



**HAL**  
open science

# Modélisation d'un canal de transmission en diversité d'espace pendant les périodes de trajets multiples

T. Ghahremani

► **To cite this version:**

T. Ghahremani. Modélisation d'un canal de transmission en diversité d'espace pendant les périodes de trajets multiples. [Rapport de recherche] Note technique - CRPE n° 184, Centre de recherches en physique de l'environnement terrestre et planétaire (CRPE). 1990, 186 p., illustrations, figures, graphiques. hal-02191388

**HAL Id: hal-02191388**

**<https://hal-lara.archives-ouvertes.fr/hal-02191388>**

Submitted on 23 Jul 2019

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

9E

RP 10 398

**CENTRE NATIONAL D'ETUDES  
DES TELECOMMUNICATIONS**

**CENTRE NATIONAL DE LA  
RECHERCHE SCIENTIFIQUE**

**CENTRE DE  
RECHERCHES  
EN PHYSIQUE DE  
L'ENVIRONNEMENT  
TERRESTRE  
ET PLANETAIRE**

**CRPE**

**NOTE TECHNIQUE  
CRPE / 184**

**MODELISATION D'UN CANAL DE TRANSMISSION  
EN DIVERSITE D'ESPACE PENDANT LES  
PERIODES DE TRAJETS MULTIPLES**

**Par  
T. GHAHREMANI**

**INSTITUT DE L'INFORMATION  
SCIENTIFIQUE ET TECHNIQUE  
2, Allée du Parc de Brabois - Tél. 83.50.46.00  
INIST - 54514 VANDŒUVRE LÈS NANCY CEDEX**

**RPE/ETP  
38-40, rue du Général Leclerc  
92131 ISSY-LES-MOULINEAUX, FRANCE**

G76045

**CENTRE DE RECHERCHES EN PHYSIQUE DE  
L'ENVIRONNEMENT TERRESTRE ET PLANETAIRE**

NOTE TECHNIQUE CRPE/184

**MODELISATION D'UN CANAL DE TRANSMISSION  
EN DIVERSITE D'ESPACE PENDANT LES  
PERIODES DE TRAJETS MULTIPLES**

par

**T. GHAREMANI  
RPE/ETP**

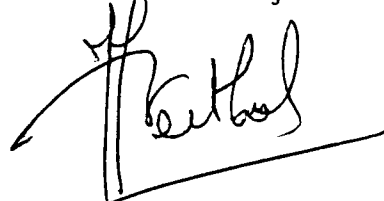
38-40 rue du Général Leclerc  
92131 ISSY-LES-MOULINEAUX

Le Directeur



G. SOMMERIA

Le Directeur Adjoint



J.J. BERTHELIER

LISTE DE DIFFUSION SYSTEMATIQUE

CNET

MM.	POITEVIN THABARD	Directeur du CNET Directeur Adjoint du CNET
	COLONNA	Adjoint Militaire au Directeur du CNET
	MERLIN	Directeur des Programmes
	BLOCH THUE	DICET DICET
MME	HENAFF	DICET
MM.	PIGNAL RAMAT	PAB PAB
	NOBLANC	PAB-BAG
	ABOUDARHAM	PAB-SHM
	HOCQUET	PAB-STC
	THEBAULT	PAB-STC
MME	PARIS	PAB-RPE
MM.	BAUDIN	PAB-RPE
	BERTHELIER	PAB-RPE
	BIC	PAB-RPE
	CERISIER	PAB-RPE
	GENDRIN	PAB-RPE
	LAVERGNAT	PAB-RPE
	ROBERT	PAB-RPE
	ROUX	PAB-RPE
	SOMMERIA	PAB-RPE
	TESTUD	PAB-RPE
	VIDAL-MADJAR	PAB-RPE

CNRS

MM.	BERROIR	TOAE
	CHARPENTIER	SPI
MME	SAHAL	TOAE
MM.	COUTURIER	INSU
MME	LEFEUVRE	AD3
M.	DUVAL	AD5

CNES

MMES	AMMAR DEBOUZY
MM.	BAUDOIN FELLOUS HERNANDEZ (Toulouse)

Bibliothèques

CNET-SDI (3)  
CNET-EDB  
CNET-RPE (Issy) (5)  
CNET-RPE (St Maur) (2)  
Observatoire de Meudon  
CNRS-SA  
CNRS-INIST  
CNRS-LPCE

LISTE COMPLEMENTAIRE

LAA/TSS/CMC	DI FRANCESCO
LAB/DIR	PAPET-LEPINE
LAB/SMR/TCM	PINAULT
LAB/MER/STA	RENAN
LAB/IFE/COD	ROCHARD
DIT/AIN	DELEAU
PAB/SHM/CEM	AZOULAY
PAB/SHM	BROSSARD
PAB/SHM/PHZ	
PAB/STC/PSN	MAITRET
PAB/RPE/ETP	GLOAGUEN
PAB/RPE/TID	LEBLANC

CNS - GRENOBLE

DIR/SVP	ARNDT
---------	-------

CCETT - RENNES

DOCUMENTATION

EXTERIEUR

ENST	BIBLIOTHEQUE
SAT-DTEL	DAMBLIN
TRT	DAOUT
TRT	RENARD
ATFH	LEGENDE

## **AVANT-PROPOS**

Le texte de cette note reprend, avec des modifications mineures, celui de la Thèse de Doctorat de l'Université de Paris VII, soutenue par l'auteur le 11 octobre 1989.

Le travail présenté s'inscrit dans le programme d'étude des effets des trajets multiples sur la propagation hertzienne, engagé à PAB/RPE en 1981.

La présente étude utilise les données de la liaison expérimentale PACEM2 pour analyser le comportement statistique d'un canal hertzien en diversité d'espace. Après quelques rappels sur les phénomènes étudiés (chapitre 2) et une présentation de l'expérience (chapitre 3), on caractérise le comportement statistique du canal radioélectrique tant en ce qui concerne ses propriétés à fréquence fixe (chapitre 4) que la sélectivité en bande moyenne (chapitres 5 et 6).

Après l'analyse d'un événement particulier mis en évidence au cours de l'étude (chapitre 7), on conclut par les perspectives qu'apporte le travail présenté.

## TABLE DES MATIERES

CHAPITRE I - INTRODUCTION	1
CHAPITRE II - PRESENTATION DU PHENOMENE TRAJETS MULTIPLES	5
II.1 Généralités	5
II.2 Effets des trajets multiples sur les communications et moyens de lutte	7
II.3 Différentes approches d'étude du phénomène de trajets multiples	9
II.4 Définitions, notations et rappels	10
CHAPITRE III - PRESENTATION DE L'EXPERIENCE PACEM II	17
III.1 Objectifs scientifiques	17
III.2 Description générale de l'expérience	18
III.3 Methode de mesure des fonctions de transfert dans l'expérience PACEM II	21
III.4 Traitement des données mesurées	22
CHAPITRE IV - STATISTIQUES A FREQUENCE FIXE SUR LES CANAUX SIMPLES ET LE CANAL EN DIVERSITE	25
IV.1 Généralités	25
IV.2 Données utilisées	27
IV.3 Loi de distribution des niveaux reçus (canal simple)	28
IV.4 Nombre et durée des événements	29
IV.5 Loi de distribution des niveaux et nombre d'événements (diversité d'espace)	30
IV.6 Résultats expérimentaux	32
IV.7 Discussions et conclusions	54
CHAPITRE V - MODELISATION STATISTIQUE EN BANDE MOYENNE SUR UN CANAL SIMPLE ET LE CANAL EN DIVERSITE D'ESPACE	59
V.1 Introduction	59
V.2 Démarche adoptée pour la modélisation en diversité	62
V.3 Modélisation des fonctions de transfert	63
V.4 Passage à la modélisation en diversité d'espace	77
V.5 Rappel des résultats antérieurs	79

CHAPITRE VI - ANALYSE DES DONNEES EN DIVERSITE D'ESPACE DE PACEM II PAR LE MODELE DE RUMMLER	87
VI.1 présentation des données utilisées	88
VI.2 Modélisation de la densité de probabilité de $\phi_1$ et $\phi_2$	93
VI.3 Modélisation de la densité de probabilité de $B'_1$ et $B'_2$	94
VI.4 Comparaison des lois marginales des paramètres $B'_1$ et $B'_2$ obtenues lors d'autres expériences	109
VI.5 Modélisation de la distribution des paramètres $A'_1$ et $A'_2$	112
VI.6) Cohérence d'ensemble du modèle obtenu	128
VI.7 Résultats du mois d'Octobre 1985	134
VI.8 Discussion sur la modélisation des lois statistiques en diversité	140
 CHAPITRE VII - ETUDE DE L'EVENEMENT ATYPIQUE DU 5 JUIN 1985	145
VII.1 Introduction	145
VII.2 Aspect radioélectrique	145
VII.3 Aspect météorologique	149
VII.4 Discussion	155
VII.5 Conclusions	157
 CHAPITRE VIII - CONCLUSIONS ET PERSPECTIVES	163
 ANNEXE A - PRINCIPE DE MESURE DES FONCTIONS DE TRANSFERT	167
 ANNEXE B - PRETRAITEMENT, STOCKAGE, CONTROLE ET UTILISATION DES DONNEES RADIOELECTRIQUES	169
 ANNEXE C - COMPRESSION DES DONNEES CONSERVEES	175
 ANNEXE D - STRUCTURE DES FICHIERS COMPRIMES	179
 ANNEXE E - RESULTATS DE L'EXPERIENCE PACEM I	181
 ANNEXE F - MESURES METEOROLOGIQUES UTILISEES LORS DE L'EXPERIENCE PACEM II	183
 BIBLIOGRAPHIE	185

## CHAPITRE I

### INTRODUCTION

Les faisceaux hertziens en visibilité directe constituent une technique de transmission d'information de point à point par propagation en espace libre. Cette technique est rendue possible par l'existence pour les ondes centimétriques d'antennes très directives de dimensions raisonnables.

Dans certains cas, pendant la nuit, les basses couches atmosphériques, dans lesquelles ces ondes se propagent, présentent des propriétés réfractantes telles qu'il existe plusieurs trajets de propagation simultanés des ondes entre les antennes d'émission et de réception ; ces situations sont appelées situations de trajets multiples [CRA.1952].

Pendant les situations de trajets multiples, le signal reçu est affecté d'évanouissements sélectifs, c'est-à-dire que ses différentes composantes fréquentielles sont atténuées et déphasées différemment. Il peut en résulter une baisse inacceptable de la qualité de transmission, en particulier dans le cas des liaisons numériques à grand débit, et sur un bon nombre de liaisons, on doit adopter en conséquence des dispositifs de secours.

Les responsables des services d'exploitation de faisceaux hertziens ont donc besoin d'une méthode de prévision des effets attendus des trajets multiples sur une liaison en fonction des caractéristiques de celle-ci (fréquence, longueur du bond, nature du terrain, dégagement de la liaison, climat, etc... ), afin de pouvoir définir quels dispositifs correcteurs sont nécessaires et sur quel bond pour satisfaire aux objectifs de qualité.

L'objectif des études de propagation est de fournir une modélisation du milieu de propagation adaptée à l'établissement d'une telle méthode de prévision. La qualité de la liaison dépend bien évidemment à la fois des propriétés du milieu de propagation et des caractéristiques des équipements de transmission (puissance transmise, type de modulation, etc... ). Il est souhaitable, dans l'analyse des problèmes, de séparer ces deux aspects autant



que faire se peut, et en particulier le modèle de propagation doit être aussi indépendant que possible des équipements.

Un très grand nombre d'études [CHR.1979], [MOR.1958], [BAR.1972], [DERE.1979] ont porté sur les propriétés statistiques du niveau du signal reçu à fréquence fixe en périodes de trajets multiples, (ainsi que sur le nombre et la durée des événements dépassant un seuil d'atténuation donné), pour lesquelles des formules semi-empiriques de prévision ont pu être établies, formules dont les coefficients dépendent de certaines caractéristiques de la liaison. Ces études sont indispensables puisqu'elles permettent de calculer l'occurrence des événements. Elles ne sont toutefois pas suffisantes pour le calcul de la qualité des liaisons dans la mesure où la source principale de perturbation est la sélectivité en fréquence des phénomènes ; les mesures à fréquence fixe ne donnent aucune information à cet égard.

Parmi les différentes méthodes par lesquelles on cherche à caractériser les propriétés sélectives du canal de propagation, les travaux menés au CRPE dans le cadre du programme PACEM (Propagation en Air Clair Et Météorologie) ont privilégié celle qui cherche à construire un modèle statistique de propagation. Il s'agit de représenter la fonction de transfert du milieu de propagation sur la largeur de bande utile (quelques dizaines de MHz) par un modèle mathématique à petit nombre de paramètres, puis d'établir la loi de probabilité conjointe de ces paramètres, et enfin de déterminer comment cette loi de probabilité évolue suivant les caractéristiques de la liaison. Il a été montré que des modèles mathématiques à trois paramètres permettaient de donner une représentation satisfaisante des mesures [LAV.1985].

Un dispositif efficace pour combattre les trajets multiples, et auquel on a souvent recours est la *diversité d'espace*. Celui-ci consiste à utiliser deux antennes de réception séparées verticalement et à combiner astucieusement les deux signaux reçus. La probabilité pour que les signaux reçus sur les deux antennes soient gravement affectés simultanément est plus faible que celle de voir affecté un seul des deux, ce qui permet donc d'améliorer la qualité de la liaison. On conçoit que le degré d'amélioration apporté par ce dispositif dépende de la plus ou moins grande corrélation existant entre les signaux reçus sur les deux antennes. C'est donc ce degré de corrélation qu'il convient de

définir et de relier aux caractéristiques de la liaison.

A nouveau l'étude revêt deux aspects. L'analyse des mesures à fréquence fixe simultanément sur les deux antennes en diversité permet de caractériser l'occurrence des événements. Quelques travaux en ce sens ont été publiés [VIG.1971]. Pas plus que pour un canal simple, cette première étape n'est suffisante. Elle doit être complétée par une analyse de la sélectivité. Une façon de faire consiste en une extension d'un modèle statistique de propagation. Si l'on caractérise les fonctions de transfert des deux antennes en diversité par le même modèle mathématique à trois paramètres, il s'agit cette fois de déterminer la loi de probabilité conjointe des six paramètres, en tenant compte des corrélations qu'elle peut présenter. La seule analyse de ce genre publiée est à notre connaissance celle de Rummler [RUM.1982] à partir d'un mois de mesures à 6 GHz sur une liaison américaine.

Le travail présenté ici s'inscrit dans la démarche décrite ci-dessus et a pour objet de contribuer au développement d'un modèle statistique de propagation applicable à un canal en diversité d'espace. Il s'appuie sur les données fournies par l'expérience PACEM II qui a une durée de quatre années (1985-1988) sur le bond expérimental Bouffry-Viabon en Beauce. Dans cette expérience (décrite dans le chapitre III), on mesurait la fonction de transfert du milieu sur les deux antennes de réception dans un canal de 64 MHz de largeur situé dans la bande des 11 GHz.

Nous nous sommes d'abord livrée à une analyse statistique à partir d'un an de mesures du niveau du signal à la fréquence centrale (chapitre IV). L'intérêt de cette étude est double. D'une part, comme nous l'avons indiqué ci-dessus, elle permet d'obtenir les propriétés d'occurrence des situations de trajets multiples, et de comparer les résultats obtenus à ceux qui ont été précédemment publiés. D'autre part, la durée de mesure nous permet de regarder les variations saisonnières de l'occurrence des événements, qui sont assez mal connues, la plupart des expériences ayant une durée inférieure à quelques mois.

Nous avons ensuite abordé le problème de la modélisation en bande moyenne. Les problèmes posés par l'élaboration d'un tel modèle, et les

solutions retenues, sont d'abord présentées au chapitre V. Les résultats obtenus sur notre liaison pour chacune des antennes et pour la diversité d'espace au cours de deux mois particuliers sont décrits en détail, et comparés à ceux de Rummler (chapitre VI).

Au cours de cette étude, les résultats statistiques obtenus présentaient des anomalies. Celles-ci ont pu être attribuées à un événement unique d'une durée de l'ordre de dix minutes. A partir des données météorologiques recueillies sur un mât instrumenté à Villeau, près de la liaison d'essai, pendant la campagne de mesures, on a pu décrire la situation physique responsable de cet événement (chapitre VII).

Nous terminons ce mémoire par un chapitre de conclusion résumant les résultats obtenus, et développant les lignes principales suivant lesquelles ce travail devrait être poursuivi (chapitre VIII).

## CHAPITRE II

### PRESENTATION DU PHENOMENE TRAJETS MULTIPLES

#### II.1) Généralités

En période de propagation normale dans l'atmosphère, les ondes suivent un trajet unique depuis l'antenne d'émission jusqu'à l'antenne de réception. Toutefois, on sait depuis les années 40 que la propagation en visibilité directe à des fréquences supérieures à 1 GHz s'accompagne parfois d'évanouissements rapides et très profonds (pouvant atteindre plusieurs dizaines de décibels) que l'on peut interpréter par la présence de plusieurs trajets de propagation simultanés des ondes entre émetteur et récepteur [CRA.1952].

En situation de trajets multiples, la superposition sur l'antenne réceptrice de plusieurs signaux de même fréquence mais retardés et déphasés les uns par rapport aux autres et d'amplitudes différentes, se traduit par un phénomène d'interférence. Par conséquent, le signal résultant s'accompagne d'affaiblissements sélectifs en fréquence, c'est-à-dire que toutes les fréquences de la bande transmise ne sont pas affectées de la même manière, d'où le nom d'évanouissement sélectif donné à ce type de phénomène. Ces affaiblissements, peuvent atteindre plusieurs dizaines de dB et peuvent varier très rapidement. Ce caractère de sélectivité en fréquence et les variations temporelles des affaiblissements causés par le phénomène de trajets multiples sont illustrés par la figure (1) à partir de données expérimentales recueillies lors de l'expérience PACEM III (1986).

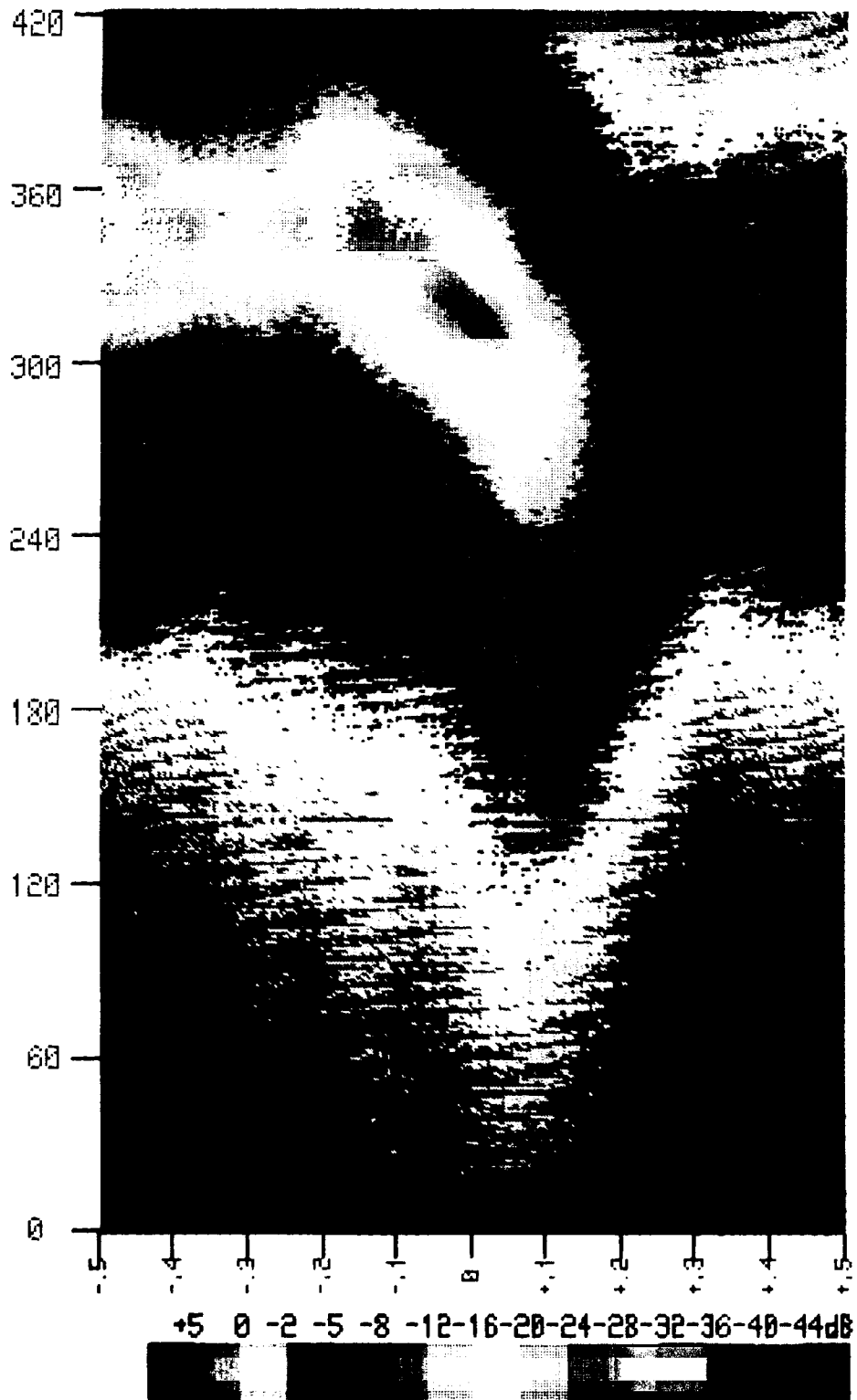


Figure 1: Variations en fréquence et en temps des affaiblissements provoqués par le phénomène de trajets multiples. Ces données, proviennent de la campagne de mesures PACEM 3 (1986). La fréquence, à partir de 10,7 GHz, est indiquée en abscisses par pas de 100 MHz et le temps est indiqué en ordonnées en nombre de fonctions de transfert (65 ms pour une fonction de transfert). Le code de couleur rend compte de la profondeur de l'affaiblissement.

Sur ce tracé (figure 1), l'affaiblissement sélectif a atteint une valeur de l'ordre de 30 dB aux environs de la 310ème fonction de transfert. Les zones bleues représentent des échantillons correspondant à un niveau de réception normale (0 dB d'affaiblissement).

Remarquons que lorsqu'on parle de trajets multiples, on se place dans l'approximation des rayons, qui est généralement valide pour la propagation des ondes centimétriques dans l'atmosphère.

Le temps de propagation entre l'émetteur et le récepteur est typiquement de l'ordre de la centaine de microsecondes. Sur une durée aussi courte, on peut admettre que le milieu de propagation ne s'est pas modifié. On peut donc considérer l'atmosphère comme un filtre stationnaire qui sera caractérisé par la connaissance de sa fonction de transfert.

## **II.2) Effets des trajets multiples sur les communications et moyens de lutte (DIVERSITE)**

Les affaiblissements sélectifs dus à la propagation par trajets multiples constituent la source de perturbation la plus importante pour les liaisons hertziennes en visibilité à grand débit aux fréquences inférieures à 12 GHz. Une première dégradation est due à la diminution de la puissance de signal reçue, ce qui est équivalent à une augmentation du bruit thermique. Mais le problème essentiel posé par les trajets multiples, dès que la largeur de bande utile dépasse environ 10 MHz, est dû au caractère sélectif du phénomène. L'effet qui en découle dépend naturellement du type de modulation utilisée : intermodulation dans le cas des liaisons analogiques en MF (modulation de fréquence), brouillage intersymbole dans le cas des liaisons numériques. L'effet est d'autant plus marqué que la largeur de bande utile est grande : il affecte donc tout particulièrement les liaisons numériques à grand débit, qui utilisent quelques dizaines de MHz.

D'après les caractéristiques générales du phénomène, on peut avoir une idée des remèdes à apporter. La structure de champ d'interférence au voisinage du récepteur conduit à utiliser les méthodes de diversité :

- Diversité en fréquence où l'on utilise des canaux de secours pour transmettre la même information. Cette solution ne nécessite qu'une antenne à la réception, mais est très coûteuse du point de vue de l'utilisation du spectre des fréquences.

- Diversité d'espace où l'on utilise à la réception deux antennes distantes verticalement de quelques centaines de longueurs d'onde. Les affaiblissements ayant une structure très variable dans le temps et dans l'espace, les deux récepteurs ne sont que très rarement affectés de la même manière. On peut envisager de récupérer le moins perturbé des deux signaux, ou d'en effectuer une combinaison plus ou moins élaborée.

Une autre méthode de lutte consiste à utiliser des filtres correcteurs, qui ont pour but de compenser les distorsions introduites par le milieu de propagation [LEC. 1985]. Actuellement, on tend à équiper les liaisons de filtres correcteurs. Sur les bonds difficiles, ils ne sont toutefois pas capables de fournir seuls une qualité suffisante, et on doit les associer à la diversité d'espace, bien que celle-ci soit beaucoup plus coûteuse.

Il arrive que l'on cherche à économiser le spectre radioélectrique en transmettant simultanément à la même fréquence sur deux polarisations orthogonales. Un autre effet des trajets multiples est de perturber de telles liaisons en apportant une diminution du découplage de polarisation. On cherche à lutter contre cet effet en utilisant des filtres correcteurs.

Dans tous les cas, les méthodes de lutte sont économiquement très coûteuses, et la décision d'équiper un bond de tel ou tel système correcteur ne peut être prise à la légère.

Afin d'évaluer l'amélioration que pourrait apporter la "diversité d'espace" au fonctionnement d'une liaison-type, nous allons étudier les caractéristiques des affaiblissements mesurés simultanément sur les deux antennes dans un canal de 55 MHz de largeur situé dans la bande des 11 GHz .

### **II.3) Différentes approches d'étude du phénomène de trajets multiples**

Le comportement des équipements en situation de trajets multiples peut être abordé en définissant une mesure de performance de la liaison et un objectif de qualité à satisfaire. Dans le cas des liaisons numériques, la mesure de performance est généralement la probabilité d'erreur par bit  $\tau$  (BER) mesurée sur une durée  $T_0$  ( $T_0$  de l'ordre d'une sec.). Une valeur de seuil typique caractéristique d'une performance inacceptable, est une probabilité d'erreur de  $10^{-3}$  ( $\tau_0 = 10^{-3} = \text{BER}_0$ ). La conséquence des temps de dépassement de ce seuil sur la performance du système est différente selon leur durée; les dépassements inférieurs à 10 secondes sont imputés à la qualité de la liaison, et ceux de durée supérieure à 10 secondes sont imputés à sa disponibilité; dans le premier cas on a une liaison dégradée et dans le deuxième cas la liaison est considérée comme coupée. L'objectif de qualité pourra être défini par le pourcentage du temps maximum pendant lequel on peut avoir  $\tau > \tau_0$  ( $\text{BER} > \text{BER}_0$ ).

Le phénomène de trajets multiples peut être étudié de deux points de vue différents :

- Pour un "exploitant" de faisceaux hertziens, l'objectif est d'établir des liaisons qui satisfont certains critères de qualité. Il s'agit donc, pour une liaison donnée, d'avoir une idée des durées de coupure ou des baisses de qualité. Son but sera de disposer de formules qui relient la qualité d'une liaison radioélectrique à ce qu'on peut appeler les paramètres d'environnement (longueur de la liaison, fréquence, nature de terrain, etc...).

- Pour un "physicien", il s'agit de caractériser le canal de transmission et d'en fournir une modélisation adéquate.

Ces deux approches du problème sont complémentaires, et l'analyse critique des divers types d'études montre que c'est leur avancement en parallèle qui permet de vrais progrès. En effet, une compréhension de la physique du milieu de propagation aide au choix des paramètres à retenir dans une méthode de calcul de qualité.



L'un des aspects physiques étudiés est la radiométéorologie.

## II.4) Définitions, notations et rappels

### II.4.1 Fonctions de transfert

Soit  $f$  la fréquence de mesure et  $\omega = 2\pi f$  la pulsation en rad/s. On note  $\omega_c$  la valeur correspondant à la fréquence centrale de la bande utile, et  $\Omega$  pour  $\omega - \omega_c$ .

Soit  $F_e(\Omega)$  la fonction de transfert des équipements (émetteur - récepteur) et  $F(\Omega)$  la fonction de transfert du canal de propagation qui vaut  $F_0(\Omega)$  en période de propagation normale, et  $F_{TM}(\Omega)$  en période de trajets multiples. On possède la mesure de la fonction de transfert globale  $F(\Omega) = F_e(\Omega) \cdot F(\Omega)$

Dans toute la suite on s'intéresse à la fonction de transfert réduite :

$$F_r(\Omega) = \frac{F_{TM}(\Omega)}{F_0(\Omega)} = \frac{F_e(\Omega) \cdot F_{TM}(\Omega)}{F_e(\Omega) \cdot F_0(\Omega)} = \frac{F_{TM}(\Omega)}{F_0(\Omega)} \quad (1)$$

Celle-ci nous permet de ne conserver des caractéristiques du canal que ce qui est spécifique des événements étudiés.

La fonction  $F_r(\Omega)$  est connue à un facteur constant près :

$$H(\Omega) = F_r(\Omega) \exp(-j\phi_0 + j\Omega t_0) \quad (2)$$

où  $\phi_0$  et  $t_0$  sont des constantes.

Selon les cas, on décompose  $H(\Omega)$  en ses parties réelle et imaginaire, ou en amplitude et phase :

$$H(\Omega) = R(\Omega) + jX(\Omega) = G(\Omega) e^{-j\phi(\Omega)} \quad (3)$$

où  $G(\Omega)$  et  $\phi(\Omega)$  sont respectivement le gain et la phase du signal.

L'expérience donne généralement accès à la puissance relative. On a les relations suivantes :

$$G^2(\Omega) = R^2(\Omega) + X^2(\Omega) \quad (4)$$

On note  $P(\Omega)$  la courbe de puissance qui est donnée par :

$$P(\Omega) = G^2(\Omega) \quad (5)$$

On utilise souvent le gain en décibels :

$$A(\Omega) = -20 \log G(\Omega) \quad (6)$$

La phase est donnée par :

$$\phi(\Omega) = -\arctg \left[ \frac{X(\Omega)}{R(\Omega)} \right] \quad (7)$$

L'expérience ne donne pas accès à la phase, mais on dispose de mesures des variations (en bande moyenne) du temps de propagation de groupe, désignées par l'abréviation T.P.G. La courbe de T.P.G est obtenue par dérivation de la phase par rapport à la pulsation :

$$T(\Omega) = \frac{d\phi(\Omega)}{d\Omega} \quad (8)$$

$$T(\Omega) = \left[ R'(\Omega) X(\Omega) - X'(\Omega) R(\Omega) \right] / G^2(\Omega) \quad (9)$$

où le prime indique la dérivation.

## II.4.2 Quelques rappels de radiométéorologie

### II.4.2.1 Indice de réfraction atmosphérique et propagation des ondes centimétriques

Dans les communications par voie hertzienne en visibilité directe, les ondes utilisées se propagent dans les premières centaines de mètres de l'atmosphère, c'est-à-dire la basse troposphère, domaine sensible aux effets du sol. Ce milieu est caractérisé par son indice de réfraction qui est une fonction des trois coordonnées d'espace et du temps  $n(x, y, z, t)$ . L'indice de réfraction d'un milieu déterminé est donné par :

$$n = \sqrt{\epsilon_r \mu_r}$$

où  $\epsilon_r$  et  $\mu_r$  sont les constantes diélectrique et magnétique du milieu.

Dans l'air  $\mu_r = 1$ , on a donc :

$$n = \sqrt{\epsilon_r}$$

Si on néglige les hétérogénéités à petite échelle, les variations de l'indice de réfraction sont faibles sur des distances de l'ordre de la longueur d'onde correspondant aux fréquences des faisceaux hertziens; on peut donc utiliser l'approximation des rayons (approximation de l'optique géométrique). Les trajectoires de l'énergie électromagnétique, ou rayons, sont données par l'équation :

$$\frac{d}{ds} \left( n \frac{dr}{ds} \right) = \text{grad } n \quad (10)$$

où  $s$  est l'abscisse curviligne le long du rayon, et  $r$  le vecteur du point courant.

L'indice de réfraction de l'atmosphère étant très proche de 1,0003, on préfère utiliser le coindice qui est sa différence à 1, exprimée en millionnièmes (ou unités N) :

$$N = 10^6 (n - 1) \quad (11)$$

On peut faire l'hypothèse d'homogénéité horizontale, les variations horizontales de l'indice de réfraction étant beaucoup plus faibles que ses variations verticales. On déduit de la formule (10) qu'on a pratiquement :

$$\frac{1}{R} = | \text{grad } n | \quad (12)$$

où  $R$  est le rayon de courbure de la trajectoire des ondes. Cela signifie que si le gradient d'indice est constant, les trajectoires des ondes sont des arcs de cercle de rayon donné par (12). Les rayons sont plus ou moins courbés que le rayon de courbure de la Terre suivant que  $dN/dz$  est inférieur ou supérieur à  $-157 \text{ u.N/km}$  ( $\text{u.N} = \text{unité N}$ ).

on remarque que pour :

$dN/dz > -157 \text{ u.N/km}$  ;  $R > R_0$  , les rayons sont moins courbés que le rayon de courbure de la Terre.

$dN/dz = -157 \text{ u.N/km}$  ;  $R = R_0$  , les rayons sont parallèles à la surface de la Terre.

$dN/dz < -157 \text{ u.N/km}$  ;  $R < R_0$  , les rayons sont plus courbés que le rayon de courbure de la Terre.

où  $R_0 \approx 6370 \text{ km}$  est le rayon terrestre et  $z$  est l'altitude par rapport au sol en mètres.

Cette dernière situation s'accompagne de la formation d'un conduit de guidage que l'on perçoit mieux dans une représentation qui remplace l'indice de réfraction  $n$  par l'indice modifié  $m$ , et le coindice  $N$  par le module de réfraction  $M$ , afin de se ramener à une situation de propagation analogue à celle que l'on aurait au-dessus d'une Terre plate. La condition  $dN/dz < -157 \text{ u.N/km}$  s'exprime alors par  $dM/dz < 0$ .

L'indice modifié  $m$  est donné par la relation :

$$m = n \left( 1 + \frac{z}{R_0} \right) = n + \frac{z}{R_0} \quad (13)$$

et le module de réfraction  $M$  par :

$$M = (m - 1) 10^6 = N + 10^6 \frac{z}{R_0} = N + 0,157 z \quad (z \text{ en mètres}) \quad (14)$$

#### II.4.2.2 Couches superréfractantes et trajets multiples

Lorsqu'il existe une couche à gradient  $M$  négatif, elle réfracte vers le sol les rayons provenant d'en dessous et ceux-ci peuvent être piégés dans un conduit de guidage. Une telle situation peut être décrite par la figure (2) [CIA.1989].

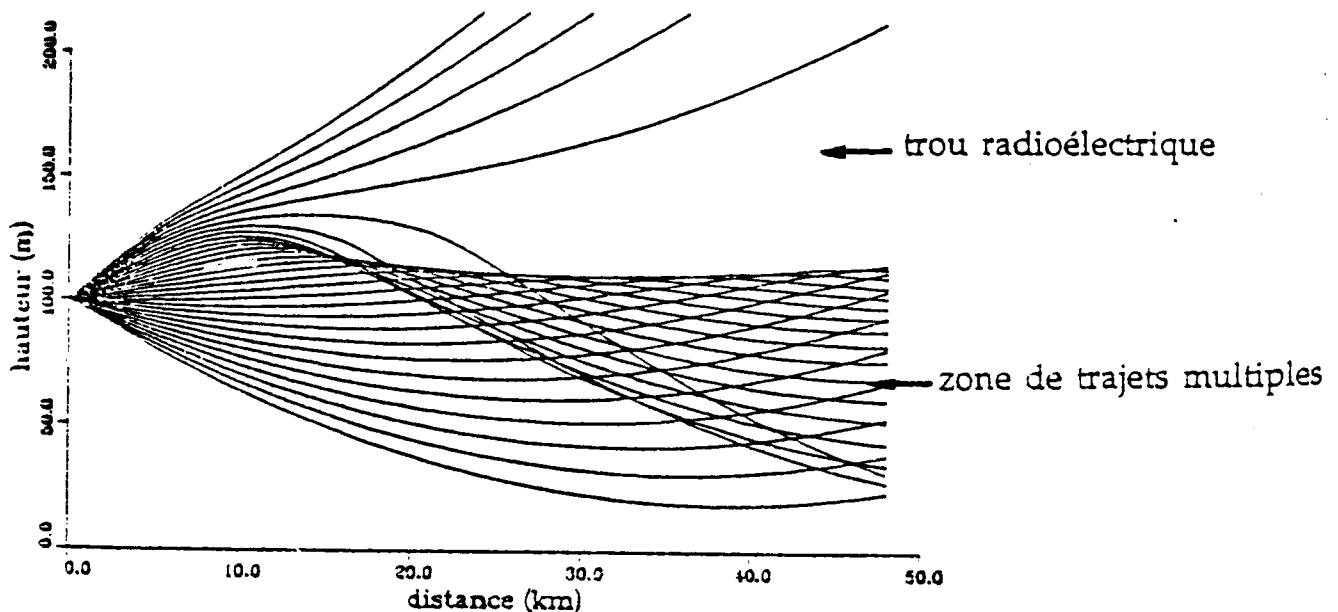


Figure 2 : Effet d'un conduit de guidage sur la propagation des ondes. Région d'interférences : zone de trajets multiples.

Cette figure a été obtenue en considérant un profil vertical d'indice, ayant une couche superréfractante située entre 100 et 150 mètres du sol, correspondant à un conduit de guidage entre 25 et 150 mètres.

Dans le cas de cette figure, l'émetteur est situé à l'intérieur du conduit de

guidage. On distingue une région d'interférences qui est la zone de trajets multiples, où le signal reçu est affecté sélectivement en fréquence, et un trou radioélectrique où les rayons émis ne peuvent pas se propager. Une zone de trajets multiples n'apparaît que si l'émetteur est à l'intérieur du conduit de guidage. Elle ne sera observée que pour une certaine position du récepteur.

#### II.4.2.3 Indice de réfraction et météorologie

Pour des fréquences inférieures à 20 GHz l'indice de réfraction de l'air ne dépend pas de la fréquence et peut s'écrire en fonction de la pression atmosphérique  $P$  (en mb), de la température  $T$  (en Kelvin) et de la pression partielle de vapeur d'eau  $e$  (en mb) [BEA.1966] :

$$N = 77,6 \left( \frac{P}{T} + 4810 \frac{e}{T^2} \right) \quad (15)$$

Le coindice décroît en moyenne quasi linéairement avec l'altitude dans la basse atmosphère, à raison de 40 unités N/km. L'existence de couches superréfractantes est favorisée par la présence d'un gradient positif de température et d'un gradient négatif d'humidité. De telles conditions apparaissent essentiellement la nuit. En effet la chaleur emmagasinée par la surface terrestre durant la journée est réémise pendant la nuit et peut entraîner une croissance de la température jusqu'à des hauteurs allant de quelques dizaines à quelques centaines de mètres. On parle alors de couche d'inversion de température due au refroidissement du sol pendant la nuit. Au contraire, pendant la journée, la température décroît linéairement avec l'altitude et de ce fait la propagation s'effectue normalement dans une atmosphère dont le coindice décroît régulièrement quand l'altitude augmente.

## CHAPITRE III

### PRESENTATION DE L'EXPERIENCE PACEM II

#### III.1) Objectifs scientifiques

Le programme expérimental PACEM (Propagation En Air Clair Et Météorologie), mis en œuvre par le CRPE (Centre de Recherche en Physique de l'Environnement) depuis 1982, vise simultanément à modéliser le canal de transmission durant les périodes de trajets multiples, et à les caractériser du point de vue météorologique.

Une première campagne de mesures, PACEM I, associait dans ce but des mesures en large bande (1 GHz) de la fonction de transfert du canal, et des mesures météorologiques. Son objectif principal était de réaliser des études de cas détaillées, et d'établir sur des bases solides les divers modèles de représentation du canal, tant physiques que mathématiques.

La campagne de mesures PACEM II s'inscrit dans la suite de la précédente. Ses motivations sont plus statistiques. C'est pourquoi elle a été programmée pour une période de 4 ans (de 1985 à 1988) de fonctionnement ininterrompu, de manière entièrement automatique. Cette fois, la mesure de la fonction de transfert est limitée à une bande moyenne (64 MHz). Les objectifs visés restent essentiellement la mise au point d'un modèle statistique de représentation de la fonction de transfert du canal perturbé, et l'identification des paramètres météorologiques pertinents. On pourra en particulier aborder les questions des variations saisonnières, ou des statistiques relatives au mois le plus mauvais, auxquelles la durée trop courte de PACEM I ne permettait pas de répondre. De plus, PACEM II a été définie de façon à permettre l'étude de l'amélioration pouvant être attendue de la diversité d'espace, c'est-à-dire de l'utilisation de deux systèmes de réception installés sur une même tour de réception.

A la mesure de la fonction de transfert sur une bande de 64 MHz centrée sur 11,155 GHz, a été ajoutée en 1986 une mesure du taux d'erreur pour un

débit de 140 Mbits/s sur un autre canal dans la même bande de fréquence des 11 Ghz, reçu en diversité d'espace sur les mêmes antennes. Les mesures météorologiques permettent d'avoir des indications sur les situations responsables des événements radioélectriques observés.

### **III.2) Description générale de l'expérience**

L'expérience PACEM II réalisée en Beauce, permet de mesurer, à l'aide d'analyseurs de faisceaux hertziens ( **MLA** : Microwave Link Analyser ) les fonctions de transfert du canal de propagation sur une largeur de bande de 64 MHz. L'antenne d'émission est située à *Bouffry* ( Loir et Cher ), et les deux antennes de réception à *Viabon* ( Eure et Loir ).

Les deux tours d'émission et de réception sont distantes de 50,8 km et les deux antennes de réception sont espacées en hauteur de quinze mètres (soit 558 x longueur d'onde). Les antennes, à l'émission comme à la réception, sont des antennes paraboliques de 2 mètres de diamètre ayant un gain de 44,2 dB et un lobe à 3 dB de 0,95 °. L'antenne d'émission est au niveau 55 mètres de la tour de Bouffry, ce qui correspond à environ 300 mètres au dessus du niveau général du sol, et les deux antennes de réception se trouvent sur des plates-formes de la tour de réception à 80,2 mètres ( Antenne basse ) et 95,2 mètres ( Antenne haute ). Le profil topographique de la liaison est donné par la figure (3) .

Des mesures météorologiques (température, humidité, vitesse et direction du vent) sont effectuées aux 7 niveaux d'un mât instrumenté de 92 mètres de haut situé à peu de distance du site de réception de la liaison.

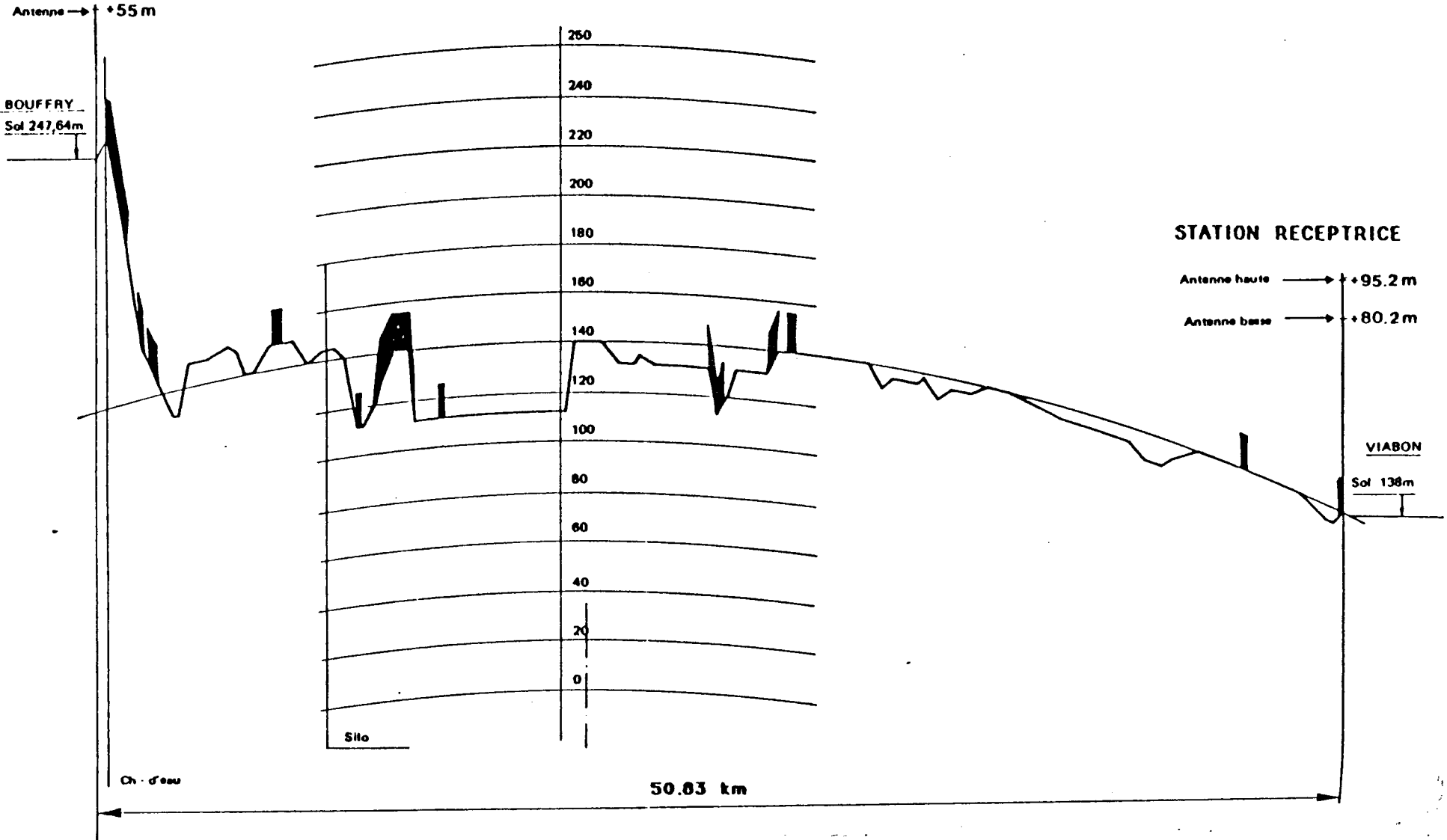
Après un prétraitement informatique, les mesures radioélectriques et météorologiques sont rapatriées par l'intermédiaire du réseau *Transpac* sur un ordinateur situé à Saint Maur et traitées à Issy-Les-Moulineaux.

Le schéma synoptique (figure 4) illustre l'organisation générale de l'expérience.



STATION EMETTRICE

PROFIL TOPOGRAPHIQUE DE LA LIAISON BOUFFRY - VIABON



## SYNOPTIQUE DE L'EXPERIENCE PACEM II

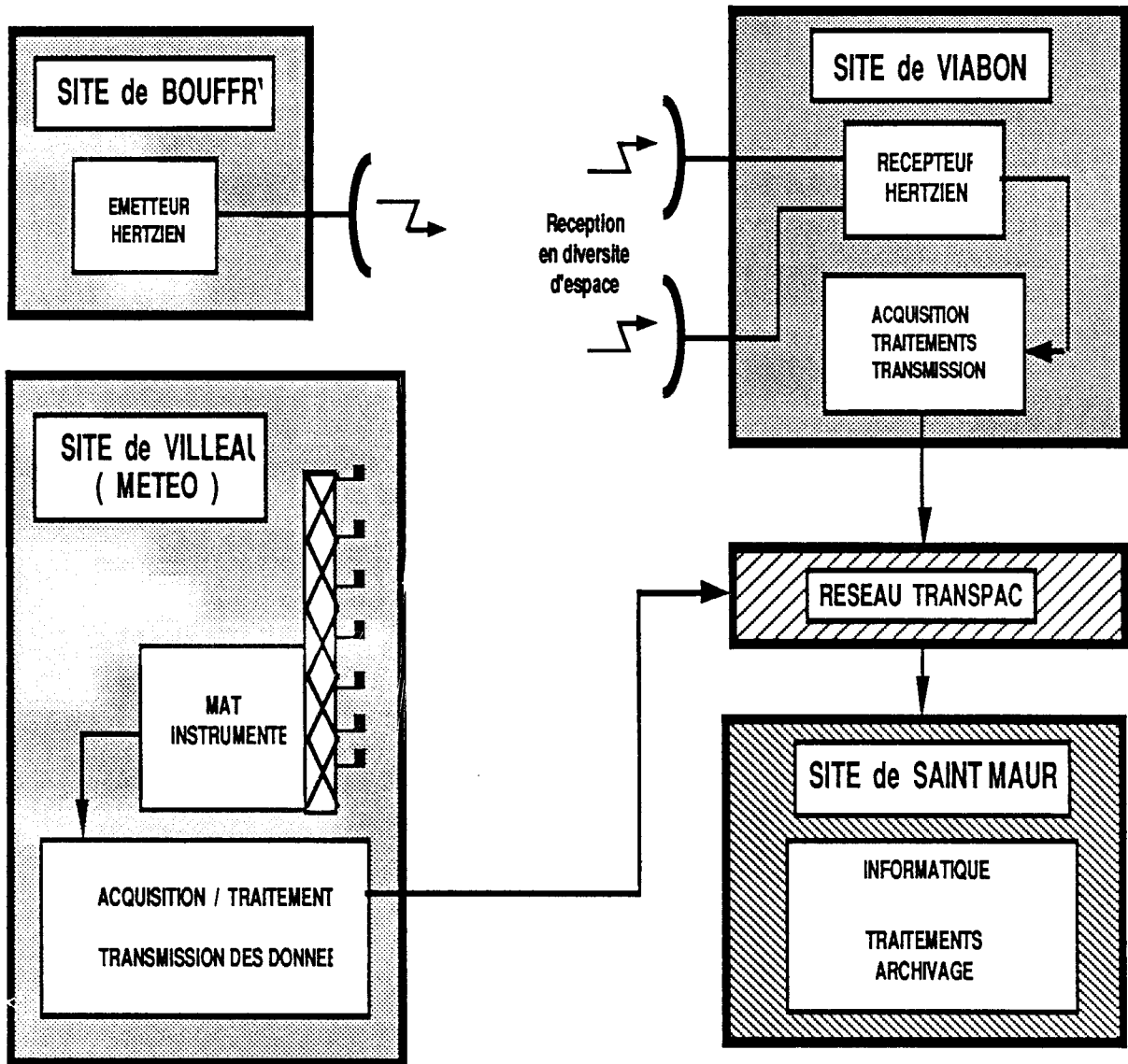


Figure (4)

### **III.3) Méthode de mesure des fonctions de transfert dans l'expérience PACEM II**

Les mesures sont effectuées à l'aide d'un analyseur de faisceaux hertzien ou MLA (Microwave Link Analyser). Un système MLA est un dispositif travaillant en fréquence intermédiaire, permettant d'analyser la fonction de transfert d'un canal radioélectrique par balayage en fréquence de la bande étudiée. Il donne les courbes de réponses en Amplitude et en Temps de Propagation de Groupe (T.P.G) du canal.

