



**HAL**  
open science

# Récepteur adaptatif multi-standards pour les signaux à étalement de spectre en contexte non coopératif

Crépin Nsiala-Nzéza

► **To cite this version:**

Crépin Nsiala-Nzéza. Récepteur adaptatif multi-standards pour les signaux à étalement de spectre en contexte non coopératif. Traitement du signal et de l'image [eess.SP]. Université de Bretagne occidentale - Brest, 2006. Français. NNT: . tel-00489462

**HAL Id: tel-00489462**

**<https://theses.hal.science/tel-00489462>**

Submitted on 4 Jun 2010

**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.

# THÈSE DE DOCTORAT

présentée devant

**l'Université de Bretagne Occidentale**

pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE BRETAGNE OCCIDENTALE

Mention SCIENCES ET TECHNOLOGIES DE L'INFORMATION

ET DE LA COMMUNICATION

Spécialité COMMUNICATIONS NUMÉRIQUES

par

Crépin NSIALA NZÉZA

Laboratoire d'accueil : LEST - UMR CNRS 6165

École doctorale : SMIS

Titre de la thèse :

## Récepteur adaptatif multi-standards pour les signaux à étalement de spectre en contexte non coopératif

Soutenue le 5 Juillet 2006 devant la commission d'examen composée de :

M. :	Jean	LE BIHAN	Président
MM. :	Jean-François	DIOURIS	Rapporteurs
	Bernard	UGUEN	
MM. :	Jean-Pierre	CANCES	Examineurs
	Gilles	BUREL	<i>Directeur de thèse</i>
	Roland	GAUTIER	<i>Encadrant</i>



# Remerciements

Le travail présenté dans ce mémoire a été réalisé au Laboratoire d'Electronique et Systèmes de Télécommunications (LEST - UMR CNRS 6165), laboratoire commun à L'Université de Bretagne Occidentale (UBO) de Brest et à l'Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications (Télécom Bretagne), dans l'équipe Traitement du Signal pour les Télécommunications (TST).

Je remercie sincèrement Monsieur Jean LE BIHAN, Professeur à l'Ecole Nationale d'Ingénieurs de Brest, qui m'a fait l'honneur d'accepter la présidence du jury.

Je remercie vivement Monsieur Jean-François DIOURIS, Professeur à l'Ecole Polytechnique de l'Université de Nantes et Monsieur Bernard UGUEN, Maître de Conférences HDR à l'Institut National des Sciences Appliquées de Rennes, pour l'honneur qu'ils m'ont fait en acceptant d'être rapporteurs de ce travail.

Je remercie également Monsieur Jean-Pierre CANCES, Maître de Conférences HDR à l'Ecole Nationale Supérieure d'Ingénieurs de Limoges, qui m'a fait l'honneur de participer au jury.

J'exprime ensuite ma profonde gratitude à Monsieur Gilles BUREL, Professeur à l'UBO, qui m'a accueilli au sein de son équipe dès mon DEA, et qui, par la suite a dirigé cette thèse. J'ai beaucoup apprécié la qualité de ses interventions, la pertinence de ses remarques et surtout sa disponibilité et sa gentillesse.

Pour ses conseils avisés prodigués tout au long de ma thèse, sa confiance, sa rigueur scientifique et sa bonne humeur, qui ont permis à ce travail d'aboutir, j'exprime ma profonde reconnaissance à Monsieur Roland GAUTIER, Maître de Conférences à l'Université de Bretagne Occidentale.

Je tiens à remercier Monsieur E.H. BAGHIOUS, Maître de Conférences à l'Université de Bretagne Occidentale, site de Quimper, pour avoir encadré mes premiers pas dans la recherche lors de mon stage de DEA, ainsi que Monsieur Stéphane AZOU, Maître de Conférences à l'Université de Bretagne Occidentale, site de

Quimper, pour ses conseils et sa bonne humeur tout au long de mon séjour à Quimper.

Un grand merci à Monsieur Koffi-Clément YAO, Maître de Conférences à l'Université de Bretagne Occidentale, et à Monsieur Philippe ROSTAING, Maître de Conférences à l'Université de Bretagne Occidentale, pour leurs encouragements, et pour les discussions que nous avons pu avoir, débordant du cadre de la recherche.

Je remercie vivement tous les membres de l'équipe et du LEST, en particulier mes collègues de bureau, pour tous les bons moments passés ensemble. Encore merci.

Enfin, je dédie ce travail à ma mère, mon père, mes frères et sœurs, à mes proches, et à tous ceux qui m'ont soutenu et supporté durant ces trois longues années. Qu'ils trouvent ici les marques de ma profonde gratitude.

*La science n'est rien d'autre que l'image de la vérité. Car la vérité d'être et la vérité de connaître sont une seule et même chose et ne diffèrent pas plus entre elles que le rayon direct et le rayon réfléchi.*

Francis BACON (1561-1626).

*Se permettre de tout penser serait manquer de savoir vivre : les meilleures preuves de respect qu'on puisse donner à l'intelligence du lecteur, c'est de lui laisser quelque chose à penser.*

Lawrence STERNE (1713-1768).

# Table des matières

<b>Liste des acronymes et abréviations</b>	<b>ix</b>
<b>Notations mathématiques utilisées</b>	<b>xiii</b>
<b>Table des figures</b>	<b>xxi</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>xxiii</b>
<b>Introduction générale</b>	<b>1</b>
<b>1 Etude des standards de télécommunication</b>	<b>5</b>
1.1 Introduction . . . . .	5
1.2 Représentation de la chaîne de transmission des systèmes 3G . . . . .	6
1.3 Description de la chaîne d'émission : exemple de l'UMTS . . . . .	7
1.3.1 Description générale . . . . .	7
1.3.2 Canaux Physiques dédiés (DPCH) . . . . .	9
1.3.3 Canaux Physiques Communs (PCCH) . . . . .	9
1.4 Description des différents blocs . . . . .	9
1.4.1 Bloc de codage et d'entrelacement . . . . .	9
1.4.2 Bloc d'étalement de spectre . . . . .	10
1.4.3 Bloc d'embrouillage (scrambling) . . . . .	13
1.4.4 Bloc de modulation, exemple de l'UTRA en mode FDD . . . . .	14
1.5 Résumé sur les blocs d'étalement et d'embrouillage . . . . .	15
1.6 Conclusion . . . . .	16
<b>2 Techniques d'accès multiple - Introduction à l'étalement de spectre</b>	<b>17</b>
2.1 Introduction . . . . .	17
2.2 Introduction aux systèmes DS-CDMA . . . . .	18
2.2.1 Techniques d'accès multiple FDMA et TDMA . . . . .	18
2.2.2 Technique d'accès multiple CDMA . . . . .	19

2.3	Principe de l'étalement de spectre . . . . .	20
2.3.1	Etalement de spectre par séquence directe . . . . .	21
2.3.2	Modélisation du signal au niveau de l'émetteur . . . . .	22
2.3.3	Désétalement en réception . . . . .	23
2.3.4	Critère de performances en réception . . . . .	25
2.3.5	Détermination du nombre d'utilisateurs pouvant transmettre simultanément . . . . .	27
2.4	Modélisation du signal multi-utilisateurs et multi-standards . . . . .	28
2.4.1	Approche dite Multi-Code (MC) . . . . .	30
2.4.2	Approche dite à Longueur de Séquence d'étalement Variable (VSL) . . . . .	30
2.4.3	Modélisation retenue et simplifications . . . . .	31
2.5	Conclusion . . . . .	32
<b>3</b>	<b>Détection multi-utilisateurs et différenciation des standards en contexte non coopératif</b>	<b>35</b>
3.1	Introduction . . . . .	35
3.2	Rappels sur la détection mono-utilisateur . . . . .	36
3.2.1	Description de la méthode . . . . .	36
3.2.2	Analyse théorique de la méthode . . . . .	37
3.2.3	Remarques . . . . .	41
3.2.4	Résultats de simulation : cas mono-utilisateur . . . . .	42
3.2.5	Conclusion partielle . . . . .	44
3.3	Etude du cas CDMA multi-utilisateurs . . . . .	45
3.3.1	Quelques travaux antérieurs . . . . .	45
3.3.2	Contribution du signal en liaison descendante . . . . .	46
3.3.3	Contribution du signal en liaison montante . . . . .	48
3.3.4	Contribution du bruit et remarques . . . . .	48
3.3.5	Résultats de simulation : cas CDMA multi-utilisateurs mono-service . . . . .	49
3.3.6	Conclusion partielle . . . . .	51
3.4	Extension au cas CDMA multi-services et/ou multi-standards . . . . .	52
3.4.1	Quelques travaux antérieurs . . . . .	52
3.4.2	Contribution du signal . . . . .	53
3.4.3	Contribution du bruit et remarques . . . . .	54
3.4.4	Résultats de simulation : cas CDMA multi-services et/ou multi-standards . . . . .	56
3.4.5	Conclusion partielle . . . . .	59
3.5	Conclusions . . . . .	59

<b>4</b>	<b>Synchronisation aveugle dans le cas de deux utilisateurs (<math>N_u^i = 2</math>)</b>	<b>61</b>
4.1	Introduction . . . . .	61
4.2	Etude de la liaison descendante . . . . .	61
4.2.1	Description de la méthode . . . . .	62
4.2.2	Etude de la matrice de covariance . . . . .	64
4.2.3	Etude des valeurs propres de la matrice de covariance . . . . .	66
4.2.4	Critère de synchronisation . . . . .	68
4.2.5	Etude de la matrice de covariance après la synchronisation . . . . .	69
4.2.6	Remarque . . . . .	71
4.2.7	Résultats de simulation en liaison descendante . . . . .	72
4.2.8	Conclusion partielle . . . . .	75
4.3	Etude de la liaison montante . . . . .	75
4.3.1	Description de la méthode . . . . .	75
4.3.2	Etude de la matrice de covariance avant la synchronisation . . . . .	78
4.3.3	Valeurs propres de la matrice de covariance avant la synchronisation . . . . .	78
4.3.4	Critère de synchronisation . . . . .	79
4.3.5	Etude de la matrice de covariance après la synchronisation . . . . .	82
4.3.6	Résultats de simulation en liaison montante . . . . .	84
4.3.7	Conclusion partielle . . . . .	87
4.4	Reformulation du critère de synchronisation . . . . .	87
4.4.1	Nouvelle expression du critère de synchronisation . . . . .	88
4.4.2	Etude des extrema du critère . . . . .	90
4.4.3	Conclusion partielle . . . . .	92
4.5	Conclusions . . . . .	93
<b>5</b>	<b>Synchronisation aveugle : extension au cas multi-utilisateurs (<math>N_u^i \geq 3</math>)</b>	<b>95</b>
5.1	Introduction . . . . .	95
5.2	Extension du critère FSNB au cas $N_u^i \geq 3$ . . . . .	96
5.2.1	Etude des valeurs propres de la matrice de covariance . . . . .	97
5.2.2	Reformulation du critère de synchronisation dans le cas général $N_u^i \geq 3$ . . . . .	98
5.2.3	Etude des extrema du critère $F$ . . . . .	99
5.2.4	Conditions d'existence des pics de synchronisation . . . . .	104
5.2.5	Etude de la matrice de covariance après la synchronisation . . . . .	108
5.2.6	Conclusion partielle . . . . .	109
5.3	Détermination du nombre d'utilisateurs . . . . .	110
5.3.1	Quelques travaux antérieurs . . . . .	110



5.3.2	Détection par l'approche sous-espace . . . . .	110
5.3.3	Résumé de la méthode . . . . .	113
5.3.4	Algorithmes PASTd et PASTd-modifié . . . . .	114
5.3.5	Conclusion partielle . . . . .	116
5.4	Définition et étude du critère MEVB . . . . .	117
5.4.1	Simplification de la matrice de covariance . . . . .	117
5.4.2	Etude de l'évolution des valeurs propres $\hat{\lambda}_n^0(d_f)$ et $\hat{\lambda}_n^{-1}(d_f)$ . . . . .	118
5.4.3	Définition du critère MEVB . . . . .	119
5.4.4	Etude des extrema de la fonction $C$ . . . . .	120
5.4.5	Etude de la matrice de covariance après la synchronisation . . . . .	122
5.4.6	Etude du critère MEVB en liaison descendante . . . . .	123
5.4.7	Conclusion partielle . . . . .	124
5.5	Comparaison des deux critères de synchronisation . . . . .	124
5.5.1	Etude en liaison montante . . . . .	124
5.5.2	Etude en liaison descendante . . . . .	128
5.5.3	Conclusion partielle . . . . .	128
5.6	Résultats de simulation . . . . .	129
5.7	Conclusions . . . . .	138
<b>6</b>	<b>Estimation des séquences d'étalement et des symboles</b>	<b>141</b>
6.1	Introduction . . . . .	141
6.2	Description de la méthode d'estimation . . . . .	142
6.2.1	Matrice de covariance après la synchronisation . . . . .	142
6.2.2	Redressement du vecteur $\mathbf{u}_0$ . . . . .	144
6.2.3	<i>Binarisation</i> de la séquence . . . . .	145
6.2.4	Estimation des symboles . . . . .	147
6.2.5	Cas d'une séquence réelle à l'émission . . . . .	148
6.3	Etude des performances . . . . .	151
6.3.1	Analyse théorique des performances . . . . .	151
6.3.2	Etude des performances expérimentales . . . . .	153
6.4	Conclusion . . . . .	155
	<b>Conclusion générale</b>	<b>157</b>

