

CARACTERISATION STATISTIQUE FINE DE DIFFERENTS ENVIRONNEMENTS ELECTROMAGNETIQUES EN CHAMBRE REVERBERANTE

C. Lemoine, P. Besnier, M. Drissi

Institut d'Electronique et de Télécommunications de Rennes (IETR)
INSA de Rennes – 20 Av. des Buttes de Coësmes – CS 14315
35043 Rennes Cedex
E-mail: christophe.lemoine@insa-rennes.fr

Résumé. Ce document présente les évolutions les plus récentes sur la caractérisation de l'environnement électromagnétique des chambres réverbérantes à brassage de modes (CRBM). Que ce soit pour des applications de compatibilité électromagnétique (CEM) ou de mesures d'antennes, il est nécessaire de connaître précisément les propriétés statistiques du volume utile de la cavité. Nous revenons dans un premier temps sur les progrès récents en matière de détermination des lois de distribution des mesures. Des différences sont mises en évidence entre le modèle de cavité idéale et une cavité réelle. Nous rappelons aussi que la distribution des mesures n'est pas uniquement fonction de la cavité, mais peut dépendre de la dimension du récepteur. Dans un second temps, nous insistons particulièrement sur la richesse des environnements électromagnétiques réalisables en CRBM, en proposant une nouvelle technique de caractérisation de canaux de propagation du type Rice.

I. INTRODUCTION

Les environnements électromagnétiques des communications mobiles sont à l'origine de distributions statistiques variées de l'amplitude du signal de réception. Bien souvent, cette amplitude résulte de réflexions multiples auxquelles s'ajoute un trajet direct entre l'émetteur et le récepteur.

La chambre réverbérante est une cavité métallique dans laquelle un brasseur de modes permet de générer de nombreux environnements électromagnétiques indépendants les uns des autres. Lors d'une mesure de puissance en réception d'une antenne en CRBM, la composante non brassée de l'énergie reçue correspond à un trajet direct de l'énergie émise. La composante brassée de la puissance reçue est la conséquence des réflexions multiples sur les parois de la cavité. En faisant varier la part relative d'énergie non brassée, nous sommes capables de simuler en chambre réverbérante des environnements électromagnétiques réels de canaux de propagation. Nous arrivons ainsi à reproduire par exemple des canaux de propagation que l'on retrouve en milieu urbain.

En présence ou en l'absence d'un trajet direct des signaux entre l'émetteur et le récepteur, la caractérisation de la distribution des mesures ne va pas faire appel aux mêmes outils statistiques.



Fig.1 – Brasseur de modes de la CRBM de l'IETR.
Dimensions de la cavité : 2.9m x 3.7m x 8.7m.

Cependant, la démarche adoptée par l'expérimentateur reste similaire. Après avoir sélectionné l'observable des mesures (composante cartésienne de champ, champ total, puissance, paramètres S), on vérifie systématiquement l'indépendance des mesures de cette observable. Puis, il devient alors possible de tester l'ajustement de la distribution de ces mesures à une loi théorique à l'aide de tests adaptés.

En sections II et III, nous revenons sur les évolutions récentes en matière de caractérisation de l'environnement électromagnétique des CRBM (Fig. 1). La section II traite de l'indépendance des mesures, propriété incontournable qui doit préalablement être vérifiée avant toute étude statistique. Nous rappelons en particulier que les normes sont approximatives sur ce point. La section III présente les lois de distribution des mesures en l'absence de trajet direct, en distinguant le modèle de cavité idéale du modèle de cavité réelle. Nous rappelons en particulier les tests d'ajustement qui sont appropriés pour caractériser efficacement les lois de distribution expérimentales. En section IV, à l'aide des outils statistiques introduits dans les sections précédentes, nous présentons une nouvelle méthode statistique fine de caractérisation de canaux de propagation de type Rice afin de pouvoir contrôler le canal ainsi créé.