#### EMISSION :

A l'émission, un "MLA émetteur" constitue la partie générateur/modulateur du système. Il fournit le signal de balayage appliqué à l'entrée modulation de l'émetteur. Ce signal de fréquence centrale 11,155 GHz, comporte une double modulation de fréquence :

- une modulation de fréquence de grande excursion (vobulation) à fréquence basse (17,5 Hz), qui après transposition en haute fréquence permet d'explorer la bande de fréquence utile ( 11,123 à 11,187 GHz soit 64 MHz de largeur) ;
- une modulation de fréquence de petite excursion à fréquence moyenne (500 kHz) permet de mesurer les variations de T.P.G à l'intérieur de la plage de fréquence balayée.

#### RECEPTION :

A la réception, les signaux sont reçus en diversité d'espace sur les deux antennes, puis acheminés vers deux amplificateurs à CAG (Commande Automatique de Gain), pour la mesure de l'affaiblissement de propagation, suivis des deux "MLA récepteurs", pour la mesure de la distorsion de temps de propagation de groupe.

Les signaux obtenus à la suite des deux récepteurs à CAG et des deux

MLA sont numérisés et prétraités par un ordinateur installé dans la tour de réception à Viabon.

Le principe de mesure et d'acquisition des affaiblissements et des distorsions du temps de propagation de groupe en fonction de la fréquence sont décrits en détail à l'Annexe A.

### **III.4) Traitement des données mesurées**

Les données mesurées sont transmises au centre d'archivage de Saint Maur par l'intermédiaire d'une ligne spécialisée du réseau Transpac. Compte tenu du débit d'information limité de cette ligne et des capacités limitées des supports de stockage informatiques, il a été nécessaire de procéder à une sélection et à une compression des données numérisées. Les méthodes de sélection décrites à l'Annexe B permettent une réduction moyenne du volume des données conservées de l'ordre de 80%. Cette réduction étant encore insuffisante, des techniques de compression utilisant des algorithmes de transformation bidimensionnelle de Hadamard et de codage pour la compression d'information, ont permis d'obtenir un gain supplémentaire d'un facteur de l'ordre de 200. Ces techniques sont décrites dans l'Annexe C.

Une fois reçues au centre d'archivage de Saint Maur, les données comprimées sont stockées sur bandes magnétiques, puis exploitées sur le centre de calcul multics d'Issy-Les-Moulineaux.

Une première indication de l'intensité des événements peut être obtenue à partir du nombre de coefficients non nuls de la transformée de Hadamard utilisée pour comprimer les données (Cf Annexe C). L'un des premiers traitements effectués a été de corrélérer ce nombre de coefficients d'Hadamard à l'affaiblissement le plus profond trouvé dans une image ayant subi la décompression et la transformation inverse [GLO.1987]. Les résultats donnés par ce type d'analyse sont visualisés à titre d'exemple sur la figure (5) dans le cas du mois de Juin 1985.

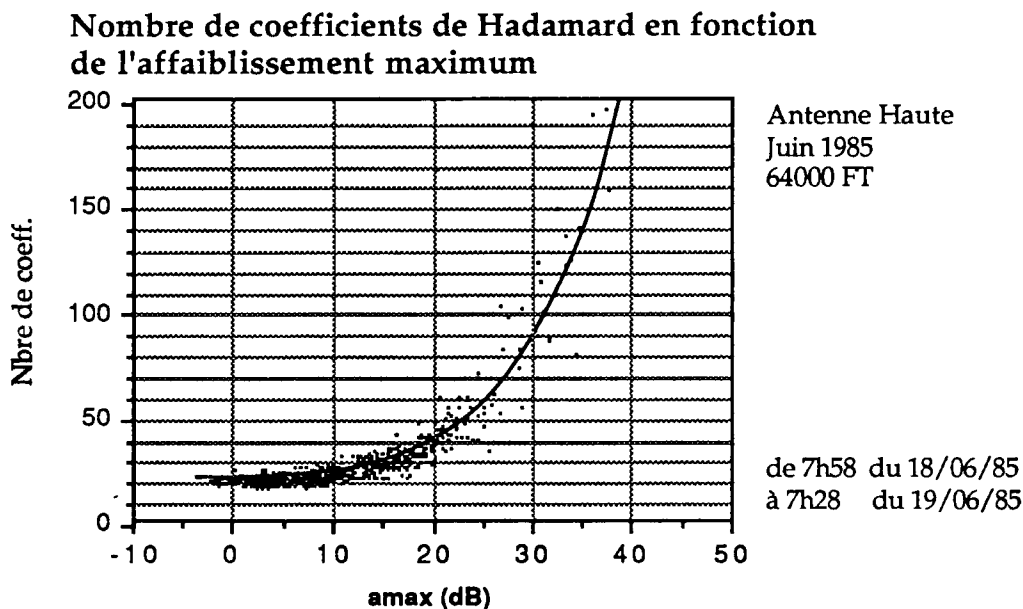


Figure (5)

On voit cependant que le nombre de coefficients n'est pas un paramètre suffisamment précis pour entreprendre des statistiques telles que celle des affaiblissements à fréquence fixe.

Cette première analyse permet néanmoins d'évaluer rapidement les événements par simple relecture des fichiers informatiques contenant les données comprimées, et de repérer rapidement les périodes de trajets multiples, sans avoir à procéder aux étapes de décodage et décompression coûteuses en temps calcul. Pour effectuer les traitements statistiques dont il est question ci-après, il faut par contre, restituer les fonctions de transfert en amplitude et en T.P.G de manière à ce qu'elles soient utilisables. Les données comprimées doivent donc subir un décodage, une décompression et une transformation inverse de Hadamard pour être exploitées. Ces traitements sont décrits à l'Annexe E. Ils conduisent en fin de compte à une succession de blocs de quatre "images" contenant respectivement 64 courbes de gain et 64 courbes de T.P.G pour les voies 1 et 2 (antennes basse et haute).

Pour ne pas être gênée par les distorsions de la fonction de transfert des équipements en bord de bande, nous avons restreint la bande d'analyse à la partie plate de cette fonction de transfert de l'appareillage, c'est-à-dire à une

bande de 55 MHz (toujours centrée sur la fréquence de 11,155 GHz). Ces données sont directement exploitables en vue des analyses statistiques et des traitements d'identification de modèles de représentation. Ces dernières étapes sont présentées en détail dans l'Annexe E.

## CHAPITRE IV

### STATISTIQUES A FREQUENCE FIXE SUR LES CANAUX SIMPLES ET LE CANAL EN DIVERSITE

#### IV.1) Généralités

La connaissance du niveau du signal à une seule fréquence apporte peu d'informations sur l'état physique du canal de propagation, mais permet d'identifier les périodes de trajets multiples, et d'en étudier l'occurrence. De plus, les modèles en bande moyenne que nous discuterons dans la suite (chapitre V et VI) et qui permettront l'étude de la sélectivité, ne s'appliquent que pendant un certain pourcentage du temps, que l'on peut relier à la distribution des niveaux à une fréquence.

C'est pourquoi l'analyse à fréquence fixe paraît être un préalable nécessaire, avant d'entamer l'analyse en bande moyenne qui est l'aspect le plus nouveau de cette thèse.

Dans la mesure où les diverses fréquences de la bande sont statistiquement équivalentes sur une durée d'observation suffisamment longue, on peut particulariser n'importe laquelle d'entre elles et nous avons choisi la fréquence centrale  $f_c$ .

Il s'agit là, de faire des statistiques du niveau du signal à la fréquence centrale (11,155 GHz) de la bande utile. L'analyse sera appliquée aux données d'une année complète de mesures, l'année 1985. Celle-ci nous permet d'une part d'obtenir les propriétés d'occurrence des situations de trajets multiples, et d'autre part, de regarder les variations saisonnières de l'occurrence des événements, l'aspect original de cette analyse étant rendu possible par la longue durée de mesure.

Dans ce chapitre on s'intéresse aux deux voies (antenne haute et antenne

basse) et au canal en diversité. On appelle dans ce travail canal en diversité, le cas où l'on prend le moins perturbé des deux signaux reçus, ce qui revient à considérer la diversité par commutation idéale. Les comportements statistiques des deux voies et du canal en diversité nous permettent de comparer les résultats avec ceux déjà publiés dans la littérature et de nous assurer du bon fonctionnement de l'expérience.

Donnons quelques définitions et notations qui seront utilisées dans toute la suite.

Soit  $W_0$  la puissance reçue en l'absence de trajets multiples, qui constitue le "niveau de référence", c'est-à-dire le "niveau en propagation normale", tenant compte de l'absorption par les gaz de l'atmosphère. Pour les traitements statistiques, on s'intéresse au niveau du signal normalisé par rapport à ce niveau de référence, c'est-à-dire à la quantité :

$$R = \left( \frac{W}{W_0} \right)^{1/2} \quad (16)$$

où  $W$  est la puissance reçue pendant l'événement ;

ou à l'affaiblissement en décibels (dB) :

$$A = -10 \log_{10} \frac{W}{W_0} = -20 \log R \quad (17)$$

On dira que le signal est affecté d'un affaiblissement de profondeur  $L$  si  $R \leq L$  pendant une durée  $\tau$ , et  $\tau$  est la durée de l'événement de profondeur  $L$ . (figure 6) :



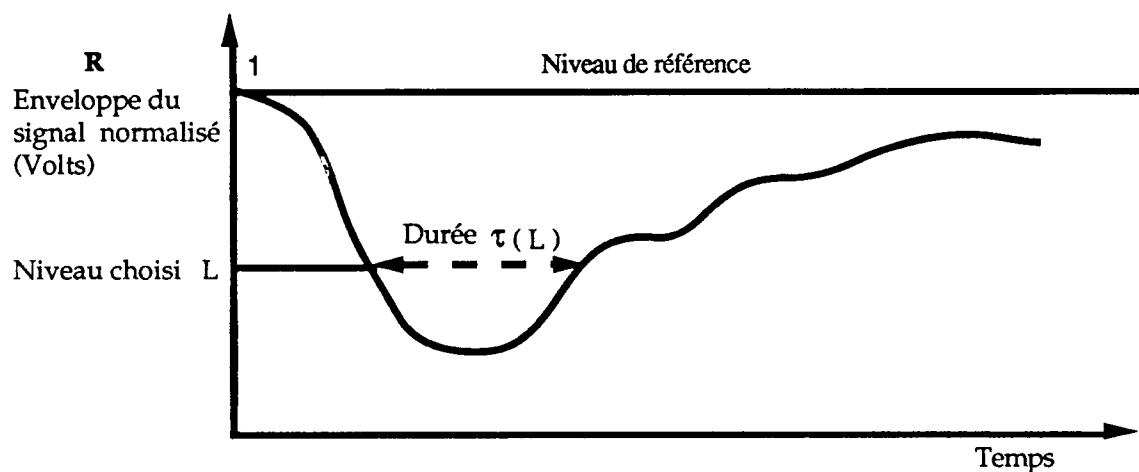


Figure (6)

#### IV.2) Données utilisées

Les données utilisées dans l'étude dont on présente les résultats sont les données de mesure de la fonction de transfert décrites au chapitre précédent. A l'issue d'un premier traitement, on dispose pour chaque fonction de transfert des valeurs de l'amplitude (normalisée par les valeurs en période de propagation normale) et du temps de propagation de groupe.

On commence par restituer les niveaux des signaux en volts, on les convertit en dBm au moyen des courbes d'étalonnage des MLA récepteurs, puis on calcule les atténuations correspondantes au milieu de la bande (sur 55 MHz, un échantillon pour chaque fonction de transfert et pour chaque voie) en retranchant le niveau de référence exprimé en dBm. Ce niveau de référence est obtenu par calcul de la moyenne des fonctions de transfert horaires (spectres horaires) qui sont transmises systématiquement toutes les heures à Saint Maur, sur une période de deux semaines environ précédant l'événement considéré.

Dans toutes les études statistiques, on tiendra compte du mode de fonctionnement (Cf Annexe C). En mode 1/1 on acquiert toutes les fonctions de transfert et deux mesures successives sont séparées de 1/35 secondes, alors qu'en mode 1/2 une fonction de transfert sur deux est acquise et elles sont

séparées de 2/35 secondes. Ceci implique une pondération par deux des données en mode 1/2.

Les trois quantités intéressantes obtenues à partir du niveau reçu sont pour un seuil fixé  $L$ , la durée totale, le nombre et les durées individuelles des événements (événement défini par  $R \leq L$  où  $R$  est le niveau normalisé).

On cherche à obtenir une idée aussi précise que possible de la distribution temporelle des événements, ce qui demande une étude des variations saisonnières, et des variations diurnes. On en déduira les statistiques du mois le plus mauvais.

Avant de présenter les résultats expérimentaux qui se dégagent de notre étude, on donne quelques formules connues résultant des études antérieures.

#### **IV.3) Loi de distribution des niveaux reçus (pour le canal simple)**

La connaissance des pourcentages de temps pendant lequel le niveau du signal  $R$  est inférieur ou égal à différents seuils  $L$  (figure 6), nous donne la loi de distribution des niveaux reçus. Cette loi a fait l'objet de nombreuses études du fait de son importance et de sa relative facilité d'obtention.

Sur une période courte (quelques heures), elle peut être représentée par une loi de Rayleigh (dépendant d'un paramètre) ou d'une manière plus générale, par une loi de Rice-Nakagami [COL.1970], plus fondée théoriquement dans la mesure où l'on a généralement un signal direct principal. Sur une durée plus longue, si l'on se limite à des affaiblissements dépassant 15 à 20 dB par rapport au niveau de référence, les courbes relatives à la plupart des trajets Terrestres s'ajustent bien par des droites de pente 10 dB par décade de probabilité. Cette loi peut donc être représentée par la formule :

$$\Pr(R \leq L) = a L^2 \quad L \leq 0.1 \quad (18)$$

Pour une liaison donnée le paramètre "a" de la formule (18) est très variable d'une période à l'autre, on ne peut donc obtenir une valeur caractéristique du paramètre qu'en effectuant une moyenne sur une longue période. Les rapports du CCIR (Comité Consultatif International des Radiocommunications) [CCI.1986], donnent des indications pour le calculer dans le cas "du mois le plus défavorable".

La courbe relative au mois le plus défavorable est définie comme l'enveloppe des courbes de distributions mensuelles. Il faudrait en principe en effectuer la moyenne sur plusieurs années, mais il est rare d'avoir des données suffisantes pour le faire.

Un point important est d'obtenir la dépendance du coefficient  $a$  avec les paramètres d'environnement qui caractérisent la liaison (fréquence, longueur de bond, nature de terrain, climat,...). D'une façon générale, on la représente par [CCI.1986] :

$$\Pr (R \leq L) = K f^\alpha D^\beta L^2 \sigma^\gamma \quad (19)$$

où

- $f$  est la fréquence ;
- $D$  la longueur du bond ;
- $L$  le niveau du signal ;
- $\sigma$  un paramètre de rugosité ;
- $K$  un coefficient tenant compte du climat ;
- $\alpha$ ,  $\beta$  et  $\gamma$  des exposants ajustés à l'aide de mesures effectuées sur un certain nombre de bonds.

#### **IV.4) Nombre et durée des événements**

Selon que la durée totale d'évanouissement profond se produit en quelques événements longs ou en un grand nombre d'événements courts, la disponibilité ou la qualité de la liaison sera affectée. Il est donc intéressant de connaître les statistiques du nombre et de la durée des événements de

Le nombre d'événements de profondeur d'évanouissement donnée  $L$  est défini comme le nombre de fois où le signal descend en-dessous du niveau  $L$  choisi. Il peut être représenté par [VIG.1971]:

$$N(L) = \alpha L \quad \text{avec } L \leq 0.1 \quad (20)$$

pour chaque fréquence.

La durée moyenne des événements est obtenue en divisant la durée totale d'affaiblissement au-dessous du niveau  $L$  par le nombre d'événements de cette profondeur. On prend une relation de la forme :

$$\tau(L) = K L^{\alpha_1} \quad (21)$$

Les coefficients  $K$  et  $\alpha_1$  varient d'une région à l'autre [NOT.1984].

Si l'on veut voir l'effet sur la qualité ou la disponibilité, la durée moyenne ne suffit pas et il faut la distribution des durées.

#### **IV.5) Loi de distribution des niveaux et nombre d'événements (diversité d'espace)**

On note  $R_1$  et  $R_2$  les enveloppes des deux signaux reçus en diversité d'espace et  $R_{12} = \text{Max}(R_1, R_2)$  l'enveloppe du signal en diversité.

La loi de probabilité des niveaux du signal en diversité est :

$$\Pr(R_{12} < L) = \Pr(R_1 < L \text{ et } R_2 < L) = \int_0^L \int_0^L \Pr(R_1, R_2) dR_1 dR_2 \quad (22)$$

Si les deux signaux peuvent être considérés comme indépendants :

$$\Pr (R_{12} < L) = \Pr (R_1 < L) \Pr (R_2 < L) \quad (23)$$

et on peut s'attendre à une loi en  $L^4$  pour les affaiblissements profonds, c'est-à-dire à une décroissance de l'ordre de 5 dB par décade.

Les signaux reçus n'étant pas généralement indépendants, il faut donc déterminer leur coefficient de corrélation. Celui-ci n'étant pas calculable par la théorie, il est nécessaire de faire le choix d'un modèle statistique.

Un modèle simple qui permet de rendre compte des résultats expérimentaux est le modèle de Rayleigh double. Celui-ci a été développé par Staras [STA.1956]

Il obtient pour les affaiblissements profonds :

$$\text{Loi des niveaux} \quad : \Pr (R_{12} < L) \propto L^4 \quad (24)$$

$$\text{Nombre d'événements} \quad : N_{12} (L) \propto L^3 \quad (25)$$

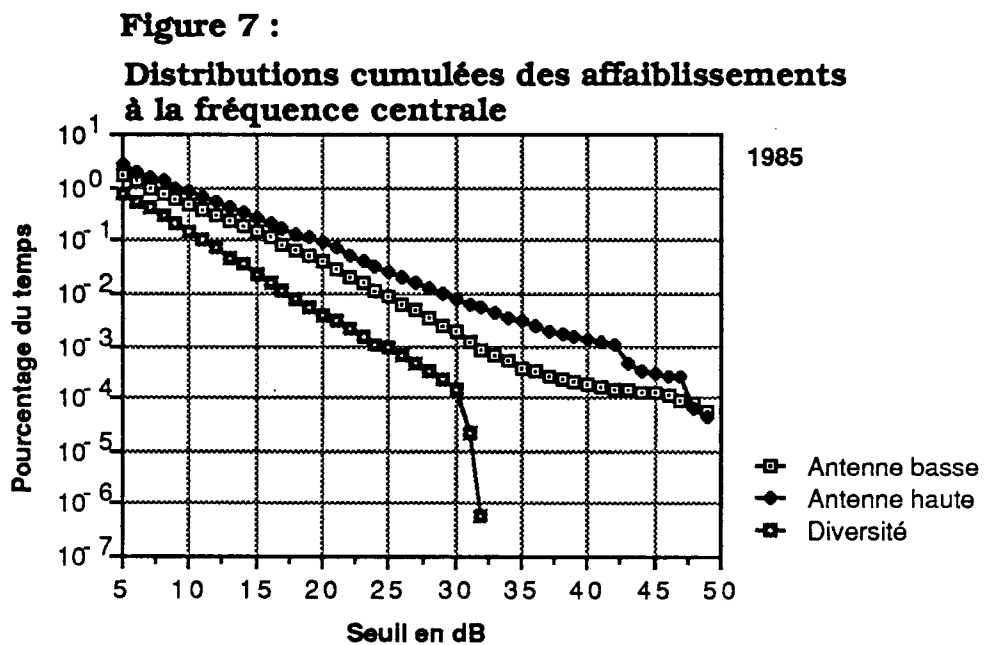
Dans la suite on fournit les résultats expérimentaux obtenus dans le cas de l'expérience PACEM II, et l'un des points à regarder est donc le bon ou le mauvais accord de ces résultats avec ces formules.

## IV.6) Résultats expérimentaux

### IV.6.1 Statistique des niveaux reçus

#### IV.6.1.1 Distributions cumulées annuelles des affaiblissements

La figure (7) représente les distributions cumulées des affaiblissements à la fréquence centrale, pour l'antenne basse, l'antenne haute et le canal en diversité. Le pourcentage du temps de dépassement d'un seuil donné (échelle logarithmique) est présenté en fonction de la valeur du seuil. Ce pourcentage est compté par rapport à la durée d'expérimentation, c'est-à-dire que les périodes de pannes éventuelles ne sont pas comprises dans les statistiques.

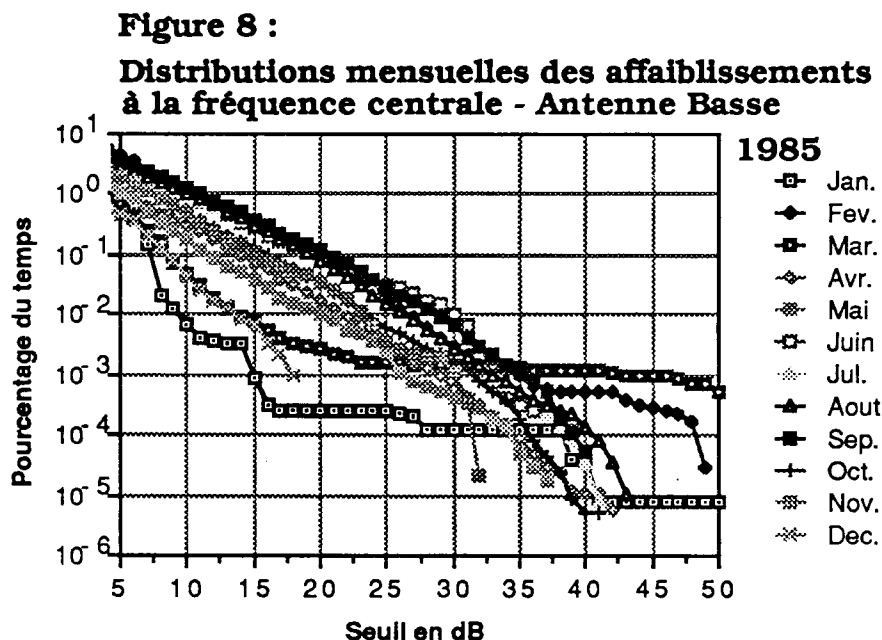


Sur cette figure on peut remarquer que les deux canaux simples (antenne haute et basse) suivent à peu près la pente de 10 dB par décade de probabilité déjà prédite, l'antenne haute étant affectée plus souvent que l'antenne basse.

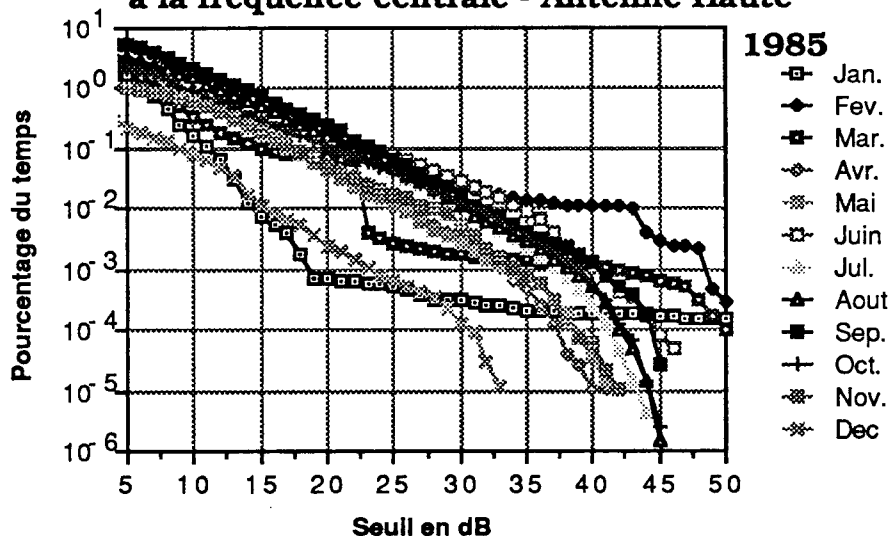
L'amélioration apportée par la diversité d'espace peut être constatée particulièrement pour les affaiblissements profonds. Aucune atténuation supérieure à 35 dB n'est observée simultanément sur les deux antennes (diversité), tandis que l'on peut atteindre des atténuations supérieures à 45 dB sur les canaux simples, ceci pendant un peu moins de  $10^{-4}$  pourcent du temps, c'est-à-dire pendant environ 31 secondes par an. La pente de la distribution correspondant à la diversité (6,8 dB par décade) est légèrement supérieure à la valeur théorique estimée précédemment, de 5 dB par décade (formule 24).

#### IV.6.1.2 Distributions mensuelles des affaiblissements

Nous avons établi mois par mois la courbe donnant le pourcentage du temps pendant lequel un seuil donné a été dépassé. Les figures (8) , (9) et (10) montrent les distributions mensuelles des affaiblissements à la fréquence centrale pour l'antenne basse, l'antenne haute et le canal en diversité. Le pourcentage du temps de dépassement (en échelle logarithmique) est présenté en fonction de sa profondeur d'atténuation en dB.

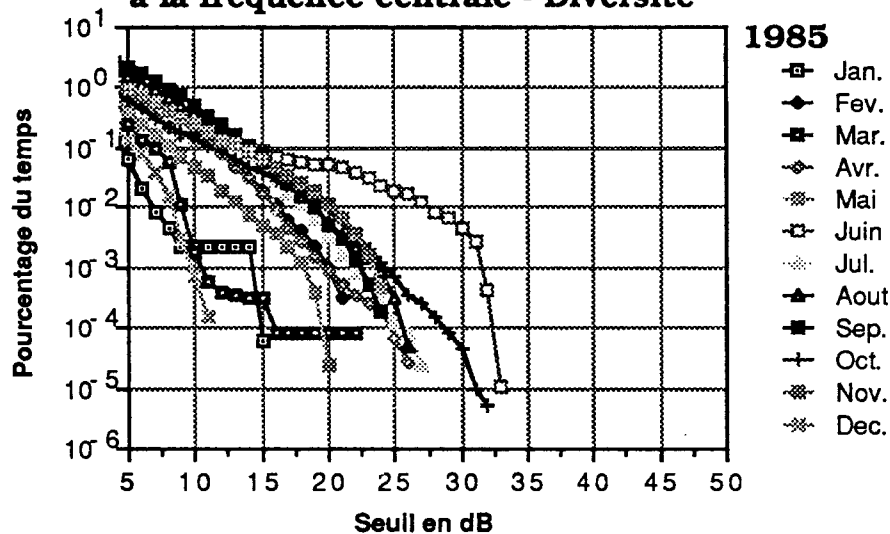


**Figure 9 :**  
**Distributions mensuelles des affaiblissements**  
**à la fréquence centrale - Antenne Haute**



On constate à nouveau des pourcentages plus forts sur l'antenne haute que sur l'antenne basse.

**Figure 10 :**  
**Distributions mensuelles des affaiblissements**  
**à la fréquence centrale - Diversité**



On peut aussi constater que l'amélioration apportée par la diversité d'espace est d'autant plus importante que l'on considère des niveaux de forte



atténuation. De même on remarque la grande efficacité de la diversité d'espace contre les événements d'atténuations significatives produits en hiver.

Un comportement atypique est observé pour le mois de Juin, qui rend moins efficace la diversité d'espace.

Un comportement différent entre les événements d'hiver et d'été est observé. Les mois d'hiver sont plus affectés par des atténuations supérieures à environ 30 dB, qui ne suivent pas la loi en  $L^2$  des mois d'été.

Pour mieux illustrer les différences entre les deux antennes (haute et basse) et l'effet de la diversité, on présente les distributions cumulées des affaiblissements séparément pour les mois d'Août (mois d'été) (figure 11) , d'Octobre (mois d'automne) (figure 12) et de Février (mois d'hiver) (figure 13)

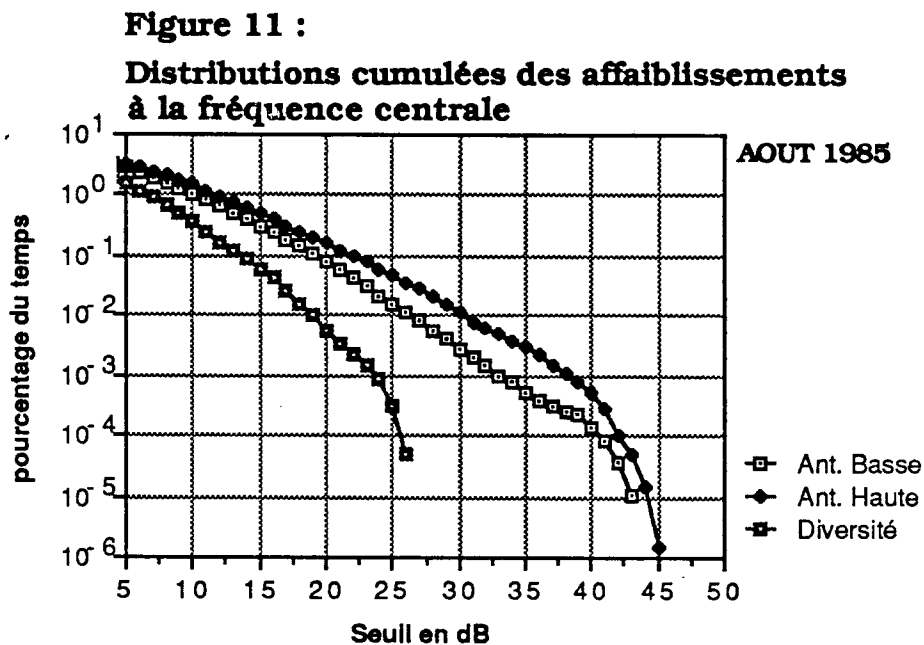


Figure 12 :

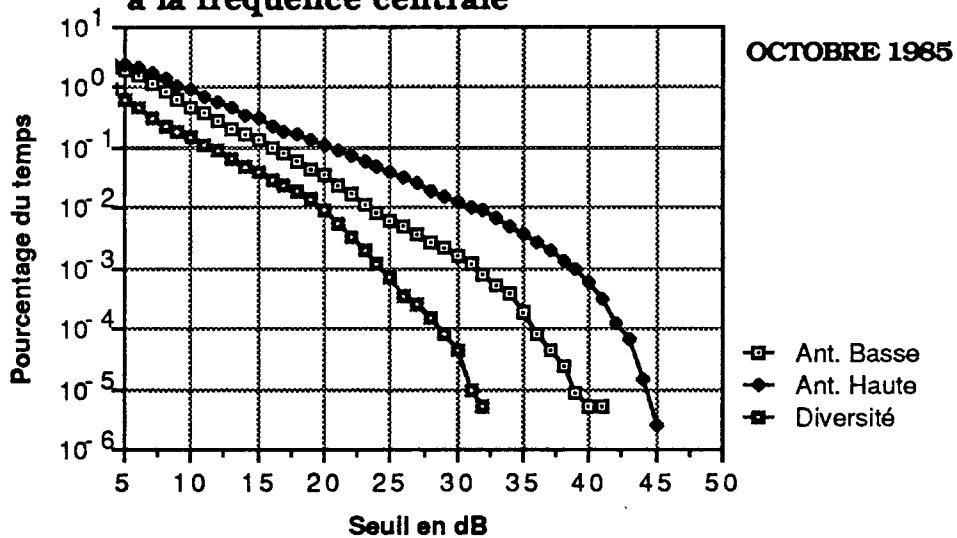
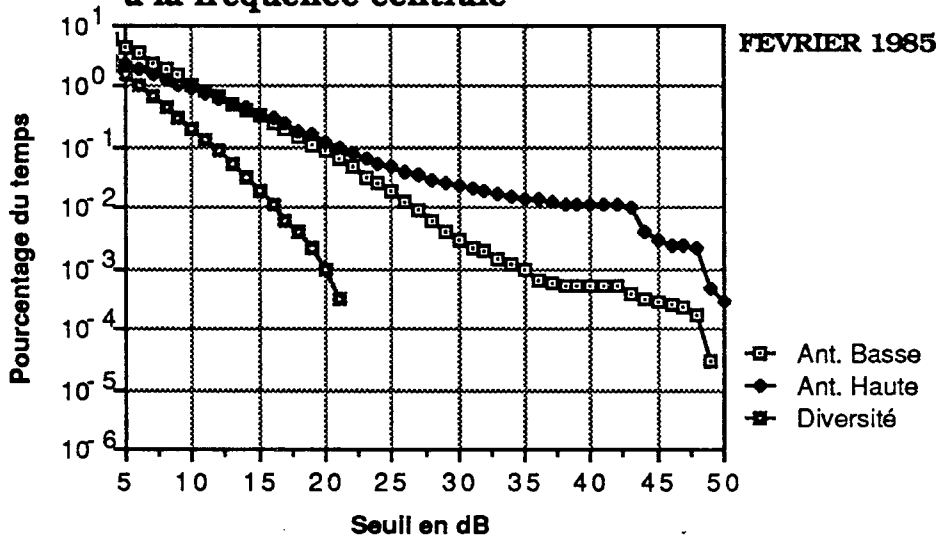
Distributions cumulées des affaiblissements  
à la fréquence centrale

Figure 13 :

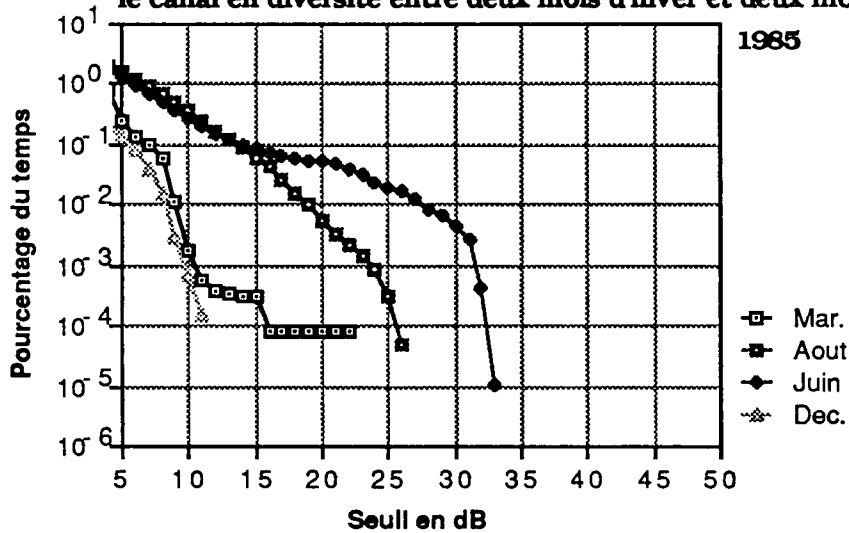
Distributions cumulées des affaiblissements  
à la fréquence centrale

On présente sur la figure (14), les distributions cumulées des affaiblissements pour le canal en diversité d'espace pour deux mois d'hiver (Décembre et Mars) et deux mois d'été (Juin et Août). Cette comparaison

permet de constater clairement la meilleure efficacité de la diversité contre les événements d'hiver que ceux d'été.

**Figure 14 :**

**Comparaison des distributions des affaiblissements sur le canal en diversité entre deux mois d'hiver et deux mois d'été**



De même, pour mieux voir la différence entre les événements des mois d'hiver et d'été, on donne sur les figures (15), (16), (17) et (18), les distributions cumulées des affaiblissements des mois d'hiver (Décembre, Janvier, Février et Mars) et celles des mois d'été (Juin, Juillet, Août et Septembre) pour l'antenne haute et l'antenne basse.

Figure 15 :

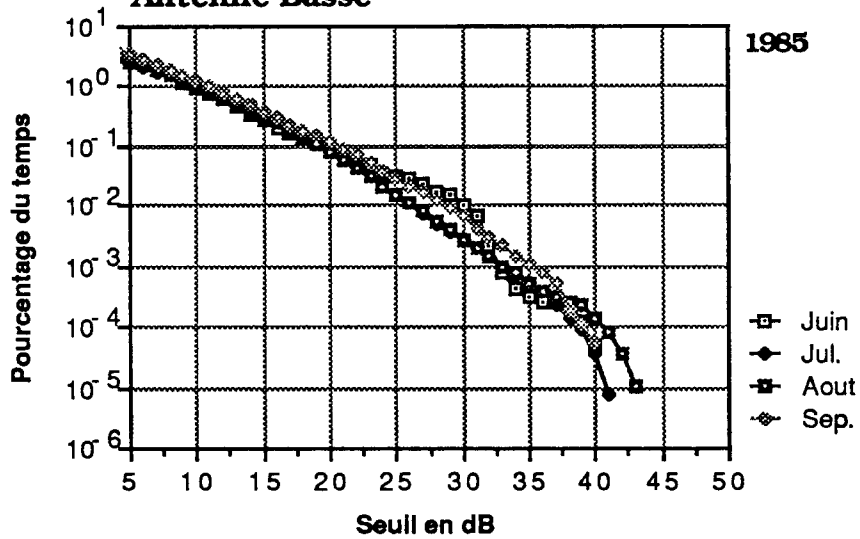
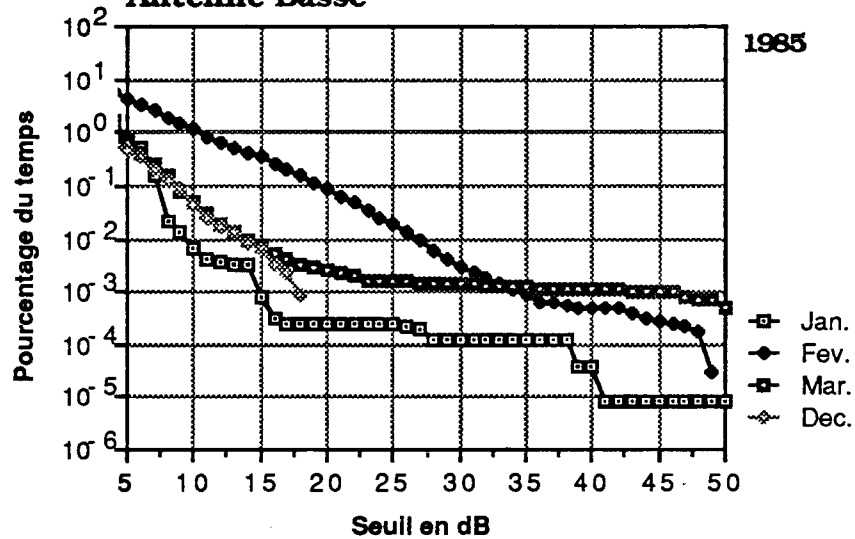
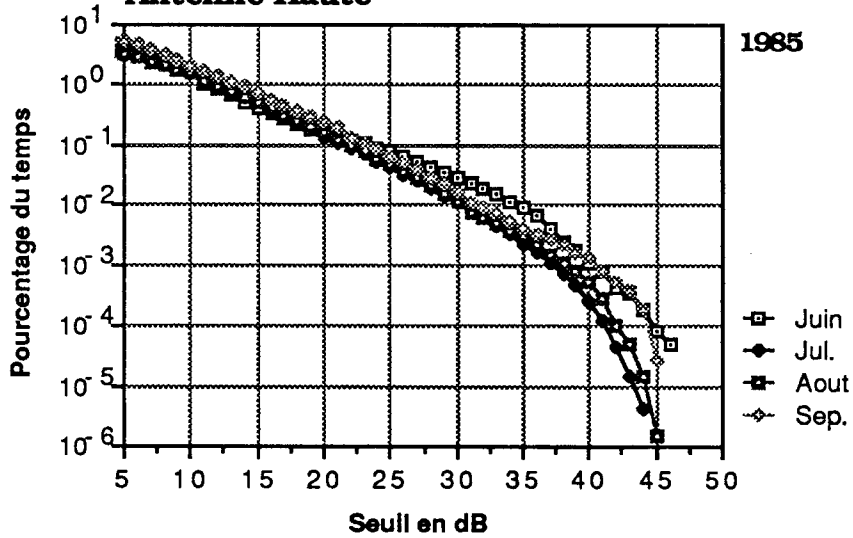
Distributions des affaiblissements des mois d'été  
Antenne Basse

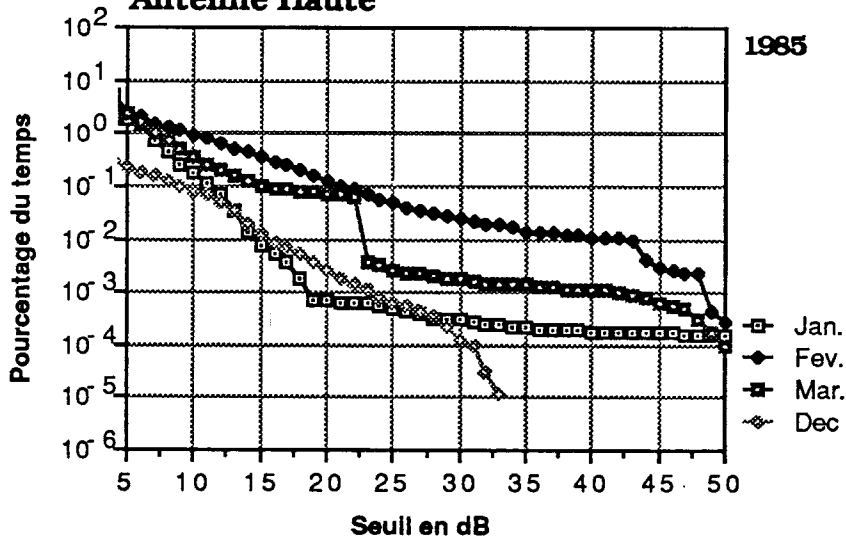
Figure 16 :

Distributions des affaiblissements des mois d'hiver  
Antenne Basse

**Figure 17 :**  
**Distributions des affaiblissements des mois d'été**  
**Antenne Haute**



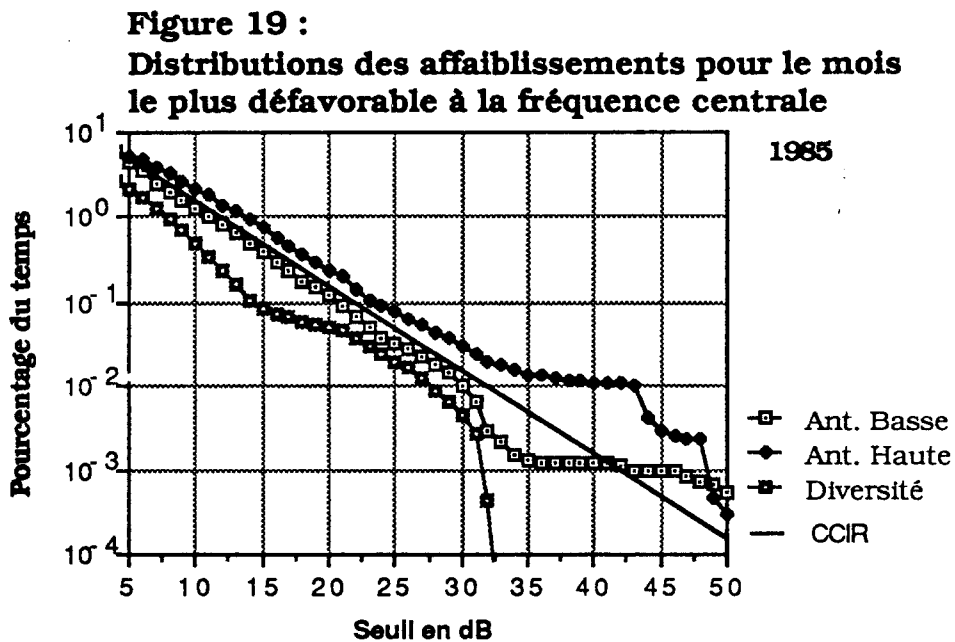
**Figure 18 :**  
**Distributions des affaiblissements des mois d'hiver**  
**Antenne Haute**



#### IV.6.1.3 Statistiques relatives au mois le plus défavorable

La courbe relative au mois le plus défavorable peut être obtenue comme l'enveloppe des courbes de distributions mensuelles déterminées précédemment.

La figure (19) montre les distributions relatives au mois le plus défavorable pour l'année 1985.



Nous avons également tracé la courbe relative au mois le plus mauvais prédite pour un canal simple par le CCIR pour l'Europe du Nord, qui est donnée par la formule théorique [CCI.1986] :

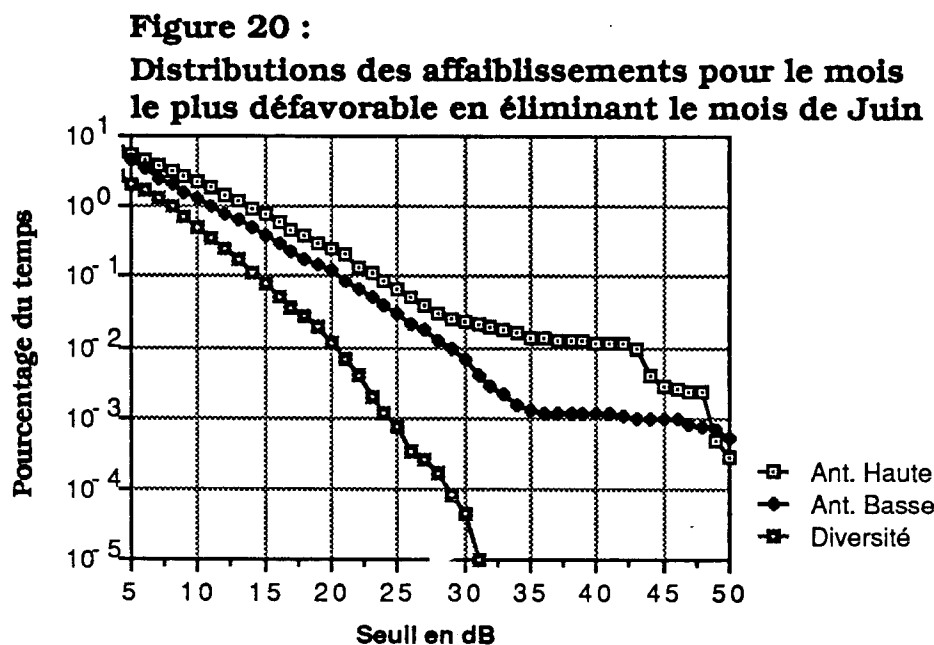
$$\text{Pr}(W) = 1,4 \cdot 10^{-8} f d^{3,5} \frac{W}{W_0} = 1,36 \cdot 10^{-1} \frac{W}{W_0} \quad (26)$$

avec  $f = 11 \text{ GHz}$  et  $d = 50 \text{ km}$ .

Il est à noter que jusqu'à environ 35 dB, les mesures suivent cette courbe et que la différence observée pour les atténuations plus fortes que 35 dB est due aux mois d'hiver (Janvier à Mars) qui montrent une faible décroissance sur la courbe des distributions cumulées mensuelles pour les affaiblissements supérieurs à 20-25 dB.

En ce qui concerne la diversité d'espace, la distribution du mois le plus défavorable montre très peu d'amélioration en-dessous de 30 dB, contrairement à la figure (7) où l'on observe bien l'efficacité de la diversité d'espace; ceci est dû au comportement atypique du mois de Juin (Cf figure 14) qui sera étudié plus en détail au chapitre VII.

Compte tenu du caractère atypique du mois de juin, il nous a paru nécessaire de recalculer les courbes relatives au mois le plus mauvais, en ne tenant pas compte des données du mois de Juin, et de comparer le résultat ainsi obtenu à l'estimation théorique, à savoir une loi ayant une pente de 5 dB par décade de probabilité. Ce résultat est présenté sur la figure (20).



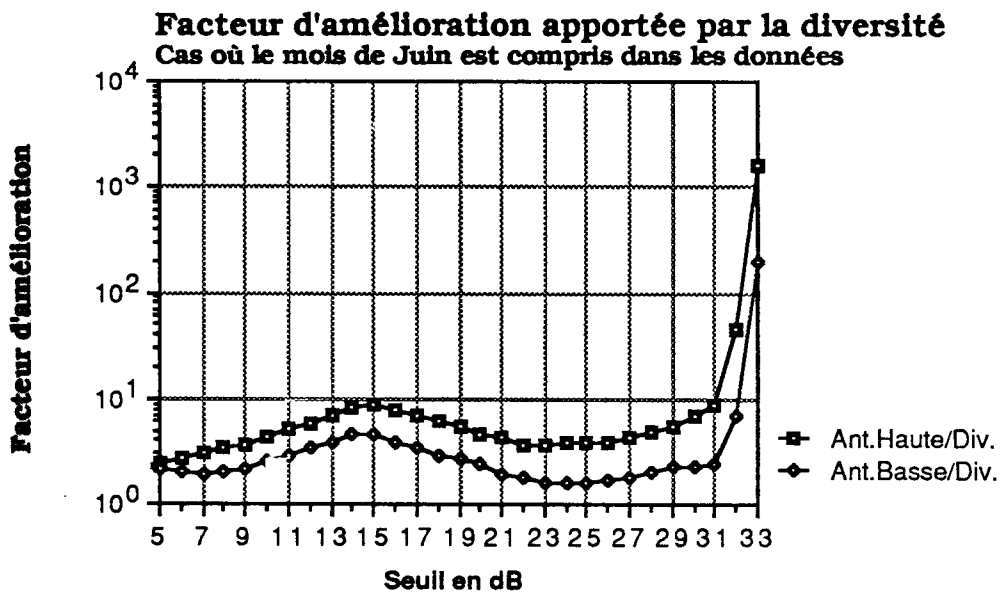
On constate que le fait d'éliminer le mois de Juin des données apporte une amélioration nette en ce qui concerne la courbe de la diversité en-dessous de 30 dB. De plus, celle-ci suit à peu près la pente attendue de 5 dB par décade.