---

<b>Annexe</b>	<b>161</b>
<b>A Suppression de la combinaison linéaire entre deux vecteurs</b>	<b>161</b>
A.1 Estimation des symboles . . . . .	161
A.2 Estimation des séquences . . . . .	162
<b>B Méthode de la puissance</b>	<b>163</b>
B.1 Quelques rappels . . . . .	163
B.2 Algorithme de la puissance . . . . .	163
<b>Bibliographie</b>	<b>165</b>
<b>Liste de publications</b>	<b>171</b>



# Liste des acronymes et abréviations

AAL	Application Adaptation Layer
API	Annulation Parallèle d'Interférences
ARQ	Automatic Repeat reQuest
ASI	Annulation Successive d'Interférences
ATM	Asynchronous Transfert Mode
BCCH	Broadcast Control Channel
BER	Bit Error Ratio
BPSK	Binary Phase Shift Keying
CCCH	Common Control Channel
CCPCH	Common Control Physical Channel
CDMA	Code Division Multiple Access
DCH	Dedicated Channel
DCCH	Dedicated Control Channel
DD	Détecteur à Décorrélacion
DL	Downlink (liaison descendante : de la station de base vers le terminal mobile)
DMU	Détection Multi-Utilisateurs
DPCCH	Dedicated Physical Control Channel
DPCH	Dedicated Physical Channel
DPDCH	Dedicated Physical Data Channel
DS	Direct Sequence
DTX	Discontinuous Transmission
ESMV	Estimateur de Séquence à Maximum de Vraisemblance
ETSI	European Telecommunications Standards Institute
EQM	Erreur quadratique moyenne

---

FACH	Forward Access Channel
FDD	Frequency Division Duplex
FDMA	Frequency Division Multiple Access
FEC	Forward Error Correction
FSNB	FROBENIUS Square Norm Behavior
GPRS	Global Packet Radio Service
GSM	Global System for Mobile communications
IAM	Interférences d'Accès Multiple
IES	Interférences Entre Symboles
IMT-2000	International Mobile Telecommunication-2000
Kbps	Kilo-bits par seconde
KHz	Kilo Hertz
L1	Layer 1 (physical layer)
L2	Layer 2 (data link layer)
L3	Layer 3 (network layer)
Mbps	Mega bits par seconde
Mcps	Mega chips par seconde
MC	Multi-Codes
MEQM	Minimisation de l'Erreur Quadratique Moyenne
MEVB	Maximum EigenValue Behavior
MHz	Méga Hertz
OVSF	Orthogonal Variable Spreading Factor (codes)
PASTd	Projection Approximation Subspace Tracking by deflation
PC	Power control
PCH	Paging Channel
PRACH	Physical Random Accesss Channel
PSK	Phase Shift Keying
QPSK	Quaternary Phase Shift Keying
QoS	Quality of Service
RACH	Random Accesss Channel
<i>RSB</i>	Rapport Signal sur Bruit en <i>dB</i>
RSBI	Rapport Signal sur Bruit + Interférence en <i>dB</i>
SCH	Synchronisation Channel
SF	Spreading Factor
SDCCH	Stand-alone Dedicated Control Channel

---

TC	Transport Channel
TDD	Time Division Duplex
TDMA	Time Division Multiple Access
TEB	Taux d'Erreur Binaire
TEBM	Taux d'Erreur Binaire Moyen
TECM	Taux d'Erreur Chip Moyen
TF	Transport Format
TFI	Transport Format Indicator
TPC	Transmit Power Control
UIT	Union Internationale des Télécommunications
UL	Uplink (liaison montante : du terminal mobile vers la station de base)
UMTS	Universal Mobile Telecommunications System
UTRA	UMTS Terrestrial Radio Access
VSL	Variable Spreading Length



# Notations mathématiques utilisées

$a$	Scalaire $a$
$\mathbf{a}$	Vecteur $\mathbf{a}$
$\mathbf{A}$	Matrice $\mathbf{A}$
$\mathbf{A}^T$	Matrice transposée de $\mathbf{A}$
$\mathbf{A}^*$	Matrice transposée conjuguée de $\mathbf{A}$
$\mathbf{b}$	Bruit additif
$\lambda$	Valeur propre
$\delta_{ij}$	Symbole de KRONECKER (vaut 1 si $i = j$ , 0 sinon)
$\mathcal{E}(\cdot)$	Espérance mathématique de $(\cdot)$
$\hat{\mathcal{E}}(\cdot)$	Espérance mathématique estimée de $(\cdot)$
$F_c$	Fréquence chip
$F_e$	Fréquence d'échantillonnage
$F_s$	Fréquence symbole
$T_F$	Durée d'une fenêtre d'analyse
$T_{r_n}$	Retard de transmission de l'utilisateur $n$
$\gamma$	Densité spectrale de Puissance
$\Gamma$	Transformée de Fourier de $\gamma$
$h$	Filtre virtuel de canal (cas mono-utilisateur)
$h_{n,i}$	Filtre virtuel de canal (cas multi-utilisateurs multi-débits)
$h_n$	Filtre virtuel de canal (cas multi-utilisateurs mono-débit)
$L$	Longueur de la séquence (cas mono-utilisateur ou multi-utilisateurs mono-débit)
$L_{n,i}$	Longueur de la séquence (cas multi-utilisateurs)
$\otimes$	Produit de convolution
$\mathcal{P}_t$	Puissance totale du signal à la réception



$\Re(\cdot)$	Partie réelle de $(\cdot)$
$\Im(\cdot)$	Partie imaginaire de $(\cdot)$
$\mathbf{R}$	Matrice de covariance
$\widehat{\mathbf{R}}$	Matrice de covariance simplifiée
$\mathcal{R}$	Matrice de covariance de taille double
$\mathbf{R}_\ell$	Sous-matrice induite par le décalage $\alpha_\ell$
$\mathcal{D}_i$	$i^{\text{ème}}$ débit, approche VSL
$\mathcal{D}_{n,j}$	$j^{\text{ème}}$ sous débit induit, approche MC
$N_u$	Nombre total d'utilisateurs
$N_u^i$	Nombre d'utilisateurs émettant au débit $\mathcal{D}_i$ , approche VSL
$N_{ps}^n$	Nombre de sous débits de l'utilisateur $n$ , approche MC
$\Phi$	Fluctuations de l'estimateur
$s$	Signal global non bruité
$s_{n,i}$	$n^{\text{ème}}$ signal émettant au débit $\mathcal{D}_i$
$\rho$	Rapport Signal sur Bruit sans unité
$m_\Phi^{(s)}$	Moyenne des fluctuations dues au signal $s$
$m_\Phi^{(b)}$	Moyenne des fluctuations dues au bruit $b$
$\sigma_b^2$	Puissance du bruit
$\sigma_s^2$	Puissance du signal
$\sigma_\Phi^{(b)}$	Ecart-type des fluctuations dues au bruit
$T_{s_{n,i}}$	Période symbole (cas multi-utilisateurs)
$T_{c_{n,j}}$	Période chip des séquences induites pour l'utilisateur $n$ , approche MC
$\mathcal{F}(\cdot)$	Transformée de FOURIER de $(\cdot)$
$D_f$	Position de la fenêtre d'analyse
$d_f$	Position de la fenêtre d'analyse normalisée par rapport à la période symbole
$t_n$	Décalage entre le début d'un symbole du $(n,i)^{\text{ème}}$ signal et la fenêtre d'analyse
$\alpha_n$	Décalage normalisé entre le début d'un symbole et la fenêtre d'analyse pour le $(n,i)^{\text{ème}}$ utilisateur
$P_{eb}$	Probabilité d'erreur binaire
$\mathcal{P}_{moy}$	Puissance moyenne d'un signal en réception
$T_{r_{n,i}}$	Retard de transmission du $(n,i)^{\text{ème}}$ utilisateur (cas multi-débits)
$\tau_{n,i}$	Retard de transmission normalisé du $(n,i)^{\text{ème}}$ utilisateur (cas multi-débits)
$T_r$	Retard de transmission du $(n,i)^{\text{ème}}$ utilisateur (cas mono-débit)

---

$\tau_n$	Retard de transmission normalisé du $(n, i)^{i\text{ème}}$ utilisateur (cas mono-débit)
$y$	Signal reçu bruité
$\mathbf{y}$	Vecteur signal reçu bruité et échantillonné
$\mathbf{Y}$	Matrice contenant tous les échantillons du signal reçu
$\mathcal{Y}$	Matrice contenant deux répliques du signal décalées de $T_s$
$W$	Largeur de bande
$[(\cdot)]$	Fonction partie entière de $(\cdot)$



# Table des figures

1.1	Evolution des systèmes de télécommunication. . . . .	5
1.2	Schéma simplifié d'une chaîne de transmission 3G. . . . .	7
1.3	Multiplexage des canaux de transport, UTRA-FDD. . . . .	8
1.4	Structure de la trame du canal DPCH en liaison montante, UTRA-FDD. . . . .	8
1.5	Arbre de construction des codes OVSF. . . . .	12
1.6	Canal DPCH en liaison montante, UTRA-FDD. . . . .	12
1.7	Canal DPCH en liaison descendante, UTRA-FDD. . . . .	13
1.8	Réponse impulsionnelle du filtre de mise en forme. . . . .	14
2.1	Techniques d'accès TDMA, FDMA et CDMA. . . . .	19
2.2	Transmission numérique classique : aspect spectral. . . . .	20
2.3	Transmission numérique à spectre étalé : aspect spectral. . . . .	20
2.4	Principe de l'étalement de spectre par séquence directe . . . . .	21
2.5	Structure de l'émetteur pour une transmission numérique à spectre étalé. . . . .	22
2.6	Schéma bloc du récepteur pour une transmission numérique à spectre étalé. . . . .	24
2.7	Nombre d'utilisateurs simultanés en fonction de la $P_{eb}$ pour différents facteurs d'étalement (SF). . . . .	28
2.8	Configuration des décalages en liaison montante, avec $N_u = 3$ . . . . .	29
2.9	Approche VSL en liaison montante avec $N_u = 3$ et $N_u^i = N_u^j = N_u^{S-1} = 1$ . . . . .	32
2.10	Représentation schématique des différentes étapes de la conception du récepteur RAMSES. . . . .	33
3.1	Fluctuations de l'estimateur, $RSB_{in} = 0$ dB. . . . .	42
3.2	Recherche des maxima de la courbe $\Phi(\theta)$ , $RSB_{in} = 0$ dB. . . . .	43
3.3	Position du pic numéro 150, $RSB_{in} = 0$ dB. . . . .	44
3.4	Fluctuations de l'estimateur. . . . .	44
3.5	Position du pic numéro 150. . . . .	44
3.6	Fluctuations de l'estimateur, $RSB_{in} = -15$ dB, $N_u = 4$ . . . . .	50
3.7	Position du pic numéro 150, $RSB_{in} = -15$ dB, $N_u = 4$ . . . . .	50

3.8	Fluctuations de l'estimateur, $RSB_{in} = -25$ dB, $N_u = 4$ . . . . .	51
3.9	Fluctuations de l'estimateur, $N_u = 2$ (a) et $N_u = 3$ (b), $RSB_{in} = -3$ dB. . . . .	56
3.10	Recherche des maxima de $\Phi(\theta)$ , $N_u = 2$ (a) et $N_u = 3$ (b), $RSB_{in} = -3$ dB. . . . .	57
3.11	Positions du pic numéro 150, $N_u = 2$ (a) et $N_u = 3$ (b), $RSB_{in} = -3$ dB. . . . .	58
3.12	Erreur de détection, $N_u = 4$ , $L = 31, 63, 127$ , et $255$ . . . . .	58
4.1	Position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux avant la détection, $N_u^i = 2$ en liaison descendante. . . . .	62
4.2	Position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux après la détection, $N_u^i = 2$ en liaison descendante. . . . .	62
4.3	Construction des vecteurs $\mathbf{h}_n^0(t_0)$ et $\mathbf{h}_n^{-1}(t_0)$ , $N_u^i = 2$ en liaison descendante. . . . .	64
4.4	Evolution des valeurs propres en fonction de $t_0$ , avec $N_u^i = 2$ en liaison descendante. . . . .	67
4.5	Evolution de $\ \mathbf{R}\ ^2(t_0)$ , avec $N_u^i = 2$ en liaison descendante. . . . .	69
4.6	Position relative d'une fenêtre d'observation et des signaux avant la synchronisation en liaison descendante, $N_u^i = 2$ . . . . .	70
4.7	Position relative d'une fenêtre d'observation et des signaux après la synchronisation en liaison descendante, $N_u^i = 2$ . . . . .	70
4.8	Construction de $\mathcal{Y}$ dans le cas $N_u^i = 2$ . . . . .	72
4.9	Matrice de covariance $\mathcal{R}$ de taille double dans le cas $N_u^i = 2$ . . . . .	72
4.10	Matrice de covariance $\mathcal{R}$ de taille double avant la synchronisation, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	73
4.11	Valeurs propres de $\mathbf{R}$ avant la synchronisation, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	73
4.12	Critère de synchronisation, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	74
4.13	Matrice de covariance $\mathbf{R}$ après la synchronisation, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	74
4.14	Valeurs propres après la synchronisation, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	74
4.15	Position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux avant la synchronisation en liaison montante, $N_u^i = 2$ . . . . .	76
4.16	Construction des vecteurs $\mathbf{h}_0^k(t_0)$ et $\mathbf{h}_1^k(t_1)$ , $k \in \{-1, 0\}$ , $N_u^i = 2$ en liaison montante. . . . .	77
4.17	Position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux avant la synchronisation en liaison montante, dans le cas : $0 \leq \alpha_1 < 1 - \tau$ , $N_u^i = 2$ . . . . .	80
4.18	Position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux avant la synchronisation en liaison montante, dans le cas : $1 - \tau \leq \alpha_1 < 1$ , $N_u^i = 2$ . . . . .	80
4.19	Critère de synchronisation en liaison montante, $N_u^i = 2$ . . . . .	81
4.20	Position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux en liaison montante après la synchronisation de l'utilisateur de référence, $N_u^i = 2$ . . . . .	83
4.21	Position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux en liaison montante après la synchronisation du second utilisateur, $N_u^i = 2$ . . . . .	83