II. GENERATION D'ENVIRONNEMENTS ELECTROMAGNETIQUES INDEPENDANTS

L'exploitation de la chambre réverbérante repose sur la possibilité de générer des environnements électromagnétiques indépendants. La connaissance du nombre N' de positions de brasseur indépendantes est donc fondamentale. Généralement, l'expérimentateur impose un nombre N de positions de brasseur, parmi lesquelles seulement N' positions peuvent être considérées comme indépendantes. Avant de déterminer le nombre de mesures indépendantes disponibles par rotation du brasseur, ou la taille effective N' de la série de taille N , nous devons disposer d'un critère d'indépendance fiable.

II.1 Critère d'indépendance

D'un point de vue normatif [1], le seul critère d'indépendance des échantillons mesurés repose sur la fonction d'autocorrélation r (1) et sa comparaison à la valeur critique 0.37. Cependant, le seuil critique devrait prendre en compte le nombre N d'échantillons retenus pour le calcul de la fonction d'autocorrélation (ACF). Très souvent, ce critère s'avère insuffisant pour s'assurer de l'indépendance des positions de brasseur. Lundén *et al.* démontrent dans [2] que cette valeur critique est appropriée uniquement si $N=30$. Pour $N>100$ mesures, si l'expérimentateur obtient $r=0.37$, alors la probabilité que les mesures soient corrélées est très élevée.

Plusieurs études décrivant une méthode de détermination du nombre d'échantillons indépendants se basent à tort sur cette unique valeur critique. Sur ce point, les normes devraient prendre en compte cette incohérence relevée dans [2]. Nous rappelons en (1) l'expression de la fonction d'autocorrélation r , où x et y sont 2 séries de mêmes valeurs décalées d'un rang n de manière à déterminer la fonction d'autocorrélation à l'ordre n ,

$$r = \frac{\text{covar}(x,y)}{\sqrt{\text{var}(x)}\sqrt{\text{var}(y)}}. \quad (1)$$

Les notations 'covar' et 'var' désignent respectivement la covariance et la variance des échantillons de la série. La méthode normative d'estimation du nombre N' de mesures indépendantes consiste à diminuer la taille de la série de manière régulière (*e.g.* un échantillon sur deux, un sur trois, etc.) afin d'atteindre $r < 0.37$.

Nous avons récemment proposé une nouvelle démarche d'estimation du nombre de positions de brasseur statistiquement indépendantes sur une rotation complète [3]. Cette nouvelle méthode basée sur l'utilisation de modèles autorégressifs (AR) prend également en compte la densité de probabilité de la fonction d'autocorrélation, qui varie selon N . Par exemple, la figure 2 montre la largeur de l'intervalle de confiance à 95% de l'espérance de la corrélation,

centré autour de r , en fonction de l'estimateur de l'ACF et de la taille N de la série d'échantillons.

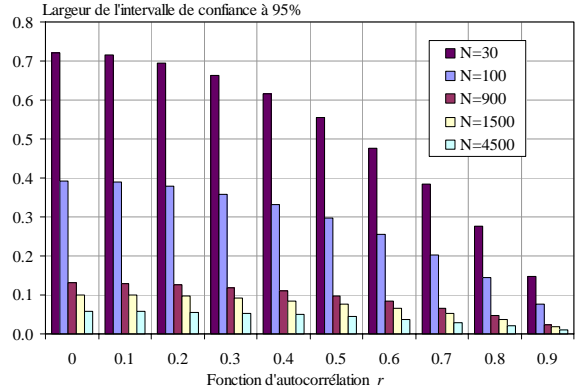


Fig.2 – Largeur de l'intervalle de confiance à 95% de la valeur vraie de la fonction d'autocorrélation à partir d'une estimation r pour une série de taille N .

Il apparaît nettement que cet intervalle varie selon l'estimation de la fonction d'autocorrélation, et surtout selon le nombre N d'échantillons. Par exemple, pour $N=1500$ mesures, l'intervalle de confiance à 95% de la valeur vraie de la fonction d'autocorrélation est $[r - 0.05 ; r + 0.05]$ dans le pire des cas, *i.e.* lorsque la corrélation est faible (*cf.* Fig. 2).