#### IV.6.1.4 Facteur d'amélioration apportée par la diversité d'espace

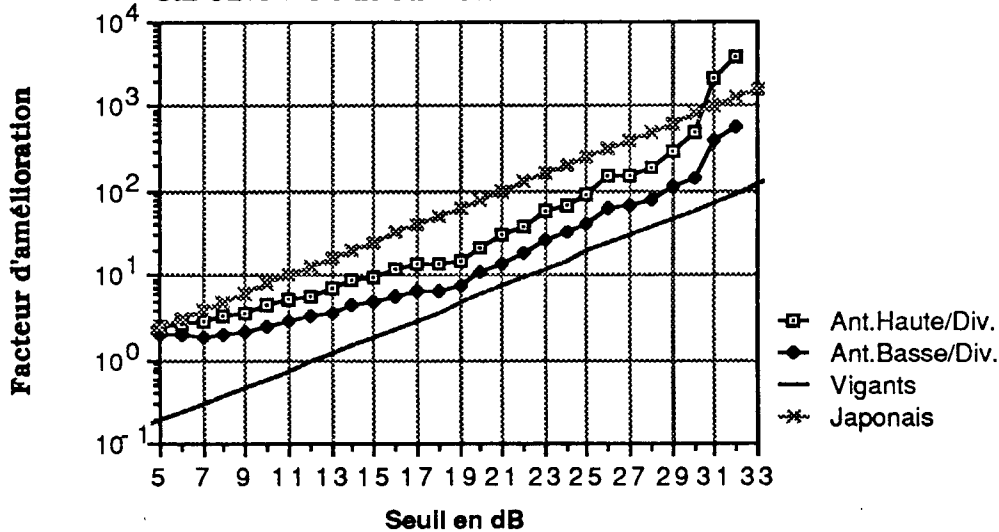
Les résultats précédents nous permettent de calculer le facteur d'amélioration de diversité défini comme étant le rapport de la probabilité qu'un seuil donné soit dépassé sur l'une des deux antennes (haute ou basse), à celle que l'on aurait dans le cas d'une diversité idéale.

Les figures (21) et (22) représentent ce facteur d'amélioration en fonction du niveau d'affaiblissement pour le mois le plus défavorable. Dans le cas de la figure (21), les données du mois de Juin ont été conservées, alors que dans la deuxième figure, elles ont été exclues de la base de données. On note de nouveau dans cette dernière figure que la diversité est d'autant plus efficace que les niveaux d'atténuation sont élevés.

**Figure 21 :**





**Figure 22 :****Facteur d'amélioration apportée par la diversité****Cas où le mois de Juin est éliminé des données**

Sur la figure (22), nous avons aussi tracé les formules concernant le facteur d'amélioration obtenues par Vigants et Makino et Morita [MAK.1967]. Nos résultats se situent entre ceux obtenus par Vigants et ceux des Japonais.

#### IV.6.1.5 Variations saisonnières

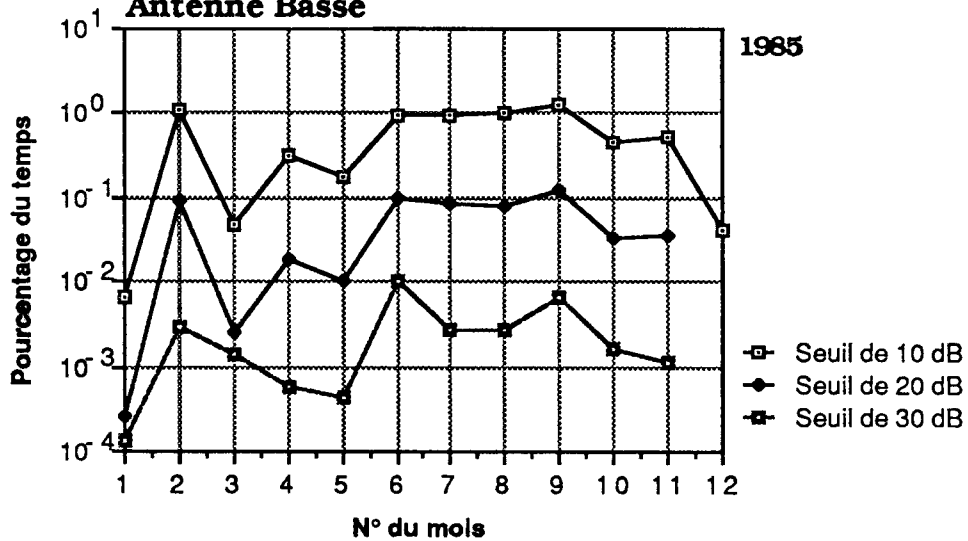
Les conditions de trajets multiples peuvent apparaître en toute saison. D'après les résultats publiés dans la littérature [DER.1979], il ressort que dans les régions tempérées, le phénomène de trajets multiples est plus fréquent durant les mois d'été que les mois d'hiver. D'après les distributions mensuelles des affaiblissements que nous avons obtenues (figures 8 et 9), il est clair que cela n'est pas vrai pour les niveaux supérieurs à environ 30 dB. En effet, les événements sont plus fréquents durant les mois d'été jusqu'à 30 dB, mais pour les atténuations supérieures, ce sont les mois d'hiver qui sont davantage affectés.

Pour représenter les variations saisonnières, nous avons choisi trois seuils d'atténuation ; 10 dB , 20 dB et 30 dB et nous avons tracé pour chacun de

ces trois seuils, le pourcentage du temps (normalisé par rapport à la durée d'expérimentation) de dépassement du seuil choisi en fonction du mois, pour les deux antennes (haute et basse) et le canal en diversité (figures 23, 24 et 25).

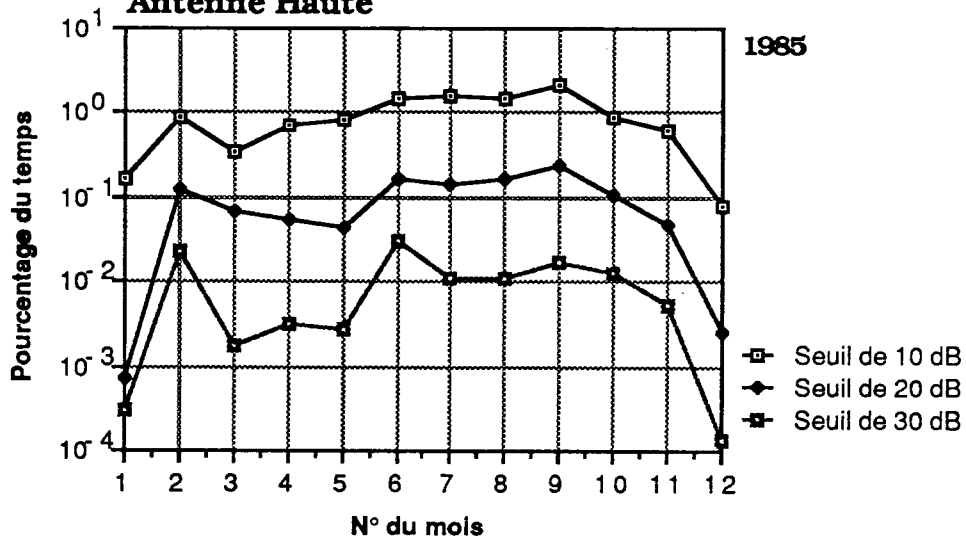
**Figure 23 :**

**Variations saisonnières du pourcentage du temps  
Antenne Basse**

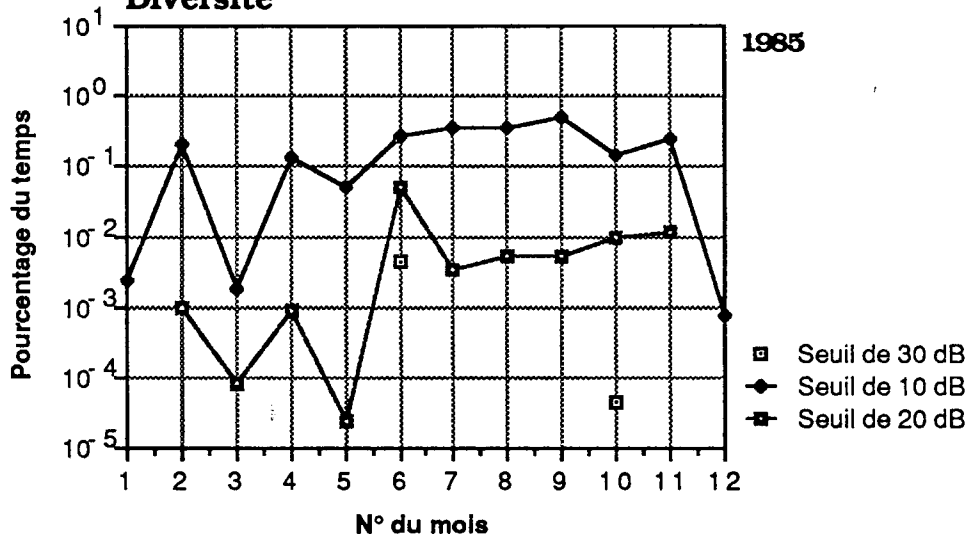


**Figure 24 :**

**Variations saisonnières du pourcentage du temps  
Antenne Haute**



**Figure 25 :**  
**Variations saisonnières du pourcentage du temps**  
**Diversité**



On constate clairement que les trois figures ont la même allure générale avec un maximum d'occurrence pendant les mois d'été (Juin à Septembre), ce qui confirme les résultats déjà publiés. On remarque toutefois un pic secondaire pour le mois de Février, ce qui manifeste la possibilité d'avoir occasionnellement beaucoup d'événements en hiver. Il faut aussi noter que le caractère saisonnier est d'autant plus marqué que l'on considère des affaiblissements profonds.

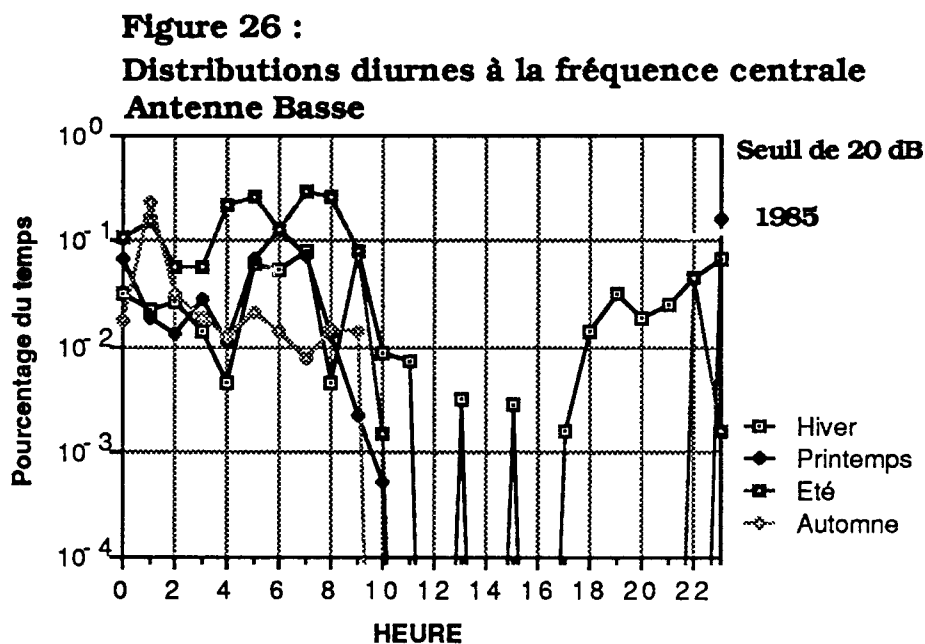
Remarquons que les faibles pourcentages de temps observés pour les mois de Janvier et Décembre peuvent être partiellement dus aux pannes d'équipements qui se sont produites durant ces deux mois.

On retrouve la meilleure efficacité de la diversité vis-à-vis des événements d'hiver que ceux d'été.

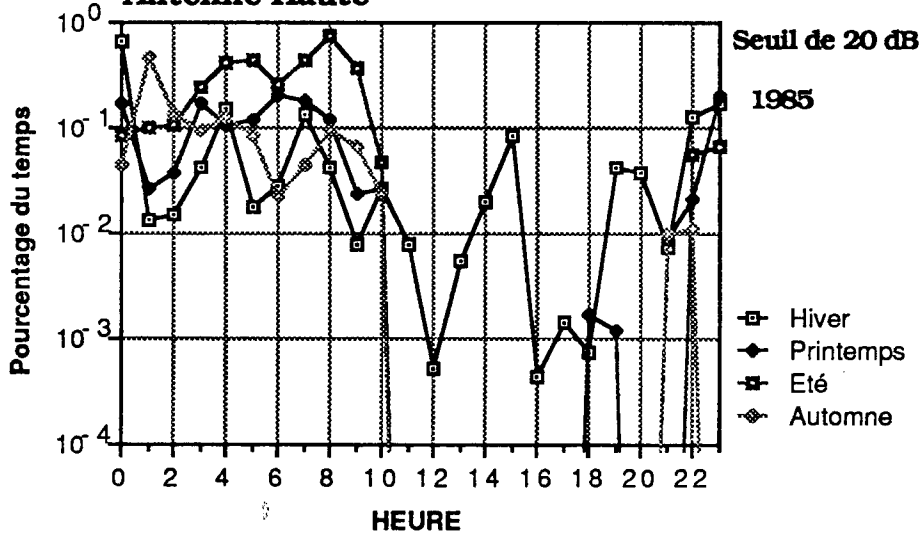
#### IV.6.1.6 Variations diurnes

Il s'agit cette fois de regarder les variations diurnes des affaiblissements par trajets multiples. Nous traçons donc pour un seuil donné, le pourcentage de temps de dépassement de ce seuil en fonction de l'heure de la journée.

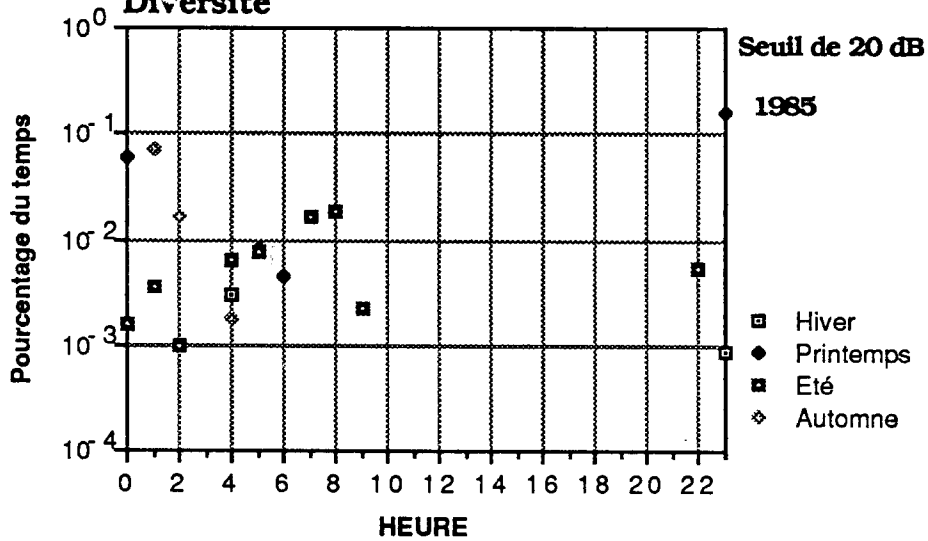
Ces variations sont montrées sur les figures (26) , (27) et (28), où nous avons regroupé les données par saison, et nous avons choisi un seuil de 20 dB d'atténuation.



**Figure 27 :**  
**Distributions diurnes à la fréquence centrale**  
**Antenne Haute**

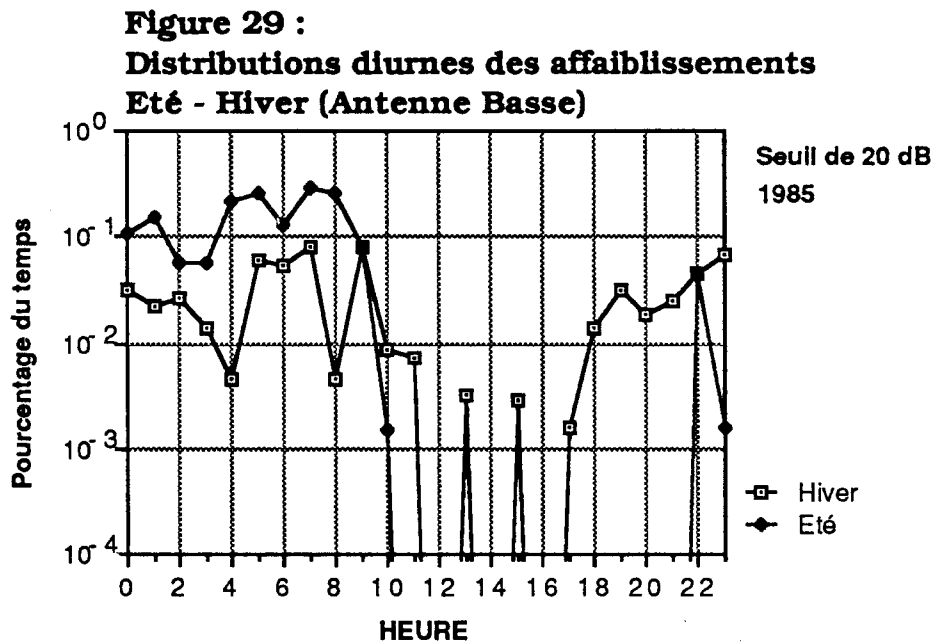


**Figure 28 :**  
**Distributions diurnes à la fréquence centrale**  
**Diversité**

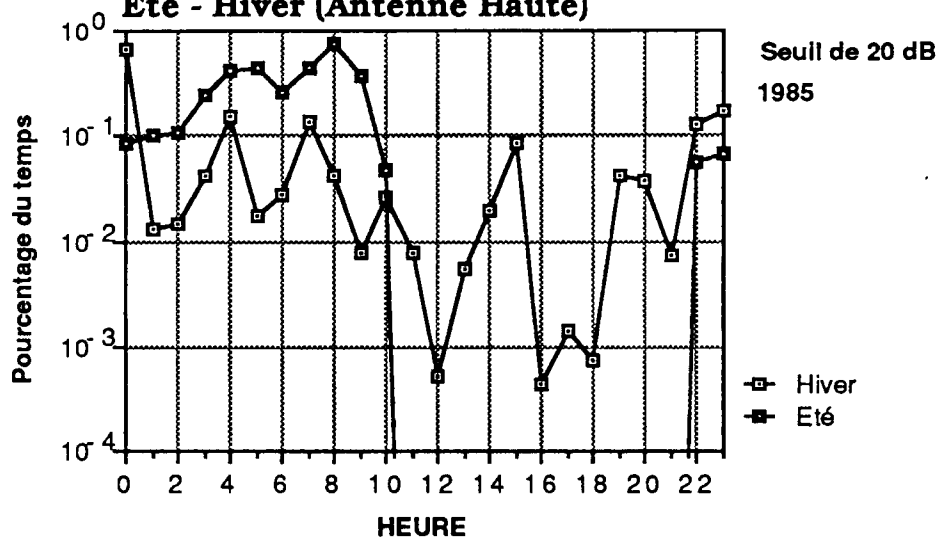


On note que la probabilité d'occurrence est maximale entre 22h et 9h du matin et qu'il existe une plus grande dispersion en hiver qu'en été (Cf figures 29 et 30). Ceci est en accord avec le fait rappelé au chapitre II que les couches atmosphériques stables susceptibles de donner naissance au phénomène de trajets multiples sont produites la nuit lorsqu'il existe une couche d'inversion de température, du fait du refroidissement radiatif de la Terre.

Par ailleurs, le canal en diversité se comporte différemment. Il présente une plus grande dispersion d'occurrence en été qu'en hiver, ce qui traduit une fois de plus la grande efficacité observée contre les événements d'hiver.



**Figure 30 :**  
**Distributions diurnes des affaiblissements**  
**Eté - Hiver (Antenne Haute)**

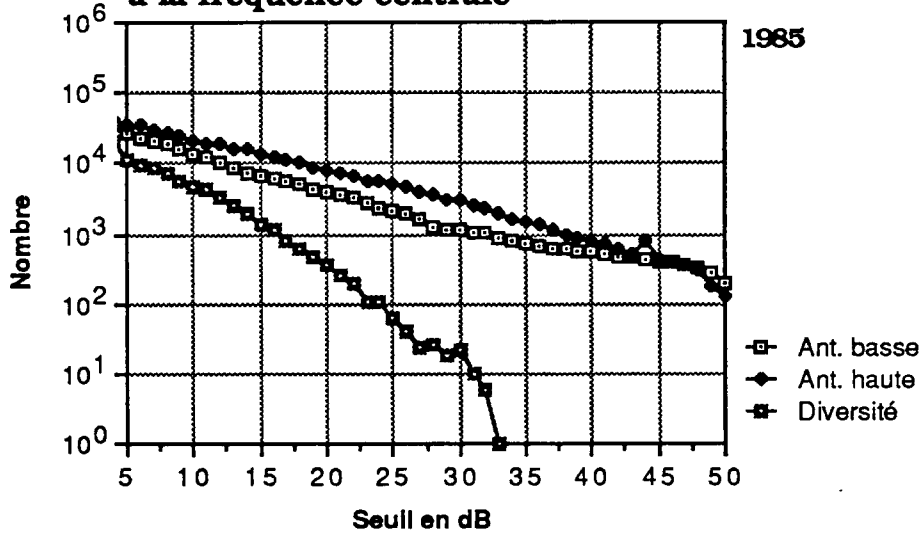


#### IV.6.2 Statistiques du nombre et de la durée des événements

##### IV.6.2.1 Nombre d'événements

Le nombre d'événements est défini comme étant le nombre de fois où le signal descend en-dessous d'un seuil donné. Nous avons présenté sur la figure (31), la distribution annuelle du nombre d'événements en fonction d'un seuil d'atténuation compris entre 5 et 50 dB. Le pas choisi est de 1 dB.

**Figure 31 :**  
**Distribution annuelle du nombre d'événements**  
**à la fréquence centrale**



Les canaux simples présentent un comportement similaire à la loi suggérée par Vigants [VIG.1971], de 20 dB par décade de nombre d'événements.

Le comportement du canal en diversité ressemble également à celui qui a été déjà décrit dans la littérature (formule (25)), c'est-à-dire qu'il suit à peu près la pente de 6,66 dB par décade.

#### IV.6.2.2 Durée moyenne des événements

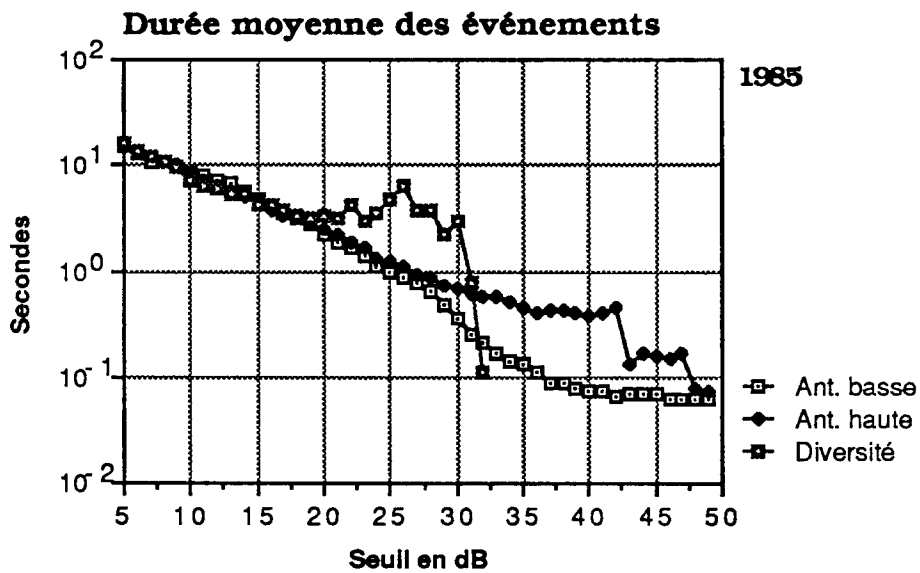
Comme on l'a déjà mentionné, la durée moyenne peut s'obtenir en divisant la durée totale d'affaiblissement au-dessous du niveau L (figure 6) par le nombre total d'événements de cette profondeur.

Sur la figure (32) on a présenté la durée moyenne calculée sur l'année 1985 en fonction du seuil d'atténuation. On s'aperçoit que les canaux simples et le canal en diversité suivent le même comportement jusqu'à 20 dB. La différence observée à partir de cette valeur est probablement due aux



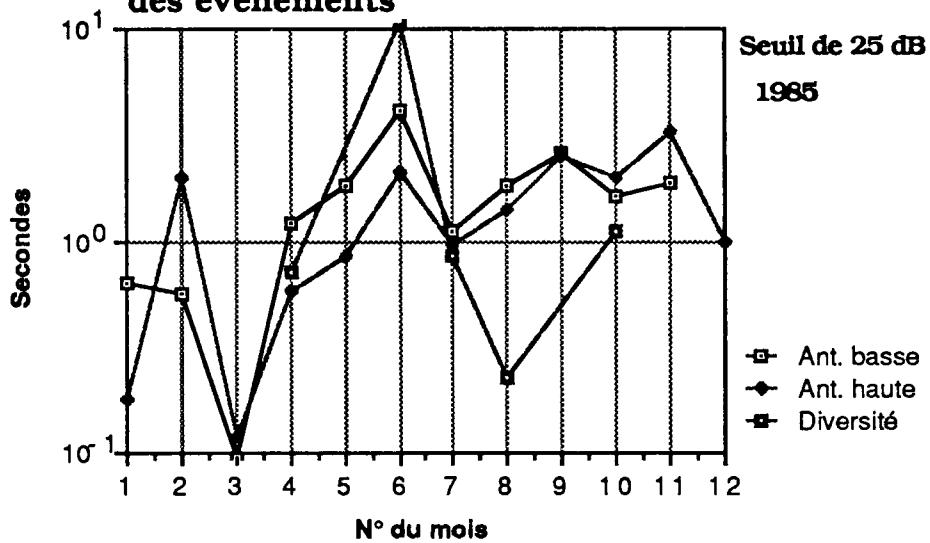
événements atypiques du mois de Juin, que nous avons remarqués sur la distribution des niveaux, et qui se manifestaient pour les mêmes valeurs de l'atténuation.

**Figure 32 :**



Cette interprétation est confirmée par les résultats de la figure (33), où la durée moyenne des événements dépassant un seuil d'atténuation de 25 dB est donnée en fonction du mois.

**Figure 33 :**  
**Variations mensuelles de la durée moyenne**  
**des événements**

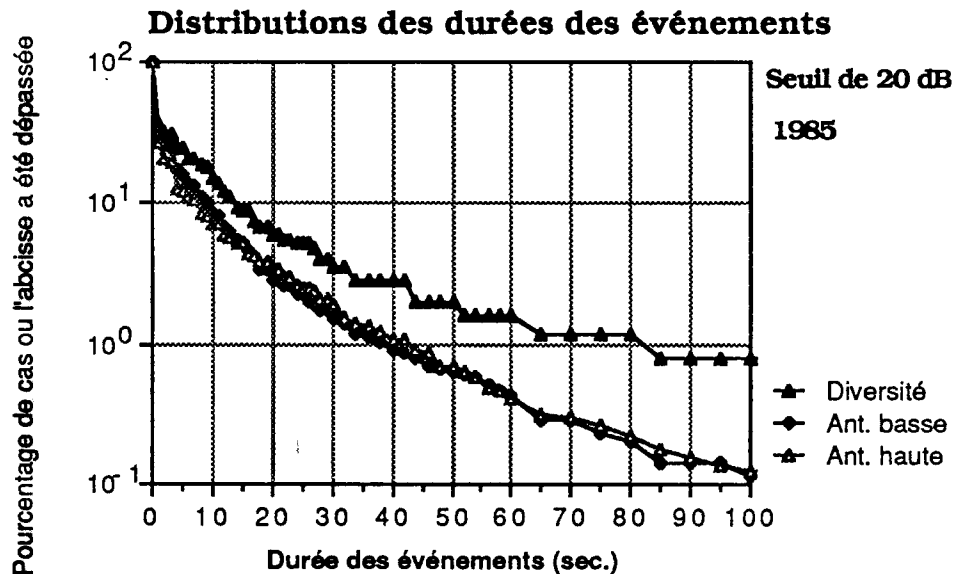


On peut constater que les trois courbes ont la même allure, ce qui confirme la figure précédente (figure 32), et que la durée moyenne des événements est anormalement grande pour le mois de Juin.

#### IV.6.2.3 Distributions des durées des événements

La figure (34) représente les distributions des durées des événements, pour un seuil d'atténuation de 20 dB.

Figure 34 :



Les abscisses de la figure (34) représentent les durées des événements qui ont été évaluées de la manière suivante : par tranches d'une seconde pour les événements d'une durée de 0 à 30 secondes ; par tranches de 2 secondes pour les durées de 30 secondes à une minute et par tranches de 5 secondes pour les durées de 1 minute à 5 minutes, tous les événements de plus de 5 minutes ayant été regroupés dans une classe spéciale ( événements très rares ). Sur la courbe présentée ici, on s'est limité à des durées inférieures à 100 secondes. Le pourcentage de cas où cette abscisse est dépassée est représenté en ordonnée.

Les deux canaux simples se comportent de la même manière, mais dans le cas du canal en diversité la proportion d'événements longs est plus grande par rapport au nombre total d'événements.

#### IV.7) Discussions et conclusions

A l'aide des données de propagation de l'expérience PACEM II mesurées sur une année complète (1985), nous avons effectué une étude statistique du canal de propagation en période de trajets multiples en diversité d'espace. Nous avons ainsi obtenu les statistiques portant sur les distributions des niveaux d'affaiblissement, le nombre d'événements et la durée des événements. Elles nous ont apporté un certain nombre de résultats que nous pouvons résumer ainsi :

1) L'antenne haute s'est montrée plus affectée que l'antenne basse. Avant de tenter d'interpréter physiquement le phénomène observé, nous avons voulu nous assurer du bon fonctionnement des appareils de mesure. Pour cela, nous avons regardé les données du taux d'erreur. Ces études ont fait apparaître la même situation, à savoir un taux d'erreur statistiquement plus élevé sur l'antenne haute. L'expérience de mesure d'erreur, et celle de mesure de la fonction de transfert utilisent des bandes de fréquence, et des chaînes d'émission et de réceptions indépendantes. Les appareils de mesure ne peuvent donc pas être considérés comme responsables de cette différence. Nous avons donc eu recours aux méthodes de tracé de rayons pour tenter d'obtenir une interprétation physique de ce résultat (étant donnée une structure d'indice de réfraction d'air, on obtient une zone de l'espace affectée par les trajets multiples). Lorsque la couche superréfractante se trouve au-dessus de l'émetteur, ce qui est le modèle classiquement utilisé pour rendre compte des trajets multiples, on obtient une zone d'interférence ayant typiquement la forme illustrée par la figure (34 bis). Le fait que l'antenne haute se soit montrée plus affectée que l'antenne basse pourrait s'expliquer par l'inclinaison du trajet radioélectrique. L'antenne d'émission étant plus haute que les deux antennes de réception, la zone de trajets multiples affecte donc davantage l'antenne haute que l'antenne basse.

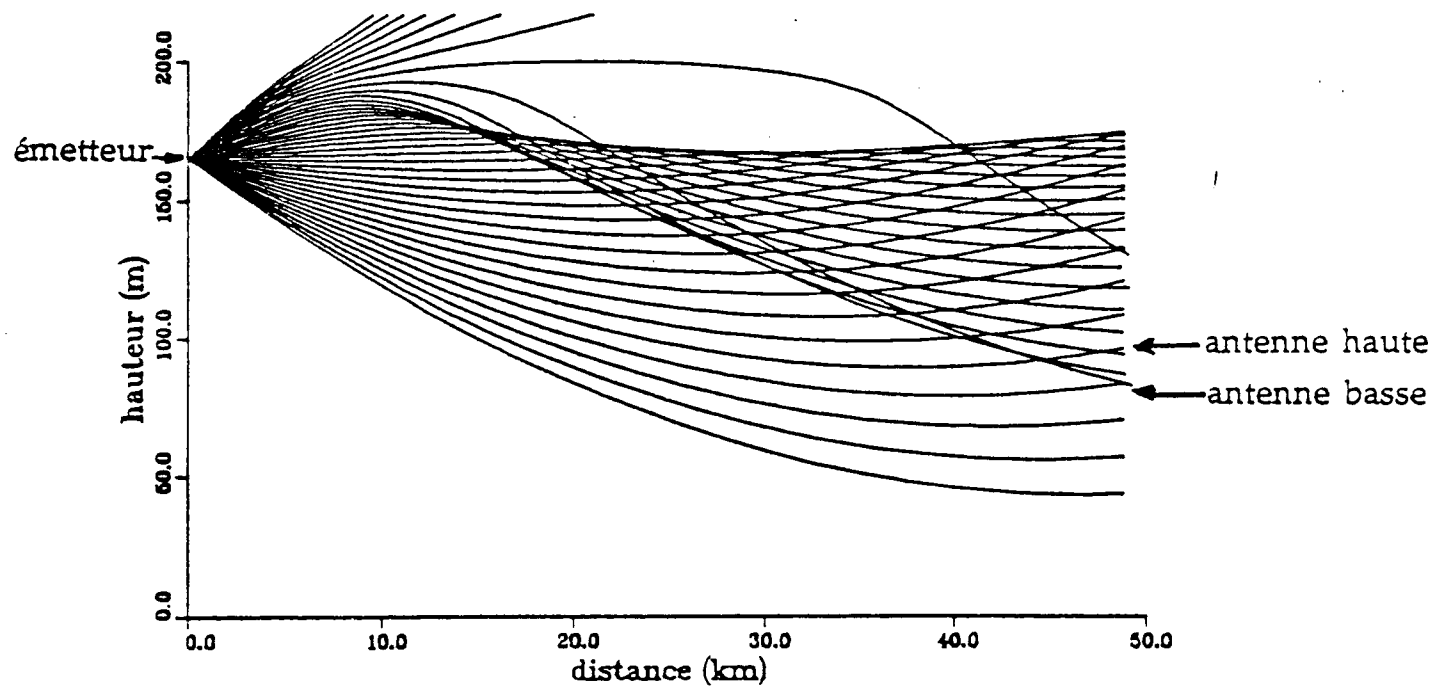


Figure 34 bis : Exemple de tracé de rayons pour une configuration topographique identique à celle de PACEM II. Couche superréfractante au-dessus de l'émetteur (185 m).

2) Les événements sont possibles en toute saison. Ils sont effectivement plus fréquents durant les mois d'été, du moins jusqu'à 30 dB d'atténuation. Au dessus, les mois d'hiver sont plus affectés. Cette différence porte sur des pourcentages de temps très faibles. Les distributions cumulatives de deux mois d'hiver (Mars et février) présentent une sorte de palier pour les affaiblissements supérieurs à environ 30 dB (figures 8 et 9). Un tel comportement est généralement dû à la présence d'événements rares. Pour s'assurer de la fiabilité de ces résultats, il faut quantifier l'incertitude avec laquelle on estime ces distributions cumulatives. Il a été montré que l'écart-type de la probabilité cumulative est inversement proportionnel au nombre d'événements [DEL.1988]. Il est donc important d'avoir une idée de ce nombre d'événements. Lorsque ce nombre d'événements est très faible, cet écart-type est du même ordre de grandeur que la probabilité; le résultat ne peut alors être considéré comme significatif du point de vue statistique et il est difficile de statuer sur la représentativité des phénomènes. Une analyse plus approfondie des deux distributions cumulatives de Mars et Février nous a

permis d'aboutir aux résultats suivants :

- Pour le mois de mars, un seul événement dépassant le seuil de 30 dB a été observé sur l'antenne haute d'une durée de 7,4 secondes ;
- Pour le mois de février, plusieurs événements dépassant le seuil de 30 dB ont été observés sur les deux antennes (23 événements sur l'antenne basse et 33 sur l'antenne haute si l'on considère que les dépassements individuels appartiennent à un même événement s'ils sont séparés de moins de 2 minutes).

Dans le cas du mois de mars on peut considérer le résultat comme douteux étant donné que l'on n'a observé qu'un seul événement, mais dans le cas du mois de février, le nombre d'événements est suffisamment grand pour considérer les courbes cumulatives comme vraisemblablement représentatives. Il est néanmoins clair que la différence été-hiver devra être reconsidérée sur une période d'analyse plus longue.

Ces événements rares sont bien dus à des situations de trajets multiples. On constate en effet des affaiblissements très différents sur les deux voies (ce qui exclut une précipitation d'hydrométéores), et des variations temporelles très rapides (ce qui exclut des effets indirects liés aux antennes, comme de l'accumulation de neige sur les radomes).

3) Compte tenu des réserves formulées ci-dessus, on peut considérer que les événements d'hiver et d'été ont des comportements statistiques différents. Les mois d'hiver sont davantage affectés par des atténuations supérieures à environ 30 dB, et celles-ci ne suivent pas la loi en  $L^2$  des événements d'été.

4) La probabilité d'occurrence est plus grande la nuit que le jour.

5) La comparaison des signaux reçus sur les deux antennes montre que les affaiblissements profonds arrivent rarement simultanément, ce qui rend efficace la diversité d'espace.

6) Les résultats présentés nous ont permis de calculer le facteur d'amélioration de la diversité d'espace. Nous retrouvons bien le fait que la diversité est d'autant plus efficace que l'on considère des atténuations profondes. Notre analyse mois par mois nous a également montré que la diversité est plus efficace sur les événements d'hiver que sur ceux d'été, ce qui est une nouvelle manifestation des différences entre ces deux groupes d'événements.

7) Les résultats ont montré que pour des affaiblissements supérieurs à environ 30 dB, on peut rencontrer des événements rares pendant les mois d'hiver. Ceci conduit à émettre certaines réserves quant aux valeurs de la courbe de distribution du mois le plus défavorable (définie comme l'enveloppe des courbes mensuelles) supérieures à 30 dB pour les canaux simples, et quant à la valeur correspondante du facteur d'amélioration de diversité.

8) Un comportement atypique a été constaté au mois de Juin en ce qui concerne la statistique du canal en diversité. Ce point fera l'objet du chapitre VII. Remarquons dès à présent que de tels phénomènes, malgré leur brièveté, peuvent perturber gravement le calcul de la distribution pour le mois le plus mauvais, si l'on ne prend pas de précautions particulières.

En bref, nos résultats sont en bon accord avec ceux qui ont été précédemment publiés, ce qui est assez satisfaisant. Le fait de disposer de données de longue durée nous a permis d'apporter des résultats nouveaux concernant les variations saisonnières, et a permis d'observer des différences de comportement entre événements d'hiver et d'été. La signification de ces différences demande à être confirmée par le traitement des données des autres années de l'expérience.

## CHAPITRE V

### MODELISATION STATISTIQUE EN BANDE MOYENNE SUR UN CANAL SIMPLE ET LE CANAL EN DIVERSITE

#### V.1) Introduction

Compte tenu de l'influence néfaste des trajets multiples, il est intéressant pour le concepteur de systèmes de transmission de disposer d'une connaissance des effets attendus en fonction d'un certain nombre de paramètres caractérisant la liaison. Comme on ne pourra jamais disposer d'un modèle déterministe, on cherchera à connaître pour la liaison donnée, quelle est la probabilité que le système de transmission assure une qualité donnée.

La connaissance de la distribution des niveaux à fréquence fixe permet de caractériser la liaison, et de calculer l'occurrence des événements. Cela n'étant pas suffisant pour le calcul de la qualité de la liaison du fait de l'importance de la sélectivité en fréquence des phénomènes de trajets multiples, il faut donc chercher à caractériser les propriétés sélectives du canal de propagation en bande moyenne.

Les situations de trajets multiples peuvent en général être étudiées en utilisant l'approximation des rayons. Connaître le canal de propagation par trajets multiples, c'est savoir combien il y a de rayons et pour chacun d'entre eux, connaître son temps de propagation, son déphasage et le gain introduits en cours de route. Cette connaissance équivaut à celle de la fonction de transfert du canal dans un domaine de fréquences quelconque.

Pour caractériser une liaison de largeur de bande  $\Delta f$  et déterminer les performances des divers systèmes de télécommunications utilisés, il suffit de connaître sa fonction de transfert dans la bande utile. Dans ce but, il convient de modéliser les fonctions de transfert mesurées en utilisant un nombre aussi réduit que possible de paramètres, puis d'établir la statistique conjointe de ces



paramètres. Ces modèles doivent être considérés comme des modèles mathématiques et non pas physiques, dont le seul but est de représenter localement le mieux possible les fonctions de transfert réelles (Cf figure 35).

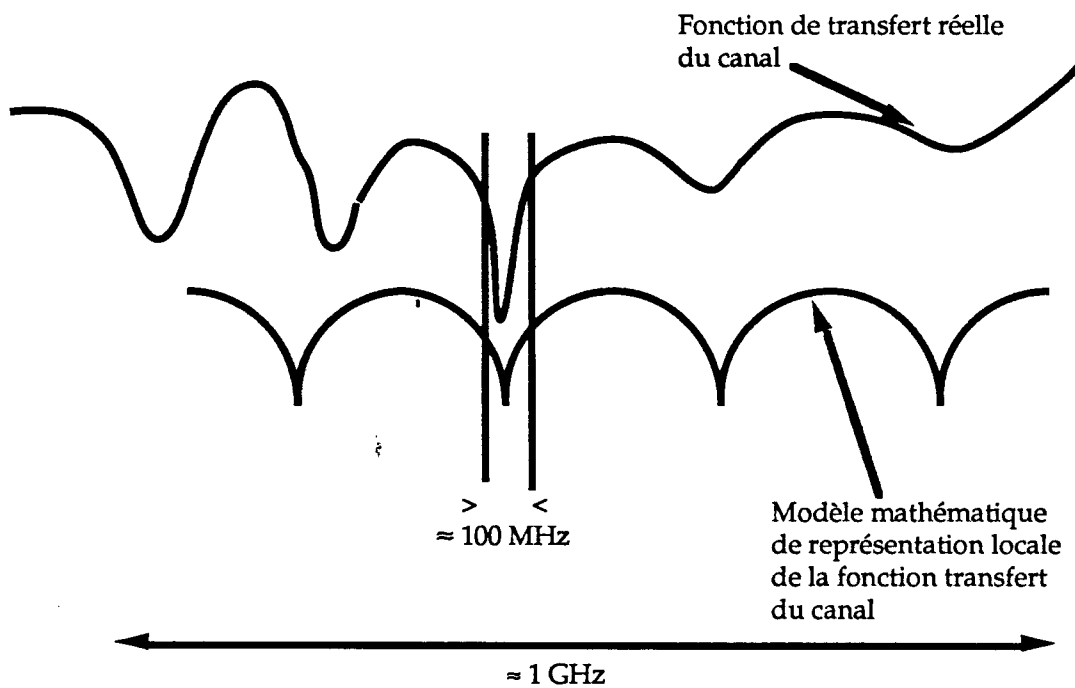


Figure 35 : Comparaison schématique entre une fonction de transfert réelle du canal de propagation et le modèle mathématique de représentation locale de la fonction de transfert du canal.

L'utilisation d'un modèle physique multirayons n'est pas adaptée à la construction de modèles statistiques de représentation, d'une part parce qu'ils comportent un trop grand nombre de paramètres, et d'autre part parce que ceux-ci sont très difficiles à mesurer. Par conséquent, ce n'est pas ce modèle qui nous servira pour la modélisation de la fonction de transfert, mais un modèle à trois paramètres (Rummler) qui sera discuté plus loin.

Un point important dans l'utilisation d'un modèle réside dans les propriétés d'occurrence. En effet, la modélisation ne s'applique pas à toutes les

fonctions de transfert, mais n'a été effectuée que pour celles dont l'affaiblissement maximal dans la bande est supérieur à un certain seuil  $S_0$ . Ce seuil doit être assez élevé pour qu'on ne modélise que des fonctions de transfert correspondant bien à des situations de trajets multiples, et assez petit pour que toutes les fonctions de transfert conduisant à un taux d'erreur de coupure soient prises en compte.

Si une fonction de modélisation dépendant d'un certain nombre de paramètres est capable de décrire localement la fonction de transfert du canal hertzien, les phénomènes de propagation sur ce bond hertzien auront une incidence sur la loi statistique des paramètres de la fonction modélisée, et le comportement du système de transmission pourra être représenté par la région de l'espace des paramètres correspondant au bon fonctionnement du système. En général, on considère qu'il y a fonctionnement correct lorsque le taux d'erreur binaire est inférieur à un certain seuil et coupure de la liaison dans le cas contraire. On rappelle que la signature du système est le domaine des paramètres du modèle conduisant à une coupure de la liaison pour le système considéré [LEV.1989].

L'objectif final que l'on souhaite atteindre dans cette étude, est donc la caractérisation de la sélectivité en bande moyenne du canal de propagation en "*diversité d'espace*" affecté de trajets multiples à partir d'une modélisation mathématique de sa fonction de transfert .

Des expériences réalisées par le CNET (Centre National d'Etudes des Télécommunications) ou par des laboratoires étrangers ont déjà permis de définir un certain nombre de modèles mathématiques appropriés à la représentation des fonctions de transfert à trajets multiples, ainsi que les lois statistiques régissant les paramètres de ces modèles dans le cas d'un canal simple. Dans le cadre de cette étude, on s'est efforcé d'étendre les modèles de représentation déjà existants au cas d'un canal en diversité d'espace.

## V.2) Démarche adoptée pour la modélisation en diversité

Le but visé étant d'élaborer une méthode capable de caractériser de manière statistique notre liaison hertzienne en diversité d'espace, la démarche que nous avons adoptée consiste à :

- 1) Obtenir des mesures de la fonction de transfert sur la bande de fréquence utile ;
- 2) Faire le choix d'un modèle mathématique adapté à la représentation de la fonction de transfert  $H(\Omega; \alpha_i)$  dépendant de paramètres  $\alpha_i$  (Rummler, Greenstein, deux rayons normalisé) ;
- 3) Choisir un critère d'ajustement qui permette d'évaluer pour chaque jeu de paramètres l'écart entre fonction mesurée et fonction modélisée ;
- 4) Définir un critère d'occurrence dans le but de ne conserver que des fonctions de transfert caractérisant les situations de trajets multiples, donc de type sélectif en fréquence ;
- 5) Pour chaque fonction de transfert sélectionnée et sur chacune des deux voies de mesure, calculer les valeurs estimées des paramètres, à l'aide du critère d'ajustement choisi ;
- 6) Etablir la statistique conjointe expérimentale des paramètres du modèle de la fonction de transfert ;
- 7) Choisir un modèle statistique qui représente la distribution conjointe expérimentale déterminée en 6) ;
- 8) Décider au vu des résultats si le modèle convient.

Dans toute la suite nous ferons l'hypothèse que le canal de propagation peut être considéré comme invariant pendant le temps nécessaire à la mesure d'une fonction de transfert, cette hypothèse étant corroborée par l'observation

expérimentale, l'abandon de cette hypothèse conduit à certaines complications, comme on le voit dans la thèse de Sandberg [SAN.1978].

### **V.3) Modélisation des fonctions de transfert**

On rappelle ici les différentes approches conduisant à la modélisation de la fonction de transfert du canal de propagation. On rappelle tout d'abord l'approche physique qui permet de représenter la fonction de transfert dans son ensemble, c'est-à-dire, sur une bande large. On passe ensuite à la démarche "non physique" qui ne cherche à représenter la fonction de transfert que dans une bande de fréquences limitée ou bande moyenne, ce qui est le cas des mesures fournies par l'expérience PACEM II. La figure (35) illustre la différence entre ces deux types d'approches.

#### **V.3.1 Modèle physique à N rayons**

Celui-ci consiste à supposer l'existence de N rayons ayant chacun, par rapport au trajet de référence en absence d'événement de trajets multiples, une amplitude  $a_k$ , une phase  $\phi_k$  et un retard  $\tau_k$ , interférant les uns avec les autres. La fonction de transfert du canal a dans ce cas l'expression suivante :

$$H(\Omega) = \sum_{k=1}^N a_k e^{-j(\Omega \tau_k + \phi_k)} \quad (27)$$

Un tel modèle comporte donc un grand nombre de coefficients dont le comportement statistique ne se prête pas à une modélisation simple.

#### **V.3.2 Modèles de représentation non physiques**

Dans notre cas, on s'intéresse seulement à une bande moyenne (< 100 MHz) de la fonction de transfert centrée sur une fréquence de l'ordre de 11 GHz. On peut alors se contenter de modèles de représentations non physiques

tels que ceux que l'on décrit ci-dessous.

Les premiers modèles utilisés ont été des développements polynomiaux des courbes de gain [BAB.1972] et de phase [SUB.1973]. On a ensuite recouru à des fonctions de transfert inspirées du modèle à N rayons. Il a été montré [LAV.1985] que trois modèles mathématiques à trois paramètres : le développement en polynôme complexe du premier degré ou modèle de *Greenstein*, le modèle à deux rayons et retard fixe ou modèle de *Rummler* et le modèle à *Deux Rayons Normalisé* permettent de représenter correctement les fonctions de transfert en bande moyenne.

### V.3.3 Modèles de représentation à trois paramètres

On rappelle ici ces trois modèles :

#### V.3.3.1 Modèle de GREENSTEIN ou modèle en polynôme complexe du premier degré

Greenstein [GRE.1978] a introduit en 1978 un modèle de représentation de la fonction de transfert  $H(\Omega)$  ayant la forme d'un polynôme complexe :

$$H(\Omega) = \sum_{i=0}^N (R_i + j X_i) \Omega^i \quad (28)$$

où  $\Omega$  est la pulsation en rad/s.

On réduit le nombre de paramètres en se limitant au premier degré et en fixant à zéro la phase au centre de la bande, ce qui donne :

$$H(\Omega) = R_0 + (R_1 + j X_1) \Omega \quad (29)$$

La courbe de gain est alors donnée par :

$$G^2(\Omega) = R_0^2 + 2 R_0 R_1 \Omega + (R_1^2 + X_1^2) \Omega^2 = P(\Omega) \quad (30)$$

La forme de la courbe de T.P.G est donnée par :

$$T(\Omega) = \frac{-R_0 X_1}{|H(\Omega)|^2} \quad (31)$$

### V.3.3.2 Modèles à rayons

D'autres modèles souvent utilisés sont des modèles qui se déduisent du modèle physique à N rayons en limitant le nombre de rayons à deux ou au plus trois, le modèle devenant alors un "modèle de représentation mathématique" et non plus physique. Il faut donc garder à l'esprit que les rayons de ces modèles n'ont pas de réalité physique, leurs "amplitudes" et "temps de retard" n'étant que des coefficients mathématiques sans aucun lien direct avec les rayons qui se propagent effectivement.

#### V.3.3.2.1 Modèles à deux rayons

##### V.3.3.2.1.1 Modèles à deux rayons déphasés - Modèle général

La forme générale du modèle à deux rayons est donnée par :

$$H_{2R}(\Omega) = a(1 - b e^{-j(\Omega\tau + \phi)}) = a(1 - b e^{-j(\Omega - \Omega_0)\tau}) \quad (32)$$

Ceci nous conduit à un modèle à quatre paramètres  $a, b, \Omega_0, \tau$  ou  $a, b, \phi, \tau$ .