4.22	Matrice $\mathcal{R}$ de taille double avant la synchronisation, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	85
4.23	Valeurs propres de $\mathbf{R}$ avant la synchronisation, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	85
4.24	Critère de synchronisation en liaison montante, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	86
4.25	Matrice de covariance $\mathbf{R}$ après la synchronisation, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	86
4.26	Valeurs propres après la synchronisation, $N_u^i = 2$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	86
4.27	Influence du déplacement de la fenêtre d'analyse sur les décalages en liaison montante, $N_u^i = 2$ . . . . .	88
4.28	Pics de synchronisation du critère, pour des décalages aléatoires, avec $N_u^i = 2$ en liaison montante. . . . .	91
4.29	Pics de synchronisation pour $\tilde{\tau}_1 \approx \tilde{\tau}_0$ , $N_u^i = 2$ en liaison montante. . . . .	92
4.30	Zoom sur les pics de synchronisation pour $\tilde{\tau}_1 \approx \tilde{\tau}_0$ , $N_u^i = 2$ en liaison montante. . . . .	92
4.31	Pics de synchronisation pour $\tilde{\tau}_1 = \tilde{\tau}_0 = 0$ et $N_u^i = 2$ . . . . .	92
5.1	Position relative des signaux et d'une fenêtre d'observation dans le cas $N_u^i \geq 3$ en liaison montante. . . . .	96
5.2	Positions $d_f$ de la fenêtre d'analyse par rapport aux décalages $\tilde{\tau}_j$ . . . . .	100
5.3	Représentation des valeurs propres induites par la position relative des signaux et d'une fenêtre d'observation dans le cas $N_u^i \geq 3$ en liaison montante. . . . .	100
5.4	Pics de synchronisation du critère $F$ , $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$ , $j = 0, \dots, 3$ . . . . .	102
5.5	Masquage des pics de synchronisation, $N_u^i = 4$ . . . . .	103
5.6	Agrandissement des 3 maxima en $\tilde{\tau}_j$ , $j = 1, 2, 3$ . . . . .	103
5.7	Pics de synchronisation lorsque la condition nécessaire et suffisante (5.21) est vérifiée, $N_u^i = 4$ . . . . .	105
5.8	Critère de synchronisation lorsque la condition nécessaire et suffisante (5.21) n'est pas satisfaite, $N_u^i = 4$ . . . . .	105
5.9	Pics de synchronisation du critère $F$ , $\tilde{\tau}_j = \frac{j}{N_u^i}$ , $j = 0, \dots, N_u^i - 1$ , $N_u^i = 4$ . . . . .	107
5.10	Evolution des valeurs propres prépondérantes $\hat{\lambda}_n^0(d_f)$ et $\hat{\lambda}_n^{-1}(d_f)$ , $N_u^i = 4$ . . . . .	119
5.11	Positions relatives des signaux et de trois fenêtres d'observation en liaison montante, $N_u^i = 3$ . . . . .	120
5.12	Fonction $C$ traduisant le critère de synchronisation MEVB avec $N_u^i = 4$ . . . . .	122
5.13	Fonction $C$ traduisant le critère de synchronisation MEVB en liaison descendante, $N_u^i = 4$ . . . . .	123
5.14	Critère de synchronisation FSNB en liaison montante : cas des retards $\tilde{\tau}_j$ aléatoires avec $N_u^i = 4$ . . . . .	126
5.15	Fonction $C$ traduisant le critère de synchronisation MEVB en liaison montante : cas des retards $\tilde{\tau}_j$ aléatoires avec $N_u^i = 4$ . . . . .	126
5.16	Probabilité de synchronisation avec le critère FSNB en liaison montante, avec $N_u^i \in \{4, 5, 7, 8\}$ . . . . .	127
5.17	Courbes représentant les critères FSNB et MEVB : cas de l'écart inter-retards constant avec $N_u^i = 4$ . . . . .	128

5.18	Courbes représentant les critères FSNB et MEVB : cas de la liaison descendante avec $N_u^i = 4$ .	128
5.19	Matrice de covariance $\mathcal{R}$ de taille double, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	130
5.20	50 premières valeurs propres de la matrice $\mathbf{R}$ avant la synchronisation, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	130
5.21	Critère de synchronisation FSNB, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	131
5.22	Fonction $C$ traduisant le critère de synchronisation MEVB, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	132
5.23	Matrices $\mathbf{R}$ induites par la synchronisation des utilisateurs, $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	133
5.24	Matrice $\mathbf{R}$ lorsqu'un utilisateur est synchronisé, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	133
5.25	50 premières valeurs propres de la matrice $\mathbf{R}$ après la synchronisation, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -5$ dB. . . . .	133
5.26	Ecart-type entre les positions estimées de tous les pics de synchronisation et celles des pics réels, en fonction du $RSB_{in}$ , $N_u^i = 4$ . . . . .	134
5.27	Probabilité de synchroniser tous les utilisateurs, en fonction du $RSB_{in}$ , $N_u^i = 4$ . . . . .	135
5.28	Probabilité de synchroniser au moins un utilisateur, en fonction du $RSB_{in}$ , $N_u^i = 4$ . . . . .	135
5.29	Probabilité de ne synchroniser aucun utilisateur, en fonction du $RSB_{in}$ , $N_u^i = 4$ . . . . .	136
5.30	Critère FSNB : cas du masquage des pics de synchronisation, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -12$ dB. . . . .	137
5.31	Critère AIC, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -12$ dB. . . . .	138
5.32	Critère MDL, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -12$ dB. . . . .	138
5.33	Valeur propre estimée avec l'algorithme PASTd-modifié, $N_u^i = 4$ , $RSB_{in} = -12$ dB. . . . .	138
6.1	Position relative d'une fenêtre d'observation et de deux signaux après la synchronisation d'un signal, $N_u^i = 2$ . . . . .	143
6.2	Valeurs propres de la matrice $\mathbf{R}$ lorsqu'un utilisateur est synchronisé, $N_u^i = 2$ , $L = 127$ . . . . .	143
6.3	Séquence avant le redressement dans le plan complexe, $N_u^i = 2$ , $L = 127$ . . . . .	145
6.4	Séquence après le redressement dans le plan complexe, $N_u^i = 2$ , $L = 127$ . . . . .	145
6.5	Composante en phase de la séquence estimée, $N_u^i = 2$ , $L = 127$ . . . . .	145
6.6	Composante en quadrature de la séquence estimée, $N_u^i = 2$ , $L = 127$ . . . . .	145
6.7	EQM entre la séquence estimée et les séquences binaires possibles. . . . .	146
6.8	Composante en phase <i>binarisée</i> de la séquence estimée et de la séquence de référence, $N_u^i = 2$ , $L = 127$ . . . . .	147
6.9	Composante en quadrature <i>binarisée</i> de la séquence estimée et de la séquence de référence, $N_u^i = 2$ , $L = 127$ . . . . .	147
6.10	Symboles estimés, $N_u^i = 2$ , $L = 127$ . . . . .	148
6.11	Séquence après le redressement dans le plan complexe, $N_u^i = 2$ , $L = 31$ . . . . .	149
6.12	Composante en phase de la séquence estimée, $N_u^i = 2$ , $L = 31$ . . . . .	149
6.13	Composante en quadrature de la séquence estimée, $N_u^i = 2$ , $L = 31$ . . . . .	149

---

6.14	Séquence <i>binarisée</i> de la séquence estimée, $N_u^i = 2$ , $L = 31$ . . . . .	150
6.15	Symboles estimés, $N_u^i = 2$ , $L = 31$ . . . . .	150
6.16	Symboles estimés, $N_u^i = 2$ , $L = 31$ . . . . .	150
6.17	Critère $\mathcal{B}$ , $N_u^i = 2$ , $L = 31$ . . . . .	150
6.18	Symboles après annulation de la combinaison linéaire, $N_u^i = 2$ , $L = 31$ . . . . .	151
6.19	Symboles après annulation de la combinaison linéaire et redressement, $N_u^i = 2$ , $L = 31$ . . .	151
6.20	TECM sur les séquences estimées après la phase de <i>binarisation</i> , $N_u^i = 4$ , $L = 127$ . . . . .	153
6.21	TEBM après décision sur les symboles estimés, $N_u^i = 4$ , $L = 127$ . . . . .	155





# Liste des tableaux

1.1	Caractéristiques de quelques standards de télécommunication. . . . .	6
1.2	Paramètres de l'UTRA. . . . .	15
3.1	Performances du détecteur pour des $RSB_m$ (en $dB$ ) $\in [-14 \quad -5]$ et différentes configurations. . . . .	59
5.1	Algorithme PASTd. . . . .	115
5.2	Algorithme PASTd-modifié. . . . .	116



# Introduction générale

Les transmissions à spectre étalé par séquence directe (DS), initialement utilisées dans le domaine militaire pour des communications sécurisées [1], sont à la base de nombreuses normes récentes dans le domaine des télécommunications civiles [2]. Ces normes utilisent la technique d'Accès Multiple par Répartition de Codes (CDMA) afin non seulement de répondre à la croissance constante du volume du trafic de données et à l'augmentation du nombre d'utilisateurs, mais aussi de proposer de nouveaux services. Grâce aux propriétés des séquences d'étalement utilisées, de telles transmissions sont robustes vis-à-vis des trajets multiples, du brouillage, tout en assurant un taux d'interférences inter-utilisateurs (bruit d'Interférence d'Accès Multiple IAM) assez faible, et aussi la confidentialité de la communication. Ces transmissions sont donc difficiles à intercepter, sauf si les codes sont connus.

Les systèmes de transmission DS-CDMA sont de nos jours d'importance croissante dans le domaine des communications cellulaires sans fil en raison de leur intégration dans la plupart des normes terrestres et satellitaires pour les réseaux de télécommunication dits de troisième génération (3G) (CDMA2000, UMTS,...). Un des aspects le plus important des systèmes 3G est la possibilité de transmettre des données diverses telles que la voix, la vidéo basse résolution, la musique, etc... Puisque ces services hétérogènes produisent des trains d'informations numériques de débits différents, leur implémentation nécessite l'utilisation des systèmes CDMA multi-débits, où chaque utilisateur transmet ses données à un débit donné parmi un ensemble de débits disponibles suivant la norme utilisée.

## Problématique

L'émergence des normes 3G pose le problème de l'interconnectivité des différents dispositifs. En effet, les utilisateurs doivent être capables de choisir leur standard, et de changer automatiquement la configuration de leurs dispositifs suivant leurs besoins. Il devient dès lors nécessaire de proposer aux utilisateurs un unique terminal capable de gérer l'ensemble de ses communications qui peuvent résulter d'une transmission multi-services (multi-canaux) ou multi-utilisateurs provenant d'une norme donnée, et/ou d'une transmission multi-services provenant de plusieurs standards.

De nombreuses études ont été menées dans ce sens, avec des approches très différentes. En effet, la complexité du problème : traiter des signaux de bande passante, de codes d'étalement, de longueurs de codes, de dynamique et de modulation différentes, à des fréquences très différentes elles aussi, explique la diversité des solutions envisagées et proposées. Toutefois, nous pouvons les classer en deux catégories : les solutions matérielles et les solutions radio logicielles.

Parmi les approches matérielles, nous pouvons citer la conception des systèmes reconfigurables (agilité en fréquence), adaptatifs multi-normes, dans lesquels les caractéristiques pourront évoluer par le biais d'une commande électronique [3, 4, 5]. D'autres études préconisent la conception d'un mélangeur reconfigurable multi-standards utilisant un réseau flexible de filtres adaptés couvrant une grande gamme de fréquence [6, 7, 8].

A contrario, les solutions radio logicielles expriment la volonté de créer un terminal multi-standards qui permettrait de communiquer avec une même structure matérielle, le changement de standard se faisant alors de manière logicielle. Ceci implique un traitement entièrement numérique du signal. Afin de rendre le système radio plus flexible, la solution radio logicielle consiste donc à adapter une variété de programmes émetteur/récepteur sur une plate-forme matérielle unique. L'augmentation du nombre de fonctions numériques permet ainsi au terminal de tirer profit de la flexibilité des circuits de traitement numérique du signal (DSP) [9, 10, 11]. C'est cette approche radio logicielle que nous retenons dans le cadre de notre travail.

## Contexte de l'étude

Dans tous les standards de télécommunications utilisant le CDMA comme technique d'accès, les récepteurs disposent d'une base de données de toutes les séquences possibles. Les informations transmises peuvent donc être retrouvées par corrélation, c'est ce que nous nommerons **contexte coopératif**.

La mobilité des utilisateurs entraîne la possibilité de sortir de la zone de couverture d'un ou de plusieurs standards sans pour autant disposer d'un terminal directement compatible avec les standards en vigueur dans une autre zone (un autre pays, voire un autre continent). Cela nécessite donc de reconfigurer de façon adaptative les terminaux mobiles, sans connaissance a priori des paramètres de la transmission. De plus, dans le cadre de la surveillance du spectre radio fréquence, ou dans le cas de l'interception des signaux dans le domaine militaire, la première difficulté est de détecter de telles transmissions car aucune connaissance a priori sur le système de transmission n'est disponible. Ces exemples constituent le **contexte non coopératif** dans lequel se situe notre étude.