II.2 Modèles AR

La formulation générale d'un processus AR(k) à l'ordre k exprime l'observation à l'instant t de la variable dépendante y_t en fonction des observations précédentes $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k}$ et d'un résidu ε_t :

$$y_t = \Phi_{k1}y_{t-1} + \Phi_{k2}y_{t-2} + \dots + \Phi_{kk}y_{t-k} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Les résidus doivent être indépendants entre eux, ce que l'on vérifie de la même manière que pour caractériser l'indépendance des positions de brasseur. Dans (2), les coefficients $\Phi_{k1}, \Phi_{k2}, \dots, \Phi_{kk}$ sont déterminés à l'aide d'un outil de régression (Matlab, Excel, etc.). Appliqué aux chambres réverbérantes, chaque observation y_t à la date t correspond à la mesure d'un signal pour une position de brasseur donnée. L'observation à la date $t + 1$ correspond à la position de brasseur suivante, et ainsi de suite. Pour déterminer la taille effective N' d'une série de N mesures, nous rappelons simplement les principaux résultats qui conduisent à une caractérisation fine de l'indépendance des environnements réverbérants. Le lecteur trouvera de plus amples informations dans une publication très récente [4].

La démarche d'obtention de N' est la suivante. Il s'agit de partir d'une série d'échantillons corrélés y_1, y_2, \dots, y_N de taille N , collectés par exemple à l'aide de N positions de brasseur sur un tour complet. Le choix de l'ordre k du modèle AR est fonction du niveau de corrélation des résidus ε_t du modèle. Pour

un modèle à l'ordre k , si les résidus sont corrélés, alors l'ordre du modèle doit être incrémenté, jusqu'à ce que les résidus puissent être considérés comme indépendants. En pratique, seuls les modèles AR(1) et AR(2) sont suffisants pour déterminer la taille effective N' de la série y_1, y_2, \dots, y_N de taille N . Nous appelons $x_1, x_2, \dots, x_{N'}$ la série de taille N' recherchée, dont les échantillons indépendants sont issus de la série y_1, y_2, \dots, y_N .

Nous désignons par μ_x et σ_x respectivement la moyenne et l'écart type de la série $x_1, x_2, \dots, x_{N'}$. De même, nous désignons par μ_y et σ_y respectivement la moyenne et l'écart type de la série y_1, y_2, \dots, y_N . Nous montrons dans [4] que la taille effective N' est déterminée simplement par les expressions (3) et (4) respectivement pour l'ordre 1 et l'ordre 2 :

$$N'_{AR(1)} = N \times \frac{1 - \Phi_{11}}{1 + \Phi_{11}} \times \left(\frac{\sigma_x}{\mu_x} \right)^2 \times \left(\frac{\mu_y}{\sigma_y} \right)^2, \quad (3)$$

$$N'_{AR(2)} = N \times \frac{1 - \Phi_{21} - \Phi_{22}}{1 + \Phi_{21} - \Phi_{22}} \times \left(\frac{\sigma_x}{\mu_x} \right)^2 \times \left(\frac{\mu_y}{\sigma_y} \right)^2. \quad (4)$$

Ainsi, à l'aide d'une simple feuille de calcul (type Excel, openoffice), nous pouvons par cette méthode déterminer très simplement le nombre de positions de brasseur indépendantes disponibles sur un tour complet. Dans [3],[4] nous présentons plusieurs résultats expérimentaux validant cette nouvelle démarche, que ce soit pour le brassage mécanique (rotation du brasseur) ou pour le brassage électronique (balayage des fréquences dans une bande relativement étroite).

III. LOIS DE DISTRIBUTION THEORIQUES ET EXPERIMENTALES EN L'ABSENCE DE TRAJET DIRECT

III.1 Distributions pour une cavité idéale

Au-delà d'une fréquence minimale (LUF : *lowest usable frequency*) fonction des dimensions de la cavité, le champ électromagnétique régnant dans le volume utile d'une chambre réverbérante devient statistiquement uniforme. C'est en fait la diversité des champs créés par les différentes positions du brasseur qui engendre un champ statistiquement isotrope et homogène sur une rotation complète.