Les parties réelle et imaginaire du modèle s'écrivent sous la forme :

$$\begin{cases} R(\Omega) = a(1 - b \cos((\Omega - \Omega_0)\tau)) \\ X(\Omega) = ab \sin((\Omega - \Omega_0)\tau) \end{cases} \quad (33)$$

Les courbes de gain et de T.P.G sont données par les relations :

$$\begin{cases} P(\Omega) = a^2(1 + b^2) - 2a^2b \cos((\Omega - \Omega_0)\tau) = \alpha - \beta \cos((\Omega - \Omega_0)\tau) \\ T(\Omega) = \frac{b\tau(b - \cos((\Omega - \Omega_0)\tau))}{1 + b^2 - 2b \cos((\Omega - \Omega_0)\tau)} = \tau \left( \frac{1}{2} + \frac{a^2(b^2 - 1)}{2P(\Omega)} \right) \end{cases} \quad (34)$$

$$\text{avec } \begin{cases} \alpha = a^2(1 + b^2) \\ \beta = 2a^2b \end{cases} \quad (36)$$

Le T.P.G n'étant défini qu'à une constante additive près, seule la partie variable avec la fréquence nous intéresse, elle s'écrit :

$$T_0(\Omega) = \frac{\tau(b^2 - 1)}{2(1 + b^2 - 2b \cos(\Omega - \Omega_0)\tau)} \quad (37)$$

Ce modèle correspond à la superposition de deux rayons d'amplitudes  $a$  et  $ab$ , déphasés de  $\phi$  et retardés de  $\tau$  l'un par rapport à l'autre.

La courbe de gain  $P(\Omega)$  est une sinusoïde dont la position du minimum est donnée par  $\Omega_0$ , la période par  $\tau$ , l'amplitude et le niveau moyen par  $a$  et  $b$ :

$$\begin{aligned} \text{amplitude :} & \quad 2a^2b \\ \text{niveau moyen :} & \quad a^2(1 + b^2) \end{aligned} \quad (38)$$

### **V.3.3.2.1.2 Modèle de RUMMLER ou modèle à deux rayons et retard fixe**

Partant du modèle à deux rayons déphasés, Rummler [RUM.1980] ramène le nombre de paramètres intervenant dans l'expression (32) à trois, en fixant le retard  $\tau$  à une valeur constante :

$$\tau = 1 / 6 \Delta f \quad (39)$$

où  $\Delta f$  est la largeur de bande sur laquelle on fait la modélisation, c'est-à-dire qu'il fixe la période de la sinusoïde donnée par l'équation (34) à  $6 \Delta f$  [RUM.1980].

### **V.3.3.2.1.3 Modèle à deux rayons normalisé**

Un autre modèle à deux rayons est obtenu en fixant la valeur du paramètre  $a$  de la formule (32) à 1, les trois paramètres à déterminer étant maintenant  $b$ ,  $\tau$  et  $\phi$ . Le modèle à deux rayons normalisé est donc de la forme :

$$H_{2R}(\Omega) = 1 - b e^{-j(\Omega \tau - \phi)} \quad (40)$$

### **V.3.3.2.1.4 Particularités respectives des trois modèles**

Dans les cas des modèles généraux et de Rummler, il existe une dégénérescence de représentation qui est due au fait que l'on fait l'identification sur la seule courbe de gain. On peut la lever en imposant soit le signe de  $\tau$ , soit la position de  $b$  par rapport à 1. Dans ces modèles  $b$  tend vers zéro lorsque les fonctions de transfert deviennent peu sélectives. Dans le cas du modèle à deux rayons normalisé, la seule façon de représenter une fonction peu sélective est de se placer au voisinage du maximum ou du minimum



(suivant que le niveau est supérieur ou inférieur à 1) et d'avoir  $\tau$  petit pour que la bande de fréquence modélisée ne corresponde qu'à une portion faible de la période du modèle.

### **V.3.4 Méthode d'identification des paramètres du modèle choisi à partir de fonctions de transfert expérimentales**

La détermination des paramètres des modèles est généralement effectuée par minimisation d'une distance ou norme, dont on peut choisir la forme. On utilise en général l'écart quadratique moyen entre mesures et modèles de fonctions de transfert, comme critère de qualité de l'ajustement.

Les données utilisées sont toujours les données de mesures de la fonction de transfert. Nous intéressent à la modélisation sur une bande de fréquence de largeur moyenne (55 MHz), on récupère les atténuations par rapport au niveau d'espace libre sur toute la bande. A l'issue d'un prétraitement, on dispose donc pour chaque fonction de transfert des valeurs de l'amplitude et du T.P.G ; ces fonctions de transfert sont échantillonnées tous les 1 MHz, de la manière décrite à l'Annexe A.

#### **V.3.4.1 Méthode d'ajustement utilisée**

L'ajustement du modèle de représentation à la courbe expérimentale de la fonction de transfert consiste à minimiser une distance ayant la forme suivante :

$$S_v = \sum_{i=1}^N |g_i - G_i|^v \quad (41)$$

où  $g_i$  représente la fonction mesurée et  $G_i$  celle modélisée, et  $i = 1$  à  $N$  représentant les points de mesure.

Les plus utilisées sont :

- $v = 1$       minimisation de l'écart absolu moyen ;
- $v = 2$       minimisation de l'écart quadratique moyen ou  
                 approximation selon les moindres carrés ;
- $v = \infty$      minimisation de l'écart maximum.

On utilise dans ce qui suit la méthode d'ajustement des moindres carrés. On minimise donc l'expression suivante :

$$S_2 = \sum_{i=1}^N (g_i - G_i)^2 \quad (42)$$

La fonction ajustée est différente de la véritable fonction de transfert, l'écart résiduel entre fonction mesurée et fonction modélisée ayant deux origines :

- 1 ) Une erreur de modélisation, du fait que la forme mathématique choisie n'est qu'une approximation de la réalité ;
- 2 ) Une erreur de mesure due au fait que les mesures sont entachées de bruit. De ce fait on peut considérer que toutes les modélisations qui conduisent à une erreur inférieure au bruit sont de qualité équivalente.

L'ajustement étant effectué sur la courbe de gain en puissance (formule (5)) et non pas sur la courbe de gain en décibels, l'application directe de la méthode des moindres carrés reviendrait à rendre minimum l'expression suivante :

$$S_2 = \sum_{i=1}^N (p_i - P_i)^2 \quad (43)$$

où  $p_i$  et  $P_i$  sont respectivement les valeurs de la courbe de gain en puissance mesurées et modélisées.

La minimisation de cette expression donne de très mauvais résultats du fait de la très grande dynamique des valeurs à considérer. En effet, on peut rencontrer des situations où le "creux" dû aux trajets multiples peut se situer à plusieurs dizaines de dB sous le niveau moyen de la fonction de transfert. Dans ce cas, les échantillons de faibles puissance relatives, c'est-à-dire ceux qui correspondent aux phénomènes d'interférence destructive, seront moins bien représentés (en dB) que les autres, ce qui est contraire au but visé. On minimisera donc la somme des écarts relatifs :

$$S_2' = \sum_{i=1}^N \left( \frac{P_i - p_i}{P_i} \right)^2 \quad (44)$$

Ce qui revient à appliquer la méthode des moindres carrés en affectant à chaque point un coefficient de pondération  $W_i = 1 / P_i^2$ .

On peut montrer que ce calcul revient pratiquement à appliquer le critère des moindres carrés à la courbe de gain en décibels. On a en effet :

$$\begin{aligned} a_i &= -10 \log p_i \\ A_i &= -10 \log P_i \end{aligned} \quad (45)$$

où  $a_i$  et  $A_i$  sont respectivement les valeurs des courbes de gain en décibels mesurée et modélisée et  $p_i$  et  $P_i$  celles des courbes de gain en puissance.

La relation (42) nous donne :

$$S_2 = \sum (a_i - A_i)^2 = 100 \sum \left( \log \frac{P_i}{p_i} \right)^2 = 100 \sum \left[ \log \left( 1 + \frac{P_i - p_i}{P_i} \right) \right]^2 \quad (46)$$

Si le modèle choisi donne une bonne représentation de la fonction de transfert mesurée, le terme  $(P_i - p_i) / P_i$  est petit devant 1 et en développant

au premier ordre on a :

$$S_2 = \frac{100}{(\text{Log } 10)^2} \sum_{i=1}^N \left( \frac{P_i - \hat{P}_i}{P_i} \right)^2 \propto S_2' \quad (47)$$

Il revient donc au même de minimiser  $S_2$  ou  $S_2'$ .

### V.3.4.2 Qualité de l'ajustement

On notera qu'un autre critère avait également été pris en compte dans le cas des données de l'expérience PACEM I. Celui-ci mettait en jeu la différence entre les rapports signal à bruit donnant une probabilité d'erreur de  $10^{-3}$  pour la fonction mesurée et le modèle identifié. On considérait que le modèle était acceptable si cette différence était inférieure à 3 dB. Cette condition a été vérifiée dans 94 % des cas [SYL.1985]. Comme il a été vérifié que ce critère et celui de l'écart quadratique moyen conduisaient à des résultats équivalents, nous avons utilisé ce dernier comme un indicateur de la qualité de l'ajustement obtenu. Le même indicateur est aussi utilisé pour la courbe de T.P.G.

### V.3.4.3 Procédures d'ajustement

L'estimation des paramètres des modèles est faite dans le cas où l'on dispose de mesures de gain et de T.P.G. Celle-ci sera faite par l'ajustement sur la courbe de gain en puissance seule et non pas directement sur la fonction de transfert complexe. Pour pouvoir remonter aux paramètres de la fonction de transfert certaines contraintes sont imposées. Il en résulte deux procédures d'estimation différentes selon que les valeurs des paramètres vérifient ou non ces contraintes. Suivant les cas, on parlera de cas "optimal" ou "sous optimal". (ceci sera détaillé dans les paragraphes suivants).

L'ajustement sur la seule courbe de gain nous conduit à deux couples de

solutions correspondant à une même courbe de gain et à des distorsions de T.P.G opposées. Les données de T.P.G serviront donc à lever cette indétermination de signe sur la partie imaginaire de la fonction de transfert. En général, comme on le verra plus loin, une bonne modélisation de la courbe de gain entraîne une bonne modélisation du T.P.G.

### **V.3.5 Application des modèles aux mesures**

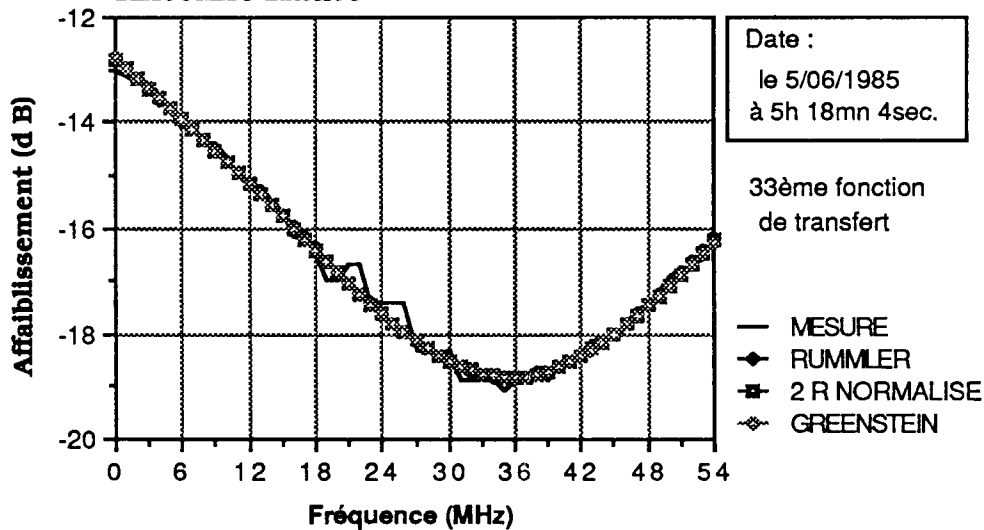
Nous venons de rappeler trois modèles mathématiques à trois paramètres pouvant servir à représenter les fonctions de transfert d'un canal hertzien affecté de trajets multiples.

Après avoir rappelé la méthode d'identification et les critères de qualité d'ajustement utilisés, on va s'assurer que ces 3 modèles représentent correctement nos mesures de fonctions de transfert.

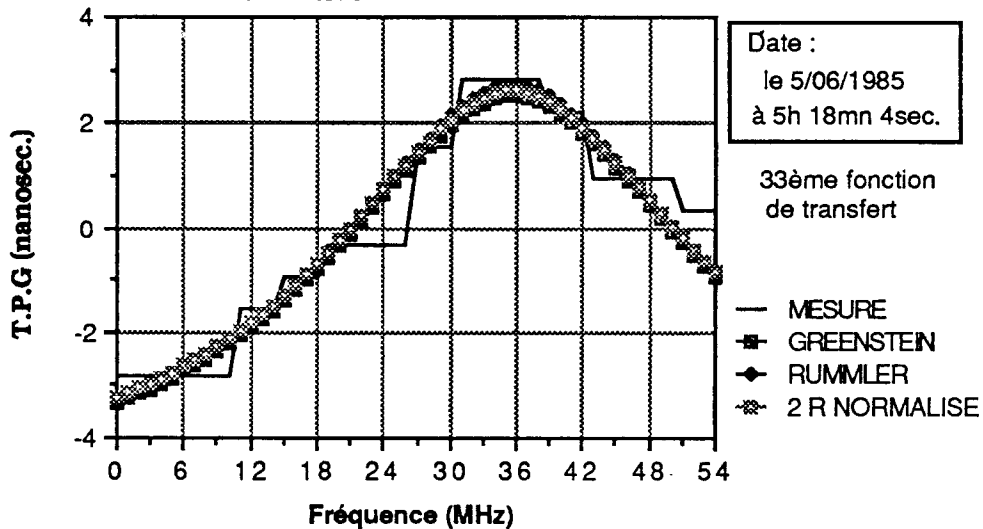
Pour les trois modèles étudiés, les critères d'ajustement sont ceux qui ont été détaillés aux paragraphes précédents, et l'estimation des paramètres des modèles est faite par l'ajustement sur la courbe de gain en puissance, les données de T.P.G servant à lever l'indétermination de signe sur la partie imaginaire de la fonction de transfert.

Les figures (36) et (37) montrent un exemple de ce que donnent les trois modèles de représentation lorsqu'on les applique à des données. Sur ces figures, on a tracé les courbes d'amplitude et de temps de propagation de groupe (T.P.G) mesurées et modélisées.

**Figure 36 :**  
**Amplitude mesurée et modèles**  
**Antenne Haute**



**Figure 37 :**  
**T.P.G mesuré et modèles**  
**Antenne Haute**



On peut remarquer que les trois modèles représentent bien les courbes d'amplitude et de T.P.G mesurées. L'écart quadratique moyen entre les courbes de gain mesurée et modélisée calculé dans ce cas étant de l'ordre de 0,2 dB et

celui entre les courbes de T.P.G mesurée et modélisée de l'ordre de 0,5 ns, on peut constater que ces modèles fournissent une représentation de très bonne qualité.

### **V.3.6 Choix du modèle de RUMMLER pour la modélisation en diversité d'espace**

Pour représenter les fonctions de transfert du canal, nous avons choisi le modèle de Rummler. Justifions notre choix :

- Parmi les trois modèles décrits plus haut, le modèle de Rummler est le seul qui a déjà été étendu à la diversité d'espace [RUM.1982]. Dans ce travail, Rummler a fourni une représentation mathématique des fonctions de transfert des canaux en diversité d'espace pendant les périodes de trajets multiples (sur la liaison Atlanta-Palmetto (U.S.A)). De ce fait, on pourra procéder à une comparaison des résultats.

- D'après les résultats déjà publiés [LAV.1985] et les exemples cités au paragraphe précédent (§ V.3.5), il a été montré que les modèles de Greenstein et à deux rayons normalisé étaient convenables pour la représentation des fonctions de transfert mesurées, mais que l'analyse statistique des paramètres du modèle de Greenstein pose davantage de problèmes dans le cas d'un canal simple que le modèle de Rummler. Son extension à la diversité d'espace paraissait donc difficile.

- Les ingénieurs du système des faisceaux hertziens souhaitent généralement connaître le temps de coupure de l'équipement donné. Pour cela il leur faut connaître le modèle et sa signature. La mesure de la signature se fait soit par des simulateurs soit par le calcul. En général, on préfère faire une simulation effective en laboratoire. Ceci se fait plus facilement avec des modèles à rayons que des modèles polynomiaux, ce qui élimine une fois de plus le modèle de Greenstein. Le modèle de Rummler est plus commode que le modèle à deux rayons normalisé, car le retard  $\tau$  est fixe. Ceci élimine le besoin de mettre une ligne à retard dans les simulateurs, et il suffit d'y mettre deux

atténuateurs (pour les paramètres a et b) et un déphaseur (pour la phase). Du fait de cette généralité, nous avons donc également opté pour le modèle de Rummler.

### V.3.6.1 Estimation des paramètres du modèle de Rummler

La fonction de transfert du modèle de Rummler s'écrit sous la forme:

$$H(\Omega) = a(1 - b e^{-j(\Omega - \Omega_0)\tau}) \quad (48)$$

Le paramètre a représente l'affaiblissement global et le paramètre b, la profondeur relative de l'évanouissement situé à une distance  $f_0$  ( $\Omega_0 = 2\pi f_0$ ) du centre de la bande et où  $\tau$  est fixé à  $1/6\Delta f$ .

La courbe de gain en puissance est donnée par :

$$P(\Omega) = \alpha - \beta \cos((\Omega - \Omega_0)\tau) = \alpha - \beta \cos(\Omega\tau - \phi) \quad (49)$$

$$\text{avec} \quad \alpha = a^2(1 + b^2) \quad \text{et} \quad \beta = 2a^2b$$

Comme on l'a déjà mentionné, l'estimation des paramètres  $\alpha$ ,  $\beta$  et  $\phi$  se fait par minimisation de l'écart quadratique pondéré entre les courbes de gain en puissance mesurée et modélisée. On cherche donc à minimiser l'expression (44) :

$$S'_2 = \sum_{i=1}^N W'_i (p_i - \alpha + \beta \cos((\Omega_i - \Omega_0)\tau))^2 \quad (50)$$

avec :

$$W'_i = \frac{\frac{1}{p_i^2}}{\sum_{i=1}^N \frac{1}{p_i^2}} \quad (51)$$



Introduisons les variables auxiliaires :

$$\gamma = \beta \cos \phi \quad ; \quad \delta = \beta \sin \phi \quad (52)$$

$$\text{avec } \phi = \Omega_0 \tau$$

La minimisation par rapport à  $\alpha$ ,  $\gamma$  et  $\delta$  nous conduit à résoudre un système de trois équations linéaires. La détermination de ces paramètres permet d'obtenir  $\beta$  par la relation suivante :

$$\beta = \sqrt{\delta^2 + \gamma^2} \quad (53)$$

$$\phi = \Omega_0 \tau = \arctg\left(\frac{\delta}{\gamma}\right) + \frac{\pi}{2} (1 - \text{signe}(\gamma)) \quad (54)$$

en déterminant  $\phi$  de manière à avoir une valeur de  $\beta$  positive,  $\alpha$  est toujours positif.

$\alpha$ ,  $\beta$  et  $\phi$  étant estimés, l'étape suivante consiste à en déduire les valeurs de  $a$  et  $b$  satisfaisant aux deux équations non linéaires suivantes :

$$\alpha = a^2 (1 + b^2) \quad (55)$$

$$\beta = 2 a^2 b \quad (56)$$

on trouve :

$$a = \left(\frac{\beta}{2b}\right)^{\frac{1}{2}} \quad (57)$$

reportant l'équation (57) dans l'équation (55), on trouve :

$$g(b) = b^2 - 2 \frac{\alpha}{\beta} b + 1 = 0 \quad (58)$$

d'où :

$$b = \frac{\alpha}{\beta} \pm \left(\frac{\alpha^2}{\beta^2} - 1\right)^{\frac{1}{2}} \quad (59)$$

On n'a une solution réelle que si  $\alpha > \beta$ .

Si la condition  $\alpha > \beta$  est satisfaite, on parle de "cas optimal". Dans le cas contraire, on cherchera une solution "sous optimale" ( $\Omega_0, \alpha(\Omega_0), \beta(\Omega_0)$ ) en faisant varier  $\Omega_0$  par pas successifs jusqu'à ce que la contrainte  $\alpha(\Omega_0) \geq \beta(\Omega_0)$  soit satisfaite.

L'étude des variations de la fonction  $g(b)$  montre que les deux racines en  $b$  sont positives, l'une inférieure à 1 et l'autre supérieure à 1. Ces deux solutions correspondent respectivement à des fonctions de transfert dites à déphasage minimal et à déphasage non minimal.

Les formules (57) à (59) conduisent à deux couples de solutions ( $a_1, b_1$ ) et ( $a_2, b_2$ ) avec  $b_1 < 1$  et  $b_2 > 1$ . Comme on dispose (contrairement à Rummler [RUM.1982]) de mesures de T.P.G, on choisit dans la formule (59) le signe du radical qui donne l'erreur quadratique résiduelle minimum sur la représentation du T.P.G.

## **V.4) Passage à la modélisation en diversité d'espace**

### **V.4.1 Généralités sur la méthode suivie**

Dans le présent chapitre, nous considérons l'extension de la modélisation en bande moyenne à un canal en diversité d'espace.

Nous admettons que lorsque le signal reçu sur l'une des deux antennes est correct, le récepteur doit fonctionner correctement, et qu'il en est de même lorsque l'une et/ou l'autre des voies est en surchamp (les surchamps sont en général peu sélectifs, et nous faisons l'hypothèse que l'augmentation de la puissance reçue peut-être prise en compte par le récepteur). Pour ces raisons, nous cherchons à développer notre modèle dans les cas où les deux voies sont affectées simultanément d'évanouissements sélectifs. Comme dans le cas d'un

canal simple, nous considérons qu'il y a événement lorsque l'atténuation dans la bande analysée dépasse un seuil, pris dans la suite égal à 5 dB.

#### V.4.2 Paramètres de la modélisation de Rummler

Dans la suite, nous indiquons par l'indice 1 les quantités relatives à l'antenne basse, et par l'indice 2 celles relatives à l'antenne haute. Les fonctions de transfert des deux voies s'écrivent alors :

$$H_1(\Omega) = a_1 (1 - b_1 \exp(-j(\Omega - \Omega_{01})\tau))$$

$$H_2(\Omega) = a_2 (1 - b_2 \exp(-j(\Omega - \Omega_{02})\tau))$$

Le retard  $\tau$  est pris égal à l'inverse de 6 fois la largeur de la bande analysée [RUM.1982] ; il est donc le même pour les deux voies et vaut 3,0303 ns.

Le problème consiste donc à établir la probabilité conjointe  $P(a_1, b_1, \Omega_{01}, a_2, b_2, \Omega_{02})$  et si possible à en donner une représentation mathématique simple. En fait, les paramètres  $a$ ,  $b$ , et  $\Omega_0$  qui sont les paramètres originels du modèle, ne sont pas les plus commodes. Ainsi, nous remplacerons  $\Omega_{0i}$  par une phase équivalente  $\phi_i = \Omega_{0i} \tau$ .

Dans le modèle de Rummler, une fonction de transfert peut être soit à phase minimale, soit à phase non minimale. Dans le premier cas, on a  $\tau > 0$  et  $b < 1$  ou  $\tau < 0$  et  $b > 1$ . Dans le second cas les conditions s'inversent. Nous avons estimé les paramètres sous l'hypothèse  $\tau > 0$ , et avons donc des valeurs de  $b$  qui peuvent être supérieures ou inférieures à 1. Rummler ne disposait que du module de la fonction de transfert. Il a donc fait l'hypothèse que les fonctions de transfert qu'il mesurait étaient toute à phase minimale et obtient toujours  $b < 1$ . Pour pouvoir comparer nos résultats aux siens, il nous faut transformer nos paramètres pour faire porter la caractéristique de phase minimale ou non de la fonction de transfert sur le signe de  $\tau$ . Cela conduit à effectuer la transformation suivante :

$$\begin{cases} a' = a \\ b' = b \end{cases} \quad \text{quand } b < 1 \quad (60)$$

et

$$\begin{cases} a' = a b \\ b' = \frac{1}{b} \\ \tau' = -\tau \end{cases} \quad \text{quand } b > 1 \quad (61)$$

Celle-ci laisse invariante les courbes de gain et de distorsion de T.P.G.

En pratique, nous considérons les paramètres dérivés :

$$A' = -20 \log a' \quad (62)$$

$$\text{et } B' = -20 \log (1 - b') \quad (63)$$

Avant de présenter nos résultats, nous résumons les résultats publiés pour des expériences antérieures, puis nous présentons les données que nous avons utilisées.

### **V.5) Rappel des résultats antérieurs**

Afin de procéder à une comparaison de nos résultats avec ceux obtenus lors de l'expérience PACEM I [SYL.1985], et par Rummler [RUM.1982] dans le cas d'un canal simple et un canal en diversité, on rappelle dans ce paragraphe les conditions d'expériences dans lesquelles les mesures ont été effectuées, ainsi que les résultats obtenus.

### V.5.1 Expérience PACEM I du CNET

L'expérience PACEM I a été réalisée en Juin et Juillet 1982 entre Marcheville et Viabon (France) et associait des mesures en large bande (1 GHz) de la fonction de transfert et des mesures météorologiques. La mesure de la fonction de transfert se faisait entre 10,7 et 11,7 GHz, à raison d'une fonction de transfert mesurée toutes les 28,5 ms. La bande totale a été divisée en 16 canaux de 55 MHz de large. Les modélisations ont été effectuées sur quelques périodes de 10 min pour lesquelles n'ont été retenues que les fonctions de transfert présentant en au moins un point de fréquence un affaiblissement par rapport au niveau d'espace libre dépassant un seuil fixé suivant les cas à 5 ou 10 dB. Afin de comparer les résultats de PACEM II avec ceux de PACEM I, les histogrammes des paramètres du modèle de Rummler obtenus pour les seuils de 5 dB et 10 dB dans le cas de l'expérience PACEM I sont présentés dans l'Annexe F.

### V.5.2 Résultats obtenus par Rummler

La loi de probabilité conjointe du modèle dans le cas d'un canal simple donnée par Rummler (Atlanta- Palmetto) s'écrit sous la forme :

$$P(A', B', f_0) = P_1(f_0) P_2(B') P_3(A' / B') \quad (64)$$

où il a trouvé que :

$f_0$  est indépendant des autres paramètres et suit une loi à deux niveaux ;

$B'$  suit à peu près une loi puissance ;

$A'$  suit une loi de Gauss d'écart type 5 dB et de moyenne fonction de  $B'$ .

Cette même loi de probabilité conjointe a été établie sur la liaison Marcheville-Viabon dans le cas d'un canal simple (PACEM I), où il a été montré que [LAV.1985] :

$f_0$  est indépendant des autres paramètres et suit une distribution uniforme ;

B' suit à peu près une loi puissance ;  
 les courbes de régression de A' par rapport à B' sont qualitativement identiques à celles obtenues par Rummler : l'écart type est indépendant de B' et la moyenne est fonction de B'.

Les résultats sont donc similaires, sauf en ce qui concerne la distribution obtenue pour  $f_0$ .

Rummler a étendu son modèle à la diversité d'espace à partir d'un mois de mesure sur la liaison Atlanta-Palmetto (Georgie-U.S.A) à 6 GHz, la réception ayant lieu sur une antenne parabolique de 3 mètres et une antenne cornet séparées verticalement de 9 mètres environ. La longueur du bond était de 42,2 km. La puissance reçue était mesurée en 12 fréquences distantes de 2,2 MHz. Il n'y avait pas de mesure de T.P.G. L'auteur applique son modèle aux deux fonctions de transfert  $H_1(a_1, b_1, \phi_1)$  et  $H_2(a_2, b_2, \phi_2)$  des deux antennes et donne la statistique conjointe  $P(a_1, b_1, \phi_1, a_2, b_2, \phi_2)$  en introduisant les corrélations existant entre les paramètres.

Nous décrivons ci-après en détail la démarche suivie par Rummler pour l'analyse statistique de la diversité d'espace, car c'est celle que nous avons adoptée pour traiter les données de l'expérience PACEM II.

### **V.5.3 Modèle statistique de diversité d'espace de Rummler**

En période de trajets multiples Rummler écrit :

La fonction de transfert de l'antenne parabolique sous la forme (Cf § V.4.2) :

$$H_1(f) = a_1 \left[ 1 - b_1 e^{-2\pi j(f - f_{01})\tau} \right]$$

et celle de l'antenne cornet sous la forme :

$$H_2(f) = a_2 \left[ 1 - b_2 e^{-2\pi j(f - f_{02})\tau} \right]$$

où  $\tau$  est fixé à 6,3 ns.  $\Delta f = 26,4$  MHz et  $f_{01}$  et  $f_{02}$  sont respectivement les positions en fréquence des creux d'affaiblissement sélectif. Il utilise les paramètres dérivés :

$$A'_1 = -20 \log a'_1 \quad \text{et} \quad A'_2 = -20 \log a'_2$$

qui représentent le niveau d'affaiblissement et :

$$B'_1 = -20 \log (1 - b'_1) \quad \text{et} \quad B'_2 = -20 \log (1 - b'_2)$$

qui représentent la profondeur du creux d'affaiblissement sélectif.

Rummler étudie la distribution à 6 dimensions des paramètres :  $A'_1, B'_1, f_{01}, A'_2, B'_2$  et  $f_{02}$ . Il s'agit donc de représenter la loi de probabilité:  $P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2, \phi_1, \phi_2)$  caractérisant l'ensemble des deux antennes, où  $\phi_1 = 360 f_{01} \tau$  et  $\phi_2 = 360 f_{02} \tau$  ( $\phi_1$  et  $\phi_2$  sont exprimées en degrés).

L'un des résultats obtenus par Rummler dans le cas d'un canal simple, était que les statistiques des phases ne dépendaient pas de celles des autres paramètres représentant les niveaux d'affaiblissements et la profondeur des affaiblissements. Après un examen de ses données dans le cas de la diversité, il aboutit au même résultat. Il écrit donc la densité de probabilité à 6 dimensions sous la forme :

$$P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2, \phi_1, \phi_2) = P_\phi(\phi_1, \phi_2) P_{A', B'/\phi}(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2 / \phi_1, \phi_2) \quad (65)$$

ou encore :

$$P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2, \phi_1, \phi_2) = P_\phi(\phi_1, \phi_2) P_{A'B'}(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2) \quad (66)$$

on la réécrit sous la forme :

$$P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2, \phi_1, \phi_2) = P_\phi(\phi_1, \phi_2) P_{B'}(B'_1, B'_2) P_{A'/B'}(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2) \quad (67)$$

Une indépendance statistique entre les paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$  a été également montrée. On réécrit alors la loi de probabilité conjointe sous la forme :

$$P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2, \phi_1, \phi_2) = P(\phi_1) P(\phi_2) P(B'_1) P(B'_2) P_{A'/B'}(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2) \quad (68)$$

L'auteur obtient respectivement, pour les deux antennes les lois suivantes :

$$P_{B'_1}(B'_1) = 0,76711 (2 B'_1) (0,10258) e^{-0,10258 B'^2_1} + 0,23289 (0,23281) e^{-0,23281 B'_1} \quad (69)$$

$$P_{B'_2}(B'_2) = 0,82295 (2 B'_2) (0,07668) e^{-0,07668 B'^2_2} + 0,17705 (0,21786) e^{-0,21786 B'_2} \quad (70)$$

Le seul couplage entre les paramètres s'introduit par la loi conditionnelle  $P_{A'/B'}(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2)$  qu'il met sous la forme d'une Gaussienne à deux dimensions dont les écarts-types  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  et le coefficient de corrélation  $\rho$  sont des constantes tandis que les valeurs moyennes de  $A'_1$  et  $A'_2$  dépendent respectivement de  $B'_1$  et  $B'_2$ .



La densité de probabilité conjointe des paramètres  $A'_1$  et  $A'_2$  conditionnée par les valeurs de  $B'_1$  et  $B'_2$  est alors donnée par :

$$p_{A'/B'}(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[ \frac{(A'_1 - g_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(A'_1 - g_1)(A'_2 - g_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(A'_2 - g_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \quad (71)$$

où :

$$g_1 = g_1(B'_1) = 23,956 \frac{(701,11 + B'_1{}^4)}{(1320,6 + B'_1{}^4)} \quad (72)$$

$$g_2 = g_2(B'_2) = 27,139 \frac{(1223,8 + B'_2{}^4)}{(2650,9 + B'_2{}^4)} \quad (73)$$

sont les valeurs moyennes conditionnelles des paramètres  $A'_1$  et  $A'_2$ , et :

$$\sigma_1 = 6,8268$$

$$\sigma_2 = 7,0272$$

$$\rho = 0,64995$$

représentent les écarts-types et le coefficient de corrélation.

La forme de cette loi de probabilité conditionnelle implique que les niveaux d'affaiblissements des deux antennes sont mutuellement liés.

Les densités de probabilités des phases des deux antennes sont données par :

$$p_1(\phi_1) = \begin{cases} \frac{5}{1080} & |\phi_1| < 90 \\ \frac{1}{1080} & 90 \leq |\phi_1| < 180 \end{cases}$$

et

$$p_2(\phi_2) = \begin{cases} \frac{8}{1620} & |\phi_2| < 90 \\ \frac{1}{1620} & 90 \leq |\phi_2| < 180. \end{cases}$$

où  $\phi$  est exprimé en degrés.

## CHAPITRE VI

### ANALYSE DES DONNEES EN DIVERSITE D'ESPACE DE PACEM II PAR LE MODELE DE RUMMLER

Comme nous l'avons indiqué au chapitre précédent, nous avons appliqué la méthode développée par Rummler pour analyser le comportement statistique de la liaison en diversité d'espace mise en œuvre pour l'expérience PACEM II. Comme cet auteur, nous avons cherché à élaborer un modèle statistique permettant de représenter la densité de probabilité "multi-dimensionnelle" des six paramètres du modèle définis au § V.5.3 :

$$P (A'_1, A'_2, B'_1, B'_2, \phi_1, \phi_2) \quad (74)$$

La démarche suivie pour résoudre le problème de l'extension à la diversité d'espace et bâtir notre loi de probabilité conjointe est donc la suivante:

- vérifier que les variables  $\phi_{01}$  et  $\phi_{02}$  (ou  $f_{01}$  et  $f_{02}$ ) peuvent être considérées comme indépendantes et uniformément réparties ;
- déterminer le terme  $P (B'_1, B'_2)$  représentant la distribution conjointe de  $B'_1$  et  $B'_2$ . On fait l'hypothèse d'indépendance mutuelle des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$ . Sous cette hypothèse, il suffit donc de modéliser séparément les lois de probabilité marginales  $P (B'_1)$  et  $P (B'_2)$ . Une fois que ces lois  $P (B'_1)$  et  $P (B'_2)$  sont déterminées, on vérifie l'hypothèse d'indépendance ;
- représenter la loi conjointe des paramètres  $A'$ , conditionnée par les paramètres  $B'$ , par une Gaussienne double.

## **VI.1) Présentation des données utilisées**

Pour élaborer notre modèle, nous avons cherché des périodes présentant un nombre élevé de cas pour lesquels les deux voies sont affectées simultanément. A partir de l'analyse à fréquence fixe décrite au chapitre IV, nous avons sélectionné deux mois présentant un grand nombre d'événements profonds de ce type, juin et octobre (fig.10). Nous décrivons en détail la construction du modèle (et les résultats) sur les données du mois de juin. Nous verrons ainsi comment cette analyse permet de confirmer la présence d'un événement atypique, déjà observé par ses effets sur les statistiques à fréquence fixe, d'en identifier la date et de l'éliminer des statistiques. Nous donnons ensuite les résultats de la même analyse appliquée aux données du mois d'Octobre, qui présente également un grand nombre d'événements. Cela permet de vérifier qu'après élimination de l'événement atypique, les données restantes du mois de juin ont un comportement normal.

Dans un premier temps, on décrit l'occurrence des événements; dans un deuxième temps, on applique le modèle aux fonctions de transfert dépassant un certain seuil.

### **VI.1.1 Occurrence des événements**

Nous commençons par décrire, pour les deux mois retenus, les pourcentages de temps pendant lesquels différents seuils d'affaiblissement sont dépassés sur les deux voies (ou taux d'occurrence des événements). Pour chacune des deux voies, nous distinguons trois possibilités : surchamps inférieurs à -4 dB, atténuations supérieures à 5 dB et à 10 dB. Cela conduit aux deux tableaux (1) et (2) qui comportent chacun seize cases. Les pourcentages qui sont indiqués sont calculés par rapport à la durée totale de transmission des mesures, leur mode de sélection étant décrit à l'Annexe B. Le tableau (1) correspond à une durée totale d'événements de 67889,37 secondes, ce qui représente 2,61% du temps total des mesures effectuées au mois de Juin, et le tableau (2) correspond à 123569,37 secondes d'événements, ce qui représente 4,61% du temps total des mesures du mois d'Octobre.

On peut noter que les situations pour lesquelles l'affaiblissement se situe entre les deux bornes du gabarit de sélection décrit à l'Annexe B sur les deux voies, sont en proportion relativement élevée (14,27% au mois de Juin et 6,19% au mois d'Octobre). Ces données peuvent avoir été conservées, malgré la sélection appliquée lors de l'acquisition, parce que les seuils du gabarit ne s'appliquaient qu'à la première de la série de 64 fonctions de transfert constituant chaque bloc d'acquisition (Cf chapitre III et annexes A à D).

Les modélisations décrites dans les paragraphes suivants concernent uniquement les cas pour lesquels les deux voies sont affectées simultanément d'une atténuation supérieure à 5 dB, soit 11,77% des données du mois de Juin (7990,57 secondes) et 9,119% des données du mois d'Octobre (11268,29 secondes).

Toutes les fonctions de transfert ainsi choisies ont été modélisées par le modèle de Rummler, les paramètres du modèle étant estimés de la façon décrite au § V.3.4.

Tableau 1:  
Répartition des affaiblissements ( en % )  
Mois de JUIN 1985  
2376128 Fonctions de transfert traitées.

A N T E N N E		ANTENNE HAUTE			
		< - 4 dB	- 4 à 5 dB	5 à 10 dB	> 10 dB
B A S S E	< - 4 dB	0.584	6.78	2.467	1.481
	- 4 à 5 dB	6.783	14.274	23.207	16.993
	5 à 10 dB	0.56	9.975	1.479	4.399
	> 10 dB	0.517	4.609	3.199	2.693

Tableau 2:

Répartition des affaiblissements ( en % )  
 Mois d'OCTOBRE 1985  
 4324928 Fonctions de transfert traitées.

A N T E N N E  B A S S E		ANTENNE HAUTE			
		< - 4 dB	-4 à 5 dB	5 à 10 dB	> 10 dB
	< - 4 dB	0.447	14.676	3.467	1.64
	- 4 à 5 dB	14.55	6.198	17.833	9.914
	5 à 10 dB	1.979	15.692	1.421	3.166
	> 10 dB	1.248	3.235	1.77	2.762

### VI.1.2 Qualité de l'ajustement sur les données conservées

La qualité des ajustements obtenus pour le mois de Juin est indiqué sur les figures (38), (39), (40), et (41). Ces figures donnent les distributions des erreurs quadratiques résiduelles sur l'amplitude en décibels (eqdB) et sur le T.P.G en nanosecondes (eqtp), pour les fonctions de transfert modélisées.

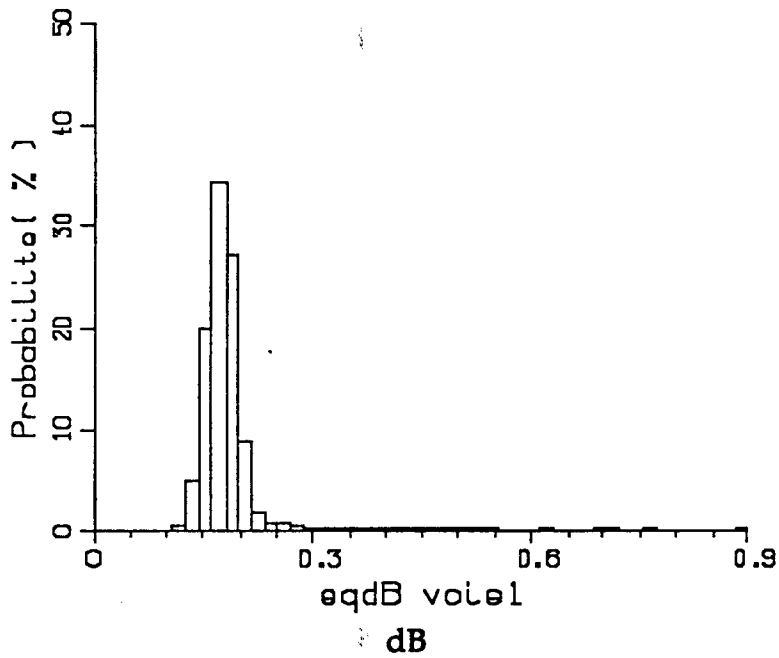


Figure 38: Distribution de l'erreur quadratique résiduelle sur l'amplitude en dB (eqdB). Antenne basse.

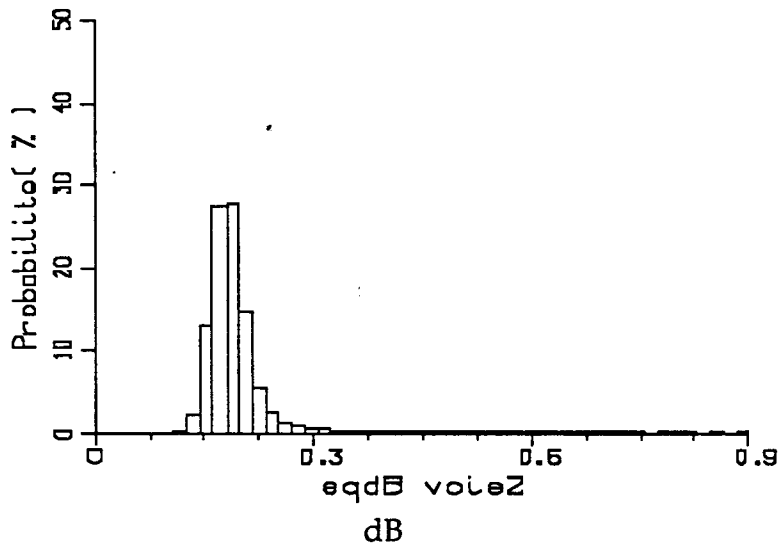


Figure 39: Distribution de l'erreur quadratique résiduelle sur l'amplitude en dB (eqdB). Antenne haute.

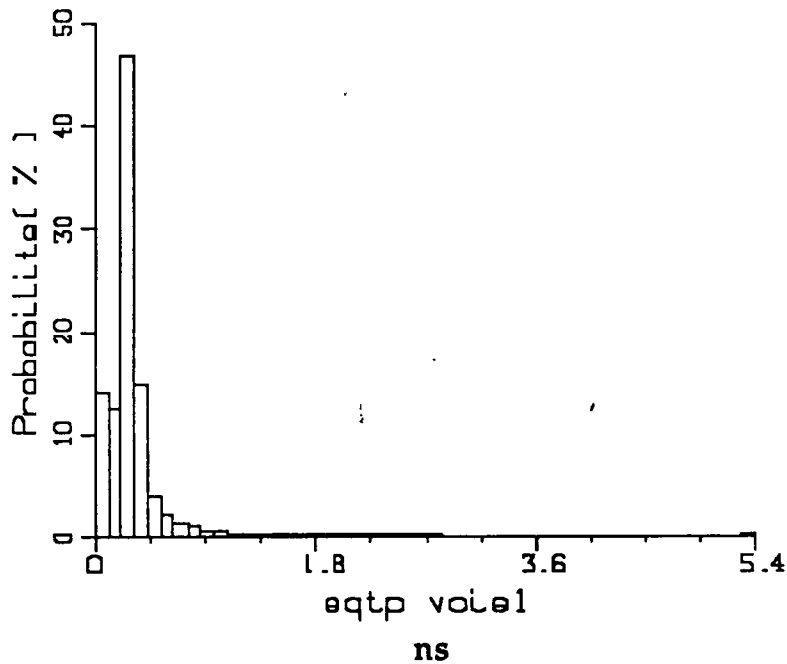


Figure 40: Distribution de l'erreur quadratique résiduelle sur le T.P.G en ns (eqtp). Antenne basse.

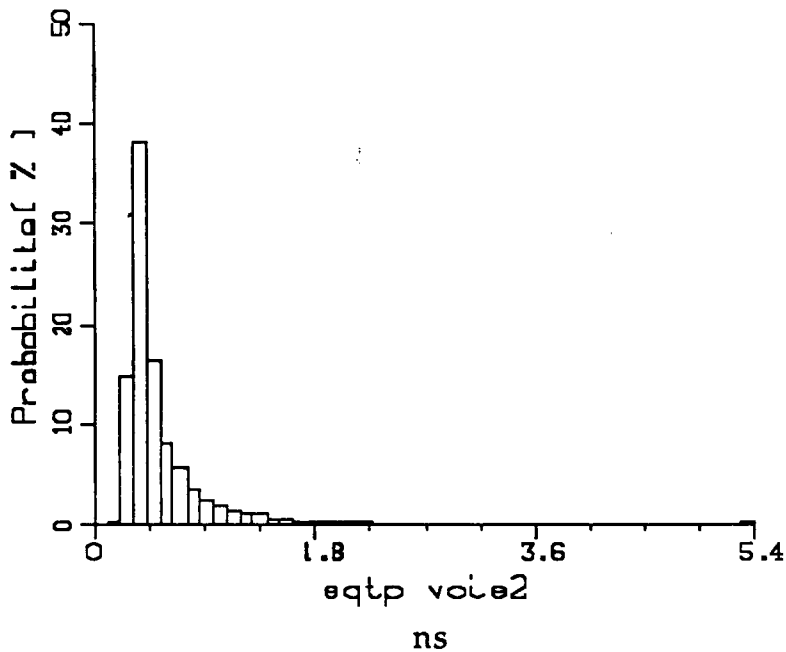


Figure 41: Distribution de l'erreur quadratique résiduelle sur le T.P.G en ns (eqtp). Antenne haute.

Ces figures montrent un très faible pourcentage de cas (moins de 1% des cas) où l'erreur quadratique résiduelle sur l'amplitude dépasse 0,4 dB et où



celle qui concerne le T.P.G dépasse 1,8 nsec. Ceci confirme que le modèle de Rummler peut être appliqué sur la liaison considérée (PACEM II) et qu'il donne une bonne représentation des fonctions de transfert.

## VI.2) Modélisation de la densité de probabilité de $\phi_1$ et $\phi_2$

Dans toutes les expériences précédentes, il a été montré que les phases (ou fréquences des creux d'affaiblissement) sont indépendantes des autres paramètres et peuvent être considérées comme uniformément réparties (sauf chez Rummler, qui trouve une loi à deux niveaux). Le coefficient de corrélation entre  $f_{01}$  et  $f_{02}$  est de 0,068. Cette valeur étant faible, nous les considérons indépendants l'un de l'autre.

Ce résultat est intuitivement raisonnable, car on ne doit pas s'attendre à ce que les phénomènes de trajets multiples privilégient une fréquence plutôt qu'une autre. On prendra donc  $P_\phi(\phi_1)$  égale à  $P_\phi(\phi_2)$  et uniformément répartie sur  $(-\pi, +\pi)$  aux effets du seuil de sélection près; la loi de probabilité conjointe  $P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2, \phi_1, \phi_2)$  peut alors se mettre sous la forme :

$$P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2, \phi_1, \phi_2) = P_\phi(\phi_1) P_\phi(\phi_2) P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2) \quad (75)$$

En ce qui concerne la corrélation pouvant exister entre la position du creux d'affaiblissement sélectif et d'autres paramètres, la figure (42) donne un exemple de diagramme de dispersion du paramètre  $A'_1$  par rapport  $f_{01}$ . Pour ce diagramme nous avons conservé un échantillon de 52220 fonctions de transfert et nous en avons extrait 10% par tirage au sort pour alléger l'illustration. Comme le montre cette figure, le paramètre  $A'_1$  peut être considéré comme indépendant de  $f_{01}$ . Cette indépendance a aussi été obtenue pour les autres paramètres.

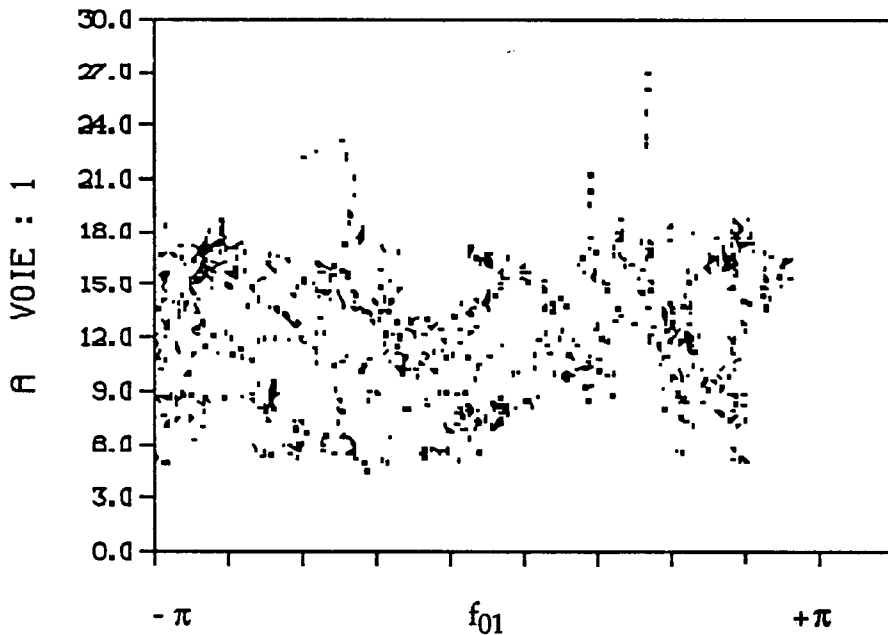


Figure 42: Diagramme de dispersion du paramètre  $A'_1$  en fonction du paramètre  $f_{01}$ . Antenne basse.

### VI.3) Modélisation de la densité de probabilité de $B'_1$ et $B'_2$

#### VI.3.1 Indépendance des paramètres $B'_1$ et $B'_2$

Les phases  $\phi_1$  et  $\phi_2$  pouvant être considérées comme indépendantes l'une de l'autre, mais aussi des quatre autres paramètres du modèle, il nous faut maintenant établir la loi conjointe des quatre autres paramètres. Celle-ci peut s'écrire sous la forme suivante :

$$P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2) = P_{B'}(B'_1, B'_2) P_{A'/B'}(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2) \quad (76)$$

Un exemple de diagramme de dispersion du paramètre  $B'_2$  en fonction du paramètre  $B'_1$  présenté sur la figure (43) illustre l'indépendance mutuelle de ces deux paramètres, déjà établie par Rummler (Cf § V.5.3). Par la suite, nous procéderons à une comparaison entre nos résultats et ceux qui ont été obtenus par cet auteur.