Dans un tel contexte, la difficulté majeure est d'identifier une transmission de type CDMA. En considé-

rant les systèmes CDMA où l'étalement de spectre s'effectue par séquence directe (systèmes DS-SS-SS-SS), nous proposons un récepteur adaptatif multi-standards dont la conception s'effectue en 3 phases principales.

## Organisation du mémoire

Le manuscrit s'articule comme suit :

### Le chapitre 1

Il présente de façon succincte les blocs similaires de certains standards. Cette étude préalable des différentes normes s'impose d'elle même si nous voulons remonter toute la chaîne de transmission. Afin de réduire la complexité de notre travail, nous nous focalisons sur l'aspect étalement de spectre.

### Le chapitre 2

Afin de proposer une solution radio logicielle en contexte non coopératif au problème de l'interconnectivité des différents systèmes DS-SS-SS-SS, il est nécessaire d'en comprendre le fonctionnement. Ainsi, ce chapitre présente brièvement les techniques d'étalement de spectre et d'accès multiple par répartition de codes. Nous y présentons aussi le modèle du signal multi-standards retenu pour cette étude.

### Le chapitre 3

Il décrit la première étape d'identification d'une telle transmission qui est la détection. Pour cela, nous proposons une méthode basée sur l'étude des fluctuations des estimateurs de l'autocorrélation du signal intercepté, qui permet de comparer les statistiques d'un bruit seul à celles du signal reçu. Cette étape permet aussi de distinguer les différents standards.

### Le chapitre 4

Il présente la deuxième étape qui est la synchronisation aveugle des signaux. De façon simplifiée, la synchronisation consiste à estimer, pour chaque trame le début d'un symbole entier. Le critère utilisé consiste à maximiser la norme carrée de FROBENIUS de la matrice de covariance estimée du signal reçu : c'est le critère noté FSNB (FROBENIUS Square Norm Behavior). Nous étendons d'abord au cas de deux utilisateurs la méthode initialement développée dans le cas mono-utilisateur [12]. Cette étape est la plus critique car une mauvaise synchronisation induit de fait une mauvaise estimation des codes d'étalement et aussi des symboles informatifs émis.

### Le chapitre 5

Il décrit d'abord la généralisation, au cas de plus de deux utilisateurs, de la méthode présentée dans le **chapitre 4**. Puis, nous montrons les limites théoriques de cette approche et proposons une méthode plus

robuste, basée sur l'étude des variations des valeurs propres prédominantes de la matrice de covariance estimée : c'est le critère MEVB (Maximum EigenValue Behavior). Le but de cette étape est triple : évaluer de façon très précise le début du premier symbole entier d'une part, d'autre part, estimer les délais de transmissions, enfin, déterminer le nombre d'utilisateurs dans chaque groupe de périodes symboles. Le choix entre l'une ou l'autre de ces deux techniques de synchronisation aveugle dépend du type d'application, du coût de calcul et des performances escomptées.

## **Le chapitre 6**

Il décrit la dernière étape qui consiste à estimer les séquences d'étalement, une fois les signaux synchronisés. Cette étape se déroule en deux phases : estimation des séquences à partir des vecteurs propres de la matrice de covariance du signal synchronisé, puis *binarisation* des séquences estimées à partir de la détermination de la période chip. Au final, par corrélation, les symboles informatifs sont retrouvés.

La conclusion et les perspectives sur ce travail terminent ce document.

# Chapitre 1

## Etude des standards de télécommunication

### 1.1 Introduction

Le besoin toujours croissant de transmettre des données aussi différentes que variées telles que la musique, la vidéo,..., a entraîné la conception de différents systèmes de télécommunication. Ceci a conduit certains organismes de standardisation (ETSI, UIT, ...) à harmoniser tous ces systèmes afin de proposer des normes unifiées pour le grand public. Parmi toutes ces normes, celles utilisant la technique d'accès par répartition de codes (CDMA) s'imposent de plus en plus (ce sont les systèmes dits de troisième génération (3G) tels que l'UMTS en Europe et l'IMT-2000 au niveau international), offrant ainsi des débits de plus en plus importants, comme illustré sur la figure 1.1.

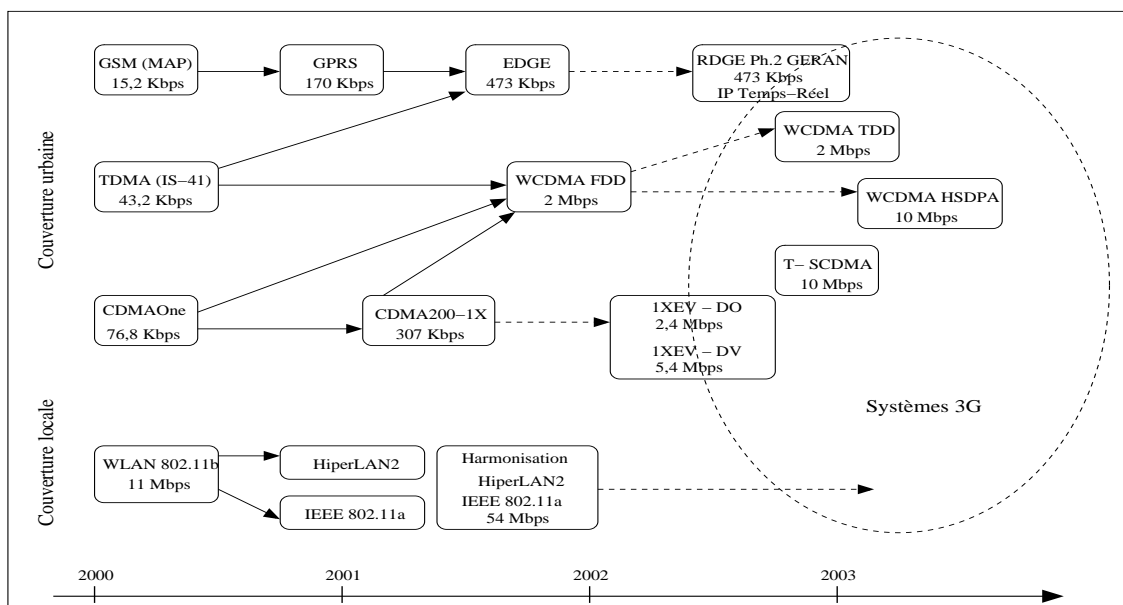


FIG. 1.1 – Evolution des systèmes de télécommunication.

En effet, la technique d'accès CDMA, basée sur l'étalement de spectre, permet de répondre à la forte



augmentation du nombre d'utilisateurs en autorisant leur accès simultané dans la même bande de fréquence. Par ailleurs, par l'assignation de codes ou séquences d'étalement uniques à chaque communication, cette technique permet de réduire les interférences entre les utilisateurs (Interférence d'Accès Multiple (IAM)) [13].

Le but de ce chapitre n'est pas d'étudier des normes de télécommunication de façon approfondie, mais plutôt d'identifier les parties communes de leur chaîne de transmission respective, afin de concevoir un récepteur adaptatif multi-standards.

## 1.2 Représentation de la chaîne de transmission des systèmes 3G

Afin de pouvoir remonter en aveugle toute la chaîne de transmission, il est nécessaire de bien en répertorier les différents blocs. L'étude des différents standards de télécommunication constitue naturellement la première partie de notre travail. A partir des spécifications techniques de certains standards [14, 15, 16, 17, 18], nous pouvons faire un tableau récapitulatif de leurs spécificités et similitudes.

Standard	Bande de fréquences (MHz)	Débit	Technique d'accès	Modulation	Facteur d'étalement
IS-95	824 – 849 869 – 894	1,2288 Mbps	DS-CDMA	QPSK O-QPSK	256
BLUETOOTH	2400 – 2483,5	1 Mbps	FH-CDMA TDD	GFSK	79
UMTS/WCDMA	1900 – 2025 2110 – 2200	3,84 Mbps	DS-CDMA	QPSK	4,8, ..., 256
CDMA2000	869 – 894 824 – 849	1,22883 Mbps 3,6864 Mbps	DS-CDMA	QPSK BPSK	4,8, ..., 128 4,8, ..., 256
WLAN 802.11B	2400 – 2484	11 Mbps	DS-CDMA	CCK	13
802.15.4 (ZIGBEE)	868 – 868,6 902 – 928 2400 – 2483,5	20 kbps 40 kbps 250 kbps	DS-CDMA	BPSK BPSK O-QPSK	1 10 16

TAB. 1.1 – Caractéristiques de quelques standards de télécommunication.

Le tableau 3.1 montre aussi que l'étalement de spectre par séquence directe (DS-CDMA) est la technique dominante dans presque tous les systèmes 3G. Nous avons ainsi mis en évidence la similitude des différents blocs de leur chaîne de transmission respective, représentée de façon simplifiée sur la figure 1.2.

De façon générale, la chaîne de transmission simplifiée comporte quatre parties principales : le bloc ①, de décodage et d'entrelacement, le bloc ② d'étalement de spectre, le bloc ③ d'embrouillage des données ( scrambling ) et le bloc ④, où se fait la modulation numérique, comme illustrée sur la figure 1.2. Dans la suite du chapitre, nous présentons de façon succincte le rôle de ces trois blocs, à partir des spécifications techniques de la norme WCDMA (UMTS).

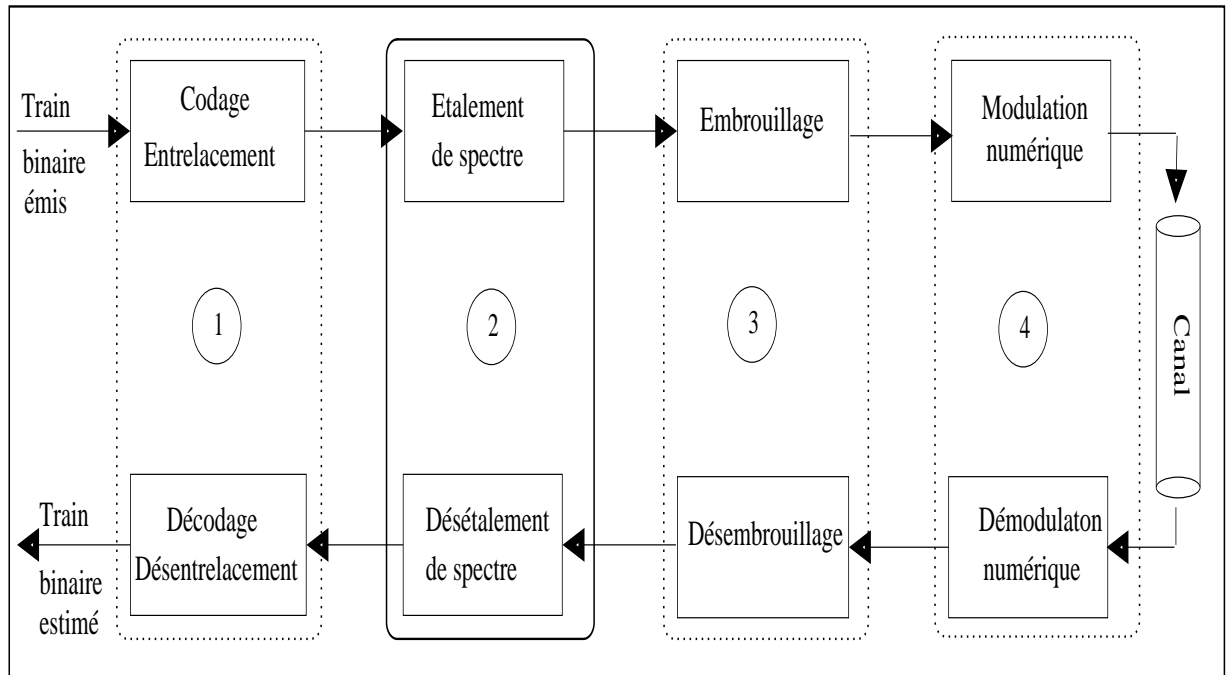


FIG. 1.2 – Schéma simplifié d'une chaîne de transmission 3G.

### 1.3 Description de la chaîne d'émission : exemple de l'UMTS

#### 1.3.1 Description générale

Au niveau européen, l'ETSI a retenu deux modes de fonctionnement pour l'interface radio de l'UMTS (UTRA) : le mode TDD (Time Division Duplex) pour une couverture urbaine très large, et le mode FDD (Frequency Division Duplex) pour des applications locales sans fil ; il fournit une solution pour le trafic asymétrique et pour des systèmes locaux dédiés. Le mode TDD a été retenu du fait de l'harmonisation avec le TD-SCDMA chinois [19].

L'interface radio de l'UMTS comprend trois couches [14, 20] : la couche L1 (couche physique), la couche L2 (couche de liaison de données, qui se subdivise en deux sous-couches : Link Access Control (LAC) et Medium Access Control (MAC)) et la couche L3 qui est la couche réseau. Nous présentons dans la partie suivante les canaux de transport (TC) de la couche L1, divisés en deux principaux groupes : les canaux dédiés (DTCH) et les canaux communs (CTCH). Suivant la qualité de service (QoS) désirée, les canaux TC peuvent être multiplexés, comme illustré sur la figure 1.3. Cela consiste à regrouper plusieurs canaux parallèles pour n'en former qu'un ou plusieurs (le nombre de canaux ainsi formés étant inférieur au nombre initial de canaux), afin d'avoir une meilleure occupation de la bande passante allouée. C'est dans ces canaux que les données sont codées, étalées et mises sur porteuse. Ce sont donc des canaux d'adaptation avec les supports de transmission.