Le modèle théorique des lois de distribution des mesures en chambre réverbérante généralement appliqué correspond à un volume utile sphérique et une cavité idéale [5], c'est-à-dire sans pertes et avec une densité de modes infinie. Ce modèle établit qu'en l'absence de trajet direct, les mesures de puissance P sont distribuées selon la loi exponentielle

$$f(x) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, \quad (5)$$

et les mesures d'une composante cartésienne de champ E_R (et \sqrt{P}) selon une loi de Rayleigh de paramètre θ :

$$f(x) = \frac{2x}{\theta^2} e^{-\frac{x^2}{\theta}}. \quad (6)$$

L'ajustement de la distribution expérimentale à une loi de probabilité théorique peut s'étudier à l'aide de tests statistiques. On trouve souvent des comparaisons visuelles entre fonctions de répartition théorique et expérimentale, mais la comparaison reste dans ce cas qualitative.

Avant de réaliser un test statistique d'ajustement, nous devons vérifier l'indépendance des mesures (section II) afin d'estimer d'abord les paramètres de la loi théorique. Dans le cas des lois (5) et (6), il est nécessaire d'estimer le paramètre θ avant de pouvoir comparer les distributions expérimentale et théorique. Pour être cohérent avec les tests d'ajustement que nous utilisons (Table I), nous faisons appel à la méthode du maximum de vraisemblance (MMV). Soit $L(x_1, \dots, x_{N'}, \theta)$ la fonction de vraisemblance qui s'écrit en fonction de la densité de probabilité $f(x)$, pour N' échantillons indépendants :

$$L(x_1, \dots, x_{N'}, \theta) = \prod_{i=1}^{N'} f(x_i). \quad (7)$$

L'estimateur $\hat{\theta}$ du paramètre des lois caractéristiques d'une cavité idéale est alors déterminé par la résolution de l'équation de vraisemblance :

$$\frac{\partial \ln L(x_1, \dots, x_{N'}, \hat{\theta})}{\partial \theta} = 0. \quad (8)$$

Parmi les tests d'ajustement disponibles dans la littérature statistique, citons ceux de Kolmogorov-Smirnov (KS) et de Anderson-Darling (AD). Nous rappelons en (9) et (10) l'expression de leur statistique respective, que l'on compare à la valeur critique appropriée, qui dépend de la loi théorique que l'on suppose (Table I).

$$d = \max_i |F(x_i) - S_{N'}(x_i)|. \quad (9)$$

$$A^2 = - \frac{\sum_{i=1}^{N'} (2i-1) [\ln F(x_i) + \ln(1 - F(x_{N'+1-i}))]}{N'} - N'. \quad (10)$$

Dans (9) et (10), F et $S_{N'}$ désignent respectivement les fonctions de répartition théorique et expérimentale. Dans (10), les valeurs expérimentales x_i sont ordonnées dans l'ordre croissant. Si la statistique est supérieure à la valeur critique tabulée (Table I), alors la loi hypothétique est rejetée.

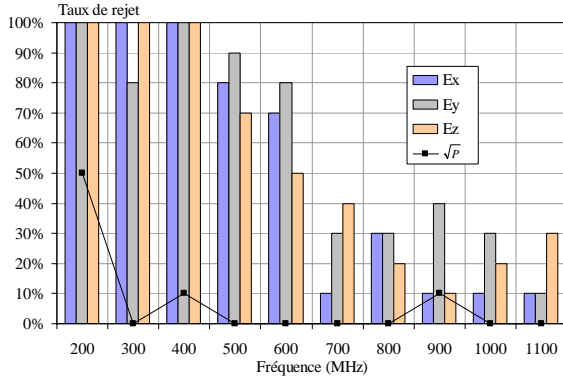


Fig.3 – Tests KS d'ajustement à la loi de Rayleigh.