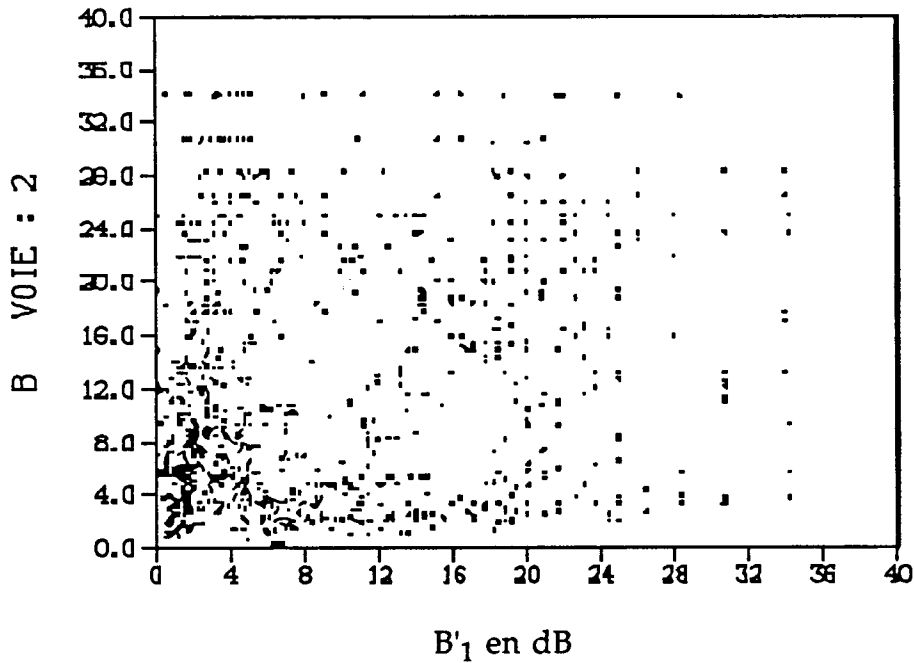


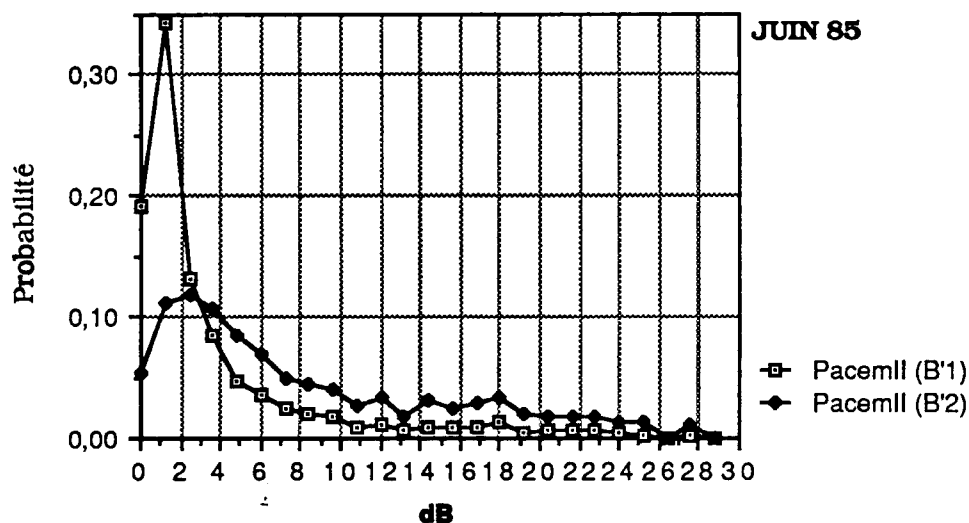
Figure 43: Diagramme de dispersion du paramètre  $B'_2$  en fonction du paramètre  $B'_1$ .

### VI.3.2 Modélisation des lois marginales de $B'_1$ et $B'_2$

Admettant l'indépendance des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$  trouvée par Rummler et vraisemblable d'après la figure (43), il suffit de modéliser séparément les lois de probabilité marginales de  $B'_1$  et  $B'_2$ , puis de vérifier que l'hypothèse d'indépendance est acceptable.

Dans ce paragraphe, nous présentons les densités de probabilité marginales obtenues sur les données provenant de la période du mois de Juin 1985, pour les deux antennes. Ces deux distributions sont représentées sur la figure (44).

**Figure 44 :**  
**B'1 et B'2 : Distributions marginales mesurées**  
**Antennes basse et haute**



La forme de ces courbes ne se prête pas à une modélisation par une fonction simple. Alors que la partie de ces courbes correspondant aux valeurs élevées de B' peut vraisemblablement être correctement représentée par une exponentielle à décroissance lente, la partie correspondant aux faibles valeurs de B' présente un maximum très prononcé exigeant l'utilisation d'un terme supplémentaire.

La démarche que nous avons adoptée a donc été de choisir une loi exponentielle décroissante de la forme :

$$p(B') = a \exp(-b B') \quad (77)$$

pour modéliser les valeurs de B' supérieures à environ 7 dB (Cf figure 44), d'en déterminer les paramètres (a et b) par ajustement par les moindres carrés, et de choisir le second terme, sous la forme :

$$f(B') = c B' \exp(-d B'^2) \quad (78)$$

Il donne bien un maximum, puisque le terme B' domine aux valeurs

proches de zéro, et l'exponentielle entraîne une décroissance pour les valeurs supérieures à :

$$B'_{\max} = \frac{1}{2d}$$

Nous avons choisi les exposants de façon à avoir des intégrales analytiques.

Une conséquence de ce choix est que cette fonction part de zéro. Il faut donc que le terme  $a \exp(-b B')$  représente la distribution expérimentale à la fois dans le domaine des grandes valeurs de  $B'$  et à l'origine.

### VI.3.2.1 Modélisation de la partie à décroissance lente de $p(B')$

Tout d'abord, nous faisons varier les valeurs à l'origine de l'exponentielle, c'est-à-dire des paramètres  $a_1$  et  $a_2$  par pas de 0,005 entre 0,01 et 0,30. Ces valeurs ont été fixées empiriquement à partir des courbes expérimentales (figure 44).

A chaque pas de cette boucle, donc pour chaque valeur de  $a_1$  ou  $a_2$ , nous avons calculé les paramètres  $b_1$  ou  $b_2$  par ajustement par les moindres carrés (sur les logarithmes) à partir de 7,2 dB jusqu'à 30 dB. Nous avons calculé l'écart moyen absolu entre les valeurs mesurées et le modèle, et gardé la valeur de  $a_1$  ou  $a_2$  donnant l'écart le plus petit.

Les valeurs des paramètres obtenues par cette méthode sont :

$$a_1 = 0,072 \quad \text{et} \quad a_2 = 0,052 \quad (79)$$

$$b_1 = 0,1051 \quad \text{et} \quad b_2 = 0,0469 \quad (80)$$

Les figures (45) et (46) représentent les courbes mesurées et les lois exponentielles utilisant les paramètres ainsi déterminés, respectivement pour les voies 1 et 2.

Figure 45 :

**B'1 : Comparaison entre l'histogramme mesuré et le modèle**

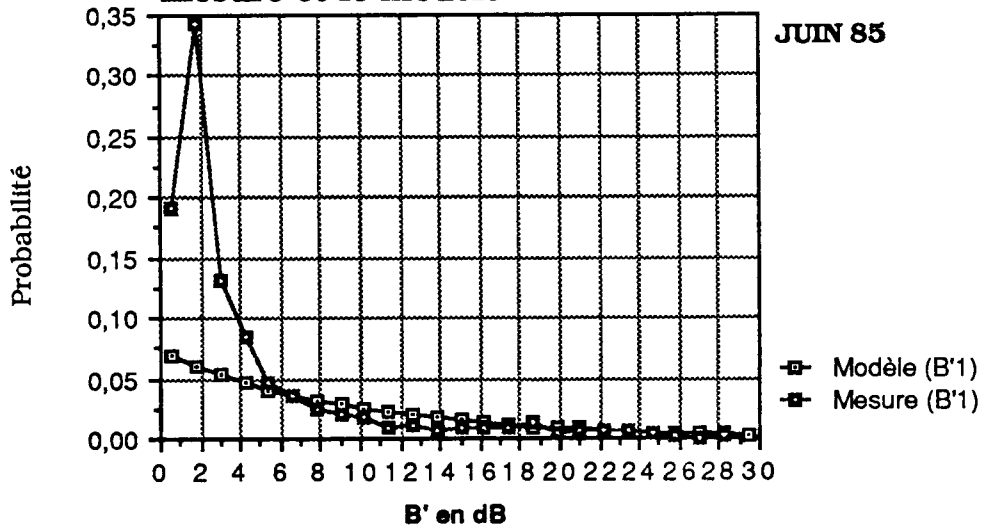
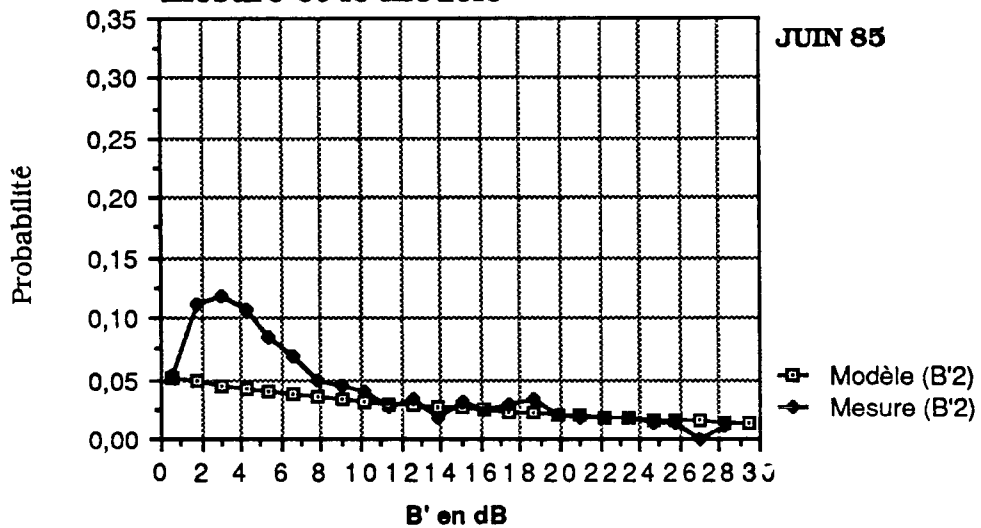


Figure 46 :

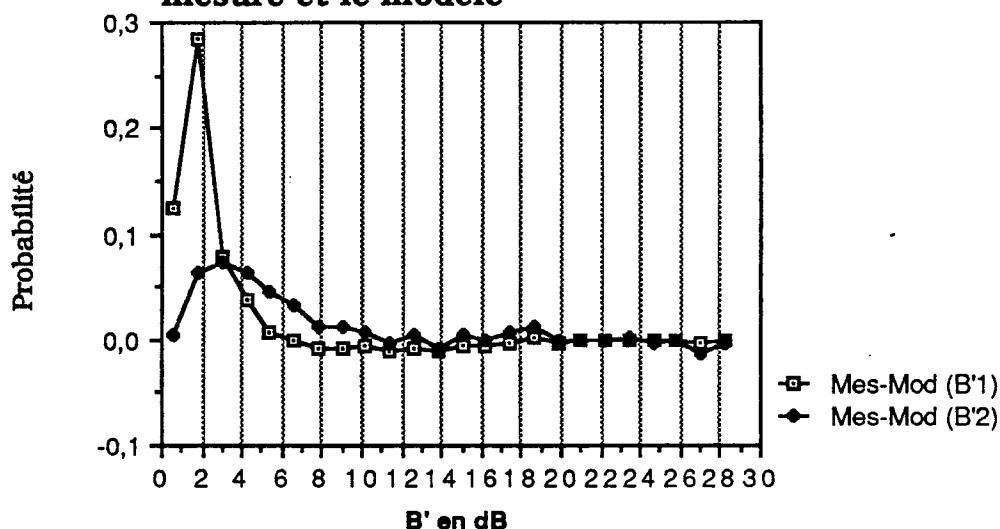
**B'2 : Comparaison entre l'histogramme mesuré et le modèle**



Les différences entre les distributions mesurées et la loi exponentielle obtenues sur chacune des deux voies, sont illustrées sur la figure (47)

ci-dessous.

**Figure 47:**  
**Différence entre l'histogramme mesuré et le modèle**



C'est cette différence (appelée terme complémentaire) que nous allons maintenant chercher à modéliser.

### V.3.2.2 Modélisation de la partie de $p(B')$ correspondant aux faibles $B'$

Nous pouvons constater sur la figure (47) qu'entre 0 et 12 dB, la différence entre les distributions mesurées et la forme exponentielle déterminée au § VI.3.2 passe par un maximum, puis retombe vers zéro. Comme indiqué précédemment, nous cherchons donc à la représenter par un terme de la forme :

$$f(B') = c B' e^{-dB'^2} \quad (81)$$

où  $c$  et  $d$  sont les paramètres à déterminer. Il est à noter que cette forme nous permettra en outre d'effectuer une intégration analytique pour calculer la loi cumulée.

Un ajustement entre 0 et 14 dB nous permet d'obtenir les paramètres  $c$  et  $d$  pour les deux antennes.

Pour donner plus de poids à la plage des valeurs dans laquelle les écarts sont les plus grands, nous avons fait intervenir un terme de pondération choisi comme étant le carré de la différence entre les distributions mesurées et la loi exponentielle  $p(B') = a e^{-b B'}$ , dans les ajustements par les moindres carrés.

D'autre part, pour que les maxima de la distribution mesurée et de la loi théorique coïncident, on doit fixer les valeurs de  $d_1$  et  $d_2$  en fonctions des valeurs de  $B'_1$  et  $B'_2$  correspondant à ces maxima. En effet, la position du maximum de la loi  $f(B')$  est liée à la valeur de  $d$  par la relation suivante :

$$B'_{\max} = \frac{1}{2d} \quad (82)$$

Nous avons donc pris les valeurs de  $B'_1$  et  $B'_2$  correspondant au maximum des distributions mesurées, et calculé  $d_1$  et  $d_2$  par (82), ce qui a donné :

$$d_1 = 0,1543 \quad \text{pour} \quad B'_{1 \max} = 1,8 \quad \text{et} \quad (83)$$

$$d_2 = 0,05927 \quad \text{pour} \quad B'_{2 \max} = 2,99 \quad (84)$$

Enfin, un ajustement par les moindres carrés de la loi  $f(B')$  (formule (81)) sur la différence mesurée entre 0 et 14 dB nous a permis d'obtenir les valeurs des paramètres  $c_1$  et  $c_2$ . On obtient ainsi :

$$c_1 = 0,2376 \quad \text{et} \quad c_2 = 0,04343 \quad (85)$$

Sur les figures (48) et (49), nous comparons le terme  $f(B')$  ainsi modélisé avec les mesures.



Figure 48 :

**B'1 : Comparaison du terme complémentaire mesuré et modélisé**

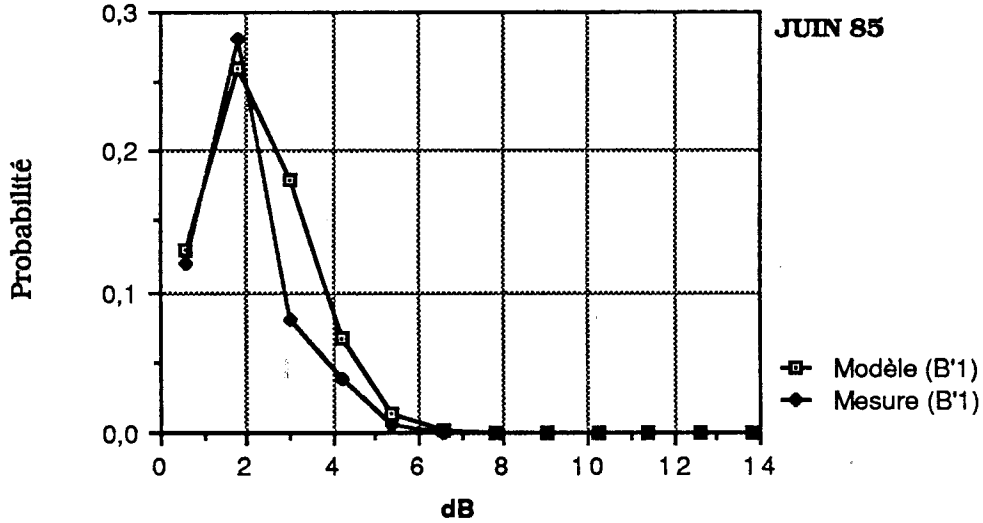
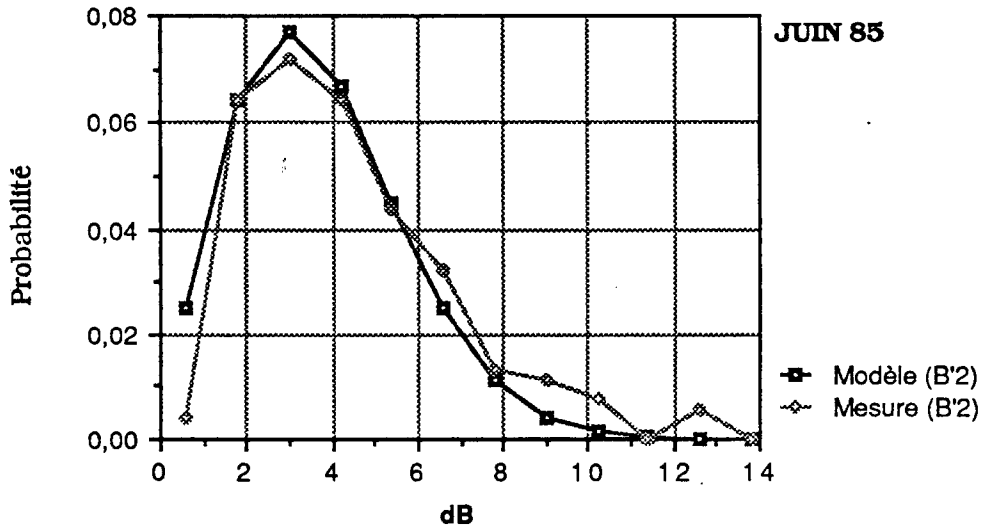


Figure 49 :

**B'2 : Comparaison du terme complémentaire mesuré et modélisé**



Ces résultats montrent que le terme  $f(B')$  représente correctement le reste de la distribution. Il suffit donc de le rajouter à la loi exponentielle  $a e^{-b B'}$  pour

représenter les distributions mesurées des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$ .

### VI.3.2.3 Lois marginales complètes

Le modèle de représentation proposé est donc une loi sous forme d'une somme de deux exponentielles :

$$p(B'_1) = c_1 B'_1 e^{-d_1 B_1'^2} + a_1 e^{-b_1 B_1'} \quad \text{pour l'antenne basse} \quad (86)$$

$$p(B'_2) = c_2 B'_2 e^{-d_2 B_2'^2} + a_2 e^{-b_2 B_2'} \quad \text{pour l'antenne haute} \quad (87)$$

Le tableau (3) ci-après récapitule les valeurs des 8 paramètres obtenus.

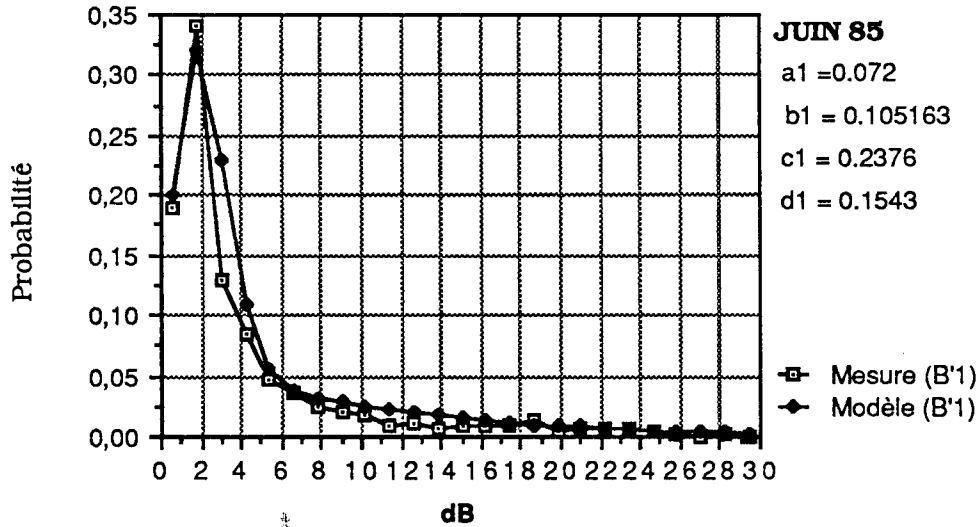
Tableau 3: Valeurs des paramètres du modèle  $p(B')$  pour l'antenne basse et l'antenne haute

Paramètre	Antenne basse	Antenne haute
a	0,072	0,052
b	0,1051	0,0469
c	0,2376	0,0434
d	0,1543	0,0592

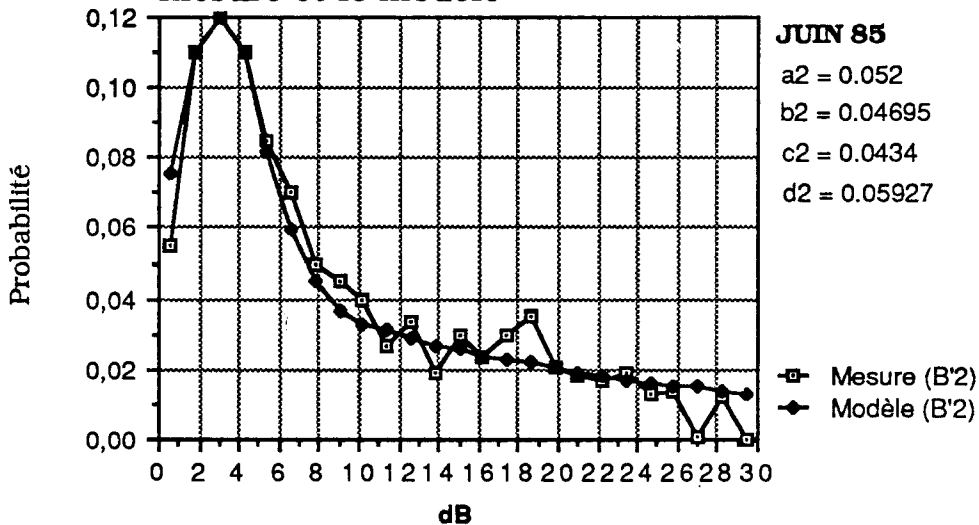
### VI.3.2.4 Qualité de la modélisation des lois marginales

Pour s'assurer que les modèles obtenus (formules 86 et 87) représentent bien les distributions mesurées, nous avons comparé la mesure au modèle pour les deux antennes. Cette comparaison est donnée sur les figures (50) et (51). On voit le bon accord entre histogramme mesuré et modèle.

**Figure 50 :**  
**B'1 : Comparaison entre l'histogramme mesuré et le modèle**



**Figure 51 :**  
**B'2 : Comparaison entre l'histogramme mesuré et le modèle**



Nous avons aussi évalué quantitativement la distance entre les lois de distributions mesurées et modélisées.

Pour ce faire, nous avons choisi la distance suivante :

$$da = \sum_{i=1}^N \left| P_{i \text{ modélisée}} - P_{i \text{ mesurée}} \right| \quad (88)$$

où  $P_{i \text{ modélisée}}$  représente la distribution modélisée correspondant à la classe  $i$  de l'histogramme et  $p_{i \text{ mesurée}}$  celle mesurée.

$N$  représente le nombre total de classes des histogrammes. Il vaut 25 pour la comparaison des lois marginales.

Cette distance varie de 0 à 2. Elle vaut zéro dans le cas où les deux lois de probabilité sont identiques, et est égale à 2 dans le cas où elles sont complètement à supports disjoints.

Nous avons trouvé pour un échantillon comportant 69355 fonctions de transfert (mois de Juin), les valeurs suivantes :

$$da_1 = 0,254 \quad (89)$$

$$da_2 = 0,139 \quad (90)$$

où l'indice 1 correspond à la distance calculée entre les lois marginales sur l'antenne basse (distance entre deux histogrammes de 25 classes) ; l'indice 2 correspond à la distance calculée entre les lois marginales sur l'antenne haute.

Ces distances étant du même ordre de grandeur, et assez proches de zéro, on peut en déduire que les lois des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$  sont correctement représentées par les équations (86) et (87) du § VI.3.2.3.

### **VI.3.3 Loi double des paramètres $B'_1$ et $B'_2$**

L'hypothèse d'indépendance des lois marginales  $p(B'_1)$  et  $p(B'_2)$  permet d'écrire la densité de probabilité double de  $B'_1$  et  $B'_2$  sous la forme du produit

de  $p(B'_1)$  et  $p(B'_2)$  :

$$p(B'_1, B'_2) = (c_1 B'_1 e^{-d_1 B'^2_1} + a_1 e^{-b_1 B'_1}) (c_2 B'_2 e^{-d_2 B'^2_2} + a_2 e^{-b_2 B'_2}) \quad (91)$$

### VI.3.3.1 Fonction de répartition double et comparaison avec Rummler

Par ailleurs, il est utile de faire intervenir la fonction de répartition double complémentaire définie comme étant la probabilité qu'un couple de valeurs  $B'_1, B'_2$  soient simultanément dépassées. On l'obtient par intégration entre  $(B'_1, B'_2)$  et  $(\infty, \infty)$  :

$$P(B'_1, B'_2) = \left( -\frac{c_1}{2d_1} e^{-d_1 B'^2_1} - \frac{a_1}{b_1} e^{-b_1 B'_1} \right) \left( -\frac{c_2}{2d_2} e^{-d_2 B'^2_2} - \frac{a_2}{b_2} e^{-b_2 B'_2} \right) \quad (92)$$

Cette équation dépend des huit paramètres  $a_1, b_1, c_1, d_1, a_2, b_2, c_2$  et  $d_2$ , mais peut être réduite à une forme ne dépendant que de sept paramètres  $z_0$  à  $z_6$  :

$$P(B'_1, B'_2) = z_0 (e^{-z_1 B'^2_1} + z_3 e^{-z_2 B'_1}) (e^{-z_4 B'^2_2} + z_6 e^{-z_5 B'_2}) \quad (93)$$

où :

$$z_0 = \frac{c_1 c_2}{4 d_1 d_2} \quad (94)$$

$$z_1 = d_1$$

$$z_2 = b_1$$

$$z_3 = \frac{2 a_1 d_1}{b_1 c_1}$$

$$z_4 = d_2$$

$$z_5 = b_2$$

$$z_6 = \frac{2 a_2 d_2}{b_2 c_2}$$

A ce stade, il est intéressant de rappeler les valeurs qu'a obtenues Rummler pour ces paramètres dans le cas de son expérience sur la liaison Atlanta-Palmetto [RUM.1982], et de les comparer à celles que nous trouvons dans le cas de PACEM II, toujours pour le mois de Juin 85, à partir des sept équations ci-dessus.

Tableau 4 : Comparaison des valeurs des 7 paramètres de la fonction de répartition du modèle de Rummler et le modèle proposé pour PACEM II

Paramètre	Atlanta-Palmetto RUMMLER	Bouffry-Viabon PACEM II
$z_0$	0,631295	0,2822
$z_1$	0,10258	0,1543
$z_2$	0,23281	0,1051
$z_3$	0,03035	0,889
$z_4$	0,07668	0,0592
$z_5$	0,21786	0,0469
$z_6$	0,21514	3,02

Voie 1

Voie 2

On peut constater que nos résultats sont assez différents de ceux de l'expérience Atlanta-Palmetto. Cela s'explique par le fait que les deux voies de

cette dernière expérience se sont vraisemblablement comportées de façon statistiquement équivalentes (ce qui se traduit par le fait que les différents paramètres sont du même ordre de grandeur sur les deux voies, c'est-à-dire dans chacun de deux facteurs de la loi (93), alors que dans notre cas, on peut de nouveau constater que les deux voies ont un comportement très différent (par exemple  $z_2 = 0,1051$  pour la voie 1 et  $z_5 = 0,0469$  pour la voie 2).

Il est par contre intéressant de noter que le comportement de la voie 1 peut être considéré comme analogue à celui des deux voies de l'expérience Atlanta-Palmetto, les paramètres  $z_1$  et  $z_2$  étant chacun du même ordre de grandeur que leurs équivalents de l'expérience Atlanta-Palmetto.

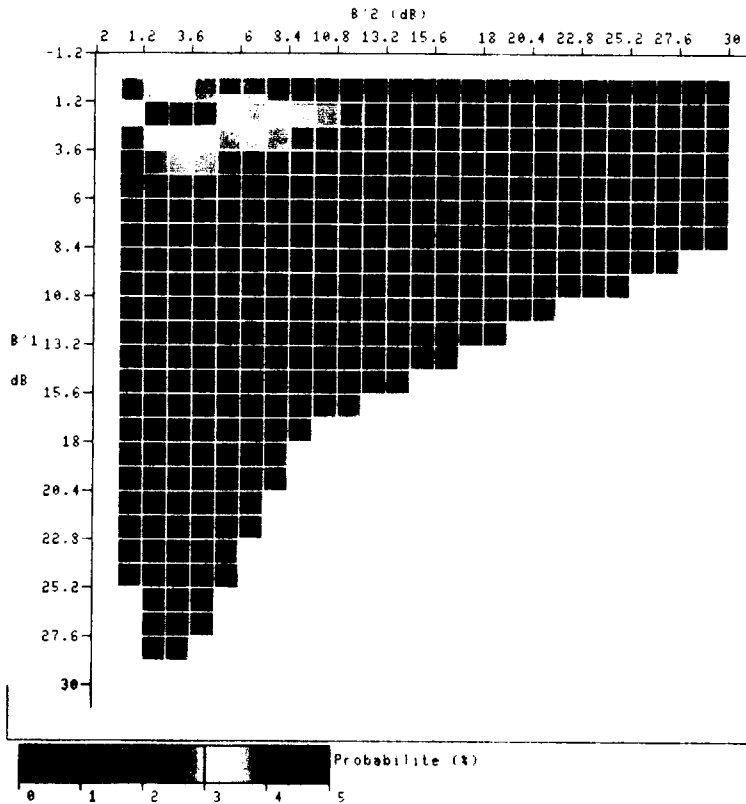
### **VI.3.3.2 Qualité de la représentation de la loi double en $B'_1$ , $B'_2$**

Il semble a priori que la loi double de  $B'_1$  et  $B'_2$  élaborée aux paragraphes précédents en utilisant une démarche proche de celle de Rummler permette de représenter le comportement statistique des données de PACEM II.

Pour confirmer définitivement cette appréciation et du même coup vérifier l'hypothèse d'indépendances mutuelles des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$ , il convient maintenant de déterminer la distance séparant l'histogramme double modélisé de celui qui a été déterminé à partir des mesures.

Les figures (52) et (53) ci-dessous montrent déjà qualitativement que l'accord entre modèle et mesures semble tout à fait satisfaisant.

Figure 52: Densité de probabilité double des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$  modélisée.



Les abscisses représentent les valeurs du paramètre  $B'_2$  (en dB), et les ordonnées celles du paramètre  $B'_1$  (en dB). L'échelle des couleurs rend compte de la probabilité (en %) qu'un couple  $(B'_1, B'_2)$  se situe entre deux valeurs consécutives indiquées respectivement en abscisses et en ordonnées.

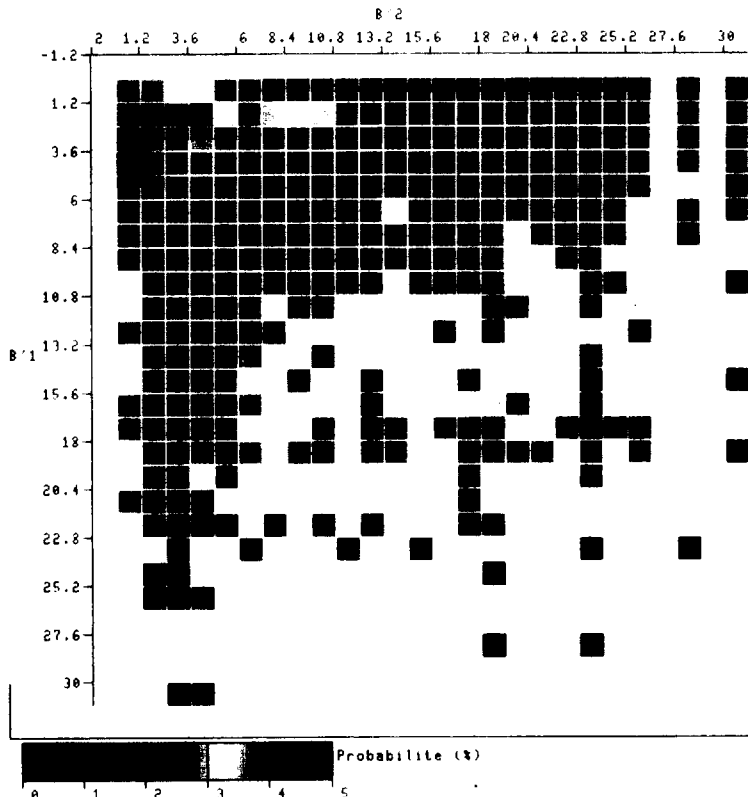


Figure 53: Densité de probabilité double des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$  expérimentale.



Les niveaux de couleurs, dont l'échelle est représentée au bas de chacune des deux figures, représentent la probabilité (en pourcentage de cas par rapport au nombre total des échantillons) qu'un couple  $(B'_1, B'_2)$  se situe entre deux valeurs consécutives indiquées respectivement en abscisses pour  $B'_2$  et en ordonnées pour  $B'_1$ .

D'un point de vue plus quantitatif, nous utilisons, comme nous l'avons déjà fait en ce qui concerne les lois marginales, comme critère de distance, l'écart absolu, à savoir :

$$da_{12} = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \left| P_{i,j} \text{ modélisée} - P_{i,j} \text{ mesurée} \right| \quad (95)$$

où N vaut 25.

on trouve :

$$da_{12} = 0,418 \quad (96)$$

On peut considérer, bien que cette valeur soit un peu plus élevée que celles obtenues pour les lois marginales qu'elle confirme le bon ajustement de la loi double modélisée avec la loi mesurée, et donc la validité de l'hypothèse selon laquelle  $B'_1$  et  $B'_2$  sont indépendants.

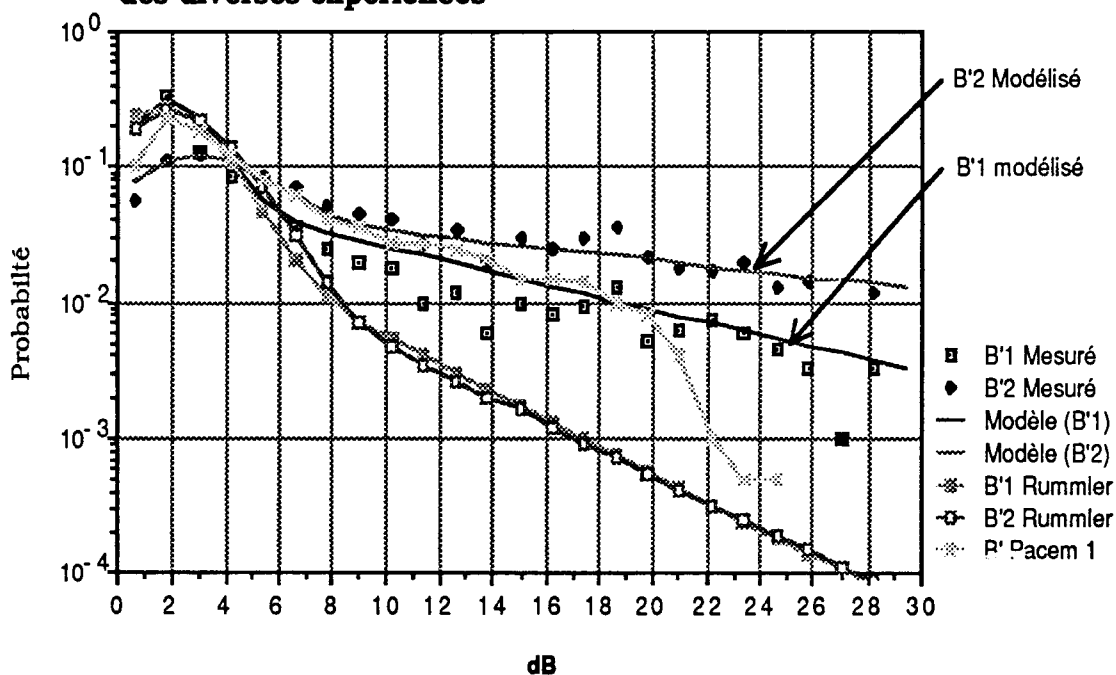
#### **VI.4) Comparaison des lois marginales des paramètres $B'_1$ et $B'_2$ obtenues lors d'autres expériences**

Ayant calculé et modélisé les distributions marginales des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$ , il est intéressant de les comparer de façon graphique, avec celles déjà obtenues dans le cas de l'expérience PACEM I et par Rummler.

Sur la figure (54), nous avons tout d'abord de nouveau représenté les lois marginales expérimentales correspondant aux deux voies de l'expérience PACEM II. Elles sont identifiées par deux symboles différents. Nous avons

également de nouveau reproduit les lois modélisées définies au § VI.3.2.3, sous la forme de courbes en trait plein identifiées par des flèches.

**Figure 54 :**  
**Comparaison entre les lois marginales**  
**des diverses expériences**



Dans son article [RUM.1982], Rummler aboutit à l'expression de la fonction de répartition définie par la formule suivante :

$$P(B'_1, B'_2) = z_0 (e^{-z_1 B'_1{}^2} + z_3 e^{-z_2 B'_1}) (e^{-z_4 B'_2{}^2} + z_6 e^{-z_5 B'_2}) \quad (97)$$

Une dérivation partielle de cette expression nous permet d'aboutir aux expressions suivantes pour les densités de probabilité de  $B'_1$  et  $B'_2$ . On obtient :

$$p_1(B'_1) = z_0(1 + z_6) \left[ 2B'_1 z_1 e^{-z_1 B'^2_1} + z_2 z_3 e^{-z_2 B'_1} \right] \quad (98)$$

$$p_2(B'_2) = z_0(1 + z_3) \left[ 2B'_2 z_4 e^{-z_4 B'^2_2} + z_6 z_5 e^{-z_5 B'_2} \right] \quad (99)$$

les valeurs des paramètres  $z_0$  à  $z_6$  pour l'expérience Atlanta-Palmetto ont été données dans le tableau (4).

Les deux lois ainsi définies sont tracées sur la figure (54), où elles sont respectivement symbolisées par des carrés noirs et blancs. On peut remarquer qu'elles se détachent nettement du groupe de courbes correspondant à notre expérience, présentant un nombre beaucoup plus élevé de valeurs de  $B'_1$  et  $B'_2$  inférieures à 4 dB.

Nous avons également porté sur la figure (54) la loi de  $B'$  obtenue sur la liaison simple de l'expérience PACEM I [SYL.1985]. Cette courbe est identifiée par des croix.

D'après cette figure, on peut remarquer que les courbes expérimentales de PACEM II et PACEM I sont plus proches les unes des autres, que de celles de Rummler. Ceci s'explique par le fait que les deux expériences PACEM II et PACEM I étaient très similaires (toutes les deux ont été réalisées en Beauce, donc même région géographique, même fréquence, même largeur de bande). Il existe cependant une différence pour les grandes valeurs de  $B'$ , qui peut être due au fait que l'on a plus d'événements profonds dans le cas de l'expérience PACEM II que PACEM I.

### VI.5) Modélisation de la distribution des paramètres $A'_1$ et $A'_2$ :

Nous avons indiqué au début du présent chapitre que la densité de probabilité conjointe des quatre paramètres  $A'_1, A'_2, B'_1, B'_2$  pouvait se décomposer sous la forme :

$$P(A'_1, A'_2, B'_1, B'_2) = P(B'_1, B'_2) P(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2) \quad (100)$$

Ayant établi la loi de probabilité conjointe  $P(B'_1, B'_2)$ , il nous reste à traiter le deuxième facteur du membre de droite de cette équation :

$$P(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2) \quad (101)$$

Avant de procéder à sa modélisation, nous allons toutefois rappeler le comportement des lois marginales de  $A'_1$  et  $A'_2$  déjà observé lors d'expériences antérieures dans le cas de canaux simples. Nous analyserons ensuite le comportement des paramètres  $A'$  que nous avons déterminés à partir de nos données et verrons que la présence d'un événement exceptionnel, survenu au cours du mois de Juin 85, a provoqué une perturbation sensible du comportement statistique. Nous éliminons donc les données de cette période avant d'achever la modélisation.

#### VI.5.1 Forme des lois marginales des paramètres $A'$

Dans le cas d'un canal simple, il a été trouvé tant par Rummler que pour PACEM I que la distribution des  $A'$  était gaussienne avec une moyenne dépendant des paramètres  $B'$  [SYL.1985] et [RUM.1980]. Nous avons calculé les histogrammes marginaux de  $A'_1$  et  $A'_2$ , qui sont donnés par les figures (55) et (56). Nous avons choisi 50 classes pour chaque histogramme.

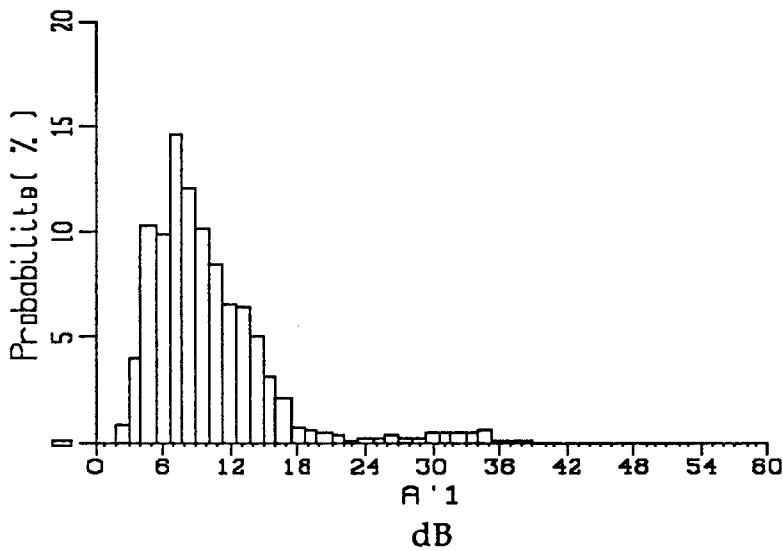


Figure 55 : Histogramme du paramètre  $A'_1$ . PACEM II.

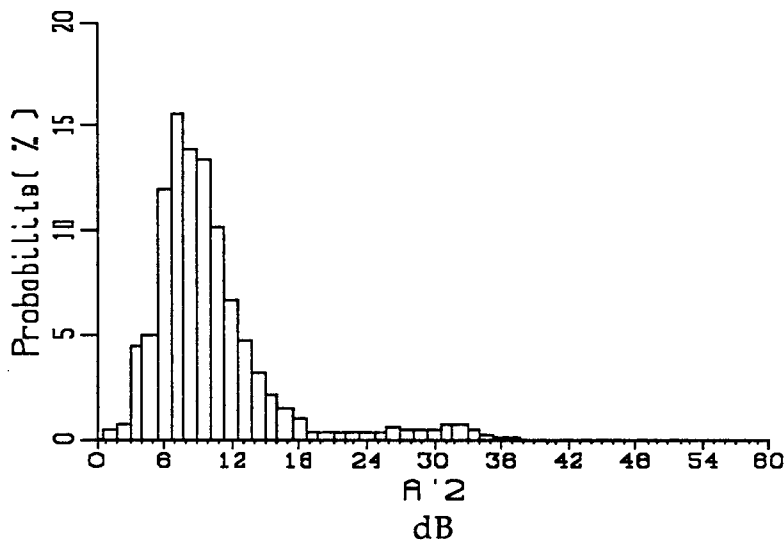


Figure 56 : Histogramme du paramètre  $A'_2$ . PACEM II.

Ces histogrammes montrent que la forme des lois statistiques obtenues sur les deux antennes sont identiques, et ressemblent à celles déjà obtenues dans le cas de l'expérience PACEM I (que l'on a reproduites dans l'Annexe E). Nous avons aussi calculé les valeurs moyennes et les écarts-types des paramètres  $A'_1$  et  $A'_2$ . Ceux-ci sont présentés dans le tableau (5). On a rappelé à titre de comparaison, les valeurs trouvées dans le cas de l'expérience PACEM I dans le tableau (6), pour bien montrer que nos résultats sont cohérents avec ceux d'une expérience antérieure.

Tableau 5: Valeurs moyennes et écarts-types du paramètre A' du modèle de Rummler. Expérience PACEM II.

Seuil d'occurrence de 5 dB.

SEUIL DE 5 dB	ANTENNE BASSE		ANTENNE HAUTE	
	VALEUR MOYENNE	ECART-TYPE	VALEUR MOYENNE	ECART-TYPE
A'	10.66	5.60	10.54	5.40

Tableau 6: Valeurs moyennes et écarts-types du paramètre A' du modèle de Rummler. Expérience PACEM I. Seuils d'occurrence de 5 dB et 10 dB.

PARAMETRE	SEUIL D'ATTENUATION : 5 dB		SEUIL D'ATTENUATION : 10 dB	
	VALEUR MOYENNE	ECART-TYPE	VALEUR MOYENNE	ECART-TYPE
A'	9.65	4.55	12.3	4.0

### **VI.5.2 Passage à la loi de distribution double des paramètres A'<sub>1</sub> et A'<sub>2</sub>**

Il est possible de faire une généralisation de la loi obtenue dans le cas du canal simple au cas du canal en diversité d'espace, en faisant l'hypothèse que la loi conjointe des paramètres A', conditionnée par les paramètres B', peut être représentée par une loi de Gauss double donnée par la formule :

$$P_{A'/B'}(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[ \frac{(A'_1 - g_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(A'_1 - g_1)(A'_2 - g_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(A'_2 - g_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \quad (102)$$

où  $\sigma_1, \sigma_2$  sont les écarts-types,  $g_1$  et  $g_2$  les moyennes, et  $\rho$  le coefficient de corrélation.

A priori, les cinq paramètres  $g_1, g_2, \sigma_1, \sigma_2$  et  $\rho$  de cette équation peuvent dépendre de  $B'_1$  et  $B'_2$ . Nous montrons que  $A'_1$  est indépendant de  $B'_2$  et de même  $A'_2$  indépendant de  $B'_1$ , ce qui simplifie les relations. Par ailleurs, nous faisons l'hypothèse que  $\rho$  est une constante.

### VI.5.2.1 Indépendance statistique des paramètres

Nous présentons le diagramme de dispersion de  $A'_1$  en fonction de  $B'_2$  (figure 57), et celui de  $A'_2$  en fonction de  $B'_1$  (figure 58). Ces diagrammes de dispersion ont été obtenus à partir d'un tirage au sort de 10 % d'un échantillon comportant 52220 fonctions de transfert.

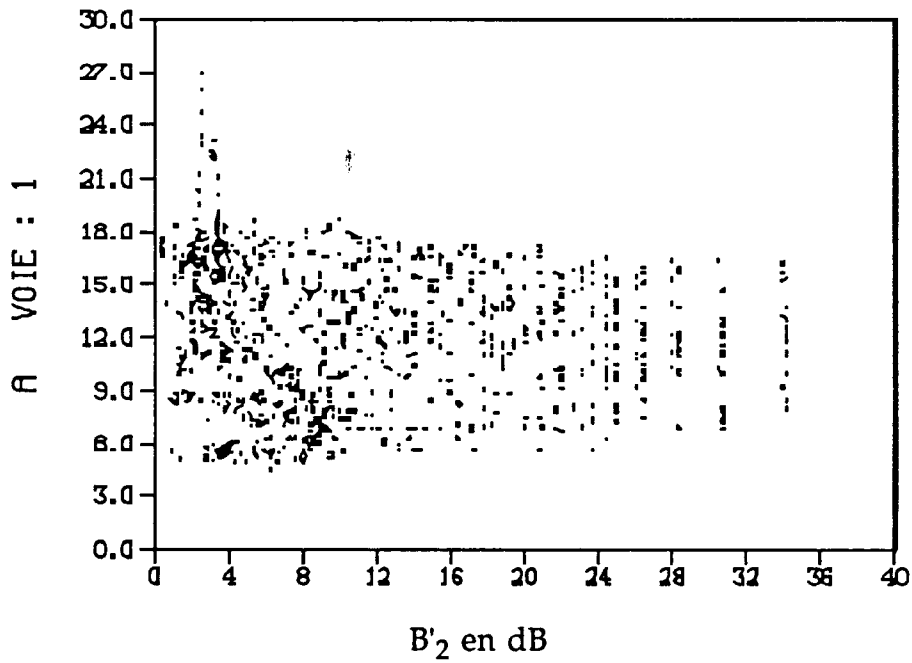


Figure 57 : Diagramme de dispersion du paramètre  $A'_1$  (en dB) en fonction du paramètre  $B'_2$  (en dB).

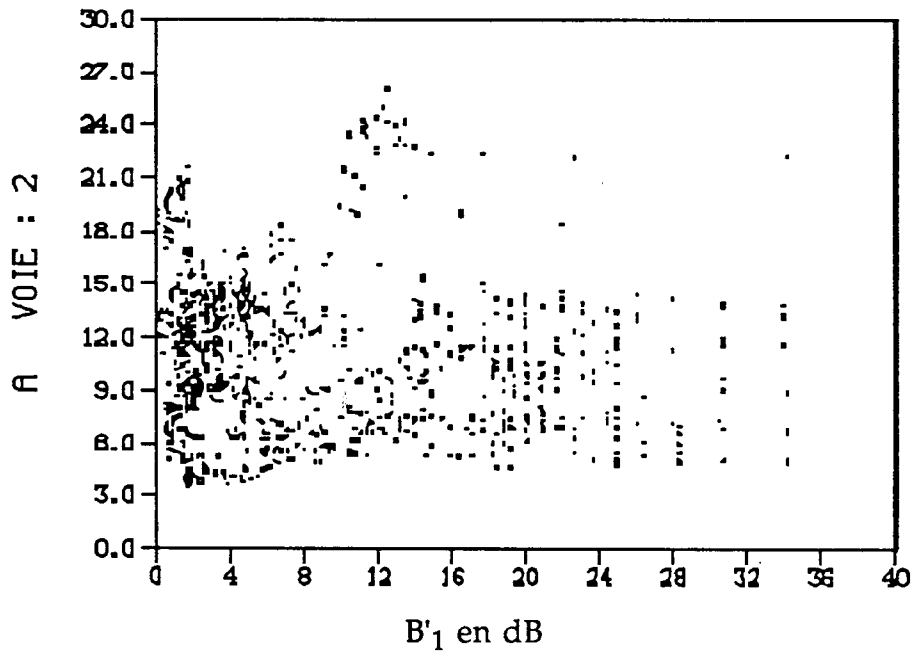


Figure 58 : Diagramme de dispersion du paramètre  $A'_2$  (en dB) en fonction du paramètre  $B'_1$  (en dB).