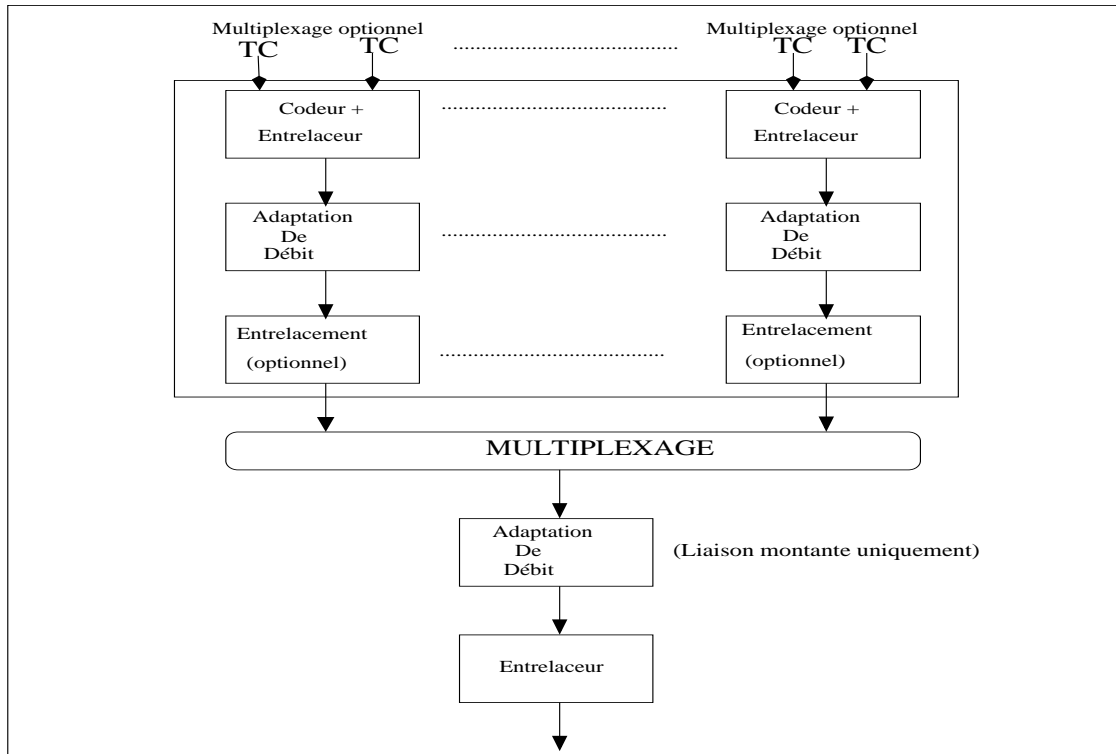


FIG. 1.3 – Multiplexage des canaux de transport, UTRA-FDD.

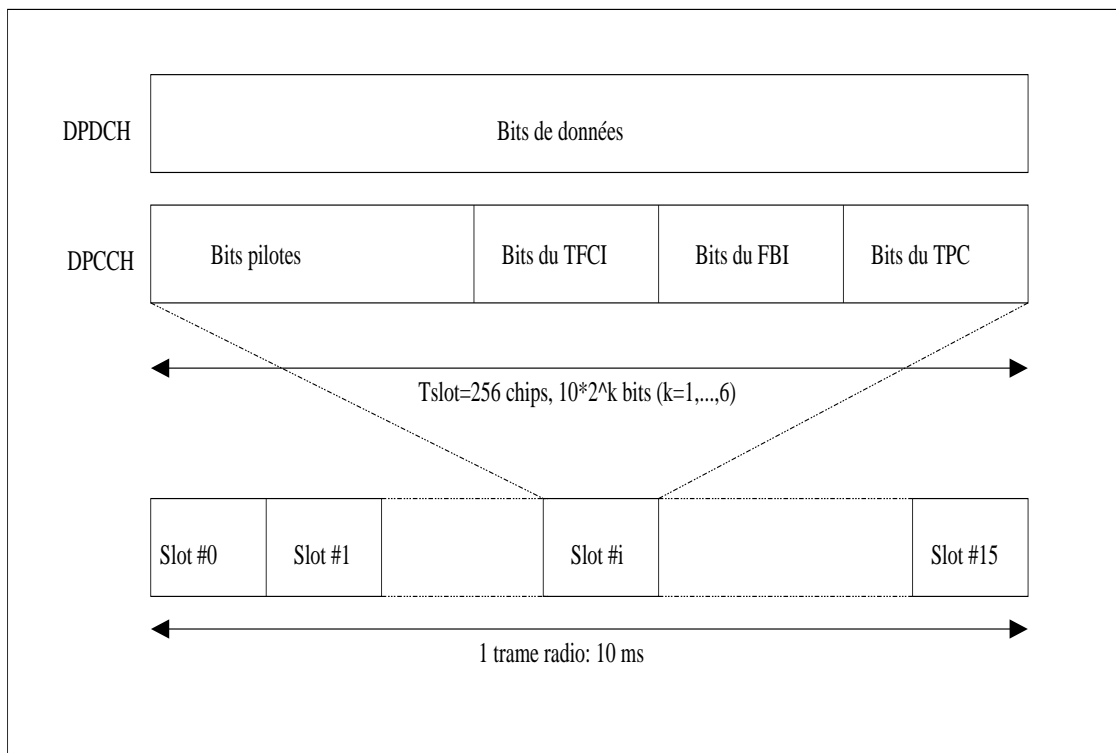


FIG. 1.4 – Structure de la trame du canal DPCH en liaison montante, UTRA-FDD.

### 1.3.2 Canaux Physiques dédiés (DPCH)

Les canaux dédiés existent dans les deux sens de communication : la liaison montante (des terminaux mobiles vers la station de base) et la liaison descendante (de la station de base vers les terminaux mobiles). Ils servent à alerter un utilisateur ou le réseau, contrôlent l'information entre le réseau et l'utilisateur et inversement. Ils sont divisés en deux sous-groupes émis en parallèle : les canaux dédiés de données (DPDCH) et le canal dédié de contrôle (DPCCH), comme illustré sur la figure 1.4. Chaque canal, en mode FDD, se compose de trames de durée 10 ms. Chaque trame est divisée en 16 intervalles de temps (slots) de longueur 256 chips chacun, ce qui correspond à une période de contrôle de puissance.

### 1.3.3 Canaux Physiques Communs (PCCH)

En liaison montante il n'y a qu'un seul canal PCCH : c'est le canal aléatoire (Physical Random Access Channel PRACH). En liaison descendante, il existe deux canaux : le canal commun de contrôle (Common Control Physical Channel CCPCH), le canal de Synchronisation (Synchronization Channel SCH). Ce sont en fait des canaux de contrôle. Ils servent à émettre des informations de contrôle de transmission à la station mobile.

Le but de ce travail n'étant pas l'étude explicite de la norme UMTS, le lecteur intéressé par ses spécifications techniques complètes pourra se référer aux documents [14, 21, 22].

Notre démarche consiste à étudier successivement, voire simultanément ces différents blocs. De façon évidente, il est nécessaire de déterminer la présence ou non de ces différents blocs : il s'agit de la phase de détection. Ces blocs sont les composantes des différents canaux de ces standards.

## 1.4 Description des différents blocs

### 1.4.1 Bloc de codage et d'entrelacement

#### Etude du codage

Le codage consiste à ajouter de la redondance au train binaire à émettre. Ceci permet de le protéger contre les erreurs uniformément distribuées dans la chaîne de transmission. Suivant la qualité de service à offrir en terme de taux d'erreur binaire (TEB) [21, 22], deux principaux schémas de codage existent : codage convolutif pour un  $TEB = 10^{-3}$ , et une concaténation de code (REED-SOLOMON  $GF(2^8)$ , entrelaceur et codeur convolutif) pour un  $TEB = 10^{-6}$ . A la sortie de l'entrelaceur il y a un délai de 20 à 150 ms. Pour des débits très élevés (supérieurs à 32 kbps), des turbo-codes sont utilisés. Enfin il peut y avoir des codeurs spécifiques, par exemple pour la voix, en plus des autres codeurs. Suivant les contextes d'utilisation, deux principales techniques de codage (de décodage plus exactement) existent [23] :

- En transmission de parole en temps réel, on ne peut pas habituellement retransmettre un bloc de parole

numérisé sur lequel des erreurs ont été détectées. On utilise alors des procédures de décodage avec correction d'erreurs FEC (Forward Error Correction). Les codes associés à cette technique sont des codes linéaires en bloc, cycliques ou convolutifs.

- Dans la plupart des réseaux de transmission de données où l'on dispose d'une voie de retour (liaisons full ou half duplex) les stratégies du type ARQ (Automatic Repeat reQuest) sont utilisées : lorsque l'on détecte une erreur sur un bloc reçu, on demande sa retransmission en émettant par exemple un signal dit "non-accusé de réception" sur la voie de retour.

Enfin, des stratégies mixtes FEC/ARQ peuvent être utilisées dans certaines applications de type "télécommande". Les algorithmes de décodage peuvent être complets ou incomplets, à décision ferme ou pondérée, basés sur un critère de maximum de vraisemblance par symbole ou par mot [23, pp.184-185]. Ces données sont ensuite multiplexées, et envoyées à l'entrelaceur.

### Etude de l'entrelacement

Le rôle de l'entrelaceur est d'étaler temporellement les mots d'informations codés afin de les protéger, en réception, contre des paquets d'erreurs dûs aux trajets multiples du canal de transmission ou aux sources de bruit. L'entrelacement consiste à réarranger les symboles informatifs codés de sorte que les symboles correspondant à un mot de code soient séparés d'une distance supérieure à la longueur typique d'un paquet d'erreurs [24]. Il existe deux types d'entrelacement : l'entrelacement convolutionnel, défini par exemple dans les normes DVB de télévision satellite et terrestre que nous citons sans en expliquer le principe, et l'entrelacement par blocs dont le principe est le suivant (cas de la norme IS-95) : les données sont écrites par colonnes, puis les lignes de la matrice ainsi formée sont permutées à l'aide de la technique du *bit reversal* codée sur 6 bits. Enfin, les données sont lues par colonnes [18].

Le bloc ①, en contexte non coopératif, a fait l'objet d'études récentes au sein de l'équipe [25]. Ces travaux ont permis de mettre au point une méthode d'identification aveugle des paramètres du codeur et de l'entrelaceur, basée sur des techniques d'algèbre linéaire dans le corps de GALOIS, améliorant ainsi la méthode proposée dans [26].

#### 1.4.2 Bloc d'étalement de spectre

L'étalement de spectre a pour but d'élargir la bande passante du signal, tout en conservant la puissance moyenne, mais en baissant le niveau spectral. Dans les contextes où la discrétion est recherchée, cela a pour effet de noyer complètement le spectre du signal utile dans le bruit ambiant. D'autres propriétés importantes seront présentées dans le chapitre suivant. Il existe deux principales techniques d'étalement de spectre : l'étalement par sauts de fréquence (FH-SS) et l'étalement par séquence directe (DS-SS). La deuxième citée étant la plus utilisée dans les transmissions de type CDMA, nous en présenterons le principe dans le chapitre suivant. Les séquences de GOLD longues, réelles ou complexes, sont souvent utilisées pour étaler le spectre

[22] dans les transmissions de type CDMA, grâce à leur faible intercorrélacion.

Pour les transmissions CDMA, ces séquences revêtent un intérêt particulier. En effet à partir d'un polynôme de degré fixé, il est possible de générer un nombre considérable de séquences de GOLD [27]. Cela permet de répondre à la demande croissante du nombre d'utilisateurs sur un même canal de transmission. La construction des séquences de GOLD et leurs propriétés sont décrites dans [27].

L'intérêt majeur des séquences de GOLD est la faible intercorrélacion entre deux séquences d'une part, et leur grand nombre d'autre part. En effet l'intercorrélacion entre les séquences doit être suffisamment faible pour que l'interférence entre les utilisateurs ne compromette pas la détection. D'autre part, une faible auto-corrélacion (sauf en zéro où elle est maximale) est souhaitable pour faciliter la synchronisation du récepteur sur la séquence pseudo-aléatoire d'un utilisateur donné. Toutefois, pour certaines applications, il est intéressant d'utiliser des séquences pseudo-aléatoires à intercorrélacion nulle : ce sont les séquences d'HADAMARD ou de WALSH [28]. Malheureusement, ces séquences perdent leur orthogonalité par décalages temporels. Par conséquent, cela nécessite une synchronisation parfaite au niveau du récepteur.

Dans la norme UMTS, en liaison montante, les codes d'étalement (Channelization Code), dits Orthogonal Variable Spreading Factor (OVSF) (dont la construction est représentée sur la figure 1.5) qui sont en fait des séquences de WALSH, sont utilisés pour la séparation de voies, comme illustré sur la figure 1.6.

Dans une cellule, tous les codes ne sont pas tous utilisés simultanément. Un code peut être utilisé si et seulement si aucun autre code dans le chemin du "code spécifique" utilisé jusqu'à la racine de l'arbre, ou sur le sous-arbre en dessous du code spécifié n'est utilisé dans la même cellule. Cela entraîne que le nombre de Channelization Code n'est pas fixe mais dépend du débit et du facteur d'étalement (SF) de chaque canal physique. A chaque connexion est alloué au moins un Channelization Code, qui est utilisé pour étaler le canal DPCH en liaison montante. Dans la plupart des cas, au moins un Channelization Code supplémentaire est alloué pour un canal DPCH en liaison montante. D'autres Channelization Code doivent être alloués s'il y a plus d'un canal DPCH requis. Comme les différentes stations mobiles utilisent des codes de scrambling différents, le Channelisation Code peut être alloué sans "coordination" entre les différentes connexions. Le Channelization Code est donc toujours alloué dans un ordre prédéfini.