La figure 3 présente le résultat de l'application de tests d'ajustement de la distribution de E_R (mesuré par une petite sonde de champ) et de \sqrt{P} (mesuré par une grande antenne) à la loi de Rayleigh. Pour chaque fréquence, 10 tests sont réalisés sur des séries de $N' = 150$ échantillons indépendants. Il apparaît nettement que, si le modèle idéal s'ajuste bien aux mesures de puissance au-delà de la LUF (250 MHz), ce n'est pas le cas des mesures de champ.

III.2 Distributions pour une cavité réelle

Pour une cavité réelle, une analyse statistique fine a récemment démontré expérimentalement qu'une loi de Weibull à 2 paramètres est mieux appropriée pour modéliser le comportement de E_R [6] :

$$f(x) = abx^{b-1}e^{-ax^b}. \quad (11)$$

A l'aide des tests d'ajustement adaptés (Table I), les taux de rejet au test d'ajustement de la loi de Weibull à la distribution expérimentale de E_R sont nettement plus bas que pour la loi de Rayleigh (Fig. 4).

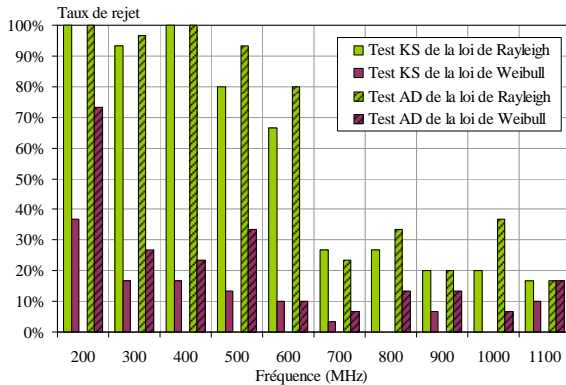


Fig.4 – Tests d'ajustement à la loi de Weibull par comparaison à la loi de Rayleigh (pour E_R).

Par ailleurs, pour des relevés de puissance, la dimension du récepteur a pour conséquence de modifier sensiblement la distribution des mesures. Pour une antenne de taille inférieure à $\lambda/4$, la distribution expérimentale est cohérente avec une loi

de Weibull [6]. Cependant, pour des antennes de plus grande dimension, les imperfections de la cavité semblent masquées et la distribution expérimentale suit le modèle idéal.

IV. CARACTERISATION D'UN CANAL DE RICE EN CHAMBRE REVERBERANTE

Dans le cas d'une composante non brassée, pour une antenne en réception de dimension supérieure à $\lambda/4$, le paramètre de transmission S_{21} est distribué selon une loi de Rice [6][7] :

$$f(x, v) = \frac{x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2 + v^2}{2\sigma^2}\right) I_0\left(\frac{xv}{\sigma^2}\right). \quad (12)$$

Le paramètre v de la loi représente l'amplitude de l'onde directe et σ correspond à l'écart type des ondes réfléchies. La fonction I_0 (13) est la fonction de Bessel modifiée du 1^{er} type, d'ordre 0. Lorsque $v=0$, dans (12), nous retrouvons la densité de probabilité de la loi de Rayleigh.

$$I_0(x) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \cos(-x \sin \tau) d\tau. \quad (13)$$

La proportion de trajet direct par rapport aux réflexions multiples peut se mesurer à l'aide du paramètre DSR (Direct-to-Scattered Ratio) suivant :

$$DSR = 20 \log\left(\frac{v}{\sigma}\right) \quad [\text{dB}]. \quad (14)$$

Ce paramètre permet de caractériser le canal de propagation créé dans le volume utile de la CRBM. Il caractérise le rapport entre l'énergie transmise directement entre l'émetteur et le récepteur, et l'énergie transmise après réflexions multiples.