Ils montrent que  $A'_1$  peut être considéré comme indépendant de  $B'_2$  et  $A'_2$  de  $B'_1$ . De ce fait,  $g_1$  et  $\sigma_1$  ne sont fonctions que de  $B'_1$  et  $g_2$  et  $\sigma_2$  que de  $B'_2$ .

### **VI.5.2.2 Vérification du comportement Gaussien des lois marginales conditionnelles**

La première étape est de justifier le choix d'une loi de Gauss double. Pour cela, il est indispensable d'avoir une idée de la forme de la loi conditionnelle  $P(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2)$  et de voir si elle peut être représentée par une gaussienne. Cette justification peut se faire à partir des lois marginales conditionnelles.

A cet effet, nous avons cherché à calculer pour chaque voie séparément et pour chaque classe de  $B'$ , l'histogramme marginal de  $P(A' / B')$ . Ayant choisi un nombre de 25 classes équidistantes, nous avons donc calculé les 25 histogrammes  $P(A'_1 / B'_1)$  et les 25  $P(A'_2 / B'_2)$ .

Bien entendu nous ne présenterons pas ici tous ces histogrammes, mais seulement quelques exemples représentatifs. Parmi ces 50 histogrammes, certains présentent une forme à peu près gaussienne, d'autres pas.

Les figures (59) à (62) représentent pour la voie 1, les lois de probabilité conditionnelle  $P(A'_1 / B'_1)$  en pourcentage pour différentes classes de  $B'_1$ . Les classes successives de  $B'_1$  ont été choisies de façon à contenir à peu près toutes le même nombre de cas.

Figure 59 :

$P(A'1/B'1)$  : Probabilité conditionnelle

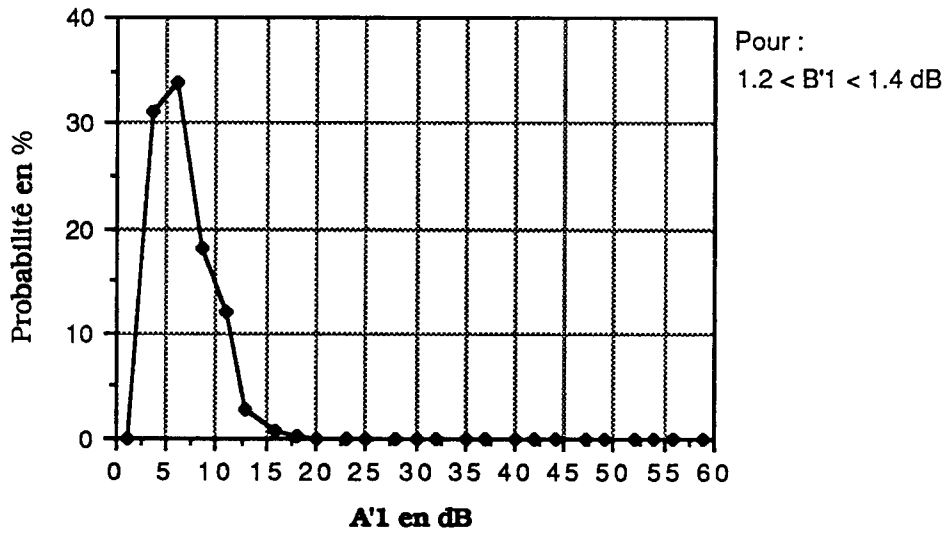


Figure 60 :

$P(A'1/B'1)$  : Probabilité conditionnelle

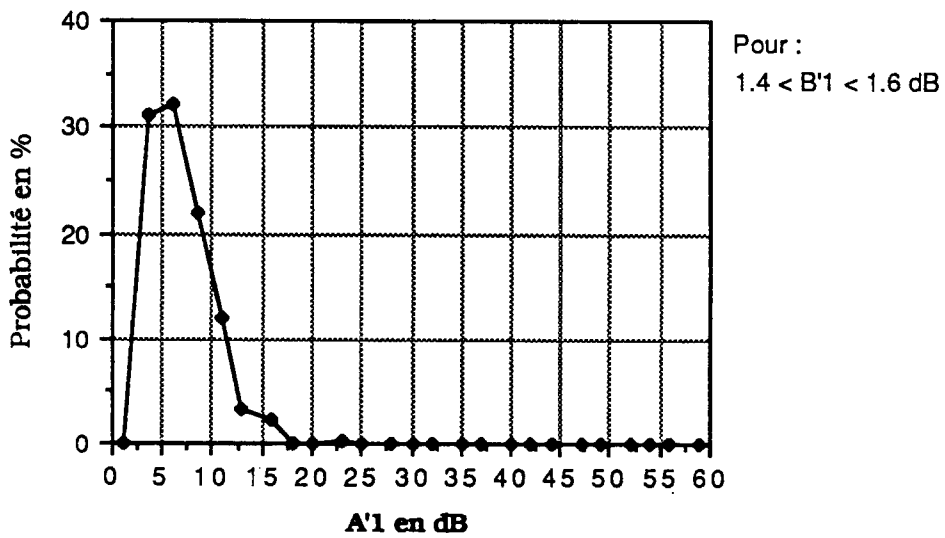


Figure 61 :

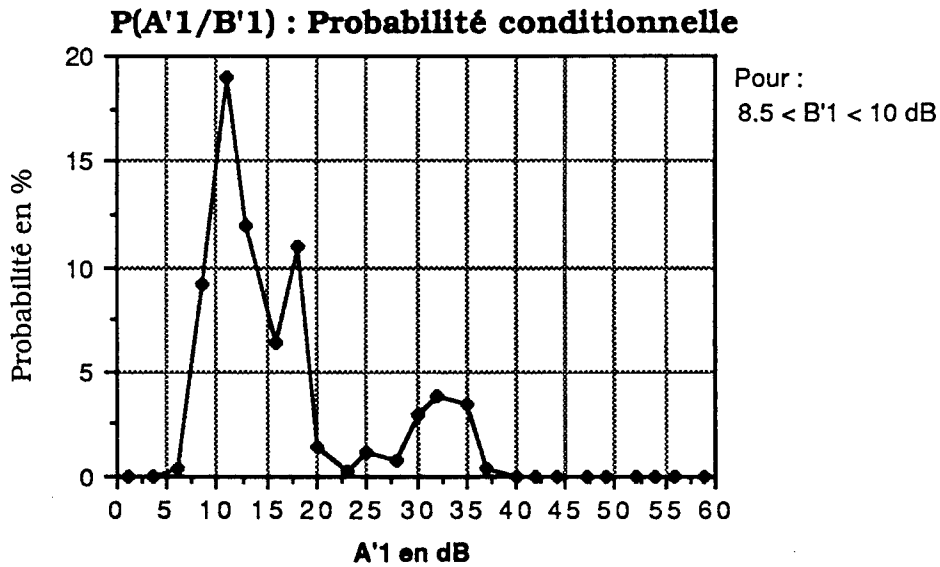
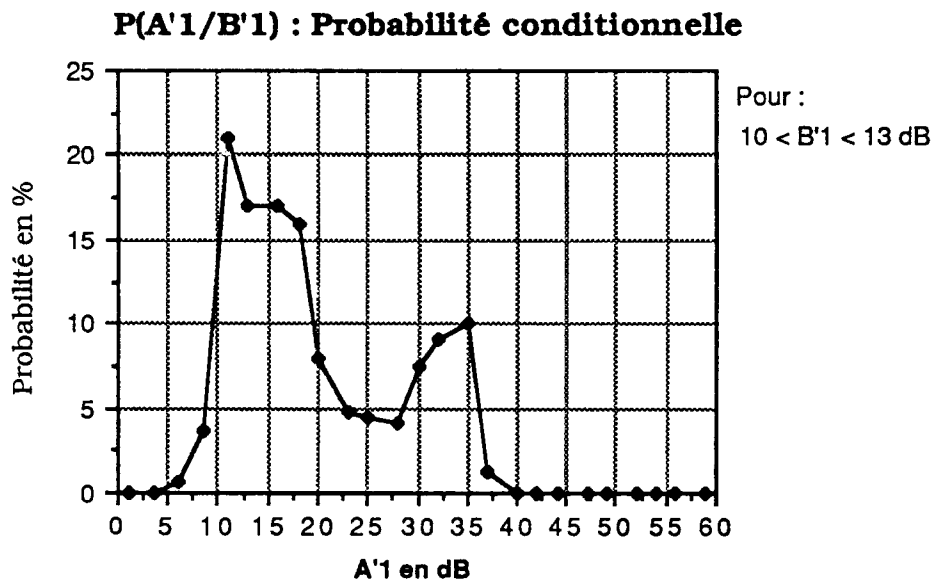


Figure 62 :



Sur ces figures, on a choisi deux cas où l'histogramme présente une forme à peu près gaussienne (figures 59 et 60), et deux cas où ce n'est pas le cas (figures 61 et 62). De façon générale, on constate l'existence d'une deuxième

population pour les valeurs de  $A'_1$  supérieures à 25 dB et les valeurs de  $B'_1$  supérieures à 8 dB environ sur les figures (61) et (62).

Il faut vérifier si cette deuxième population traduit l'existence d'un seul événement long qui serait alors *atypique*, ou de plusieurs événements courts. Au cas où il s'agirait d'un seul événement long, il faudrait le supprimer des données afin de ne pas fausser les résultats statistiques.

### **VI.5.2.3 Événement atypique**

Pour effectuer cette vérification, il faut retrouver les dates correspondant aux données de cette deuxième population. Pour cela, nous avons cherché les dates des événements pour lesquels  $A'_1$  et  $A'_2$  ont été supérieurs ou égaux à 25 dB (valeur à partir de laquelle la deuxième population a été observée).

Nous avons ainsi trouvé que l'ensemble des données, pour lesquelles les deux voies étaient perturbées, a été enregistré le 5 Juin 1985 à partir de 22 heures, 49 minutes et 35 secondes, et durant 10 minutes consécutives.

Il s'agit donc d'un "seul événement de longue durée", et non pas de plusieurs événements courts. Celui-ci sera étudié en détail dans le chapitre VII. Cette période est considérée comme une *période atypique* et a été éliminée de l'analyse statistique.

Remarquons que cette période atypique d'une durée de 10 minutes, est tout à fait cohérente avec la partie anormale de la courbe de distribution des affaiblissements en diversité à fréquence fixe pour le mois de Juin ( $3 \cdot 10^{-4}$  pourcent du temps, ce qui correspond à 12 minutes environ, et par suite sur la courbe du mois le plus mauvais (figure 19)).

#### VI.5.2.4 Ajustement de Gaussiennes sur les lois marginales de A' conditionnées par B'

Pour justifier notre choix d'une gaussienne, nous avons ajusté une loi de Gauss sur chacun des 50 histogrammes conditionnels décrits et représentés au § VI.5.2.2.

On rappelle que la loi de Gauss est définie par :

$$\Pr(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (103)$$

où  $\sigma$  est l'écart-type et  $m$  la moyenne de la variable  $x$ .

L'estimation des paramètres ( $\sigma$  et  $m$ ) de ces lois a été faite par recherche itérative du minimum de la distance du Chi-Deux, en se limitant aux valeurs de A' inférieures à 25 dB pour ne pas être gêné par la deuxième population. Nous avons donc minimisé l'expression :

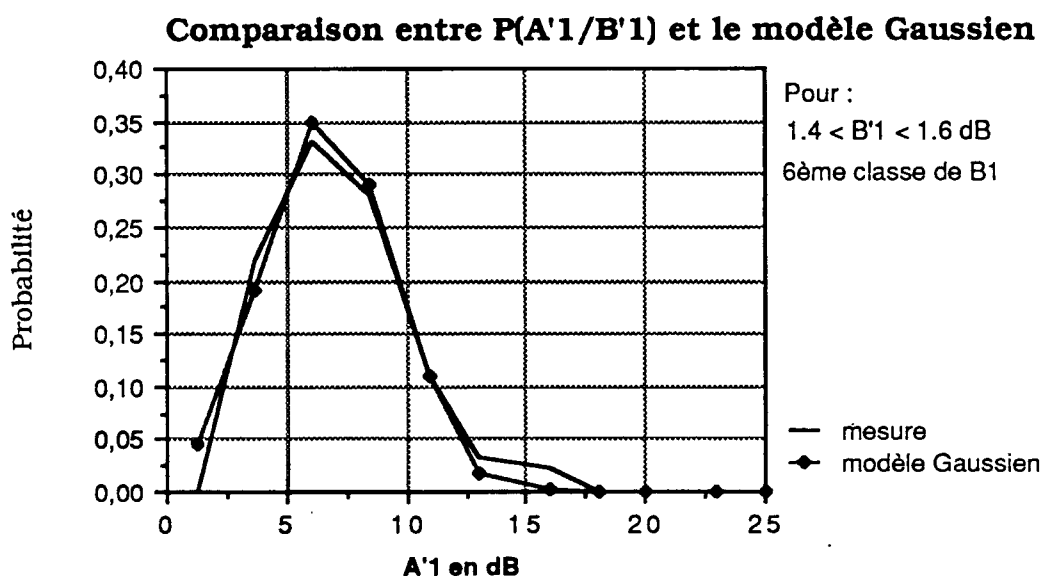
$$\text{Chi-Deux} = \sum_{i=1}^p \frac{1}{P_{.i}} (p_{i \text{ mesurée}} - P_{i \text{ modélisée}})^2 \quad (104)$$

où  $P_{.i}$  est la moyenne des deux distributions mesurée et modélisée,  $P_{i \text{ modélisée}}$  est la loi de Gauss et  $p_{i \text{ mesurée}}$  la loi de probabilité conditionnelle mesurée,  $p$  représente le nombre total de classes de A' (égal à 25).

Nous avons alors comparé la loi de probabilité conditionnelle mesurée des A' conditionnée par les B' avec ces lois de Gauss. Cette comparaison a été effectuée pour chaque classe de B' et pour chaque voie séparément. Elle nous a permis de suivre l'évolution de la valeur moyenne et de l'écart-type en fonction des valeurs de B'.

Un exemple de comparaison entre la loi de probabilité conditionnelle  $P(A'1/B'1)$  et le modèle gaussien ajusté est illustré par la figure (63). Comme on peut le voir le modèle gaussien s'adapte correctement aux données.

Figure 63 :



### VI.5.3 Détermination des paramètres de la loi double des paramètres $A'_1$ et $A'_2$

Les différents paramètres intervenant dans l'équation (102) vont maintenant être évalués, après élimination des données de l'événement atypique. Il est toutefois indispensable et intéressant d'étudier plus en détail cet événement atypique et de voir s'il peut être attribué à un phénomène météorologique bien identifiable (chapitre VII).

#### VI.5.3.1 Détermination des paramètres $g_1$ et $g_2$ de la loi double

Les paramètres  $g_1$  et  $g_2$  sont a priori des fonctions de  $B'_1$  et  $B'_2$ , notées  $g_1(B'_1)$  et  $g_2(B'_2)$ . Pour déterminer ces fonctions, nous ajustons des gaussiennes sur les distributions conditionnelles  $P(A'_1/B'_1)$  et  $P(A'_2/B'_2)$  pour différentes classes de  $B'_1$  et  $B'_2$ .

Le résultat obtenu en prenant des classes de  $B'$  de même largeur ne serait

pas satisfaisant du fait que la distribution des nombres de points dans certaines classes serait trop faible. Nous avons donc changé la largeur des classes de  $B'_1$  et  $B'_2$  de manière à avoir à peu près le même nombre de points dans chaque classe. Le nombre total de classes de  $B'$  choisi est encore de 25.

Les figures (64) et (65) donnent le résultat de cette analyse. D'après ces figures, il est clair que la valeur de ces moyennes varie en fonction de  $B'$  d'une façon régulière, commençant par croître jusqu'à un niveau asymptote.

**Figure 64 :**

**Moyenne expérimentale et modélisée de A'1**

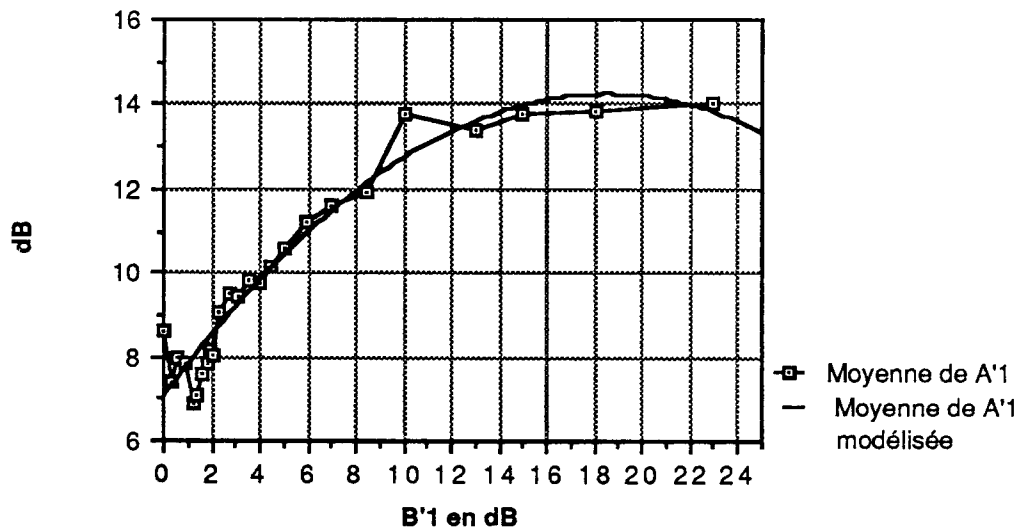
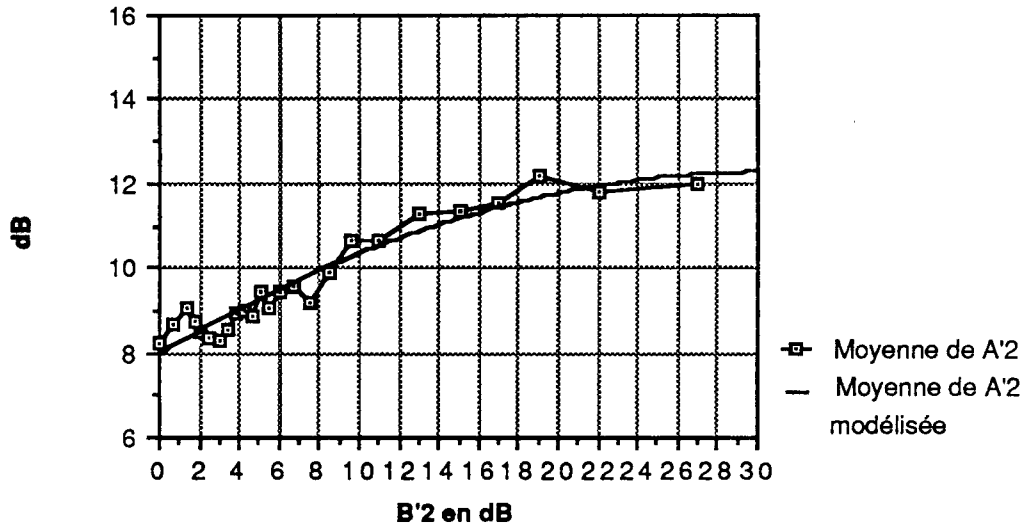


Figure 65 :

## Moyenne expérimentale et mesurée de A'2



## VI.5.3.2 Modèle de représentation des moyennes g(B')

Pour représenter fonctionnellement les moyennes des paramètres  $A'_1$  et  $A'_2$  représentées sur les figures (64) et (65), deux lois polynomiales du second degré ont été ajustées sur les valeurs trouvées. Ces deux lois sont :

$$g_1(B'_1) = 7,0677 + 0,7779 B'_1 - 0,0211 B'^2_1 \quad (105)$$

$$g_2(B'_2) = 7,9848 + 0,283 B'_2 - 0,0047 B'^2_2 \quad (106)$$

Sur les figures (64) et (65), nous avons également indiqué ces valeurs modélisées (traits pleins). Ces figures, font bien apparaître le fait que les valeurs moyennes expérimentales suivent correctement ces lois polynomiales jusqu'à leurs valeurs maximales. Pour les grandes valeurs de  $B'_1$  et  $B'_2$ , les lois (105) et (106) décroissent, tandis que les valeurs expérimentales tendent vers une asymptote constante. Pour remédier à ce problème, nous avons considéré que



les moyennes conditionnelles sont bien représentées par les polynômes jusqu'à  $B'_1 = 18,43$  dB et  $B'_2 = 30,10$  dB, respectivement, valeurs où les lois polynômes atteignent leur maximum, et qu'elles gardent ensuite des valeurs constantes.

Les valeurs de ces constantes sont obtenues par  $g_1(B'_1)$  pour  $B'_1 = 18,43$  dB et par  $g_2(B'_2)$  pour  $B'_2 = 30,10$  dB .

Les modèles proposés pour représenter les moyennes de  $A'_1$  et  $A'_2$  sont donc finalement les suivants :

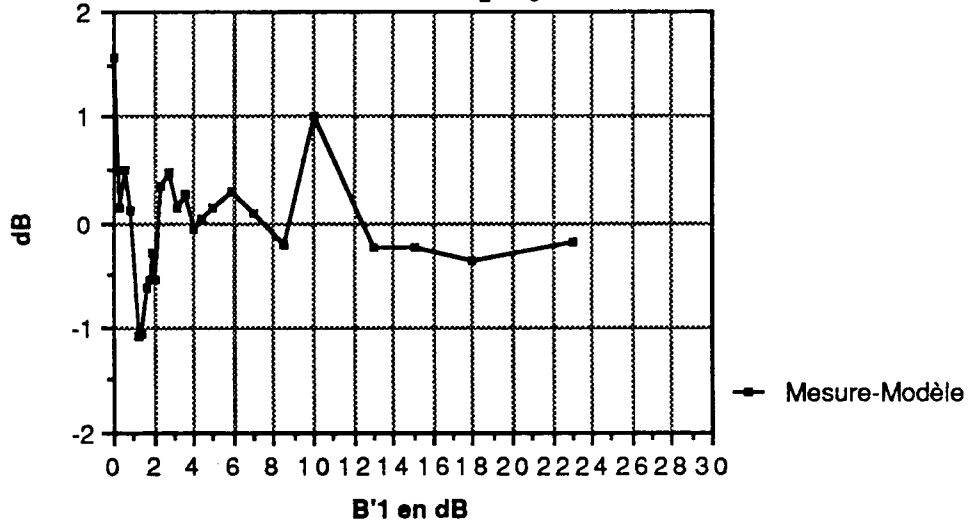
$$g_1(B'_1) = \begin{cases} 7,0677 + 0,7779 B'_1 - 0,0211 B'^2_1 & \text{si } 0 < B'_1 < 18,43 \text{ dB} \\ 14,237 & \text{si } B'_1 \geq 18,43 \text{ dB} \end{cases} \quad (107)$$

$$g_2(B'_2) = \begin{cases} 7,9848 + 0,283 B'_2 - 0,0047 B'^2_2 & \text{si } 0 < B'_2 < 30,1 \text{ dB} \\ 12,2448 & \text{si } B'_2 \geq 30,1 \text{ dB} \end{cases} \quad (108)$$

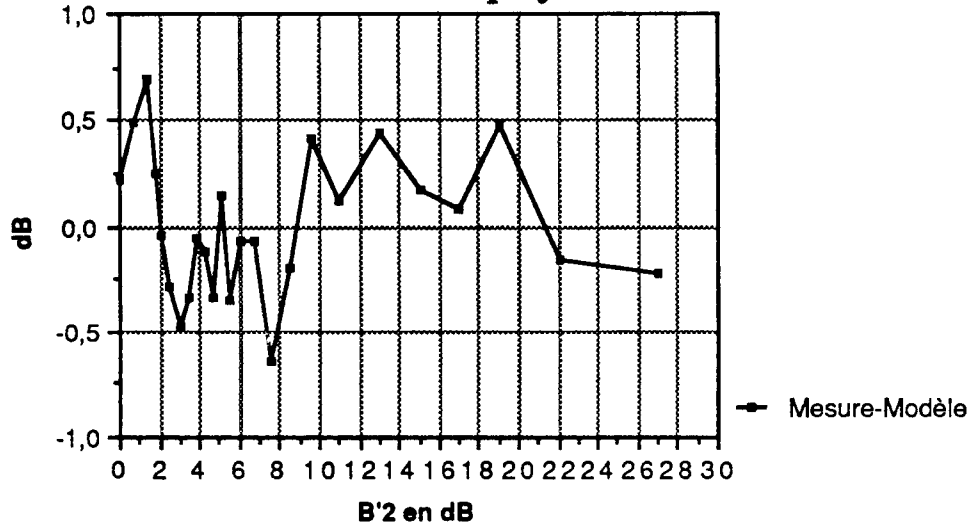
Les différences entre les moyennes mesurées et les modèles proposés sont montrées sur les figures (66) et (67) pour les deux voies.

**Figure 66 : (Antenne basse)**

**Différence entre la moyenne de A'1  
mesurée et le modèle polynômial**

**Figure 67 : (Antenne haute)**

**Différence entre la moyenne de A'2  
mesurée et le modèle polynômial**



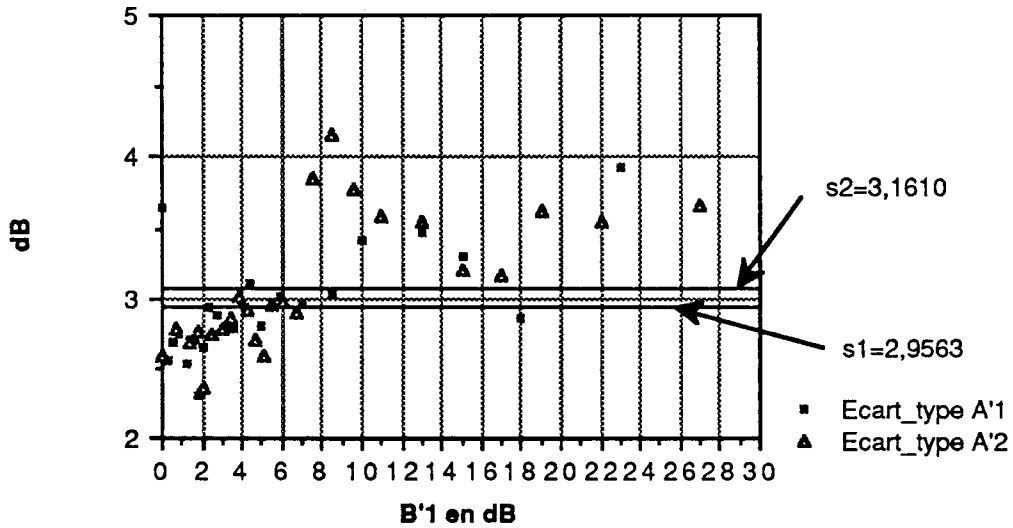
Il est à remarquer que le modèle s'écarte au plus de 1 dB des mesures, ce qui est un résultat satisfaisant.

### VI.5.3.3 Détermination des paramètres $\sigma_1$ et $\sigma_2$ de la loi double

L'ajustement des lois conditionnelles  $P(A'/B')$  donne également les écarts-types  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  qui sont a priori également des fonctions de  $B'_1$  et  $B'_2$  respectivement. Ceux-ci sont donnés sur la figure (68).

**Figure 68 :**

#### Écarts-types de A'1 et A'2



Nous avons aussi tracé (traits pleins) la valeur des écarts-types obtenus pour l'ensemble des données et non plus par classe de  $B'$ . Les valeurs respectives des écarts-types globaux  $s_1$  et  $s_2$  ainsi déterminés sont :

$$s_1 = 2,95 \quad ; \quad s_2 = 3,16 \quad (109)$$

On constate que les écarts-types conditionnels fluctuent autour des valeurs de  $s_1$  et  $s_2$  dont ils s'écartent au plus de 1 dB. On peut donc les considérer comme constants et leurs donner les valeurs (109).

#### VI.5.3.4 Coefficient de corrélation

Le coefficient de corrélation est défini par la relation :

$$\rho = \frac{\text{cov}(A'_1 - g_1, A'_2 - g_2)}{\sigma_1 \sigma_2} \quad (110)$$

Nous l'avons estimé en appliquant cette formule aux données expérimentales et avons trouvé :

$$\rho = 0,054 \quad (111)$$

Le fait que cette valeur soit proche de zéro, montre que les deux variables  $A'_1$  et  $A'_2$  sont peu corrélées (ce même calcul nous a conduit à une valeur plus forte, égale à 0,572 lorsque la période atypique est conservée).

#### VI.6) Cohérence d'ensemble du modèle obtenu

Une fois établies les lois de probabilité de tous les paramètres, une dernière vérification s'avère nécessaire pour tester qu'elles sont en bon accord avec les mesures. Pour effectuer cette vérification, nous avons suivi une démarche inverse de celle qui a été présentée jusqu'ici, c'est-à-dire que partant de la loi de distribution des paramètres  $\phi_1, \phi_2, A'_1, A'_2, B'_1, B'_2$  nous avons, par tirage au sort, reconstitué un certain nombre de fonctions de transfert. Nous avons ainsi synthétisé 20000 couples de fonctions de transfert.

Il faut que ces fonctions de transfert vérifient la condition de seuil que nous avons appliquée aux fonctions de transfert mesurées, c'est-à-dire qu'un affaiblissement de 5 dB soit dépassé simultanément sur les deux antennes. La démarche suivie pour effectuer cette simulation de fonctions de transfert est la suivante :

- Nous tirons au sort  $\phi_1$  et  $\phi_2$  selon une loi uniformément répartie entre  $-\pi$  et  $+\pi$ .

- Pour le tirage au sort des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$ , nous passons par l'intermédiaire de la probabilité cumulée donnée par la formule suivante :

$$F(B') = \frac{c}{2d} (1 - e^{-d B'^2}) + \frac{a}{b} (1 - e^{-b B'}) \quad (112)$$

Celle-ci est calculée pour  $B'$  variant de 0 à 30 dB avec un pas de 0,3 dB, normalisée par sa valeur pour  $B'$  égal à 30 dB. Nous tirons alors au hasard un nombre  $x$  uniformément réparti entre 0 et 1, et nous prenons pour  $B'$  la valeur  $b'$  telle que  $F(b') = \Pr(B' \leq b') = x$ , la solution étant obtenue par interpolation linéaire à partir des 100 valeurs tabulées.

- Les moyennes de  $A'_1$  et  $A'_2$  sont calculées d'après les formules (107) et (108) avec les valeurs de  $B'_1$  et  $B'_2$  tirés au sort précédemment.

- Les paramètres  $A'_1$  et  $A'_2$  sont alors tirés au sort suivant une loi de Gauss double conditionnée par les paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$ . A cet effet, nous faisons un tirage au sort de deux variables  $u$  et  $v$  indépendantes, gaussiennes centrées réduites. On déduit  $A'_1$  et  $A'_2$  de ces variables  $u$  et  $v$  par les transformations suivantes :

$$\begin{cases} x = \sigma_x u \\ y = \sigma_y v \end{cases} \quad (113)$$

qui traduit la prise en compte des écarts-types, avec :

$$\sigma_x^2 = \sigma_1^2 \cos^2 \theta + \sigma_2^2 \sin^2 \theta + 2 \rho \sigma_1 \sigma_2 \sin \theta \cos \theta \quad (114)$$

$$\sigma_y^2 = \sigma_1^2 \sin^2 \theta + \sigma_2^2 \cos^2 \theta - 2 \rho \sigma_1 \sigma_2 \sin \theta \cos \theta \quad (115)$$

où  $\theta$  est obtenu par la relation suivante :

$$\operatorname{tg} 2\theta = \frac{2 \rho \sigma_1 \sigma_2}{\sigma_1^2 - \sigma_2^2} \quad (116)$$

pour prendre en compte la corrélation.

$$\begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \theta & -\sin \theta \\ \sin \theta & \cos \theta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} \quad (117)$$

et enfin :

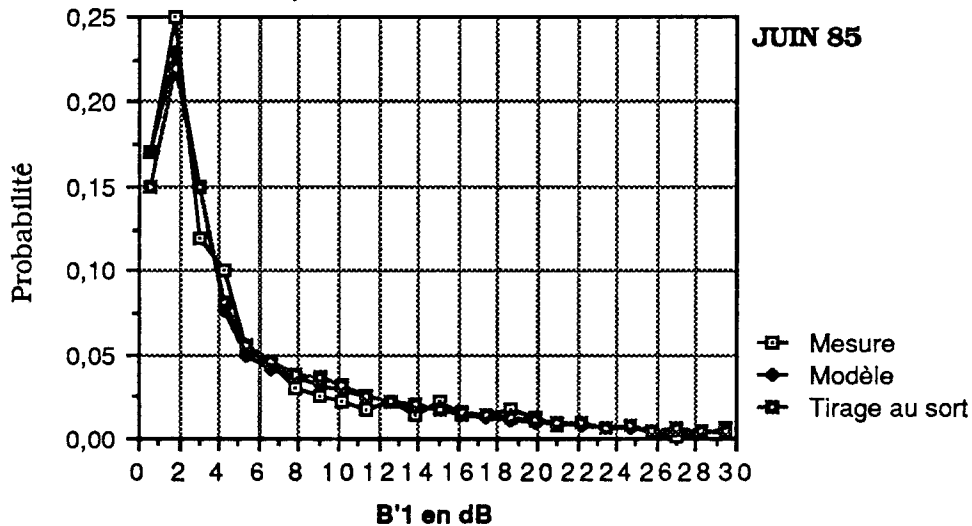
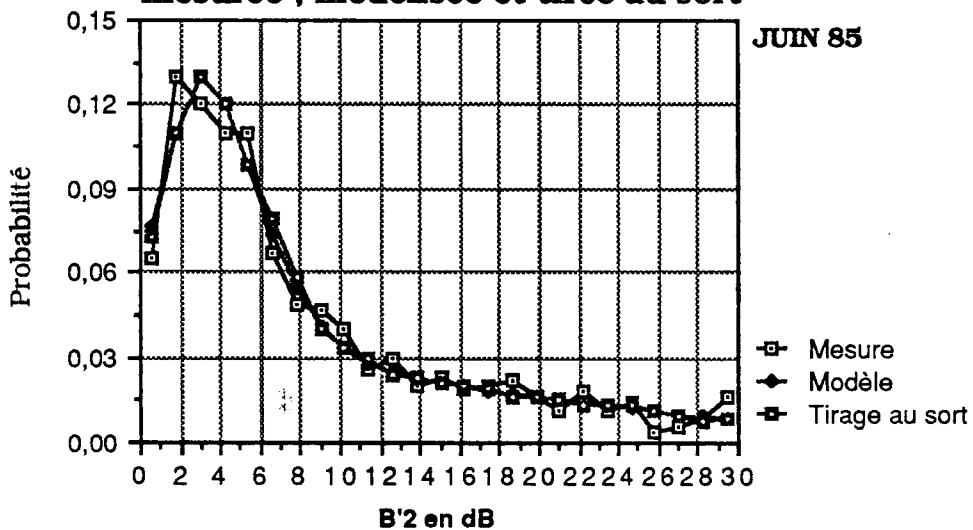
$$\begin{aligned} A'_1 &= a_1 + g_1(B'_1) \\ A'_2 &= a_2 + g_2(B'_2) \end{aligned} \quad (118)$$

qui prend en compte les valeurs moyennes.

Les fonctions de transfert sont calculées en fonction des 6 paramètres tirés au sort à partir de l'équation (34).

Ayant tiré au sort tous les paramètres, nous ne gardons que ceux pour lesquels les fonctions de transfert calculées pour les deux voies présentent simultanément un affaiblissement de 5 dB en au moins un point de la bande. L'échantillon gardé comporte 20000 fonctions de transfert.

Des histogrammes marginaux des paramètres  $B'$  ont été calculé avec les valeurs ainsi tirées au sort, et nous les avons comparés avec les lois de distributions marginales mesurées. Cette comparaison est donnée sur les figures (69) et (70). Nous avons également donné la courbe théorique du modèle. Ces trois distributions sont très voisines, ce qui nous permet de conclure à la bonne représentation statistique des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$  par notre modèle.

**Figure 69 : (Antenne basse)****B'1 : Comparaison des lois marginales mesurée , modélisée et tirée au sort****Figure 70 : (Antenne haute)****B'2 : Comparaison des lois marginales mesurée , modélisée et tirée au sort**

Nous avons également calculé les distances définies par les relations (88) et (104) entre les trois lois marginales mesurée, modélisée et reconstituée par un tirage au sort. Le tableau (7) récapitule les valeurs des distances obtenues entre le modèle et la mesure, et entre le tirage au sort et la mesure pour les distributions de  $B'_1$  et  $B'_2$ .

Tableau 7 : Valeurs des distances  $d_a$  et Chi-Deux entre modèle et mesure, et entre tirage au sort et mesure.

	Distance entre : modèle et mesure	Distance entre : tirage au sort et mesure
Distribution marginale de B'1	CHI - DEUX = 0,034 $d_a = 0,144$	CHI - DEUX = 0,040 $d_a = 0,165$
Distribution marginale de B'2	CHI - DEUX = 0,027 $d_a = 0,116$	CHI - DEUX = 0,031 $d_a = 0,129$
Distribution double de B'1 et B'2	CHI - DEUX = 0,145 $d_a = 0,282$	CHI - DEUX = 0,180 $d_a = 0,318$

Ces distances ont également été calculées pour les histogrammes bidimensionnels des couples de paramètres  $(A'_1, A'_2)$ ,  $(B'_1, B'_2)$ ,  $(A'_1, B'_1)$  et  $(A'_2, B'_2)$ . Les paramètres en indice indiquent l'histogramme pris en considération. Par exemple,  $d_{A'_1 A'_2}$  représente la distance entre l'histogramme bidimensionnel  $P(A'_1, A'_2)$  mesuré et celui qui a été obtenu par simulation. Nous avons abouti aux résultats suivants :

$$\left[ \begin{array}{l} d_{A'_1 A'_2} = 0,46 \\ d_{B'_1 B'_2} = 0,318 \\ d_{A'_1 B'_1} = 0,45 \\ d_{A'_2 B'_2} = 0,381 \end{array} \right. \quad (119a)$$

$$\left[ \begin{array}{l} KI2_{A'_1 A'_2} = 0,312 \\ KI2_{B'_1 B'_2} = 0,18 \\ KI2_{A'_1 B'_1} = 0,313 \\ KI2_{A'_2 B'_2} = 0,243 \end{array} \right. \quad (119b)$$

Nous considérons que ces valeurs sensiblement inférieures à 2 pour la



distance  $d_a$ , et à 4 pour la distance de Chi-Deux, et du même ordre de grandeur que celles que nous avons trouvé lors de la comparaison modèle-mesures faite au § VI.3.2.4, démontrent le bien-fondé de toutes les hypothèses qui ont été faites pour l'élaboration du modèle de distribution des paramètres  $\phi_1, \phi_2, A'_1, A'_2, B'_1, B'_2$  et énumérées au début du présent chapitre.

### **VI.7) Résultats du mois d'Octobre 1985**

Comme nous l'avons déjà mentionné, la deuxième période choisie pour notre analyse en bande moyenne concerne les données du mois d'Octobre 1985.

En ce qui concerne la sélection des données, nous n'avons considéré que les situations pour lesquelles les fonctions de transfert sur les deux antennes présentaient simultanément en au moins un point de la bande utile un affaiblissement dépassant un seuil de 5 dB. L'échantillon ainsi conservé, comporte 394390 fonctions de transfert. Le nombre de fonctions de transfert du mois d'Octobre ainsi sélectionnées étant très élevé, nous en avons réduit le volume en en sélectionnant au hasard une proportion de 20 % .

Dans cette partie de l'étude, nous avons appliqué la même méthodologie que dans le cas du mois de Juin. Nous nous contentons donc d'en présenter les résultats.

Sur les figures (71) et (72), nous avons comparé les distributions marginales mesurées des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$  avec le modèle. La détermination des paramètres  $a$ ,  $b$ ,  $c$  et  $d$  du modèle a été faite de la même manière que pour le cas de l'étude des données du mois de Juin 85. Les valeurs trouvées sont rassemblées dans le tableau (8), où nous avons aussi fait figurer les valeurs du mois de Juin.

Figure 71 : (Antenne basse)

**B'1 : Comparaison entre l'histogramme mesuré et le modèle**

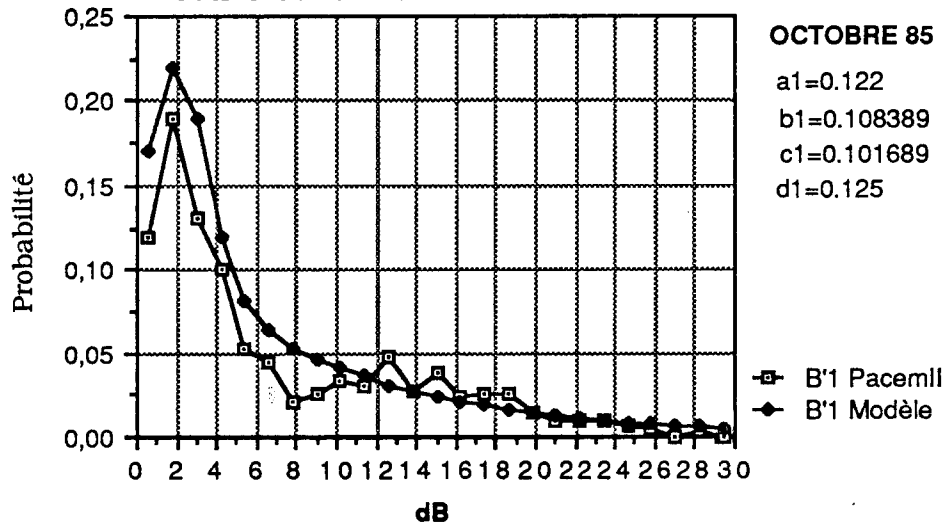


Figure 72 : (Antenne haute)

**B'2 : Comparaison entre l'histogramme mesuré et le modèle**

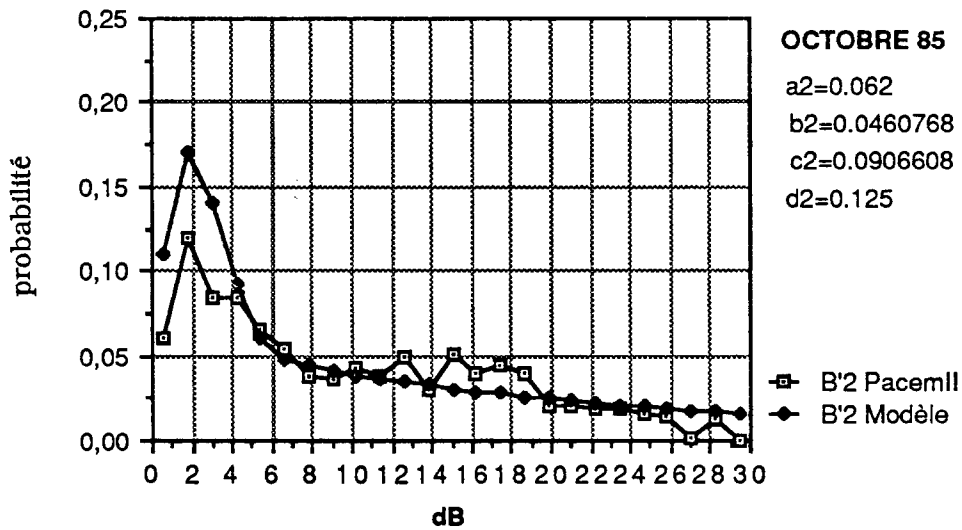


Tableau 8: Comparaison des valeurs des quatre paramètres du modèle proposé pour la représentation des distributions marginales du paramètre B' sur les deux antennes.

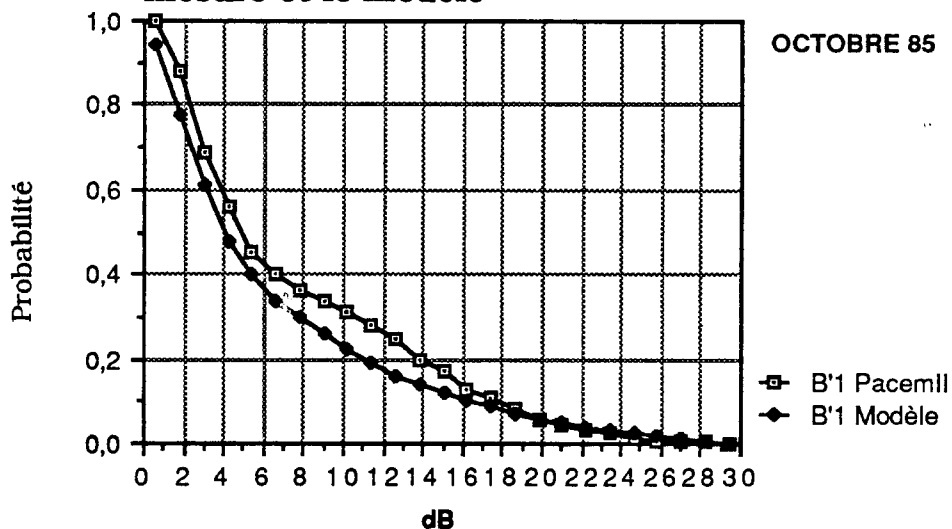
Paramètre	JUIN	OCTOBRE	JUIN	OCTOBRE
	Antenne basse	Antenne basse	Antenne haute	Antenne haute
a	0,072	0,122	0,052	0,062
b	0,1051	0,1083	0,0469	0,0460
c	0,2376	0,1016	0,0434	0,0906
d	0,1543	0,125	0,0592	0,125

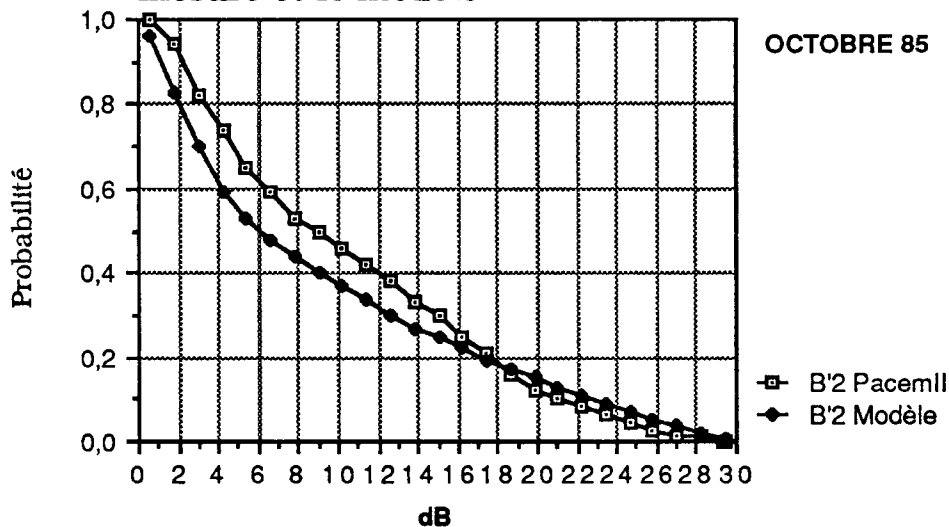
On note une différence entre les valeurs du mois de Juin et celles d'Octobre et on constate de nouveau la différence entre les deux voies.

Comme nous pouvons le constater, le modèle s'ajuste bien aux données. Les courbes (73) et (74) comparent les distributions marginales cumulées (probabilité que B' soit supérieur à un seuil) des paramètres B'<sub>1</sub> et B'<sub>2</sub> avec le modèle. Les distributions expérimentale et modélisée se suivent grosso modo et tendent bien vers un.

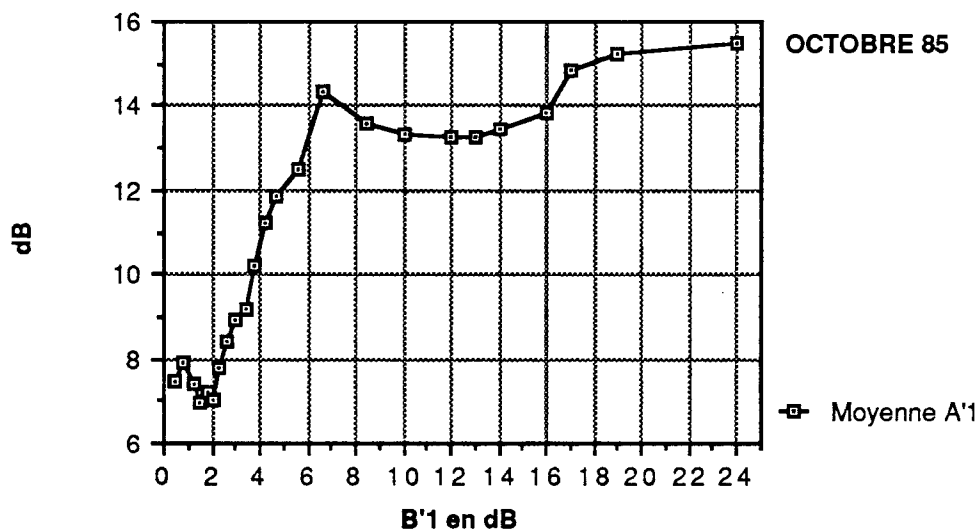
**Figure 73 :**

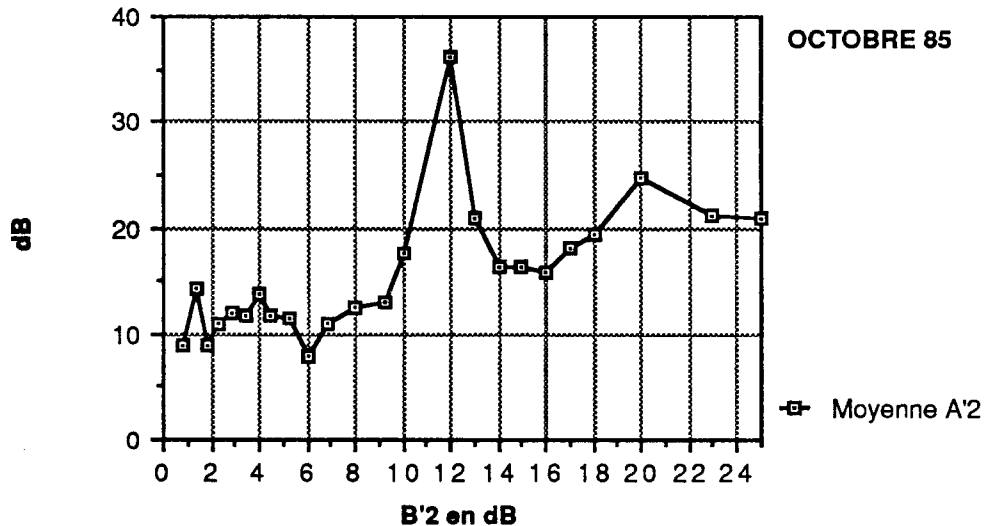
**B'1 : Comparaison entre l'histogramme cumulé mesuré et le modèle**



**Figure 74 :****B'2 : Comparaison entre l'histogramme cumulé mesuré et le modèle**

Les figures (75) et (76) donnent les moyennes de  $A'_1$  et  $A'_2$  mesurées respectivement en fonction des valeurs des paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$ . Celles-ci montrent, comme dans le cas du mois de Juin la relation existant entre ces moyennes et  $B'$ .