Certaines études ont montré que l'utilisation des séquences de TRACHTENBERG pour les transmissions de type CDMA permet d'obtenir des performances bien meilleures (à rapport signal sur bruit et à efficacité spectrale identiques) qu'avec des séquences de GOLD [29, pp.106-109]. Cependant, ces séquences sont peu ou pas utilisées dans les différents standards, du fait de la complexité de leur mise en œuvre. En effet, ces

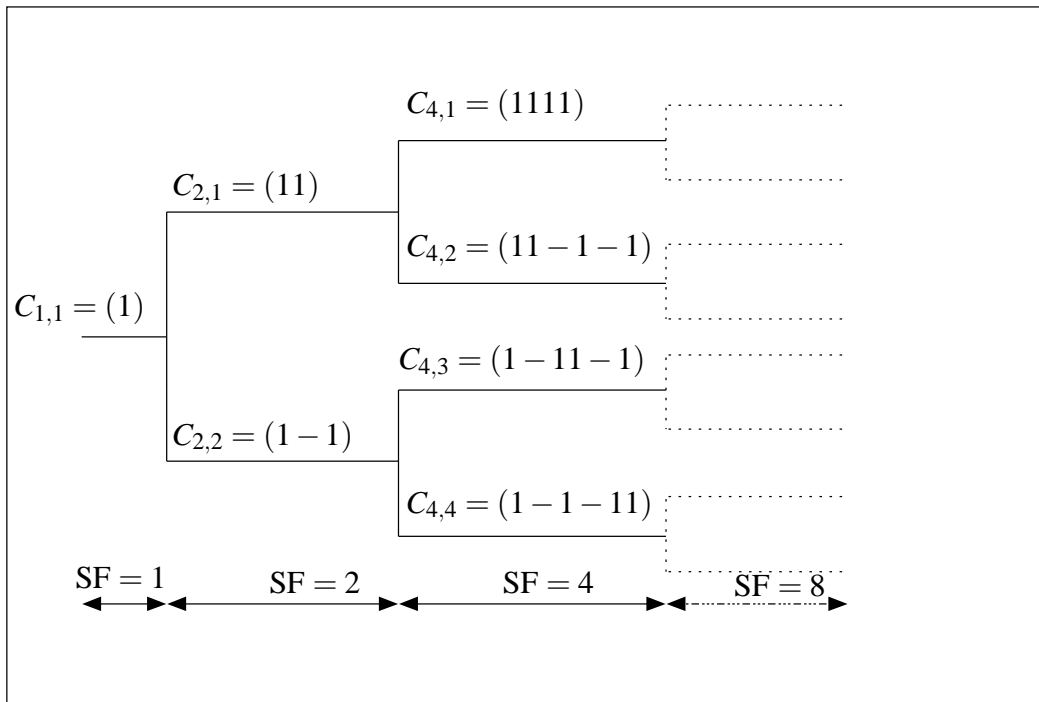


FIG. 1.5 – Arbre de construction des codes OVSF.

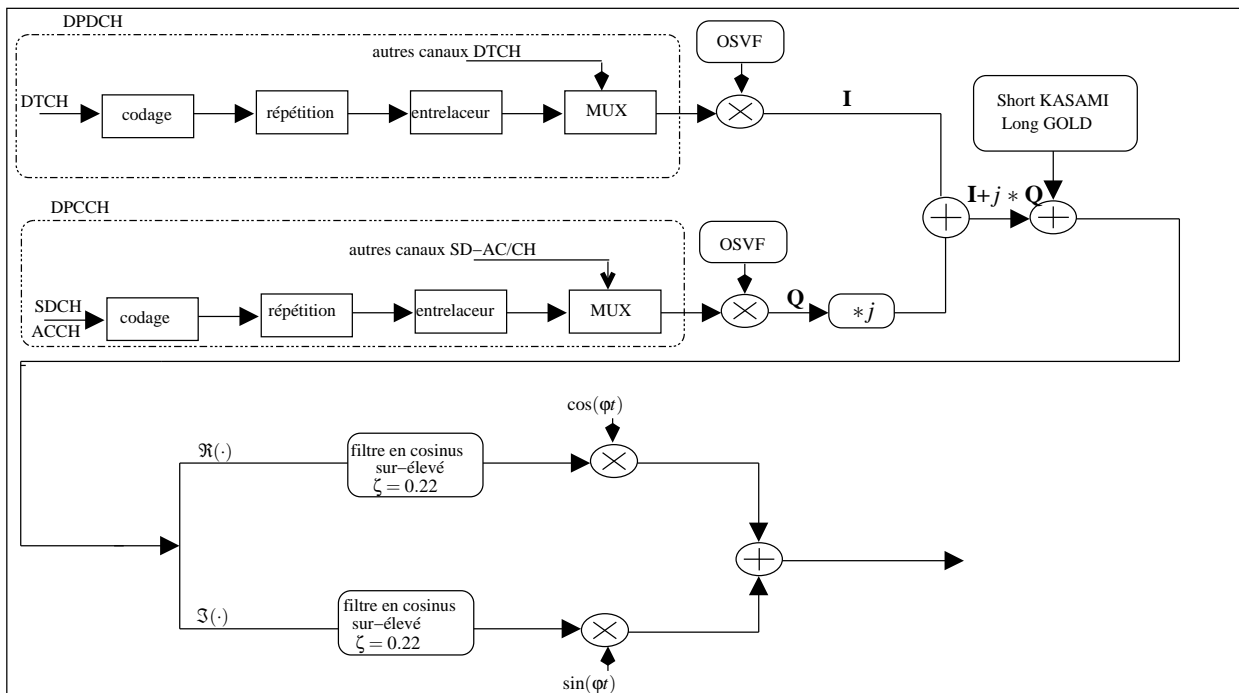


FIG. 1.6 – Canal DPCH en liaison montante, UTRA-FDD.

séquences sont des codes polyphases (c-à-d, dont les symboles sont des racines complexes de l'unité), et nécessitent un décodage (désétalement) par sphère.

Certaines séquences telles que celles de KASAMI sont aussi utilisées pour des transmissions à étalement de spectre, mais pour des méthodes couplées séquence directe et sauts de fréquence. D'autres séquences, telles que les séquences de BAKER, sont utilisées pour les systèmes radar ou dans la norme IEEE802.11b [15]. D'autres encore sont utilisées pour l'étalement de spectre, leurs propriétés sont détaillées dans [30].

### 1.4.3 Bloc d'embrouillage (scrambling)

Le scrambling, dans le bloc (3), consiste à multiplier les données en sortie de l'entrelaceur par une séquence pseudo-aléatoire (PN-Sequence) afin de différencier les données provenant d'autres canaux physiques : c'est la séparation de voie. Ainsi, les données ne seront pas perdues après multiplexage avec d'autres canaux de transport. Suivant le sens de la communication, deux familles de codes sont utilisées pour le scrambling :

- En liaison montante, les codes courts complexes formés à partir des codes dits VLKC (Very Large Kasami Codes) [31] de longueur 256, et des codes longs construits comme la somme *modulo 2* de deux séquences de longueur maximale (m-séquence), générés à partir de polynômes primitifs à coefficients dans  $GF(2)$  de degré  $n = 41$  sont employés. Ces codes sont utilisés lorsqu'il n'y a pas de détection multi-utilisateurs à la station de base.
- En liaison descendante, les séquences de GOLD obtenues grâce à des polynômes primitifs de  $GF(2)$  de degré  $n = 18$  sont utilisés. Il en existe 512 divisés en 32 groupes de 16

Les codes de brouillage sont répétés toutes les 10 ms, qui est la durée d'une trame radio. La figure 1.7 représente le scrambling dans un canal DPCH en liaison descendante.

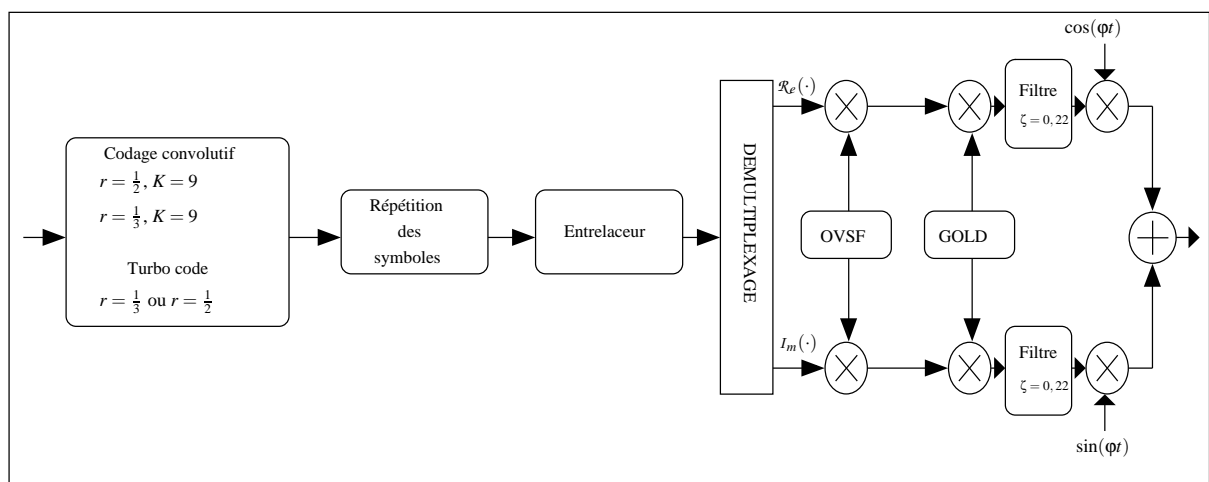


FIG. 1.7 – Canal DPCH en liaison descendante, UTRA-FDD.



Cette partie de la chaîne a fait également l'objet d'études récentes au sein de l'équipe. Cela a permis de mettre au point une méthode d'identification aveugle des paramètres de l'embrouilleur et de l'encodeur, en tirant profit de la redondance induite par l'encodage des données [32].

#### 1.4.4 Bloc de modulation, exemple de l'UTRA en mode FDD

Dans tous les canaux physiques la modulation, dans le bloc (4) de la chaîne de transmission est la même. Le débit chip (débit des éléments de la séquence d'étalement) est égal à 4,096 Mcps. On peut l'augmenter jusqu'à 8,129 ou 16,384 Mcps. Le filtre d'émission est un filtre en racine de cosinus surélevé (RCS) de coefficient de roll-off ou coefficient de retombée  $\zeta = 0,22$ , dont la réponse impulsionnelle est donnée par l'équation (1.1).

$$RCS(t) = \frac{\sin(\pi \frac{t}{T_c})}{\pi \frac{t}{T_c}} \cdot \frac{\cos(\zeta \pi \frac{t}{T_c})}{1 - 4\zeta^2 \frac{t^2}{T_c^2}} \quad (1.1)$$

où  $T_c = \frac{1}{\mathcal{D}_c}$ , et  $\mathcal{D}_c$  le débit chip, c'est-à-dire le débit des éléments de la séquence d'étalement.

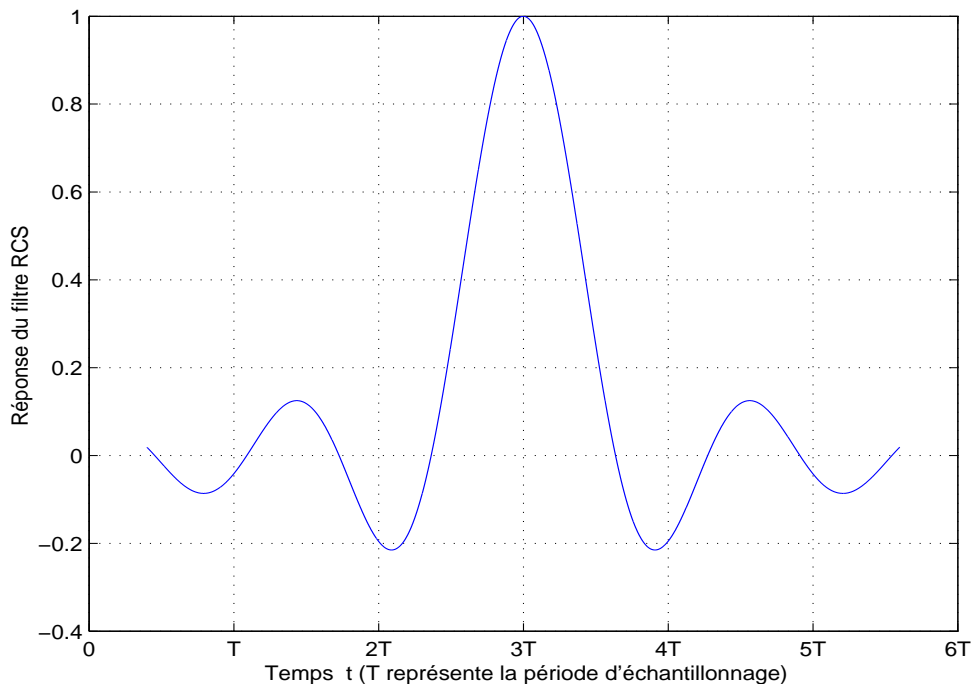


FIG. 1.8 – Réponse impulsionnelle du filtre de mise en forme.