Dans la littérature statistique, il n'existe pas à notre connaissance de tests d'ajustement de la loi de Rice à une distribution expérimentale, de performance similaire à ce que nous avons pour tester les lois de Rayleigh, exponentielle et Weibull (Table I). Par contre, si l'on revient à l'origine mathématique de la distribution de Rice, il est possible de tester indirectement l'ajustement de cette loi. En effet, soient X et Y deux variables aléatoires (v.a.) distribuées selon des lois normales indépendantes et définies comme suit avec θ un nombre réel :

$$\begin{cases} X \sim N(v \cos \theta, \sigma) \\ Y \sim N(v \sin \theta, \sigma) \end{cases}. \quad (15)$$

Alors, on peut montrer que la variable aléatoire $R = \sqrt{X^2 + Y^2}$ suit une distribution de Rice de paramètres v et σ .

Il est très facile de tester l'ajustement d'une distribution expérimentale à une loi normale (Table I). Or, nous sommes capables de mesurer les parties réelle S_{21r} et imaginaire S_{21i} de transmission mesurées à l'analyseur de réseau vectoriel et distribuées selon une loi normale en régime de cavité surdimensionnée.

Table I. Tests KS et AD d'ajustement à la distribution expérimentale avec les valeurs critiques appropriées aux mesures en chambre réverbérante à brassage de modes [6]. Le paramètre α est le seuil de risque du test.

Statistique T	Statistique modifiée T^*	Distributions adaptées	Valeur critique pour T^*		
			$\alpha = 10\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
d	$d\sqrt{N}$	Une distribution continue complètement définie	1.22	1.36	1.63
d	$d\left(\sqrt{N} - 0.01 + \frac{0.85}{\sqrt{N}}\right)$	Loi normale où (μ, σ) est estimé par MMV	0.819	0.895	1.035
d	$\left(d - \frac{0.2}{N}\right)\left(\sqrt{N} + 0.26 + \frac{0.5}{\sqrt{N}}\right)$	Exponentielle, Rayleigh où θ est estimé par MMV	0.990	1.094	1.308
d	$d\sqrt{N}$	Weibull où (a, b) est estimé par MMV	0.8265- 0.1991/ \sqrt{N}	0.8982- 0.2216/ \sqrt{N}	1.0455- 0.2826/ \sqrt{N}
A^2	$A^2\left(1 + \frac{4}{N} - \frac{25}{N^2}\right)$	Loi normale où (μ, σ) est estimé par MMV	0.656	0.787	1.092
A^2	$A^2\left(1 + \frac{0.6}{N}\right)$	Exponentielle, Rayleigh où θ est estimé MMV	1.078	1.341	1.957
A^2	$A^2\left(1 + \frac{0.2}{\sqrt{N}}\right)$	Weibull où (a, b) est estimé par MMV	0.637	0.757	1.038

Par conséquent, nous pouvons déterminer aisément les paramètres des lois normales (15) si l'on identifie S_{21r} à la v.a. X et S_{21i} à la v.a. Y . Rappelons que les paramètres de la loi normale (ou gaussienne) sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance, et correspondent respectivement à la moyenne et à l'écart type des échantillons distribués. Supposons que nous obtenons pour X (i.e. S_{21r}) les grandeurs $\hat{\mu}_x$ et $\hat{\sigma}_x$ comme estimateurs des paramètres de la loi normale, et de même $\hat{\mu}_y$ et $\hat{\sigma}_y$ pour la v.a. Y (i.e. S_{21i}). Dans le cas où le test d'ajustement de la distribution expérimentale de S_{21r} et de S_{21i} ne rejette pas l'hypothèse de la loi normale, alors le paramètre S_{21} suit une loi de Rice, dont les paramètres inconnus (ν, σ) sont déterminés par les expressions suivantes :

$$\begin{cases} \nu = \sqrt{\hat{\mu}_x^2 + \hat{\mu}_y^2} \\ \sigma = \frac{\hat{\sigma}_x + \hat{\sigma}_y}{2} \approx \hat{\sigma}_x \approx \hat{\sigma}_y \end{cases} \quad (16)$$

