moments d'ordre fractionnaire. Puis, on a présenté une étude théorique sur les méthodes d'estimation existantes. L'objectif de ce chapitre était d'attribuer une nouvelle technique d'estimation par seuillage assurant une meilleure performance et un temps de calcul réduit. Via des données simulées, des comparaisons des performances d'estimation des techniques proposées et existantes ont été élaborées. On a constaté que les résultats d'estimation des méthodes proposées ont de bonne qualité pour le cas d'une transmission d'une et de plusieurs impulsions (i.e., $N=1$ et $N>1$).