La réponse impulsionnelle du filtre d'émission est représentée sur la figure 1.8. Enfin, dans la norme UMTS par exemple, deux types de modulation sont utilisées suivant le sens de la communication. En liaison descendante, la constellation utilisée est une QPSK, tandis qu'en liaison montante, une BPSK est utilisée [21].

Après avoir présenté les différents blocs qui composent une chaîne de transmission simplifiée de type 3G, nous résumons dans la section suivante, les principaux résultats du bloc d'étalement qui est la partie sur laquelle nous nous focaliserons dans la suite de ce document.

## 1.5 Résumé sur les blocs d'étalement et d'embrouillage

L'étude du bloc (2) faisant l'objet de la suite de ce manuscrit, nous en résumons les principales caractéristiques, et ce, suivant le sens de la communication :

- En liaison montante (UL), les codes OVFSF (Orthogonal Variable Spreading Factor) servent à séparer les différents canaux, provenant de la même source ; et les séquences de GOLD de longueur  $2^{25} - 1$  ou  $2^{41} - 1$  servent à séparer les utilisateurs, le facteur d'étalement est  $SF = 4, 8, \dots, 256$ .
- En liaison descendante (DL), les codes OVFSF servent à séparer les différents canaux, provenant de la même source ; et les séquences de GOLD de longueur  $2^{18} - 1$  ou  $2^{41} - 1$  servent à séparer les utilisateurs et à différencier les cellules, le facteur d'étalement est  $SF = 4, 8, \dots, 512$ .

Notons que suivant les normes, les blocs (2) et (3) décrits précédemment peuvent être inversés. Enfin, le tableau 1.2 représente les paramètres importants de l'interface radio de la norme UMTS (UTRA), dont ceux du bloc d'embrouillage ( bloc (3) ).

<b>Largeur de bande</b>	5 MHz
<b>Mode duplex</b>	FDD et TDD
<b>Modulation</b>	QPSK (DL) BPSK (UL)
<b>Codage de canal</b>	Convolutif $r = 1/2$ et $1/3$ Turbo-codes $r = 1/3$
<b>Détection cohérente</b>	Pilotes multiplexés temporellement par utilisateur Pilotes communs pour la DL
<b>Multiplexage des canaux (DL)</b>	Facteur d'étalement variable et codes multiples
<b>Multiplexage des canaux (UL)</b>	Multiplexage temporel des canaux pilote et de contrôle Multiplexage <b>I</b> (canaux de données) et <b>Q</b> (canaux de contrôle)
<b>Débit variable</b>	Multiplexage temporel des canaux de contrôle et de données
<b>Facteur d'étalement</b>	4, 8, $\dots$ , 256 (UL) 4, 8, $\dots$ , 512 (DL)
<b>Contrôle de puissance</b>	Boucle ouverte et boucle fermée rapide (1,5 KHz)
<b>Etalement et embrouillage (DL)</b>	OVFSF : séparation des canaux Séquences de GOLD ( $2^{18} - 1$ ou $2^{41} - 1$ ) : séparation des utilisateurs et des cellules
<b>Etalement et embrouillage (UL)</b>	OVFSF : séparation des canaux Séquences de GOLD ( $2^{25} - 1$ ou $2^{41} - 1$ ) : séparation des utilisateurs
<b>Handover</b>	Soft handover et handover entre fréquences

TAB. 1.2 – Paramètres de l'UTRA.

## 1.6 Conclusion

Nous venons de voir dans ce chapitre que les systèmes dits de troisième génération (3G) sont basés sur la technique d'accès multiple DS-CDMA. Par l'étude de certains de ces systèmes, nous avons mis en évidence trois blocs similaires de leur chaîne de transmission respective. Puis nous en avons succinctement décrit les rôles, en se basant sur les spécifications techniques de la couche physique de l'UMTS (UTRA).

Les blocs notés ① et ③ ayant fait l'objet d'études récentes en contexte non coopératif, nous nous focaliserons dans la suite de ce travail sur le bloc ② où se fait l'étalement de spectre. Ce choix se justifie par notre volonté de réduire la complexité de ce travail, vu le contexte hostile dans lequel nous nous situons.

Ainsi, dans le chapitre suivant, nous ferons quelques rappels sur le principe de l'étalement de spectre par séquence directe et les techniques d'accès multiple. Puis, nous introduirons le modèle de signal multi-utilisateurs et/ou multi-standards que nous utiliserons par la suite.

## Chapitre 2

# Techniques d'accès multiple - Introduction à l'étalement de spectre

### 2.1 Introduction

Le besoin de plus en plus fort de transmettre des données diverses à des débits de plus en plus grands, et avec une fiabilité accrue, a conduit à la conception de systèmes 3G, comme nous l'avons indiqué dans le chapitre précédent. Tous ces systèmes présentent l'avantage de permettre le partage d'une même bande de fréquence entre plusieurs utilisateurs, dont le nombre ne cesse d'augmenter. Deux techniques de partage de la ressource radio (techniques d'accès multiple) ont initialement été employées (dans les systèmes 2G) : l'Accès Multiple par Répartition de Fréquences (FDMA) qui permettait à différents utilisateurs de transmettre sur des bandes de fréquences disjointes, et l'Accès Multiple par Répartition de Temps (TDMA), grâce à laquelle des utilisateurs transmettaient pendant des intervalles de temps différents. Le canal était ainsi partitionné en sous canaux indépendants [33]. Cependant, ces deux techniques d'accès multiple conservent une certaine rigidité, qui peut nuire à la capacité en nombre d'utilisateurs du système, surtout lorsque ceux-ci émettent des données de façon sporadique.

Les systèmes 3G utilisent la technique d'accès par répartition de codes (CDMA), basée sur l'étalement de spectre ; ce qui donne une solution plus flexible au problème posé par les deux techniques citées plus haut. La largeur de bande du signal émis dans un système à étalement de spectre est très supérieure au débit d'information [1]. Le signal est multiplié par une séquence pseudo-aléatoire pour lui donner des propriétés proches de celles d'un bruit. L'étalement de spectre possède des qualités très attrayantes, dont la résistance au brouillage intentionnel. Cette propriété fut la raison première de son utilisation dans le domaine militaire [34, 35].

Dans ce chapitre, nous présentons les techniques d'accès multiple ci-dessus citées, en particulier le

CDMA. Puis, nous justifions l'emploi du CDMA dans les systèmes 3G en présentant le principe de l'étalement de spectre et les avantages qu'il présente. Enfin, nous donnons le modèle du signal multi-utilisateurs que nous utiliserons dans les chapitres suivants.

## 2.2 Introduction aux systèmes DS-CDMA

Il existe plusieurs méthodes pour partager une ressource radio entre  $N_u$  utilisateurs. Nous présentons succinctement la particularité de deux d'entre elles avant de s'attarder sur le CDMA, en particulier le DS-CDMA. En effet, une étude préalable de la spécificité des transmissions de type CDMA est nécessaire si nous voulons réaliser un récepteur multi-standards 3G, a fortiori en contexte non coopératif.

### 2.2.1 Techniques d'accès multiple FDMA et TDMA

La technique d'Accès Multiple par Répartition de Fréquences (FDMA) est une solution simple qui consiste à diviser la bande de fréquence  $W$  disponible en  $N_u$  (nombre d'utilisateurs total) sous bandes disjointes et à allouer une sous bande à chaque utilisateur. Elle est utilisée dans de nombreux systèmes tels que le GSM, ainsi que dans de nombreux systèmes satellitaires. Cependant, cette méthode présente deux inconvénients majeurs. D'abord, les différentes sous bandes sont séparées par une bande de garde. Ainsi, le nombre de sous bandes est inférieur au nombre idéal. Ensuite, la complexité du système d'E/R (Emission/Réception) est accrue car il doit pouvoir travailler sur plusieurs fréquences. D'où la nécessité de réaliser des synthétiseurs de fréquences et surtout des filtres (un pour chaque canal), rendant ainsi le système peu flexible au niveau du nombre d'utilisateurs.

La technique d'Accès Multiple par Répartition de Temps (TDMA) consiste à définir une durée de trame  $T_t$  et à décomposer cette dernière en  $N_u$  intervalles de temps encore appelés "time slot", de durée  $T_{slot} = \frac{T_t}{N_u}$ . Ainsi, chaque utilisateur souhaitant transmettre des données se voit allouer un "time slot" particulier dans chaque trame. La division temporelle permet ainsi d'avoir un débit plus grand qu'avec le FDMA (pas de fréquence de garde). En outre, cette méthode est plus flexible au niveau du nombre d'utilisateurs à partir du moment où le temps d'accès est paramétrable [36]. L'inconvénient majeur de cette technique est de nécessiter une horloge commune à tous les utilisateurs, ce qui peut poser des problèmes de synchronisation.

Ainsi, pour les modes d'accès FDMA ou TDMA, le canal de transmission est décomposé en sous canaux indépendants, chaque sous canal étant alloué à un utilisateur. La principale difficulté consiste donc à allouer les ressources libres (sous bandes ou time slot) aux utilisateurs, ce qui n'est pas le cas du CDMA.

### 2.2.2 Technique d'accès multiple CDMA

Afin d'éviter d'avoir à allouer des ressources (surtout lorsque le nombre d'utilisateurs augmente), la solution consiste à permettre l'accès simultané de tous les utilisateurs à la même bande de fréquence. Chaque utilisateur se voit allouer une séquence pseudo-aléatoire (ou code d'étalement) au moyen de laquelle il encode les bits ou symboles qu'il doit transmettre. Les bits ou symboles des différents utilisateurs sont séparés au niveau du récepteur par corrélation du signal reçu avec les différentes séquences pseudo-aléatoires. Ceci constitue la méthode d'Accès Multiple par Répartition de Codes (CDMA). La figure 2.1 représente de façon schématique ces trois techniques d'accès multiple.

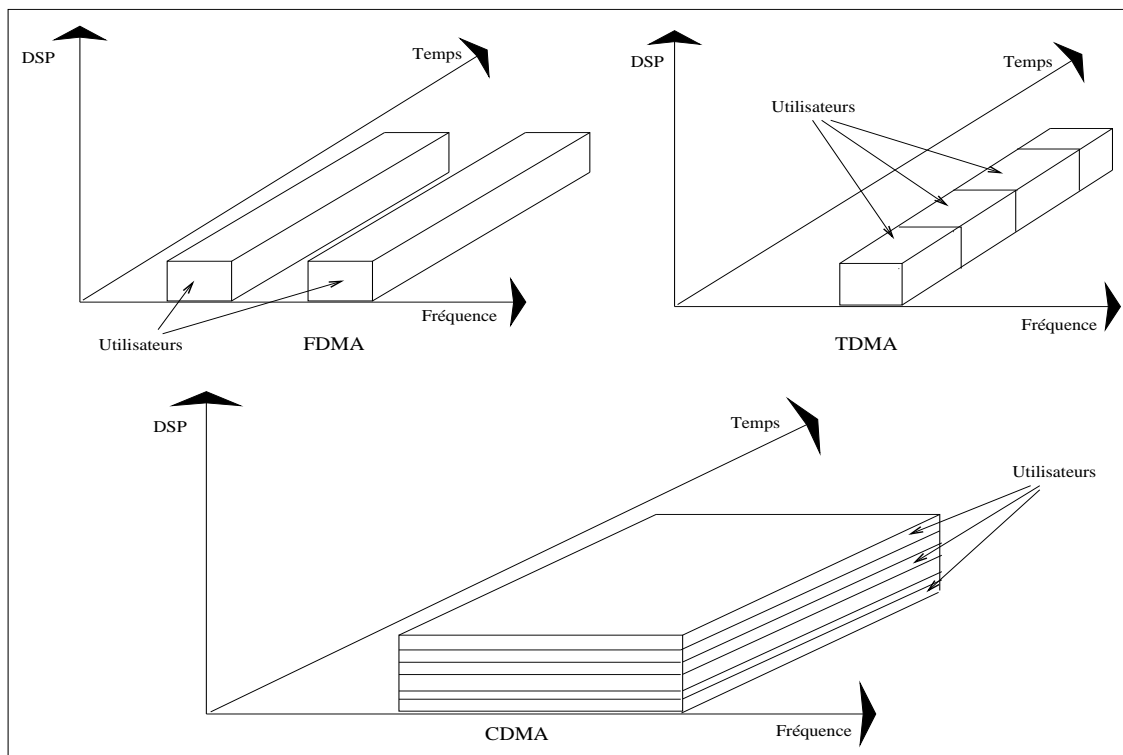


FIG. 2.1 – Techniques d'accès TDMA, FDMA et CDMA.

Comme mentionné en introduction, un des inconvénients de cette méthode réside dans le fait que la corrélation de l'information avec le code induit une certaine redondance de l'information et donc diminue le débit réel. Par conséquent, la bande utilisée est beaucoup plus large que la bande nécessaire. Cependant, la décorrélation en réception permet de récupérer l'information, même si elle est fortement bruitée. Cela permet d'émettre avec des puissances plus faibles. Exceptés quelques systèmes très spécifiques [37], le système est parfaitement asynchrone.

Du point de vue multi-utilisateurs, le CDMA permet un accès aléatoire et sécurisé de l'information grâce à la signature (code d'étalement). Il permet également une flexibilité du système car elle se superpose facilement à un système existant (peu perturbateur et forte immunité grâce à l'étalement de spectre), mais

aussi en termes de nombre d'utilisateurs et de débits via les codes.