De cette manière, donc, il est possible de déterminer le DSR et ainsi de caractériser le canal de Rice. Expérimentalement, nous avons mis en place la configuration de la figure 5 dans la CRBM de l'IETR, afin de générer différents canaux de propagation du type Rice. En faisant varier l'angle ϕ entre les axes des antennes d'émission et de réception, nous favorisons plus ou moins le trajet direct de l'onde par rapport aux réflexions multiples. Pour chaque configuration, i.e. chaque angle ϕ , nous collectons 1500 mesures des parties réelle et imaginaire de S_{21} de manière à réduire l'incertitude à 5% sur l'estimation de l'indépendance des mesures (section II), et sur l'estimation des paramètres de la loi de Rice. Pour cela nous utilisons à la fois le brassage mécanique (30

positions de brasseur) et le brassage électronique (50 fréquences d'émission) dans une bande de 20 MHz autour de 700 MHz.

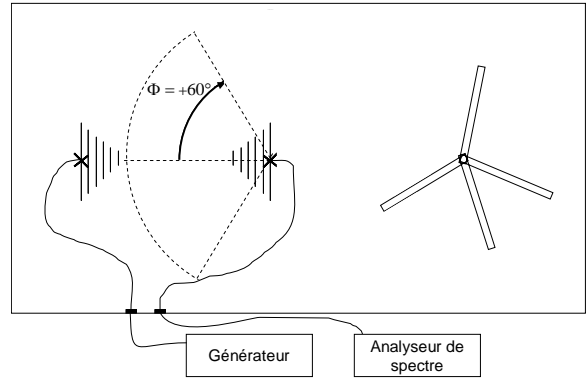


Fig.5 – Configuration pour la simulation de canaux de Rice dans la CRBM de l'IETR.

Pour chaque configuration d'antennes, i.e. chaque angle ϕ , nous vérifions par les tests d'ajustement appropriés (Table I) que les mesures de S_{21r} et de S_{21i} sont distribuées selon une loi normale.

Pour un angle ϕ de 45° nous obtenons par exemple la fonction de répartition expérimentale des mesures de S_{21} indiquée en figure 6, que l'on peut comparer visuellement à la fonction de répartition théorique, déterminée après estimation des paramètres ν et σ de la loi de Rice par la MMV :

$$\begin{cases} \nu = 0.03 \\ \sigma = 0.15 \end{cases} \quad (17)$$

Pour ce couple, nous obtenons un DSR de -14 dB. Le bon accord que l'on observe visuellement entre les

fonctions de répartition théorique et expérimentale, est cohérent avec les tests d'ajustement qui acceptent l'hypothèse de distribution gaussienne pour S_{21r} et S_{21i} .

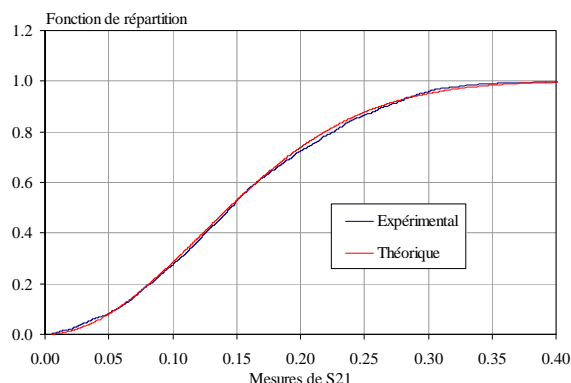


Fig.6 – Comparaison des fonctions de répartition expérimentale (S_{21}) et théorique (Rice) pour $\phi = 45^\circ$.

Ainsi, pour chaque angle ϕ , nous déterminons un couple (ν, σ) caractéristique de l'environnement électromagnétique créée au sein de la cavité.