**Figure 75 : (Antenne basse)****Moyenne de  $A'_1$  en fonction de  $B'_1$** 

**Figure 76 : (Antenne haute)****Moyenne de A'2 en fonction de B'2**

Un point pouvant être considéré comme aberrant est observé sur la courbe donnant la moyenne des A'2 pour une valeur de B'2 égale à 12 dB.

Pour représenter ces moyennes, les deux modèles proposés ont la même forme que ceux proposés pour le mois de Juin, mais en différent par les valeurs des paramètres. Les deux modèles sont :

Pour l'antenne basse :

$$g_1(B'_1) = \begin{cases} 6,6865 + 0,91 B'_1 - 0,0244 B'^2_1 & \text{si } 0 < B'_1 < 18,64 \text{ dB} \\ 15,1719 & \text{si } B'_1 \geq 18,64 \text{ dB} \end{cases} \quad (120)$$

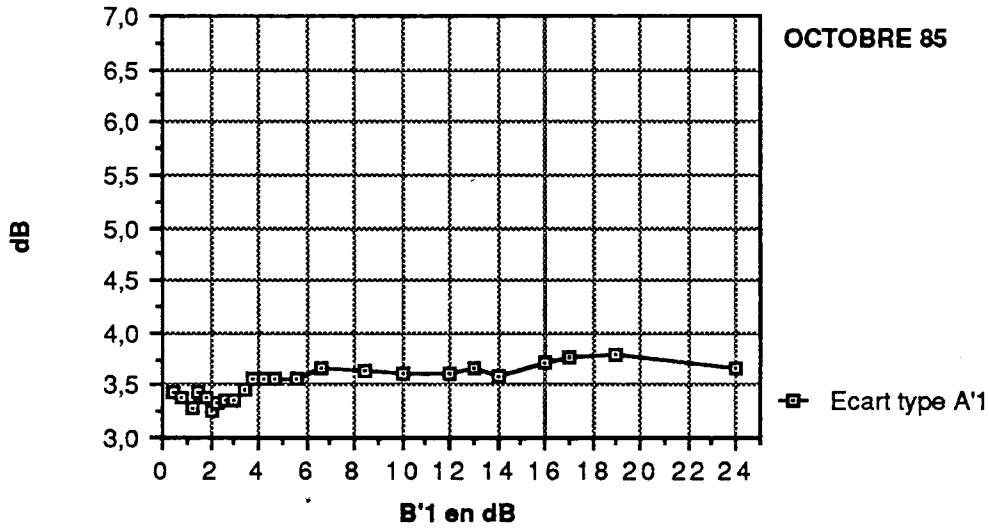
et pour l'antenne haute :

$$g_2(B'_2) = \begin{cases} 8,2244 + 1,056 B'_1 - 0,021 B'^2_1 & \text{si } 0 < B'_1 < 26,4 \text{ dB} \\ 22,82 & \text{si } B'_2 \geq 26,4 \text{ dB} \end{cases} \quad (121)$$

Sur les figures (77) et (78), nous avons présenté les courbes donnant les écarts-types de  $A'_1$  et  $A'_2$  en fonction de  $B'_1$  et  $B'_2$ .

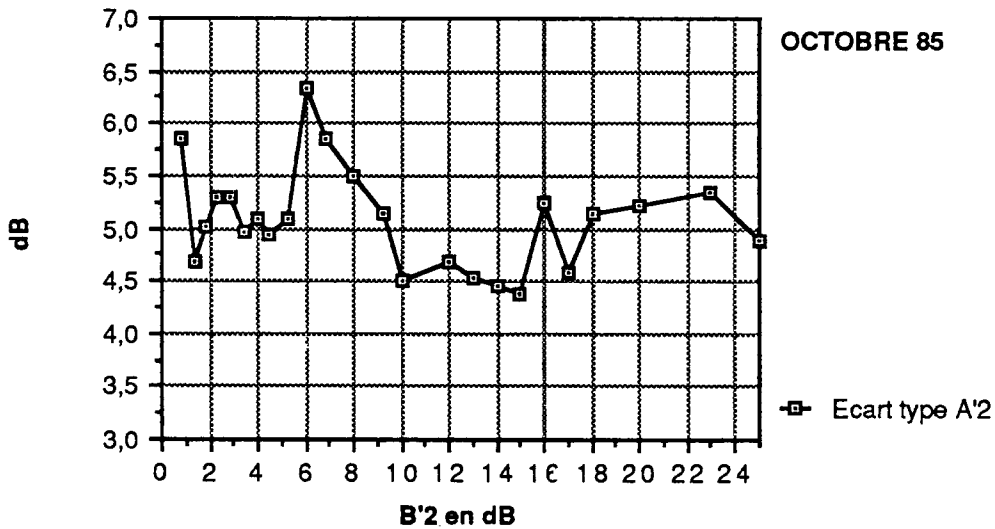
**Figure 77 : (Antenne basse)**

**Ecart-type de  $A'_1$  en fonction de  $B'_1$**



**Figure 78 : (Antenne haute)**

**Ecart-type de  $A'_2$  en fonction de  $B'_2$**



On peut à nouveau les considérer comme constants, avec les valeurs :

$$s_1 = 3,38 \quad ; \quad s_2 = 4,88 \quad (122)$$

La valeur du coefficient de corrélation (défini par l'équation (110)) obtenue est :

$$\rho = 0,3092 \quad (123)$$

### **VI.8) Discussion sur la modélisation des lois statistiques en diversité**

L'objectif de ce chapitre était de construire un modèle statistique de représentation du canal en diversité d'espace pendant les périodes de trajets multiples, permettant d'analyser la sélectivité en fréquence des phénomènes, qui est la source majeure des perturbations des liaisons hertziennes. Dans la réalisation de cette étude, nous nous sommes appuyée sur les données de deux périodes : mois de Juin 1985 (mois d'été) et mois d'Octobre 1985 (mois d'automne) qui présentent un grand nombre d'événements profonds, et nous n'avons considéré que les situations où les deux antennes étaient simultanément affaiblies de plus de 5 dB. Il s'agissait donc de représenter la fonction de transfert du milieu de propagation sur la largeur de bande utile (55 MHz) par un modèle de représentation mathématique, et de fournir la loi de probabilité conjointe de ses paramètres. L'analyse de la sélectivité en fréquence des phénomènes a consisté en l'extension d'un modèle mathématique à trois paramètres. Pour cela, nous avons utilisé le même modèle mathématique pour représenter les fonctions de transfert des deux antennes. Le modèle choisi a été celui de Rummler.

Nous avons cherché à déterminer la loi de probabilité conjointe  $P(A'_1, B'_1, \phi_1, A'_2, B'_2, \phi_2)$  des six paramètres, caractérisant l'ensemble des deux antennes de réception en diversité d'espace, et nous avons pu en donner une représentation mathématique.

Les résultats obtenus pour les deux mois considérés sont très semblables :

1) les variables  $\phi_1$  et  $\phi_2$  (ou  $f_{01}$  et  $f_{02}$ ) peuvent être considérées comme indépendantes des autres paramètres du modèle, et uniformément réparties.



2) les paramètres  $B'_1$  et  $B'_2$  peuvent être considérés comme indépendants l'un de l'autre, et leurs distributions marginales peuvent être modélisées par une fonction de la forme :

$$p(x) = c x e^{-d x^2} + a e^{-b x}$$

dépendant de quatre paramètres. La loi conjointe (produit des lois marginales) peut s'écrire en fonction de seulement sept paramètres (équation 93). Nous avons regroupé dans le tableau (9) les sept valeurs des paramètres de la fonction de répartition du modèle de Rummler et celles obtenues pour les mois de Juin et Octobre 1985 dans le cas de l'expérience PACEM II.

Tableau 9 : Comparaison des valeurs des 7 paramètres de la fonction de répartition du modèle de Rummler et les modèles proposés pour les mois de Juin et Octobre de l'expérience PACEM II.

Paramètre	Atlanta-Palmetto RUMMLER	Bouffry-Viabon - PACEM II	
		JUIN	OCTOBRE
$z_0$	0,631295	0,2822	0,1472
$z_1$	0,10258	0,1543	0,125
$z_2$	0,23281	0,1051	0,1083
$z_3$	0,03035	0,889	2,7719
$z_4$	0,07668	0,0592	0,125
$z_5$	0,21786	0,0469	0,046
$z_6$	0,21514	3,02	3,719

Voie 1

Voie 2

Comme on peut le constater, il existe des différences importantes entre les valeurs des paramètres obtenues pour le mois de Juin et le mois d'Octobre, cependant, quatre paramètres ( $z_1$ ,  $z_2$ ,  $z_5$  et  $z_6$ ) ont des valeurs voisines. Ces

résultats démontrent la nécessité d'effectuer une étude des variations saisonnières. La comparaison entre les valeurs obtenues sur la liaison Atlanta-Palmetto avec les moyennes de celles obtenues sur Bouffry-Viabon, ne donne des valeurs voisines que pour deux paramètres ( $z_1$  et  $z_4$ ). De plus, la différence observée entre les paramètres  $z_0, z_2, z_3, z_5$  et  $z_6$  des deux liaisons est plus importante que celle entre les deux mois de l'expérience PACEM II.

3) le seul couplage entre les paramètres réside dans les paramètres  $A'$ , et leur loi de probabilité conjointe conditionnée par les paramètres  $B'$  :  
 $P(A'_1, A'_2 / B'_1, B'_2)$  peut être représentée par une gaussienne double.

4) les moyennes des paramètres  $A'$  commencent par croître avec  $B'$ , puis sont constantes. Nous avons pu les représenter par un polynôme du second degré pour la partie croissante. Là encore, les valeurs des coefficients du polynôme varient d'un mois à l'autre.

5) les écarts-types et le coefficient de corrélation de la probabilité conjointe des  $A'$  sont indépendants de  $B'$ , et différent légèrement d'un mois à l'autre.

Si nous comparons nos résultats à ceux présentés par Rummler [RUM.1982] pour ses mesures sur la liaison Atlanta-Palmetto, nous observons un bon accord qualitatif.

Les mêmes indépendances entre variables sont observées. La même forme mathématique représente  $P(B'_1, B'_2)$ . Les seules différences concernent, outre les valeurs numériques des coefficients, la forme de la probabilité  $p_\phi$  que Rummler ne trouve pas uniforme (cette différence avait déjà été observée lors de l'expérience PACEM I, et son origine n'est pas pour l'instant identifiée avec certitude), et la forme mathématique choisie pour la représentation des moyennes conditionnelles  $g(B')$ .

Nous remarquons aussi que le coefficient de corrélation  $\rho$  est beaucoup plus faible pour PACEM II que pour l'expérience de Rummler. Cela peut s'expliquer par l'écartement plus grand de nos antennes.

Par ailleurs, lorsqu'on se limite aux lois marginales, on constate que nos lois de probabilité sont plus proches de celles de PACEM I que de celles de Rummler. Cela est très raisonnable, compte tenu des moindres différences entre ces liaisons (même fréquence, même largeur de bande, même région géographique).

## CHAPITRE VII

### ETUDE DE L'EVENEMENT ATYPIQUE DU 5 JUIN 1985

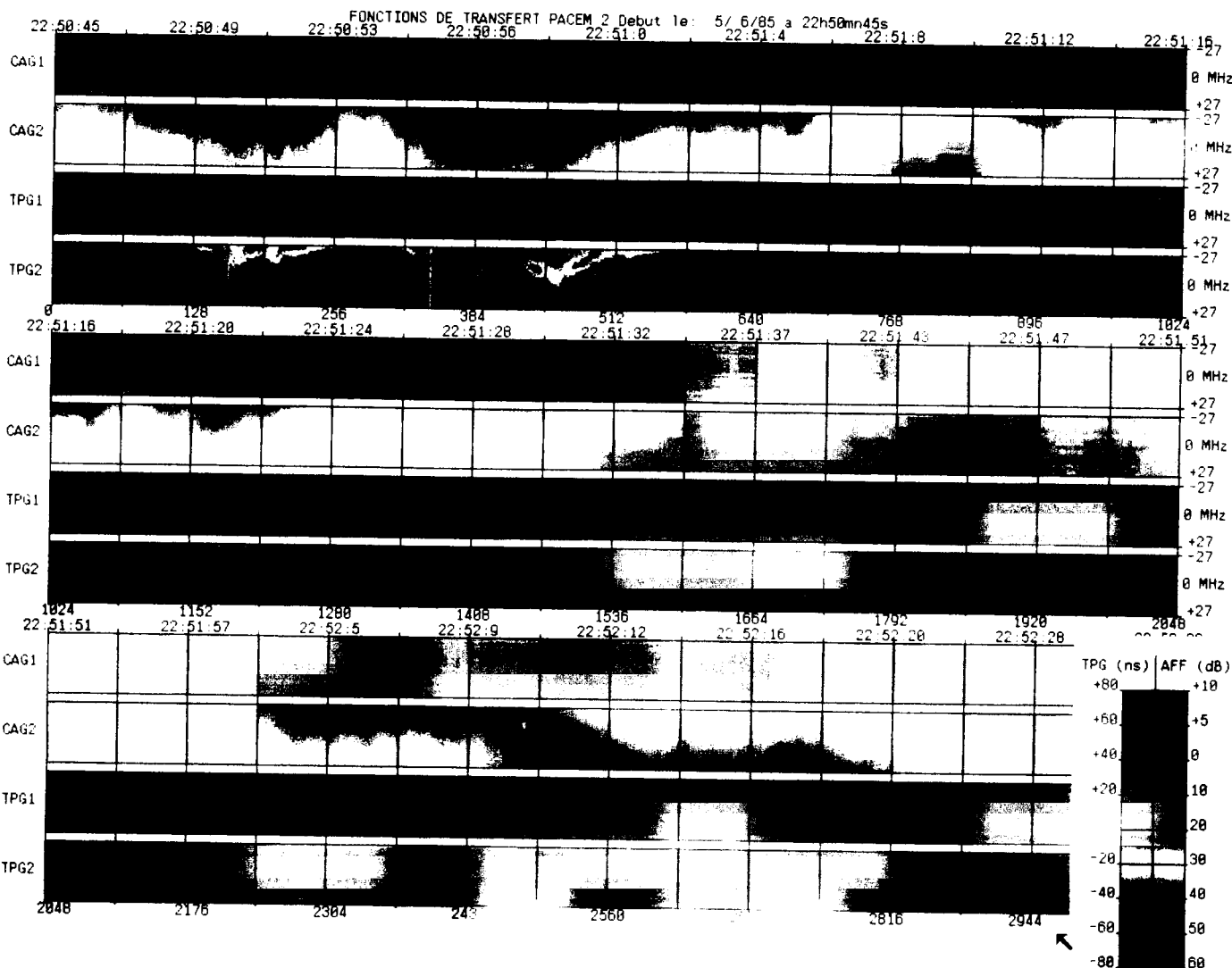
#### VII.1) Introduction

Au cours de notre étude, nous avons identifié un événement atypique de dix minutes se produisant le 5 Juin 1985, de 23h 49mn 35s à 23h 59mn 49s et qui perturbait fortement nos résultats statistiques. On rappelle que celui-ci a été repéré par l'existence d'une deuxième population (une bosse) sur les probabilités des paramètres A' conditionnés par les paramètres B' du modèle de Rummler (Cf figures 61 et 62). Le même événement s'était manifesté sur les statistiques à fréquence fixe, par un comportement atypique du canal en diversité. Il nous a donc semblé utile d'étudier plus en détail cet événement particulier.

Cette étude a été conduite en deux temps. Nous avons tout d'abord analysé en détail les données radioélectriques afin de préciser le comportement du canal de propagation durant cette période. Nous avons ensuite cherché, à partir des données météorologiques disponibles, à l'interpréter physiquement.

#### VII.2) Aspect radioélectrique

On s'est d'abord intéressé à l'évolution des fonctions de transfert (en bande moyenne) en se limitant à la période la plus active de l'événement. Pour cela, on a choisi environ deux minutes de l'événement atypique, de 23h 50mn 45sec à 23h 52mn 28sec. Un tracé en couleur, figure (79), nous donne en fonction du temps et de la fréquence, l'intensité des affaiblissements (en dB) et du temps de propagation de groupe (en ns) de la période traitée pour les deux antennes. On peut constater que l'antenne haute (CAG2) est affectée d'affaiblissements plus forts et plus sélectifs que l'antenne basse (CAG1), pouvant atteindre jusqu'à 50 dB environ.



**Figure 79:** Variation temporelle des fonctions de transfert au cours d'une période d'environ 2 minutes de l'événement atypique. Cette période est divisée en trois groupes de quatre signaux chacun (CAG1 et CAG2 = affaiblissements voies 1 et 2, TPG1 et TPG2 = temps de propagation de groupe voies 1 et 2). Chaque carré représente un bloc de 64 fonctions de transfert (Cf. Annexes A-E). Les temps sont donnés en abscisses en heure TU, donc inférieurs d'une heure aux temps cités dans le texte qui sont en heure locale, et les fréquences en ordonnées à droite de chacun des signaux, en MHz par rapport à la fréquence centrale. Le code de couleur rend compte de l'intensité de l'affaiblissement et du TPG (les deux échelles sont données en bas à droite de la figure).

On s'est ensuite intéressé aux affaiblissements minimum, maximum et à la fréquence centrale de la bande, pour les deux antennes en fonction du temps. Les figures (80) et (81) donnent les variations de ces trois affaiblissements respectivement pour l'antenne basse et l'antenne haute, sur une période de 80 minutes à partir de 23h 26mn .

Ces figures montrent que les signaux reçus par les deux antennes présentent un affaiblissement apériodique similaire, évoluant de la même façon au cours du temps. Par contre, si l'on admet que l'intensité de l'effet de sélectivité peut s'apprécier par l'importance relative des affaiblissements maximum et minimum dans la bande, on remarque à nouveau sur ces deux figures que l'antenne haute a été plus affectée par les trajets multiples que l'antenne basse, lors de cet événement. Une comparaison entre les deux figures, permet de déduire que l'atténuation commune atteint une valeur de l'ordre de 30 à 35 dB et dure environ 15 minutes. L'atténuation commune semble durer plus longtemps que la période éliminée.

C'est cette atténuation apériodique commune qui explique la diminution de l'amélioration de diversité et entraîne le comportement atypique observé sur les statistiques du mois de Juin.

On peut donc admettre la superposition de deux sources d'affaiblissement du signal, l'un de type apériodique commun aux deux voies de mesure (allant jusqu'à 30 dB), et l'autre de type sélectif affectant préférentiellement l'antenne haute et pouvant atteindre 20 dB.

S'il est vraisemblable que la partie sélective est due à des trajets multiples, la composante apériodique peut s'expliquer de plusieurs façons (hydrométéores, défocalisation des rayons, etc .... ) entre lesquelles les données radioélectriques ne permettent pas de trancher. C'est pourquoi nous nous tournons maintenant vers les données météorologiques recueillies sur le site de Villeau.

Figure 80

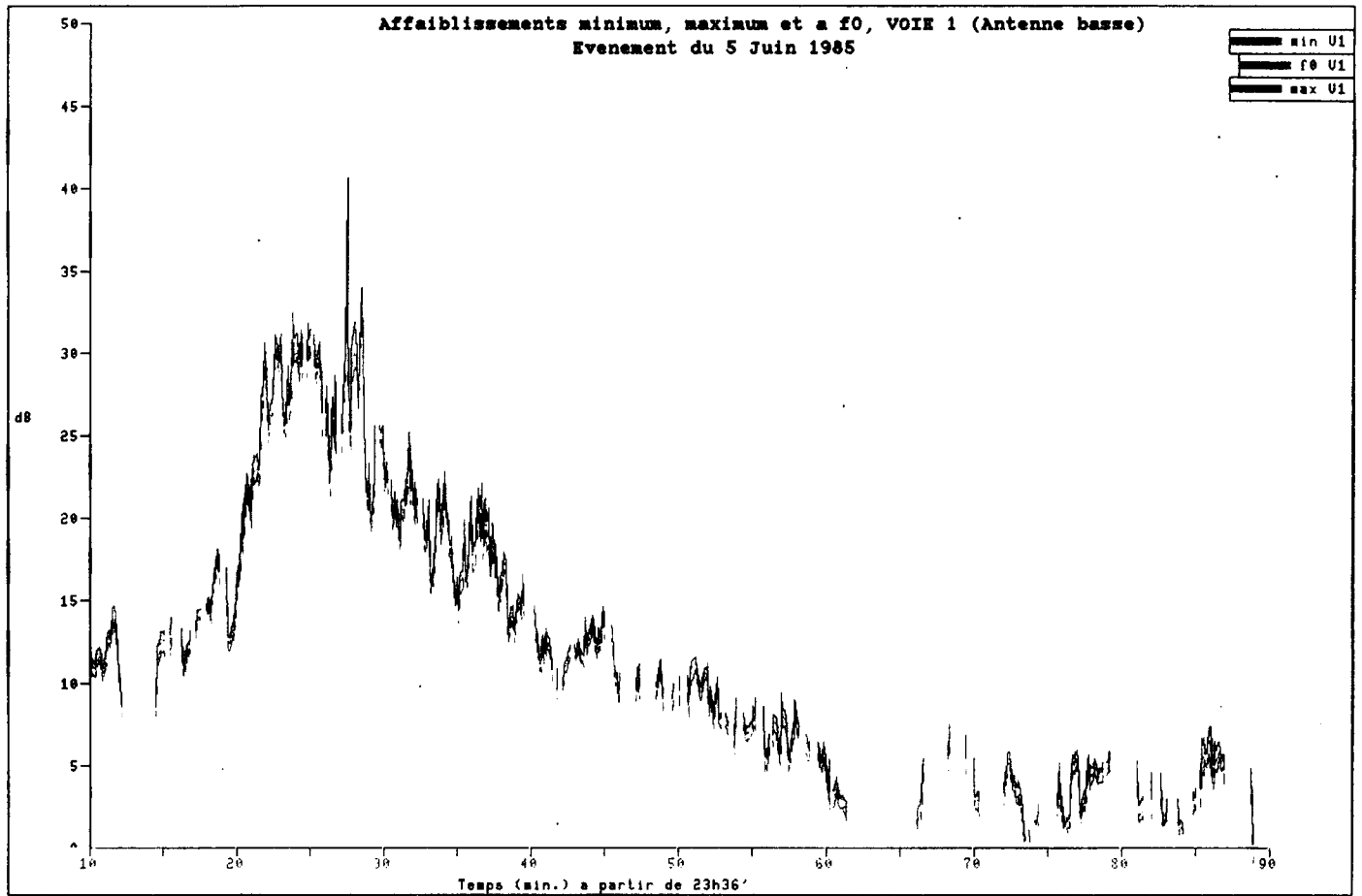
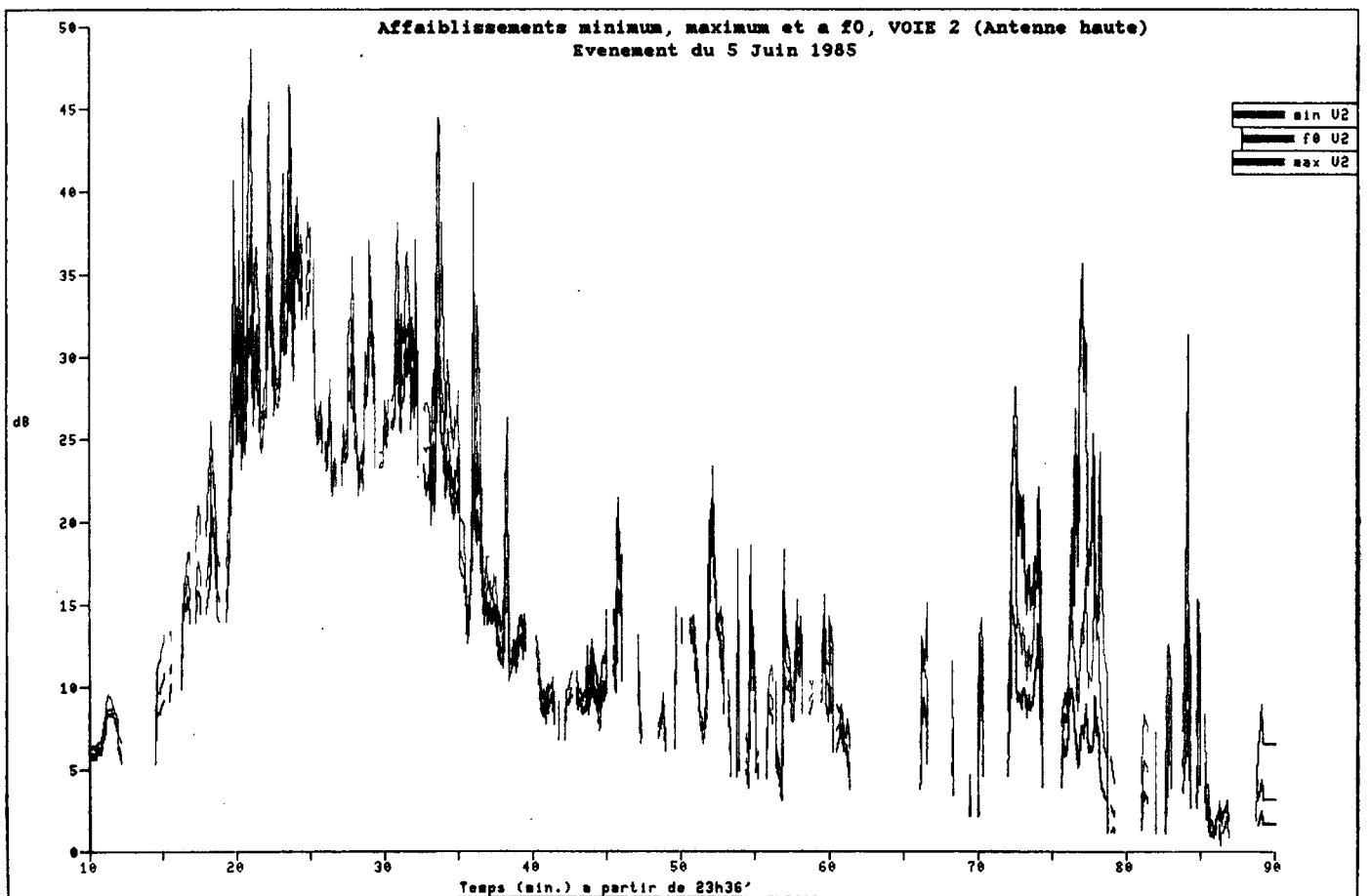


Figure 81



### **VII.3) Aspect météorologique**

Nous examinons ici la situation météorologique associée à l'événement atypique du 5 Juin 1985. Les mesures météorologiques dont nous disposons pour effectuer cette analyse sont décrites à l'Annexe G. On rappellera simplement ici que, lors de l'événement du 5 Juin 1985, on disposait des mesures de pression au sol, de température et de direction et force du vent à 7 niveaux d'altitude. Il est à noter qu'un certain nombre des capteurs de mesure étaient hors service à la date qui nous intéresse.

On dispose en outre d'une carte synoptique de la situation météorologique les 5 et 6 Juin 1985 autorisant l'analyse à plus grande échelle de la situation.

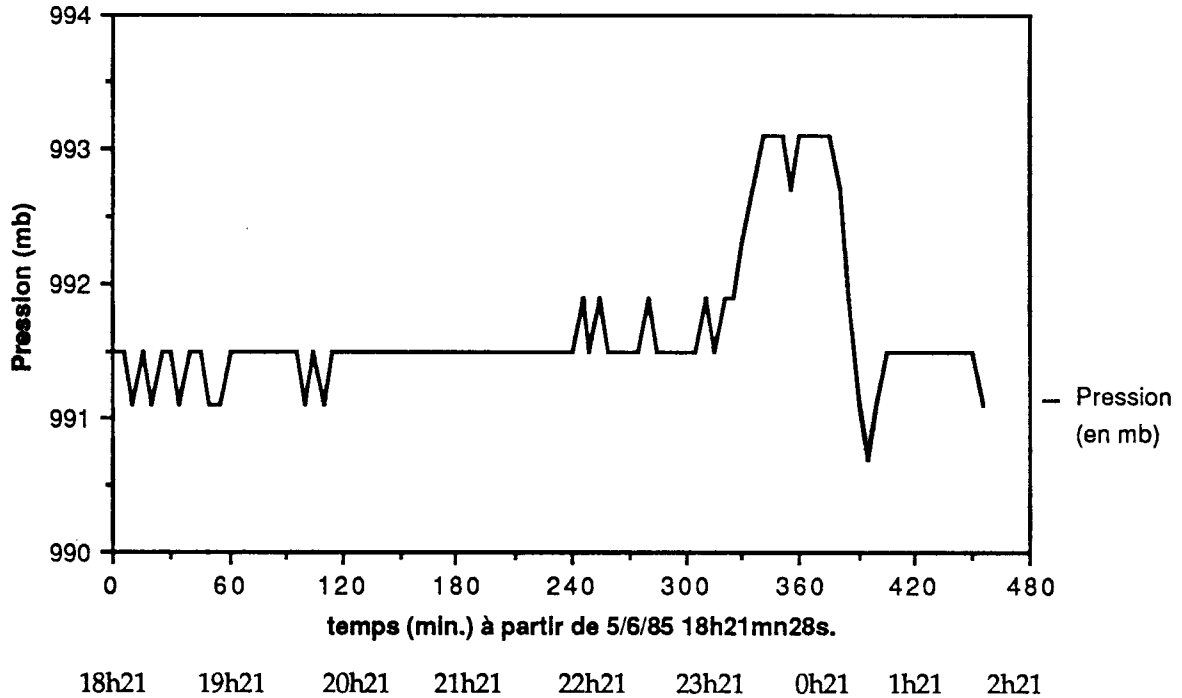
#### **VII.3.1 Présentation des données météorologiques de la période considérée**

Afin de détecter d'éventuelles particularités de la situation météorologique associées à l'événement radioélectrique analysé ici, nous présentons les données météorologiques de pression, température et vent recueillies sur une période de plusieurs heures incluant cet événement, allant du 5 Juin à 18h 21mn 28sec. jusqu'au 6 Juin, à 1h 21mn 28sec.

##### **VII.3.1.1 Variation de la pression**

Les mouvements à grande échelle qui brassent l'atmosphère dépendent du champ de pression horizontal. En particulier, le passage de perturbations telles que des fronts, est souvent associé à des variations de pression. On s'est donc intéressé en premier lieu aux données de pression. La figure (82) présente la variation de la pression (en mb) en fonction du temps (en min.).



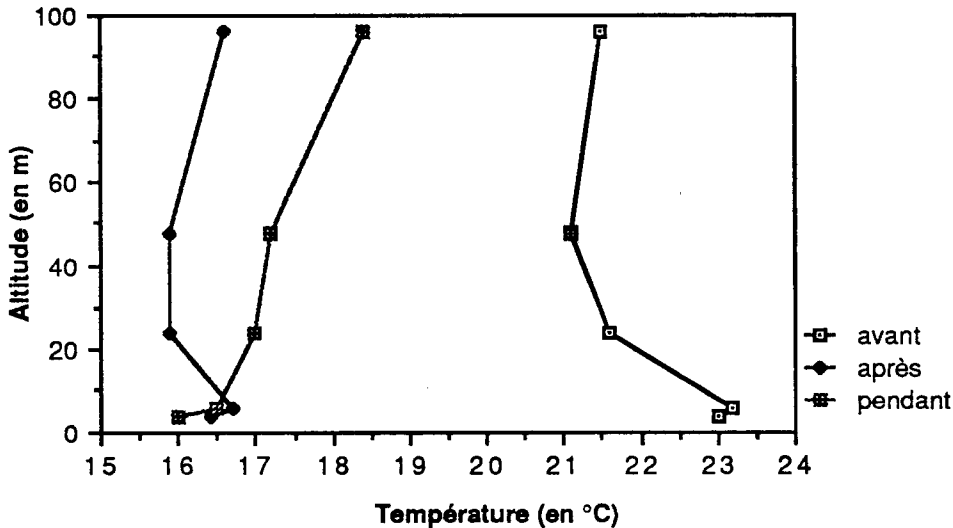
**Figure 82 :****Variation de la pression à Villeau, le 5 Juin 1985**

On note que la pression est constante jusqu'à 23 heures 40 minutes (330 mn), augmente alors d'environ 2 mb, puis retombe à sa valeur initiale après environ 70 minutes. L'instant où s'est produit cette augmentation de pression correspond précisément à la période où l'événement radioélectrique a été observé.

### VII.3.1.2 Profils et variations temporelles de température

Nous avons tout d'abord présenté sur la figure (83), trois profils verticaux de température avant (18h 41mn), pendant (23h 1mn) et après (1h 21mn) l'événement radioélectrique.

**Figure 83 :**  
**Profils de températures**



Ces trois profils montrent bien qu'il s'est produit un changement d'état de l'atmosphère, du moins sur le site où étaient effectuées ces mesures.

On note en particulier un changement de signe du gradient de température (pendant l'événement) jusqu'au niveau 48 mètre. L'absence de profil d'humidité ne permet malheureusement pas de calculer le profil d'indice de réfraction et par conséquent, de savoir si cette variation du gradient de température s'est traduite par la formation d'une structure atmosphérique conduisant à un phénomène de trajets multiples. On peut néanmoins remarquer que cette modification de structure s'est produite "grosso-modo" à l'instant (à quelques minutes près) où l'événement radioélectrique a atteint son intensité maximale.

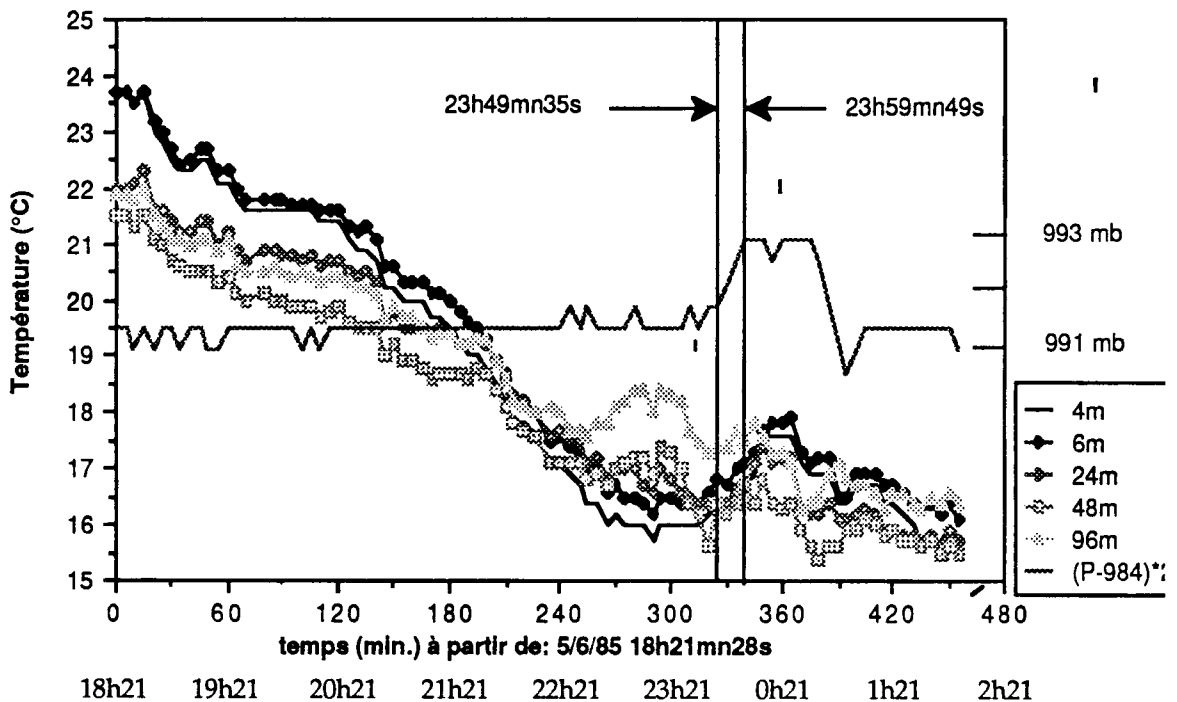
Nous avons également regardé les variations de la température en fonction du temps.

Un aperçu global de l'évolution de la structure atmosphérique est donné sur la figure (84), où l'on a représenté les variations de la température aux 5 niveaux du mât instrumenté du Villeau (en °C), ainsi que la variation de la pression (dont l'échelle en mb est donnée à droite de la figure) en fonction du

temps (en mn). On peut constater que les températures décroissent au cours du temps jusqu'à pratiquement 22 heures, ce qui est normal en fin de journée. A partir de 22 heures (début de la nuit), on constate une petite hausse de température qui dure jusqu'à environ 0h 30mn. Les dates du début et de la fin de l'événement radioélectrique sont repérées sur cette figure par des lignes verticales fléchées.

**Figure 84 :**

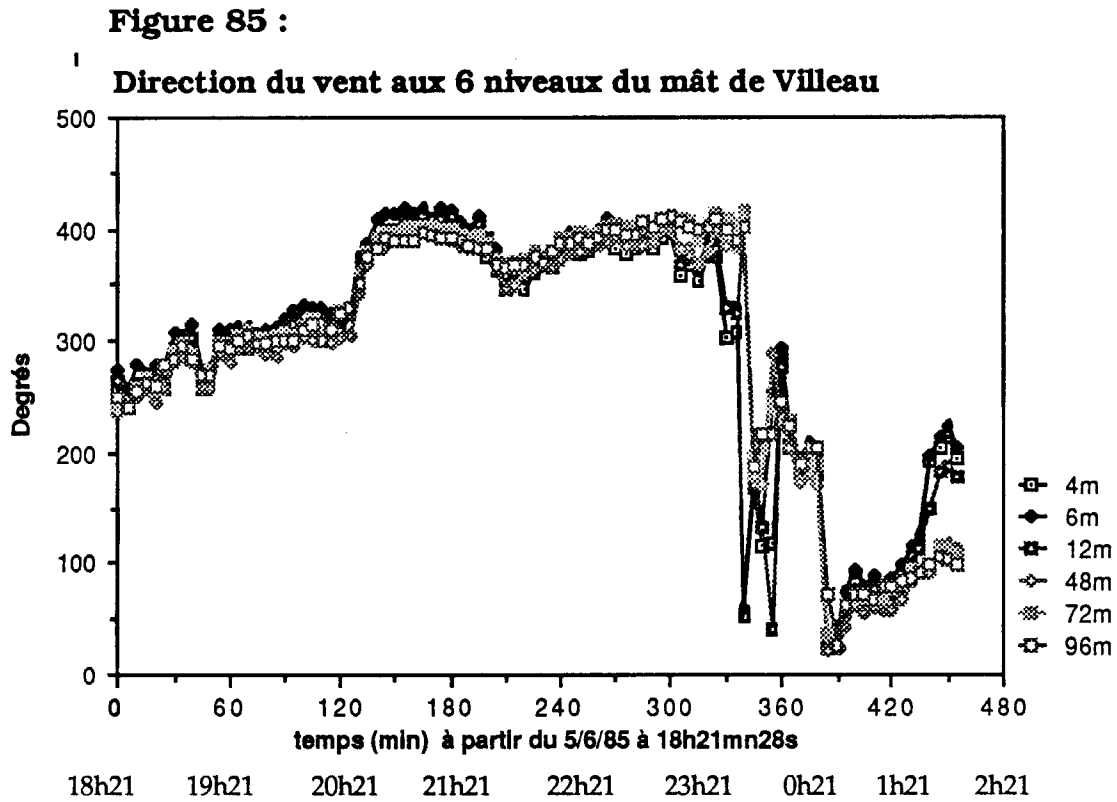
**Températures aux 5 niveaux du mât de Villeau et pression**



### VII.3.1.3 Vent

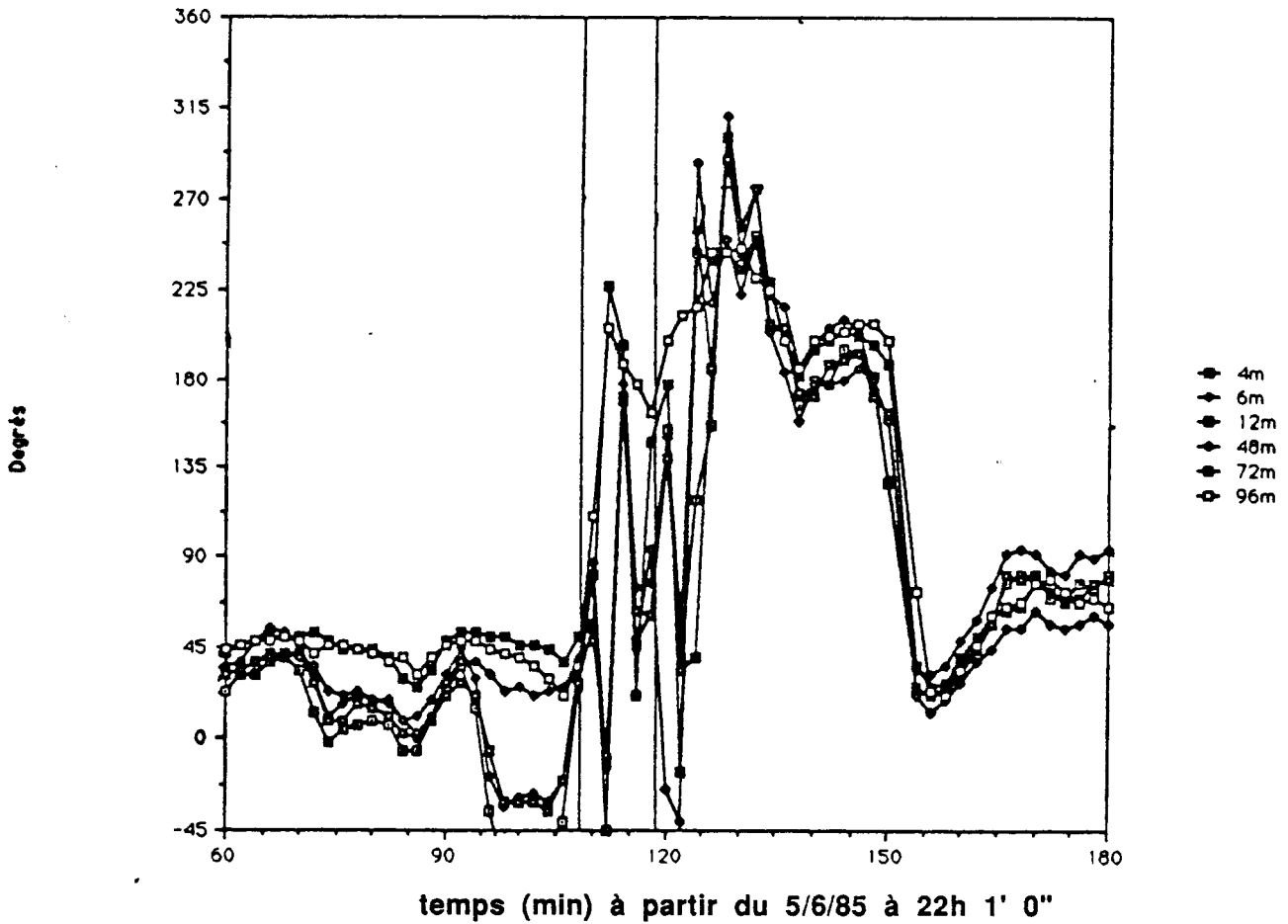
Lors du passage d'une perturbation atmosphérique l'orientation du vent peut se modifier. C'est ce que l'on peut observer sur la figure (85), qui représente les variations de la direction du vent (en degrés) en fonction du temps. Celle-ci varie brusquement (à l'échelle de la représentation) juste avant le début (quelques minutes) de l'événement radioélectrique et à l'instant même où s'annonce le saut de pression présentée sur les figures (82) et (84).

Comme on peut le constater, avant l'événement, le vent souffle du sud-ouest (environ  $250^\circ$ ), puis passe au nord-est ( $400^\circ$ ) et après une rotation de  $180^\circ$ , il reprend son évolution initiale.



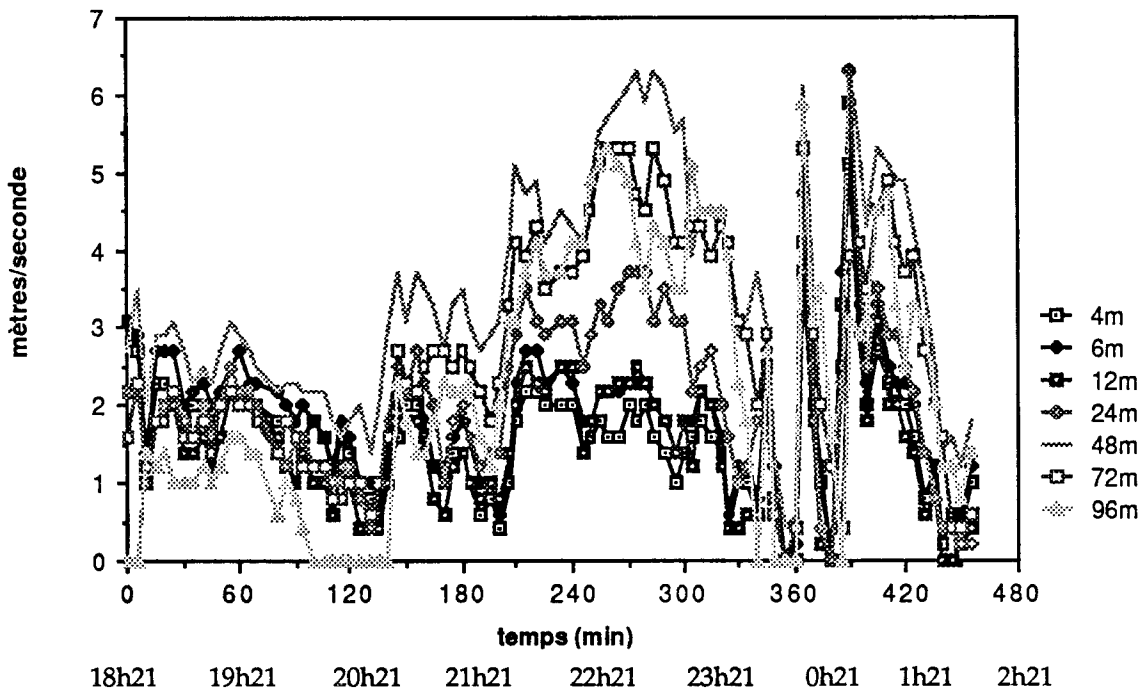
Pour mieux illustrer la discontinuité observée sur cette figure, on a représenté plus en détail sur la figure (86) la période englobant l'événement radioélectrique, et on a procédé à un changement d'échelle sur l'axe des y.

**Figure 86 :**  
**Direction du vent aux 6 niveaux du mât de Villeau**



Le changement de direction de  $180^\circ$  déjà noté précédemment peut être constaté sur cette figure.

L'autre paramètre pouvant varier au passage d'une perturbation est la vitesse du vent qui est illustrée sur la figure (87). Une augmentation de la force du vent se produit au moment où le vent tourne, puis il y a un passage par zéro.

**Figure 87 :****Vitesse du vent aux 7 niveaux du mât de Villeau****VII.4) Discussion**

Pendant la période d'apparition de l'événement radioélectrique, nous avons observé une augmentation de la pression, une variation de la température et une rotation de  $180^\circ$  de la direction du vent. Ces observations peuvent être interprétées comme étant le résultat du passage d'un front froid, dont ce sont trois des caractéristiques.

Pour confirmer cette interprétation, nous avons consulté les cartes des situations météorologiques des 5 et 6 Juin, représentées sur les figures (88) et (89).

En comparant ces deux cartes, on observe effectivement le passage d'un front qui arrive du sud-ouest et qui se déplace vers le nord-est. Le passage d'un deuxième front se déplaçant plus lentement du nord vers le sud est aussi

observé. Sur la carte du 5 juin, on peut remarquer l'existence d'un vent qui souffle du sud-ouest et qui avec le déplacement du front, change de direction et passe au nord-est, ce qui est en accord avec la rotation du vent de  $180^\circ$  observée à Villeau (figure 86). L'arrivée du front froid entraîne un soulèvement de l'air chaud qui est remplacé par de l'air froid, ayant pu donner naissance à une très forte précipitation suivie d'une faible pluie. Les données dont nous disposons ne nous ont cependant pas permis de confirmer l'existence de précipitations localisées telles que des orages.

On peut néanmoins faire l'hypothèse que la partie apériodique de l'atténuation observée sur nos données radioélectriques est due à de fortes précipitations localisées accompagnant le front froid traversant la liaison.

Ces précipitations, d'extension limitée, n'auraient couvert qu'une partie de la liaison. On doit admettre que les basses couches de l'atmosphère le long du reste de la liaison sont stratifiées et comportent des couches superréfractantes donnant naissance à des trajets multiples.

La formation de telles couches pourrait être due à l'évaporation suivant le passage des averses, mais les données météorologiques disponibles ne permettent pas de l'affirmer.

Par ailleurs, l'interprétation radiométéorologique est difficile à partir des seules données de Villeau car il est vraisemblable que les paramètres atmosphériques varient le long de la liaison, et présentent des gradients horizontaux qui pourraient avoir des effets importants sur la propagation, comme cela a été montré dans une autre étude conduite au CRPE [CIA,1989].

## VII.5) Conclusions

A partir de l'étude statistique d'un an de données à la fréquence centrale, un événement atypique qui affectait les statistiques des distributions des affaiblissements du mois le plus mauvais, a été mis en évidence. L'analyse en bande moyenne a permis de déterminer très exactement l'heure d'occurrence de cet événement. Dans ce chapitre, nous avons analysé les données météorologiques disponibles correspondant à cette période. Cette analyse nous a permis de mettre en évidence des variations des divers paramètres météorologiques (la pression, la température et le vent) se produisant en même temps que l'événement radioélectrique.