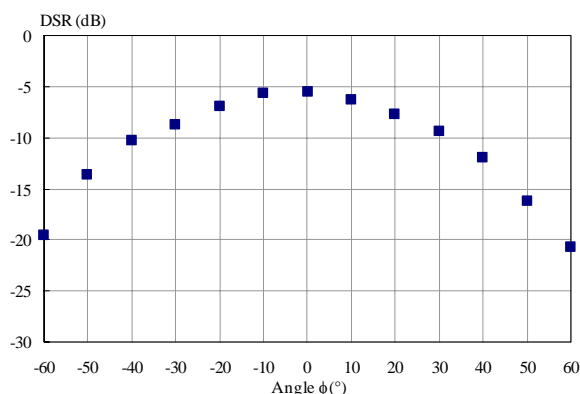


Fig.7 – Variation du "Direct-to-Scattered Ratio".

La figure 7 représente les variations du canal généré dans la chambre réverbérante, en fonction de l'orientation de l'antenne de réception par rapport à l'antenne d'émission. Pour un angle $\phi = 0^\circ$, les 2 antennes sont face à face et le trajet direct est le plus important. La dynamique sur le DSR est relativement importante (15 dB), ce qui permet de créer un grand nombre de canaux de propagation différents. Puisque l'on s'assure que l'ensemble des 1500 échantillons collectés sont indépendants (cf. section II), nous pouvons déterminer avec une grande précision (5%) les paramètres ν et σ à estimer dans le calcul du DSR.

V. CONCLUSION

A partir des plus récentes évolutions dans le domaine des chambres réverbérantes, il est possible de générer avec précision un grand nombre d'environnements électromagnétiques dans une CRBM. Le contrôle du canal de propagation simulé expérimentalement dans une telle cavité nécessite de pouvoir maîtriser les lois

de distribution qui gouvernent les mesures. Des outils statistiques avancés permettent de vérifier l'hypothèse d'ajustement à une loi de distribution. Ces outils ne sont performants que lorsque les échantillons de mesure sont indépendants, sinon l'estimation des paramètres inconnus est biaisée. C'est pourquoi, la connaissance du nombre d'échantillons indépendants disponibles sur un tour complet du brasseur est indispensable. Concernant la loi de Rice, nous ne disposons pas des mêmes outils pour vérifier cette distribution directement par l'analyse des relevés de puissance, comme c'est le cas de la loi de Rayleigh. Nous proposons dans ce document une méthode originale qui repose sur l'étude statistique des parties réelle et imaginaire du paramètre de transmission S_{21} . Ainsi, un canal de propagation du type Rice dont on contrôle la part d'énergie non brassée peut être généré en chambre réverbérante.

REMERCIEMENTS

Ce travail est financé par la Région Bretagne.

REFERENCES

- [1] IEC 61000-4-21 : *Reverberation chamber test methods*, International Electrotechnical Commission Std., 2003.
- [2] O. Lundén, M. Bäckström, Stirrer efficiency in FOA reverberation chambers. Evaluation of correlation coefficients and chi-squared tests, *IEEE International Symposium on EMC*, vol. 1, Washington DC, USA, Aug. 2000, pp. 11-16.
- [3] C. Lemoine, P. Besnier, M. Drissi, Using autoregressive models to estimate the number of independent samples available with stirrer rotation in reverberation chamber, *EMC Zurich 2007*, pp.469-472, Sept. 2007.
- [4] C. Lemoine, P. Besnier, M. Drissi, Estimating the effective sample size to select independent measurements in a reverberation chamber, *IEEE Trans. Electromagn. Compat.*, vol. 50, no. 2, May 2008, à paraître.
- [5] D. A. Hill, Plane wave Integral representation for fields in reverberation chambers, *IEEE Trans. Electromagn. Compat.*, vol. 40, no. 3, Aug. 1998, pp.209-217.
- [6] C. Lemoine, P. Besnier, M. Drissi, Investigation of reverberation chamber measurements through high power goodness of fit tests, *IEEE Trans. Electromagn. Compat.*, vol. 49, no. 4, Nov. 2007, pp.745-755.
- [7] P. Hallbjörner, Reverberation chamber with variable received signal amplitude distribution, *Microwave and Opt. Tech. Letters*, vol. 35, no. 5, 5th Dec. 2002.