Ces variations des divers paramètres peuvent s'interpréter par le passage au-dessus de la liaison d'un front froid remontant du sud-ouest vers le nord-est, et qui entrainerait l'existence simultanée d'atténuation par la pluie et de trajets multiples.

Ces résultats sont intéressants pour plusieurs raisons :

1) Ils montrent la grande sensibilité des données radioélectriques, puisqu'à partir de statistiques sur un an, on a pu identifier un événement particulier d'une durée d'environ une dizaine de minutes, et d'intensité somme toute faible (variation de 2 mb de la pression et de quelques degrés de la température).

2) On a vu l'intérêt de disposer de données météorologiques, même partielles, pour interpréter physiquement les conditions de propagation.

3) On suppose souvent que les trajets multiples ne se produisent que par beau temps. Si notre interprétation est exacte, leur occurrence simultanément à des précipitations, bien que très rare, ne peut pas être totalement exclue.

Enfin, il faut noter que la rareté d'un tel événement ne vient probablement pas de la rareté de la situation météorologique qui lui a donné naissance, mais plutôt du fait qu'il nécessite une "disposition favorable" de la liaison considérée vis-à-vis des structures météorologiques.



Il sera évidemment intéressant, dans le traitement des autres années de données de l'expérience PACEM II, de chercher à mettre en évidence et à interpréter d'autres événements particuliers de ce type.

Figure 88 : Carte Météorologique Européenne  
Le 5.06.1985

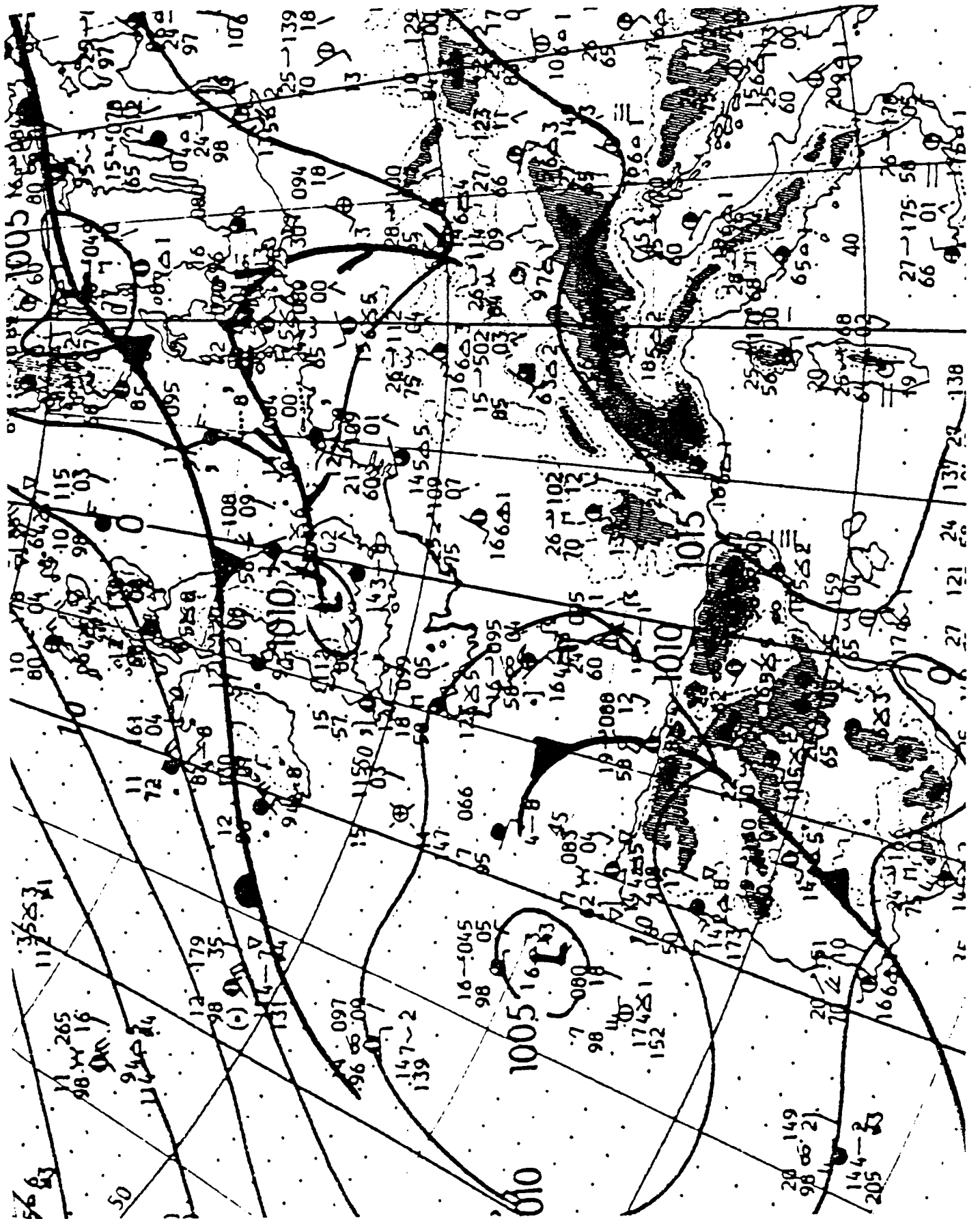
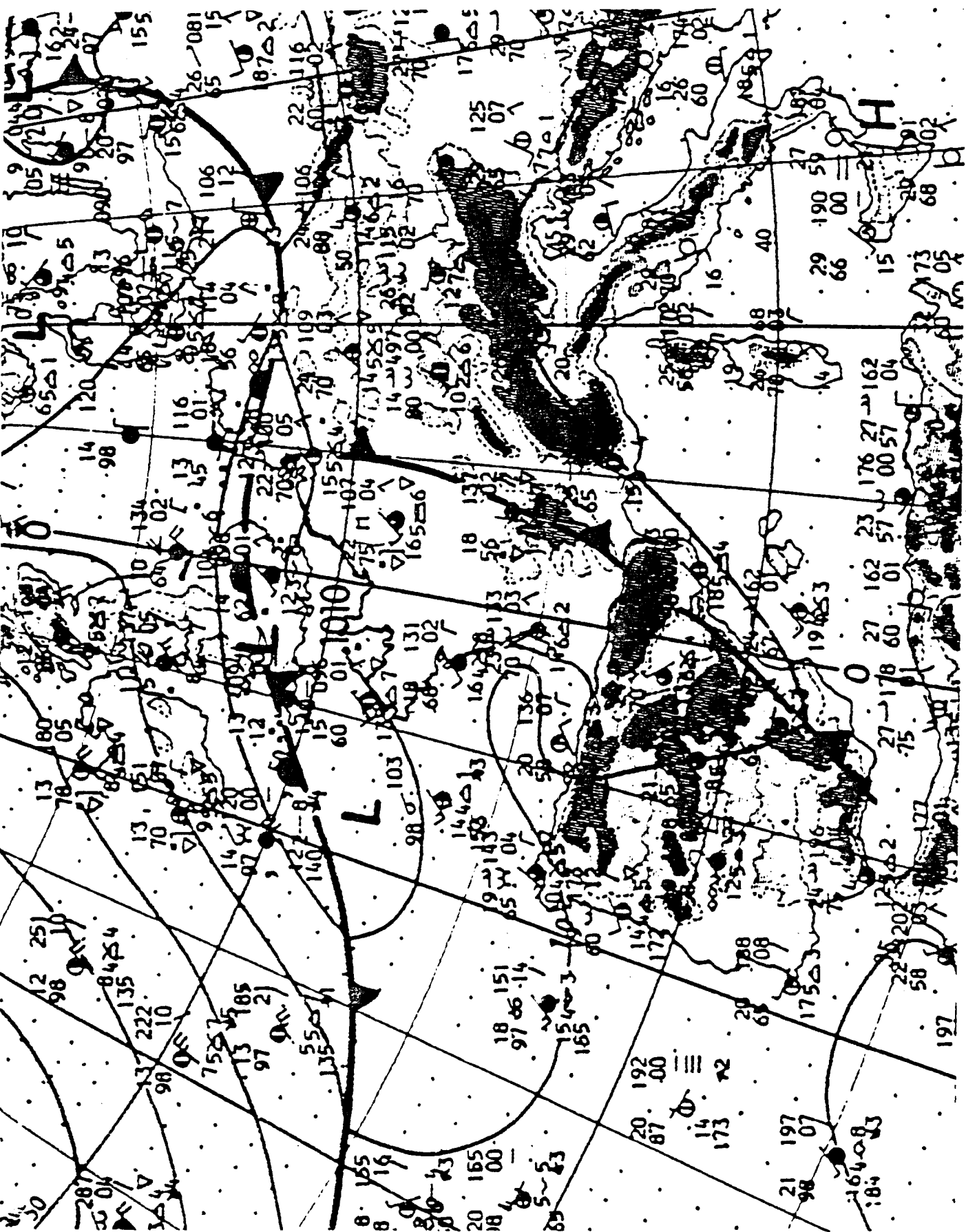


Figure 89 : Carte Météorologique Européenne  
Le 6.06.1985



## CHAPITRE VIII

### CONCLUSIONS ET PERSPECTIVES

L'objectif de notre travail était de progresser dans la construction d'un modèle statistique de propagation adapté à des calculs de prévision de la qualité des liaisons, et en particulier d'étendre les modèles existants à la diversité d'espace. Nous nous sommes appuyée pour ce faire sur les données recueillies au cours de l'expérience PACEM II.

Notre étude a consisté en deux parties. La première portait sur une analyse de mesures à fréquence fixe sur une année complète de données. Dans la seconde, nous avons développé la modélisation en bande moyenne sur deux mois de mesures.

Pour ce qui est des résultats de l'analyse à fréquence fixe, nos résultats confirment en grande partie ceux qui avaient été publiés précédemment, qu'il s'agisse de la loi de distribution des niveaux, de la statistique du nombre d'événements, ou de l'amélioration apportée par la diversité d'espace. Grâce à la durée de l'expérience, nous avons pu apporter également des informations sur les variations saisonnières du phénomène : nous avons ainsi confirmé le fait connu d'une occurrence plus grande en été. Il se produit cependant un nombre non négligeable d'événements en hiver, et ceux-ci ont un comportement statistique différent de celui des événements d'été, les mieux connus; les événements d'hiver ont davantage d'affaiblissements profonds, ce qui entraîne que leur distribution des niveaux (% du temps de dépassement en fonction de l'atténuation), ne suit pas la loi classique à pente de 10 dB par décade de probabilité. En contre-partie, la diversité d'espace est beaucoup plus efficace contre eux que contre les événements d'été, ce qui montre que la corrélation entre les deux antennes est dans leur cas plus faible.

La modélisation en bande moyenne constituait l'aspect le plus original de notre travail. Il s'agissait là davantage de préciser la méthodologie à mettre en œuvre que de se livrer à une étude exhaustive. C'est pourquoi nous n'avons traité que deux mois de mesure.

Notre résultat principal a été de montrer la possibilité d'étendre un modèle pour un canal simple à un canal en diversité (c'est-à-dire en pratique à la probabilité conjointe des fonctions de transfert sur les deux canaux). Nous avons pour cela utilisé le modèle de représentation de Rummler simultanément sur les deux voies, ce qui conduit à une représentation mathématique à six paramètres. Nous avons alors étudié la distribution de la probabilité conjointe de ces paramètres. Grâce aux différentes indépendances entre paramètres, il a été possible de donner une représentation mathématique de cette probabilité. Celle-ci est quantitativement très semblable aux résultats qu'avait obtenus Rummler sur la liaison Atlanta-Palmetto dans des conditions très différentes, ce qui est encourageant quant à la possibilité d'obtenir un modèle statistique "général". Par contre, la formulation mathématique à laquelle nous avons abouti comporte 16 coefficients, ce qui est beaucoup pour espérer obtenir leurs dépendances vis-à-vis des caractéristiques de la liaison.

Comme nous l'avons indiqué, l'efficacité de la diversité dépend essentiellement du niveau de corrélation existant entre les deux voies. Pour les conditions expérimentales de l'expérience PACEM II, nous avons trouvé que le niveau de sélectivité est pratiquement décorréolé d'une voie à l'autre, la corrélation ne s'introduisant que par l'occurrence (niveaux à fréquence fixe). Ce résultat, différent de ce qu'avait obtenu Rummler, peut être dû soit à un plus grand espacement entre les antennes, soit aux conditions géoclimatiques propres à la liaison étudiée. Il est assez compréhensible que les deux canaux soient davantage corrélés en ce qui concerne l'occurrence que le niveau de sélectivité des événements dans la mesure où la première dépend des seules conditions météorologiques globales affectant le milieu de propagation alors que le second est sensible à toutes les petites hétérogénéités locales rencontrées par les ondes au cours de leur propagation.

Au cours de l'étude, nous avons mis en évidence un événement atypique d'une durée de dix à vingt minutes, qui biaisait les statistiques tant à fréquence fixe, en particulier la courbe relative au mois le plus mauvais pour le canal en diversité, qu'en bande moyenne. D'après les données météorologiques que nous avons, il nous paraît vraisemblable de l'attribuer à la superposition d'une atténuation aperiodique commune aux deux voies, et due à de fortes pluies accompagnant le passage d'un front froid sur une partie de la liaison, et

d'une atténuation sélective produite par une situation de trajets multiples sur le reste de la liaison. La vulnérabilité de la statistique du mois le plus mauvais, en l'absence de précautions particulières, à ce genre de situation est clairement apparue, et cela pose problème dans la mesure où l'emploi de ce genre de statistiques est recommandé pour l'établissement de méthodes de prévision.

Bien entendu, le travail présenté n'est pas une fin en soi, mais au contraire l'annonce de nombreuses études à effectuer. C'est par ces perspectives que nous terminons.

En ce qui concerne les statistiques à fréquence fixe, il convient de les étendre aux quatre années de mesures, pour vérifier la stabilité de nos résultats. Un point particulièrement important à cet égard est de confirmer les différences entre événements d'hiver et événements d'été, ; en cas de confirmation, il conviendrait de rechercher une interprétation physique de ces différences.

Dans le domaine de la modélisation en bande moyenne, le travail à faire est encore plus important. Au terme de cette thèse, nous avons établi la possibilité d'étendre la modélisation en bande moyenne à un canal en diversité, mais nous ne saurions prétendre au point actuel que la méthodologie est définitivement établie. Les études précédentes en canal simple ont montré que le modèle de Rummler n'était pas le seul qui soit susceptible de représenter correctement les fonctions de transfert en période de trajets multiples. Même en se limitant à ce modèle, les paramètres par lesquels nous l'avons caractérisé (pour pouvoir comparer nos résultats à ceux de Rummler) ne sont pas forcément les mieux adaptés à une modélisation statistique. Une première tâche consiste donc à rechercher, parmi les représentations mathématiques possibles celle qui conduit à la modélisation statistique la plus commode (l'objectif étant de toute évidence de réduire le nombre de coefficients qui, nous l'avons rappelé, est de 16 au terme de cette étude). On pourra ensuite s'attaquer à l'étude des variations saisonnières du modèle obtenu, ainsi qu'au problème de ses variations avec la liaison considérée. Il reste donc beaucoup de voies ouvertes, ce qui est somme toute assez satisfaisant.

## **ANNEXE A**

### **PRINCIPE DE MESURE DES FONCTIONS DE TRANSFERT**

Le MLA récepteur comporte une boucle de verrouillage de phase qui suit la variation de la fréquence émise, et un détecteur de phase détectant la phase moyenne du signal reçu sur une plage de 500 kHz de la modulation rapide. Le MLA mesure ensuite la différence entre la phase ainsi trouvée et la phase d'un oscillateur à quartz interne de référence par différentiation de cette différence de phase par rapport à la fréquence, il détermine enfin les variations du temps de propagation de groupe en fonction de la fréquence par rapport au temps de propagation de groupe moyen qui lui, n'est bien sûr pas connu. En plus de la mesure de distorsion de T.P.G, le MLA récepteur remplit les fonctions suivantes :

- reconstitution du balayage sinusoïdal 17,5 Hz émission ;
- création de marqueurs d'identification de la fréquence émise espacés de 1MHz;
- création d'un marqueur de référence repérant la fréquence de 140 MHz ;
- visualisation de la fonction de transfert.

On numérise successivement (sur 12 bits) à des instants déterminés, correspondant à 64 fréquences espacées de 1 MHz, les 5 paramètres suivants :

- Les deux tensions de sortie des amplificateurs à CAG des antennes haute et basse entre 0 et 5 volts qui correspondent à des niveaux du signal compris entre -75 dBm et -15 dBm. Une tension de 0 volt correspond à environ 50 dB d'affaiblissement, et un niveau de 5 volts, à un surchamp de 10 dB ;
- Les deux tensions de sortie des MLA, proportionnelles aux valeurs du T.P.G entre 0 et 5 volts, correspondant à -80 nanosecondes et +80 nanosecondes.

- La tension correspondant au marqueur de référence 140 MHz, décrit plus haut.

Des courbes d'étalonnage permettant le passage des volts aux puissances en dBm ont été déterminées plusieurs fois au cours de l'expérience, et permettent aux programmes de dépouillement de calculer les affaiblissements subis par les signaux par rapport à leurs valeurs hors-événement.

Les numérisations sont déclenchées par les marqueurs d'identification produits tous les 1 MHz. Chacun de ces marqueurs provoque l'élaboration par une interface spécialement réalisée, de 5 impulsions très faiblement espacées dans le temps, utilisées pour numériser quasi-simultanément les 5 signaux en question par le calculateur d'acquisition. Ce dernier range les échantillons numérisés dans des zones de mémoire centrale accessibles aux programmes de prétraitement et de stockage. Ces zones de mémoire ont une taille fixe correspondant à 34 balayages aller-retour en fréquence, soit 21760 ( $34 \times 2 \times 64 \times 5$ ) échantillons, ou 1,94 secondes de mesure.



## ANNEXE B

### PRETRAITEMENT, STOCKAGE, CONTROLE ET UTILISATION DES DONNEES RADIOELECTRIQUES

Compte tenu de la cadence élevée à laquelle s'effectue l'acquisition des données, une sélection et une compression des données s'avèrent nécessaires. Afin d'appliquer une méthode de compression qui sera décrite plus loin (Annexe C), les fonctions de transfert doivent être regroupées sous la forme d'une matrice carrée 64x64 ou "image", contenant les données de 32 balayages en fréquence successifs.

#### **B.1) Prétraitement des données numérisées**

Comme indiqué à l'Annexe A, les données radioélectriques sont rangées par groupes de 5 paramètres, séparés en fréquence de 1 MHz, dans des tableaux de 34 balayages, c'est-à-dire sous forme multiplexée. Chaque balayage de mesure de la fonction de transfert est constituée d'une première partie où la fréquence croît de  $f_c - 32$  MHz à  $f_c + 32$  MHz et d'une seconde partie où la fréquence décroît de  $f_c + 32$  MHz à  $f_c - 32$  MHz.

On accumule dans un " *bloc d'acquisition* " 32 de ces 34 balayages, soit au total  $32 \times 128 = 4096$  échantillons par voie de mesure en utilisant le marqueur de référence 140 MHz (5ème paramètre numérisé) pour faire en sorte que le premier balayage soit montant, c'est-à-dire à fréquence croissante. La fréquence de balayage étant de 17,5 Hz, le temps d'acquisition d'une fonction de transfert est de  $1/2 \times 17,5 = 1/35$  secondes. La durée d'acquisition d'un bloc de 32 balayages ou de 64 fonctions de transfert sera donc de  $64/35$  secondes, c'est-à-dire de 1,82 secondes.

On vérifie le synchronisme des 4 signaux voulus (AF1, AF2, TPG1, TPG2) en testant la position du 33ème marqueur par rapport au premier trouvé dans le tampon d'acquisition. Celui-ci doit se trouver à une distance de  $33 \times 128 \times 5 = 21120$  échantillons du premier marqueur. Il arrive cependant dans certains cas

de panne que ce 33ème marqueur ne se trouve pas à la position prévue. Dans ce cas un compteur, appelé compteur de marqueurs absents est incrémenté, et le bloc d'acquisition est rejeté dans sa totalité, pour éviter la conservation des données perturbées.

L'organisation des données est schématisée par la figure (B.1) :

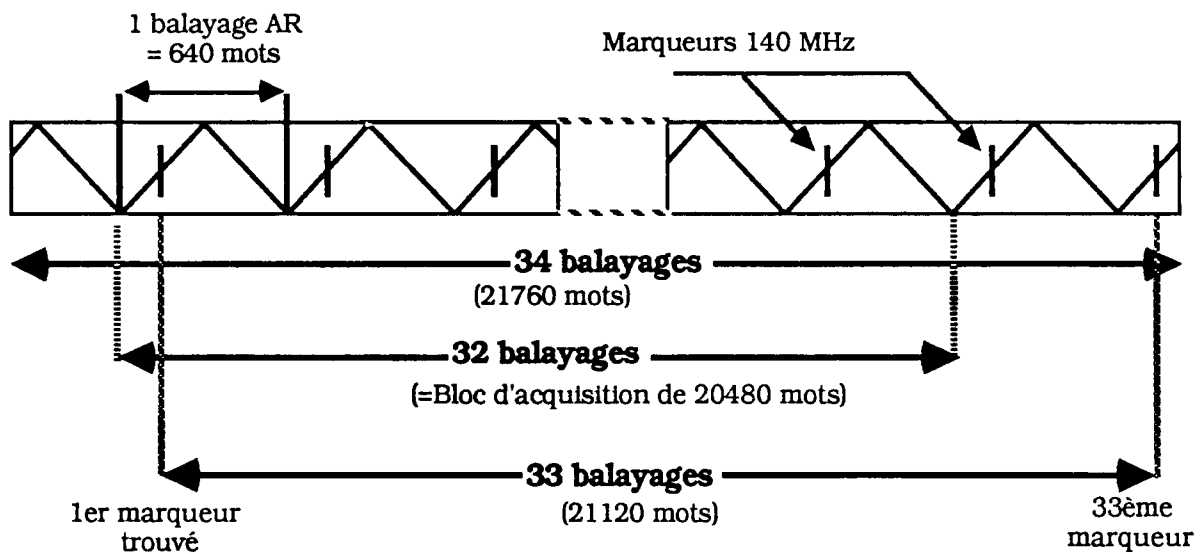


Figure (B.1)

## B.2) Sélection des données

La mesure de la fonction de transfert s'effectuant en permanence, on mesure 35 fonctions de transfert par seconde sur chacune des deux voies. Chaque mesure est constituée, pour chacun des deux signaux de gain et de T.P.G, des échantillons en 64 fréquences et placée après numérisation dans des mots de 16 bits du calculateur. La transmission via le réseau Transpac vers le calculateur central de la totalité de ces données demanderait un débit de  $32 \times 2 \times$

$2 \times 64 \times 16 = 143360$  bit/s. La liaison avec le réseau Transpac étant à 9600 bits/s, et une transmission permanente n'étant pas souhaitable, on voit qu'une réduction très importante du flux de données à transmettre est indispensable. Celle-ci peut être obtenue par une sélection des seules périodes intéressantes, et par une compression d'information sur les données ainsi sélectionnées.

A cet effet, on élimine donc avant le stockage des données, certains blocs de fonctions de transfert pour lesquels on juge que le phénomène de trajets multiples est peu prononcé ou inexistant. D'autre part, en cas de forte pluie, les signaux reçus sur les deux antennes ont tendance à subir des affaiblissements aperiodiques du même ordre de grandeur. On élimine donc également les données correspondant à de telles périodes.

### **B.3) Sélection des événements de trajets multiples**

La sélection consiste à comparer les niveaux de CAG numérisés pour chaque fréquence à un gabarit fixé par un seuil haut et un seuil bas.

Les blocs d'acquisition pour lesquels les niveaux de la première fonction de transfert du bloc considéré, tous les 3 MHz, sont compris entre ces deux seuils, sont rejetés, c'est-à-dire non archivés, sauf aux heures rondes où l'on conserve dans des fichiers spéciaux une fonction de transfert par voie (CAG et TPG) dans le but de pouvoir ultérieurement affiner les seuils de sélection. Ces données horaires sont en effet utilisées pour déterminer le niveau de référence " hors événement de trajets multiples ", par calcul de la moyenne sur une période d'environ 15 jours des fonctions de transfert horaires ainsi sauvegardées. Les seuils de sélection sont obtenus en temps différé par addition au niveau moyen calculé précédemment de 4 dB pour le seuil supérieur et soustraction de 6 dB pour le seuil inférieur. Les fonctions de transfert dont tous les échantillons sont supérieurs de 4 dB au niveau moyen sont considérées comme des surchamps, dus à des interférences constructives entre plusieurs rayons et celles dont tous les échantillons sont inférieurs à -6 dB sont considérées comme des " événements " de trajets multiples.

Les signaux rejetés occupent donc une plage de 10 dB. En période de

propagation normale, ce niveau de référence est de l'ordre de - 25 dBm. Cette sélection des données est illustrée par la figure (B.2).

Seuil supérieur : niveau de référence + 4 dB

Seuil inférieur : niveau de référence - 6 dB

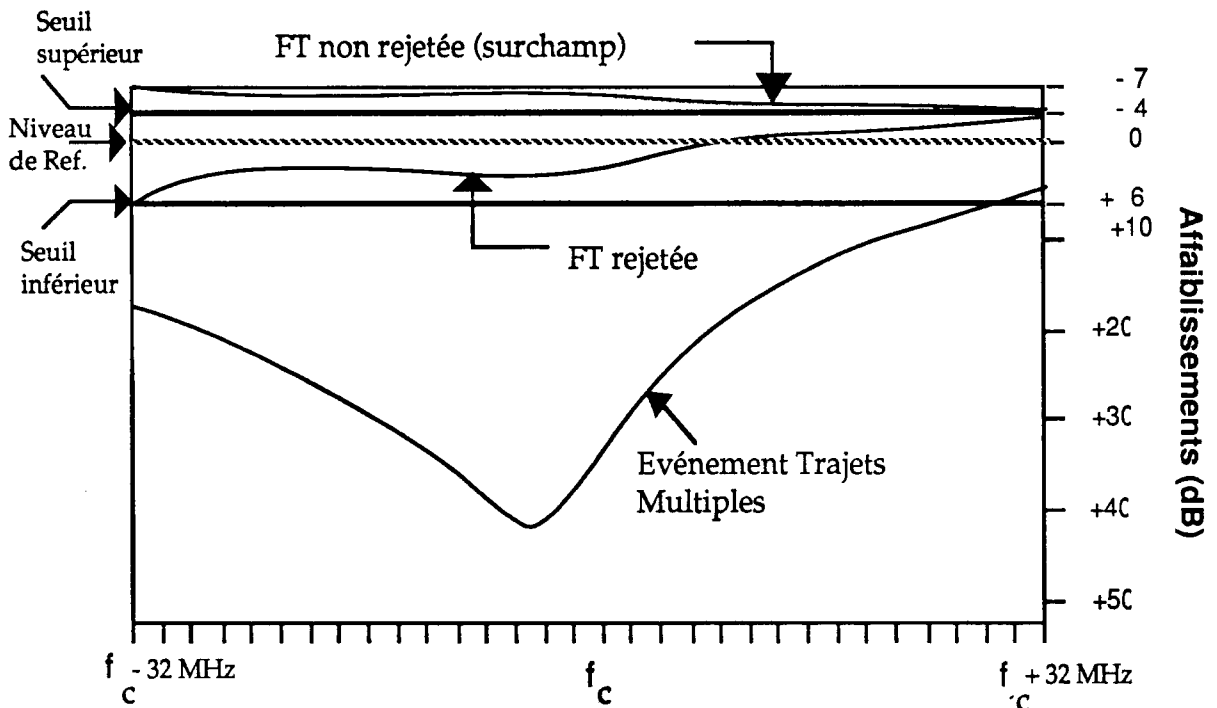


Figure (B.2)

#### B.4) Rejet des fonctions de transfert en cas de pluie

Pour éliminer ces données, la différence moyenne entre les niveaux de référence des deux antennes, déterminée à partir des spectres horaires archivés est comparée à la différence instantanée entre les niveaux mesurés sur les deux antennes. Si dans au moins un cas sur les 17 fréquences auxquelles on effectue cette comparaison, la valeur absolue de la différence est supérieure à un certain

seuil, que l'on a pris égal à 3 dB, le bloc d'acquisition est conservé.

La sélection des événements de trajets multiples, telle qu'elle vient d'être décrite, permet une réduction de 80 % du volume des données mesurées. Celle-ci reste cependant insuffisante compte tenu du débit de la ligne de transmission disponible (9600 bits/s), alors que le débit des données à transmettre serait encore d'environ 50000 bits/s ( $20\% \times 4$  voies de mesure  $\times$  4096 échantillons  $\times$  16 bits). On a donc eu recours à une compression d'information supplémentaire.

## ANNEXE C

### COMPRESSION DES DONNEES CONSERVEES

#### C.1) Réarrangement des données conservées

En vue des traitements de compression, qui sont décrits dans les paragraphes suivants, chaque bloc de  $32 \times 128$  échantillons est réarrangé de manière à former une matrice carrée de  $64 \times 64$  points. Plus précisément, on regroupe les données de 32 balayages en fréquences " aller-retour " successifs en une matrice de dimension  $64 \times 64$ . Cette méthode permet d'assurer une continuité entre la 32ème et la 33ème fonctions de transfert de façon à améliorer les performances de l'algorithme de compression utilisé. La méthode de réarrangement est illustrée sur la figure (C.1) .

#### 32 BALAYAGES EN FREQUENCE " ALLER-RETOUR "

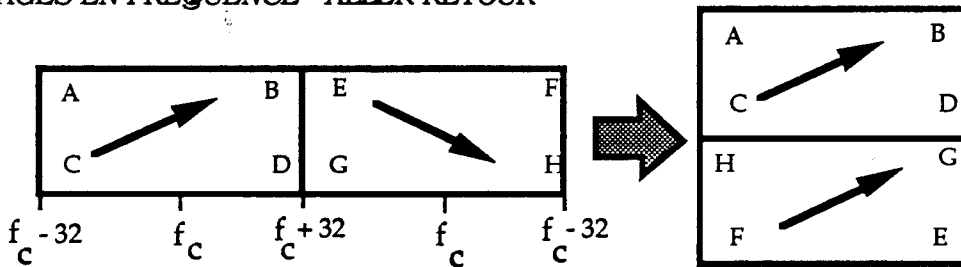


Figure (C.1)

Les données ainsi réarrangées sont stockées dans 8 fichiers de travail contenant chacun 73 enregistrements de 4 matrices de  $64 \times 64$  points par voie de mesure, ce qui correspond à une durée d'acquisition d'environ 130 secondes. Dans un premier temps, on ne conserve que les huit bits de poids fort, sans le signe de chaque échantillon numérisé sur 12 bits, ce qui revient à " filtrer les données " par application d'un seuil de sélection ( de  $2^4 - 1 = 15$  ). Ceci permet de gagner de la place en mémoire. Il s'agit donc d'une première étape de "compression des données " .

## **C.2) Compression des données**

Avant de transmettre les données au calculateur central, les données conservées font l'objet d'une compression d'information. Ceci est possible du fait du caractère très redondant de l'information contenue par les fonctions de transfert successives : en effet, il existe une corrélation assez élevée entre des échantillons consécutifs en temps et en fréquence. C'est pour pouvoir tirer profit de cette double corrélation, que les fonctions de transfert sont regroupées en images.

La compression des données comporte deux étapes ; une transformation de Hadamard qui permet de faire apparaître la corrélation sous une forme utile, et le codage proprement dit des données transformées.

## **C.3) Transformation de Hadamard**

Parmi les différentes méthodes de compression, c'est l'emploi de la transformée de Hadamard qui a été retenu. Cette méthode présente les avantages de bénéficier d'algorithmes rapides et de pouvoir être effectuée par un calcul en nombres entiers tout en conduisant à un taux de compression suffisant, les calculs en nombres réels étant toujours plus coûteux en temps calcul puisque le calculateur HP1000 utilisé pour l'acquisition ne disposait pas de coprocesseur flottant câblé.

Aux  $64 \times 64 = 4096$  valeurs des données de départ, on fait correspondre par transformée un tableau de même dimension dont les éléments les plus significatifs sont regroupés dans le coin supérieur gauche du tableau, correspondant aux fréquences basses de l'image de départ. On ne conserve et on ne code que les coefficients non nuls après suppression des deux bits de plus faible poids, et leurs positions relatives dans la matrice  $64 \times 64$  de la transformée. Leur nombre est en général compris entre 10 (absence d'événement) et 500 (affaiblissement important) et vaut en moyenne 20.

L'algorithme de transformation de Hadamard mis en œuvre sur le

calculateur d'acquisition est décrit dans Pratt, Kane et Andrews [PRA.1969] et par G. Le Roux et M. Sylvain [ROU.1982]. La figure (C.2) donne schématiquement l'allure de l'image de départ et de sa transformée.

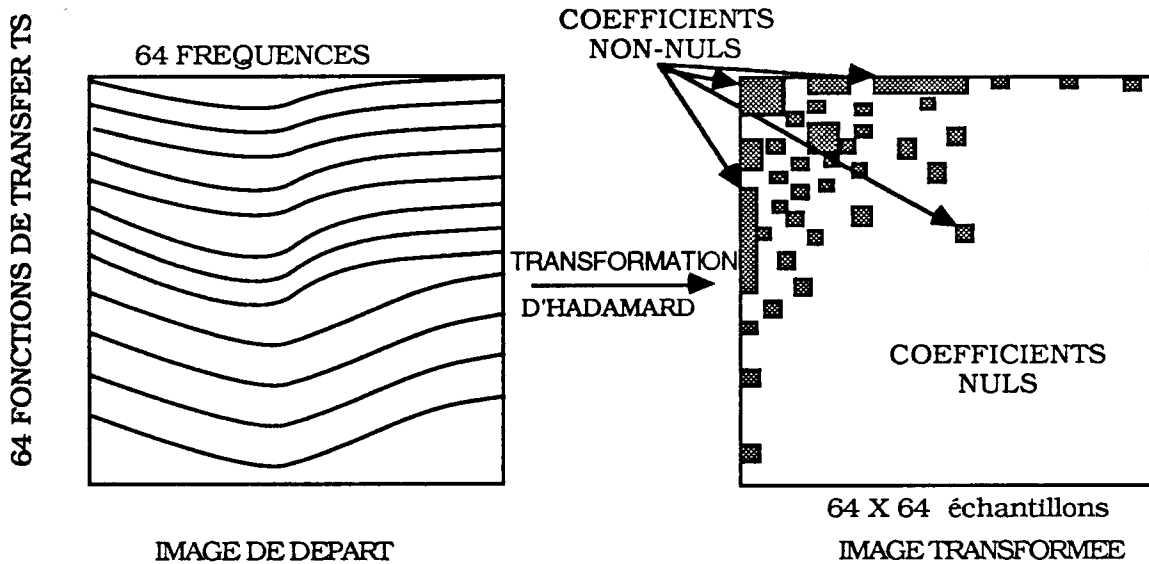


Figure (C.2)

#### C.4) Codage des données transformées

Les valeurs des coefficients restants sont transmises en utilisant un codage adapté de manière à ne pas perdre sur le gain de compression obtenu aux étapes précédentes. On doit pour ce faire utiliser un codage à longueur variable.

La méthode de codage choisie pour coder les coefficients non nuls de la transformée consiste à coder 3 informations différentes pour chacun des coefficients :

- 1) position relative du coefficient (ou nombre de zéros séparant deux coefficients non nuls consécutifs) ;



- 2 ) nombre de bits nécessaires au codage binaire du coefficient ;
- 3 ) valeur du coefficient .

Une explication détaillée de ce codage est donnée dans Le Document Technique PACEM II [DOC.1987].

En moyenne, le taux de compression global produit par la transformation de Hadamard et le codage est d'environ 200. Le débit d'information à transmettre est donc maintenant ramené à une valeur moyenne d'environ 250 bits/s , valeur tout à fait compatible avec ce qu'autorise Transpac. Les ordres de grandeur indiqués ci-dessus sont cependant des valeurs moyennes.

### **C.5) Modes de fonctionnement 1/1 et 1/2**

Cependant, en cas d'événements de longue durée, où l'acquisition des fichiers de données se fait plus rapidement que leur transfert vers le centre d'archivage de Saint Maur, une saturation des fichiers d'archivage peut se produire si on ne diminue pas la cadence d'acquisition. On a donc prévu deux modes de fonctionnement, le premier mode consiste à conserver tous les balayages (mode 1/1), et le second, à ne conserver qu'un balayage aller-retour sur deux (mode 1/2), ce qui permet d'éviter tout risque de saturation de la ligne de transmission.

## ANNEXE D

### STRUCTURE DES FICHIERS COMPRIMÉS

Les données comprimées et codées sont stockées dans des fichiers dits "comprimés", dans l'attente de leur transfert, toutes les heures vers le HP 1000 du centre d'archivage de Saint Maur. Les données sont sous forme de blocs de longueurs variables contenant les mesures de propagation codées, précédés et suivis de blocs de contrôle contenant les instants de début et de fin d'acquisition de l'image et un indicateur du mode d'acquisition 1/1 ou 1/2. Ces fichiers comportent 72 blocs de 1024 mots de 16 bits chacun. Les 7 premiers mots du bloc de chaque fichier indiquent la date et l'heure d'ouverture du fichier. Ces 7 premiers mots sont : 100<sup>ème</sup> de seconde, seconde, minute, heure, jour (1 à 366) du début et de la fin de l'image et le mode de fonctionnement. Ils sont suivis des enregistrements successifs de longueurs variables (plus un événement de trajets multiples est intense, plus le nombre de coefficients de la transformée est grand et plus la longueur de l'enregistrement codé est grande).

Le codage se fait dans l'ordre de l'acquisition (Annexe A) suivant :

AF1 : affaiblissement sur la voie 1 (antenne basse)  
 AF2 : affaiblissement sur la voie 2 (antenne haute)  
 TPG1 : T.P.G de la voie 1  
 TPG2 : T.P.G de la voie 2

La structure des enregistrements dans les fichiers est schématisée par :

Début de l'enregistrement	7 mots de la date	Codage des coefficients non nuls de HADAMARD	0	Nombre de coefficients de la transformée de HADAMARD
0	J P	DC	0	NC

Figure (D.1)

premier zéro : Début de l'enregistrement

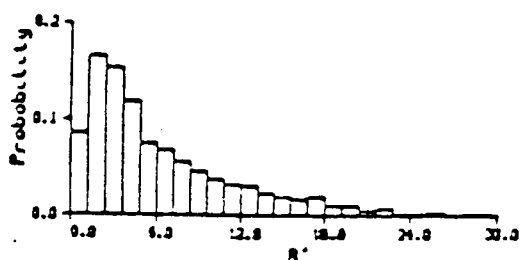
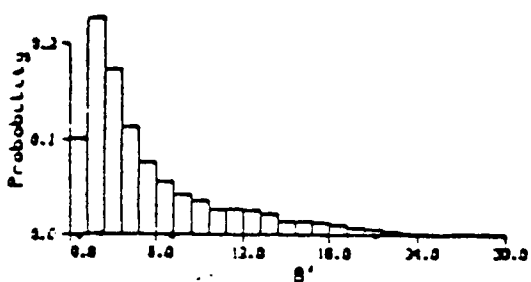
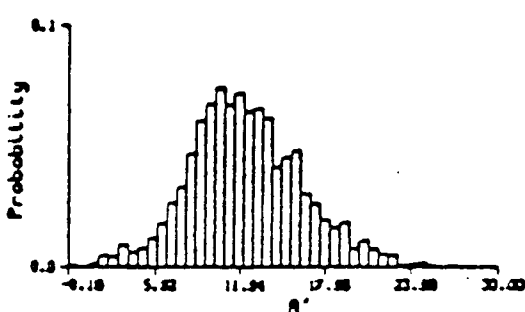
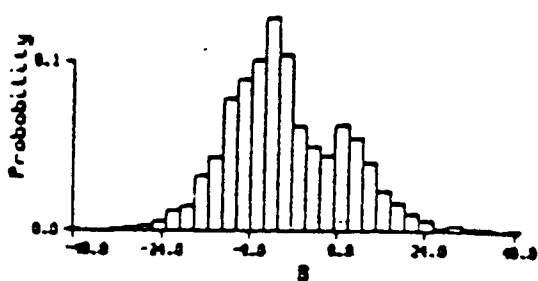
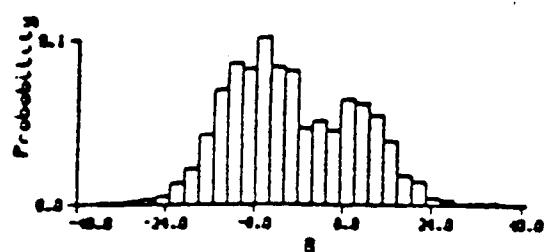
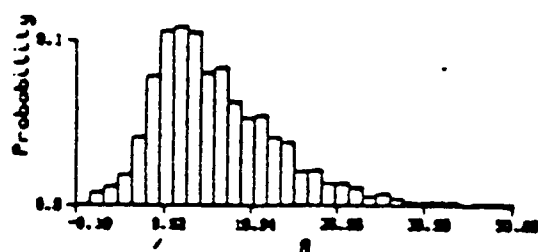
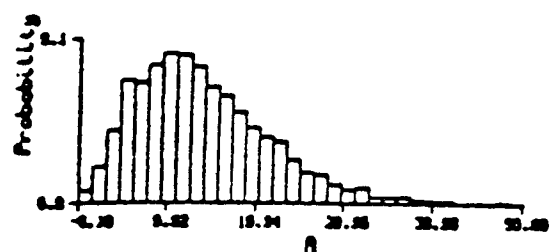
- JP : 7 mots contenant dans l'ordre suivant :  
100 èmes de sec. , sec. , min. , heure , jour du début  
de l'image et mode de fonctionnement, 100 èmes  
de sec. , sec. , min. , heure , jour de la fin de l'image
- DC : Codage des coefficients non nuls de la transformée  
Hadamard de la voie 1
- NC : Nombre de coefficients de la transformée de  
Hadamard de la voie 1

Ce motif est répété quatre fois (un par voie de mesure).

## ANNEXE E

## RESULTATS DE L'EXPERIENCE PACEM I

Présentation des histogrammes des paramètres du modèle de RUMMLER pour les seuils de 5 dB (partie gauche) et de 10 dB (partie droite) :



## ANNEXE F

### MESURES METEOROLOGIQUES UTILISEES LORS DE L'EXPERIENCE PACEM II

Le programme expérimental PACEM II fournissait des mesures météorologiques obtenues à Villeau, à faible distance de la liaison. Les mesures étaient effectuées au moyen de capteurs de température, d'humidité, de vitesse et de direction du vent installés à 7 niveaux d'altitude : 4 m, 6 m, 12 m, 24 m, 48 m, 72 m et 96 mètres sur un mât de 100 mètres de haut.

Quelques caractéristiques des capteurs du mât de 100 mètres sont données dans le tableau ci-dessous :

Tableau G.1 : Caractéristiques des capteurs du mât instrumenté à Villeau.

Paramètre mesuré	Type de capteur	Gamme de mesure	Précision
Température	Thermistance	- 20° , + 40° C	± 0.15° C
Direction du vent	Girouettes	0 - 540 °	1 %
Vitesse du vent	Anémomètres	0.3 - 50 m/s	0.3 m/s
Pression	Baromètre	950 - 1050 mb	± 0,5 mb
Humidité	Hygrometrix	0 - 100% R.H.	± 4 % erreur totale

Un micro-calculateur placé sur le site effectuait l'acquisition des données à raison d'une valeur toutes les 8 secondes, en calculait les moyennes sur une

minute, et transférait ces valeurs moyennes vers le calculateur central par l'intermédiaire du réseau Transpac (Cf schéma synoptique du chapitre III).

Les capteurs d'humidité et le pluviomètre ne fonctionnaient pas correctement pendant cette période. Il ne nous a donc pas été possible d'étudier les variations de l'indice de réfraction en fonction du temps et de l'altitude, ni celles du taux de pluie au cours de la période à laquelle nous nous sommes intéressés ici.

Par ailleurs, le capteur de direction du vent à 24 mètres donnait une indication erronée et les thermomètres des niveaux 7 mètres et 12 mètres produisaient des mesures affectées d'un biais qu'il a été difficile d'estimer, mais variant de façon cohérente au cours du temps. Ces résultats sont donc omis des analyses des données.

## BIBLIOGRAPHIE

[BAB.1972] :

BABLER G.M. (1972) : A study of frequency selective fading for a microwave line of sight narrowband radio channel. B.S.T.J., 51, n° 3, pp. 731-757.

[BAR.1972] :

BARNETT W.T. (1972) : Multipath propagation at 4, 6 and 11 GHz. B.S.T.J., 51, n° 2 , pp. 321-361.

[BEA.1966] :

BEAN B.R., DUTTON E.J. (1966) : US Departement of Commerce (NBS, Monograph 92).

[CCI.1986] :

CCIR- Volume V. Recommandations et Rapports du CCIR 1986. Propagation dans les milieux non ionisés. Rapport 338-5.

[CHR.1979] :

CHRISTENSEN E.L, et MOGENSEN (1979) : Experimental investigation of line of sight propagation at 13,5-15 GHz. The Radio and Electronic Engineer,49, n°3,PP.127-140.

[CIA.1989] :

CIARLETTI V. (1989) : Etude des situations météorologiques donnant lieu à des phénomènes de trajets multiples. Thèse Université Paris VI.

[COL.1970] :

COLAVITO C. (1970) : A statistical study of fading in line of sight microwave radio links. Alta Frequeza XXXIX, n° 11, pp.964-73.

[CRA.1952] :

CRAWFORD A.B., W.C. JAKES Jr. (1952) : Bell System Technical Journal,Vol. 31-1, Janvier 1952. Selective fading of microwaves.

[DEL.1988] :

DELOGNE P. (1988) : Sur la précision dans la mesure de distributions cumulatives. Ann. Tél., vol. 43, n° 11-12, 1988 , p. 597.

[DER.1979] :

DERENNES J. (1979) : Etudes statistiques relatives à la propagation par trajets multiples. Note technique C.N.E.T. TCR/APH/60.

[DOC.1987] :

BAUDIN F., DELAHAYE J.Y., DUBOIS S., FRENOD J.M, GOLE P., PARIS J., LANCELIN PH., SYLVAIN M. (1987) : Document technique PACEM II (CNET/PAB/RPE) .

[GLO.1987] :

GOLE P., LAVERGNAT J., SYLVAIN M. (1987) : Description and preliminary results of the Pacem 2 experimental program. In Proceedings of Globecom 1987. Volume 3, pp. 1505-1509.

[GRE.1978] :

GREENSTEIN L.J. (1978) : A multipath fading model for terrestrial digital radio systems. IEEE Trans. on Communication, COM 26, n° 8, pp. 1247-1250.

[IKE.1967] :

IKEGAMI F. (1967) : Review of the E.C.L., Vol. 15, n° 7-8, Juillet-Août 1967. Analyses of microwave fading due to laminar structure of the atmospheric refractive index.

[LAV.1985] :

LAVERGNAT J. et SYLVAIN M. (1985) : Analyse théorique d'un canal de propagation en présence de trajets multiples. Ann. Télécommunic. Fr ., n° 40, pp. 572-583.

[LAV.1985] :

LAVERGNAT J. et SYLVAIN M. (1985) : Statistiques de la fonction de



transfert par trajets multiples pour des largeurs de bande moyennes.  
Application à la prévision de la qualité. Ann. Télécommunic., Fr. , n° 40,  
pp. 604-616.

[LEC.1985] :

LECLERT A. et VANDAMME P. (1985) : Les dispositifs de lutte contre les effets des évanouissements sélectifs dans les faisceaux hertziens numériques. Ann. Télécommunic., Fr. , n° 40, pp. 634-650.

[LEV.1989] :

LEVY A. et SYLVAIN M. (1989) : Signatures et modèles de propagation pour faisceaux hertziens numériques. Annales des télécommunications, 44,n°7-8, pp. 347-362.

[MAK.1967] :

MAKINO H. et MORITA K. (1967) : Design of space-diversity receiving and transmitting systems for line-of-sight microwave links. IEEE Tran. Com. Tech., Vol. COM-15, 4, 603-614.

[MOR.1958] :

MORITA K. et KAKITA K. (1958) : Fading in microwave relays. Reports of the Elec. Comm. Lab., 6, n° 9, pp. 352-370.

[NOT.1984] :

SYLVAIN M. (1984) : Note technique CRPE/133 . Etdue des trajets multiples sur les liaisons hertziennes en visibilité : Synthèse bibliographique.

[PRA.1969]

PRATT W.K. KANE J. et ANDREWS H.C. (1969) Hadamard transform image coding. Proc. IEEE, 57, n°1,PP.58-68.

[ROU.1982]

LE ROUX G. et SYLVAIN M. (1982) Algorithme de compression des données d'analyse d'une liaison radioélectrique. Note Technique

CNET/CRPE/121.

[RUM.1980] :

RUMMLER W.D. (1980) : Time- and frequency- domain representation of multipath fading on line of sight microwave paths. B.S.T.J., 59,n° 5, pp.763-796.

[RUM.1981] :

RUMMLER W.D. (1981) : More on the multipath fading channel model. I.E.E.E Transactions on communications. Vol.com-29, n° 3 March 1981.

[RUM.1982] :

RUMMLER W.D. (1982) : A statistical model of multipath fading on a space-diversity radio channel. B.S.T.J., 61, n° 9, pp. 2185-2219.

[SAN.1976] :

SANDBERG J. (1978) : Multipath parameters and multipath propagation related to P.S.K. Communication. Phd Thesis. Technical University of Denmark. Electromagnetics Institute. Rapport LD 34.

[STA.1956] :

STARAS (1956) : Diversity reception with correlated signals , J. Appl. Phys. U.S.A , 27, n° 1, pp. 93-94 , 1956.

[SUB.1973] :

SUBRAMANIAN M., K.C. O'BRIEN et P.J. PUGLIS (1973) : Phase dispersion characteristics during fade in a microwave line of sight radio-channel. B.S.T.J. 52, n° 10, pp.1877-1902.

[SYL.1985] :

SYLVAIN M. et LAVERGNAT J. (1985) : Modelling the transfer function in medium bandwidth radio channels during multipath propagation. Ann. Télécommunic., Fr. , n° 40, pp. 584-603.

[SYL. ]:

SYLVAIN M. et LAVERGNAT J. : Note technique (RPE/ETP):  
Techniques de la représentation d'un canal hertzien de largeur de bande  
moyenne en situation de trajets multiples.

[VIG.1971] :

VIGANTS A. (1971) : Number and duration of fades at 6 GHz. B.S.T.J, 50 ,  
n° 3 ,pp. 815-841 , 1971.