Le comportement d'un système CDMA n'est pas le même dans le cas d'une liaison descendante ou dans celui d'une liaison montante. Dans le premier cas, l'utilisation de séquences orthogonales garantit l'absence d'interférences entre les utilisateurs. Dans le second cas, malgré les faibles intercorrélations des séquences, il subsiste une interférence entre les utilisateurs qu'il faut prendre en compte pour améliorer les performances du système. A cette fin, chaque récepteur doit disposer des signatures des autres utilisateurs, comme c'est le cas en contexte coopératif.

Notons enfin que, certaines études ont montré que le TDMA et le FDMA étaient avantageux si le canal n'introduisait pas d'évanouissement [38]. Dans le cas contraire, le CDMA, grâce à l'étalement de spectre, garantit de meilleures performances. D'où son intégration dans la plupart des normes 3G qui impose donc l'utilisation des techniques d'étalement de spectre.

### 2.3 Principe de l'étalement de spectre

Le principe de l'étalement de spectre, quelle que soit la méthode utilisée, repose sur le codage de l'information à transmettre avec une séquence pseudo-aléatoire, connue seulement des utilisateurs. La conséquence directe de ce codage est l'étalement de la densité spectrale de puissance sur une plus grande largeur de bande, comme illustré sur les figures 2.2 et 2.3 où :  $F_s$  est la fréquence symbole,  $\frac{N_0}{2}$  la densité spectrale de puissance du bruit,  $L$  le facteur d'étalement (longueur de la séquence utilisée),  $F_c$  la fréquence chip (fréquence d'un élément de la séquence d'étalement). Le spectre du signal informatif en bande de base de largeur  $F_s$  est ainsi élargi au spectre du signal étalé de largeur  $F_c = L \cdot F_s$ .

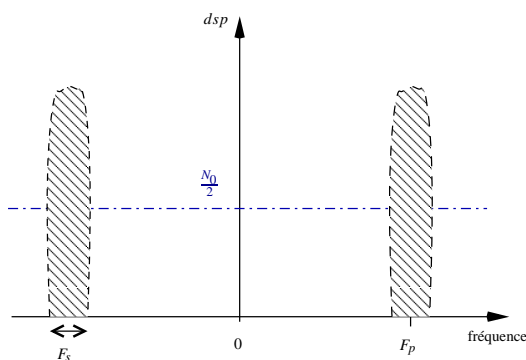


FIG. 2.2 – Transmission numérique classique : aspect spectral.

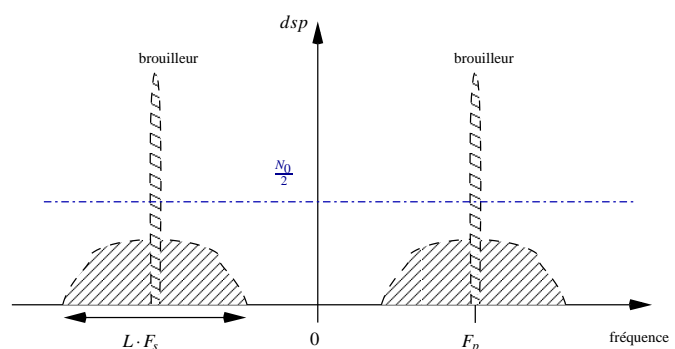


FIG. 2.3 – Transmission numérique à spectre étalé : aspect spectral.

Le signal transmis se comporte alors comme du bruit vis-à-vis des autres utilisateurs qui travaillent en bande étroite ou de ceux qui n'ont pas le code. Il existe deux techniques d'étalement de spectre : l'étalement

par sauts de fréquence FH (Frequency Hopping) et l'étalement par séquence directe DS (Direct Sequence). La deuxième citée est la plus utilisée dans les transmissions de type CDMA. On parle alors de transmission DS-SS, dont le principe sera détaillé dans la sous-section suivante.

Le lecteur intéressé par la méthode FH, en particulier en contexte non coopératif, trouvera de plus amples informations dans [39]. Les modulations les plus couramment employées pour les transmissions à étalement de spectre par séquence directe sont les modulations de phase à deux et quatre états.

### 2.3.1 Étalement de spectre par séquence directe

Grâce aux propriétés des séquences pseudo-aléatoire utilisées, l'étalement de spectre par séquence directe est plus souvent utilisé, et est de plus en plus étendu à des domaines divers et variés. La figure 2.4 donne le principe de l'étalement par séquence directe. Cela consiste à multiplier chaque symbole informatif de période symbole  $T_s$  par une séquence pseudo-aléatoire entière, dont les éléments ou chips ont une période  $T_c$  (période chip) beaucoup plus faible que  $T_s$ . La longueur  $L$  de la séquence pseudo-aléatoire et la période chip  $T_c$  sont deux caractéristiques importantes des transmissions à étalement de spectre par séquence directe.

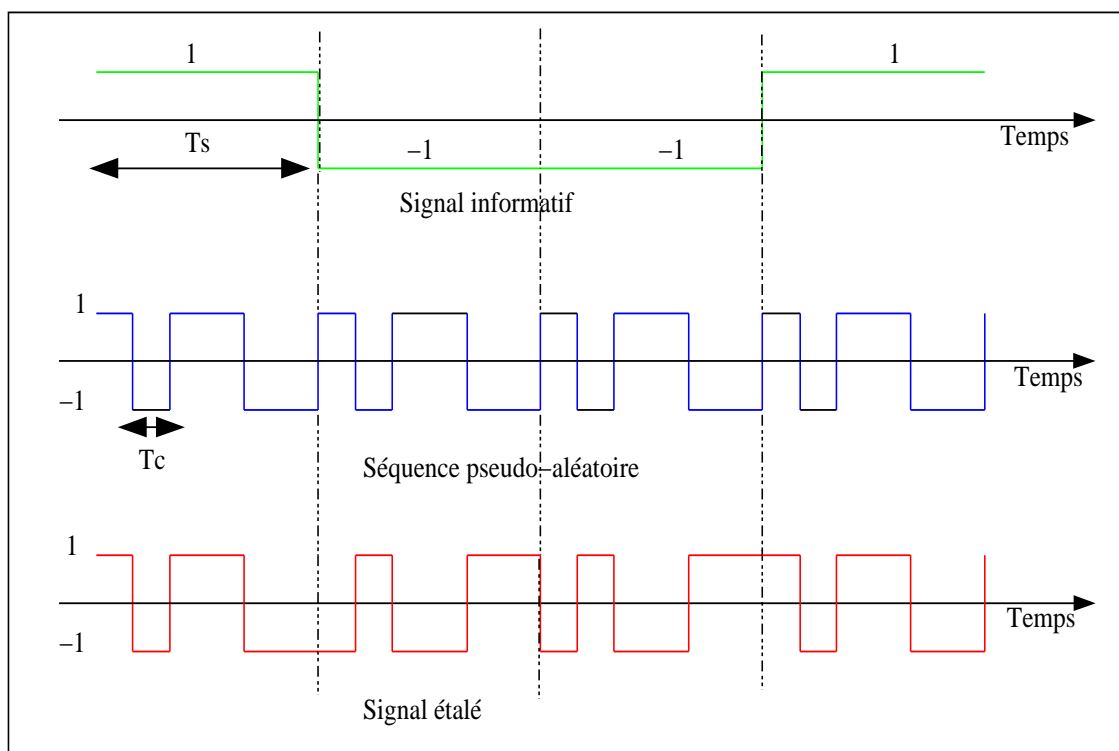


FIG. 2.4 – Principe de l'étalement de spectre par séquence directe

Sur la figure 2.4, la durée de la séquence est égale à la période symbole. Cependant, il existe des systèmes de transmission où la durée totale de la séquence pseudo-aléatoire est plus grande que la période symbole [33]. Toutefois, nous nous limitons aux cas où la durée de la séquence pseudo-aléatoire est égale à la période symbole. Dans le cas où les symboles et les séquences sont bipolaires ( $\in \{-1, +1\}$ ), étaler le



signal informatif par séquence directe revient à remplacer chaque symbole par la séquence pseudo-aléatoire ou son opposé selon le signe du symbole à transmettre.

Pour pallier aux interférences entre les différents utilisateurs, les séquences sont choisies au mieux orthogonales entre elles, ou pour le moins de faible intercorrélacion, et ce suivant le sens de la communication. En liaison descendante, les séquences d'HADAMARD, qui sont orthogonales entre elles, peuvent être utilisées. Par contre, en liaison montante, ces séquences ne sont plus utilisées, car elles perdent leurs propriétés d'orthogonalité quand elles sont décalées les unes par rapport aux autres. Les codes employés sont alors des séquences de GOLD qui sont faiblement corrélées entre elles [29].

La construction et les propriétés des séquences utilisées dans le DS-CDMA ont largement été traitées dans la littérature [1, 27, 31, 40, 41], lui conférant ainsi de nombreux avantages, dont la possibilité de transmettre plusieurs signaux dans la même bande de fréquence, tout en minimisant l'interférence entre les utilisateurs (bruit IAM). Le DS-CDMA possède aussi une meilleure résistance aux échos. Dans la suite, nous allons donner le formalisme mathématique d'un signal à spectre étalé.

### 2.3.2 Modélisation du signal au niveau de l'émetteur

La figure 2.5 illustre la structure de l'émetteur pour une transmission à spectre étalé par séquence directe.

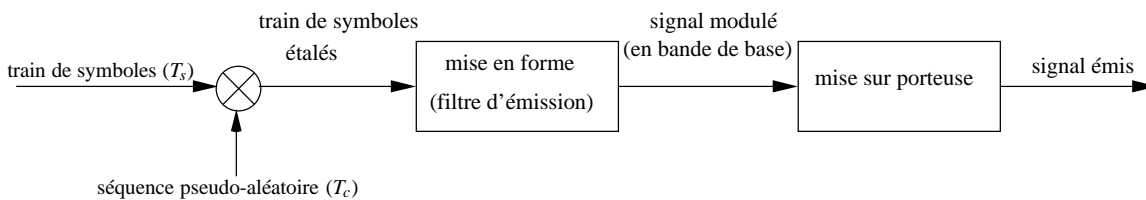


FIG. 2.5 – Structure de l'émetteur pour une transmission numérique à spectre étalé.

Pour une meilleure compréhension, nous supposons que  $N_u = 1$ , nous généraliserons au cas multi-utilisateurs et multi-standards dans la suite. Les notations suivantes sont adoptées :

- $a_k$  représente le  $k^{\text{ième}}$  symbole à transmettre
- $c_n$  est le  $n^{\text{ième}}$  élément de la séquence d'étalement (chip) normalisée  $\mathbf{c} = \frac{1}{\sqrt{L}}[c_0, \dots, c_n, \dots, c_{L-1}]^T$ , et  $L$ , la longueur de la séquence d'étalement ;
- $g(t)$  est le filtre de mise en forme de la séquence d'étalement ;
- $C_f(t)$  est le filtre de canal (qui prend en compte les échos du canal de transmission) ;
- $r(t)$  est le filtre de réception.

Nous allons montrer que mathématiquement, l'expression du signal étalé par séquence directe est similaire à celle d'un signal non étalé ; la différence se fait au niveau de la signature des séquences (filtre de mise en forme des séquences). Pour une transmission classique,  $g(t)$  représente le filtre "classique" d'émission. En posant dans ce cas  $g(t) = g_{classique}(t)$ , le signal en bande de base s'écrit :

$$x(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k g_{classique}(t - kT_s) \quad (2.1)$$

Supposons que la suite de symboles étalés  $\tilde{a}_{kL+n}$  est telle que :  $\tilde{a}_{kL+n} = a_k c_n$ ,  $n < L$ . En notant :  $g(t) = g_{étalé}(t)$ , le signal en bande de base pour une transmission à spectre étalé s'écrit alors :

$$x(t) = \sum_{l=-\infty}^{+\infty} \tilde{a}_l \cdot g_{étalé}(t - lT_c) \quad (2.2)$$

En posant :  $l = kL + n$ ,  $k \in \mathbb{Z}$  et  $n \in \{0, 1, \dots, L-1\}$ , et puisque  $T_s = L \cdot T_c$ , l'équation (2.2) devient :

$$\begin{aligned} x(t) &= \sum_{n=0}^{L-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \tilde{a}_{kL+n} \cdot g_{étalé}(t - (kL+n)T_c) \\ &= \sum_{n=0}^{L-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k c_n \cdot g_{étalé}(t - kT_s - nT_c) \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k \left( \sum_{n=0}^{L-1} c_n \cdot g_{étalé}(t - kT_s - nT_c) \right) \end{aligned} \quad (2.3)$$

Enfin, posons  $e(t) = \sum_{n=0}^{L-1} c_n \cdot g_{étalé}(t - nT_c)$  et introduisons-le dans l'équation (2.3), nous obtenons alors l'expression du signal à spectre étalé en bande de base, similaire à celle de l'équation (2.1) :

$$x(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k e(t - kT_s) \quad (2.4)$$

Dans la sous-section suivante, nous montrons comment se fait l'estimation des symboles émis en réception, pour une transmission classique et pour une transmission à étalement de spectre.

### 2.3.3 Désétalement en réception

Pour une transmission classique, le filtre global de la chaîne de transmission  $h_{classique}(t)$  est  $h_{classique}(t) = (r \otimes C_f \otimes g_{classique})(t)$ , où le terme  $\otimes$  désigne le produit de convolution. Le signal en sortie du filtre de réception est :  $y(t) = (r \otimes C_f \otimes x)(t)$ . En utilisant l'équation (2.1), nous obtenons :

$$y(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k h_{classique}(t - kT_s) \quad (2.5)$$

Dans une transmission à spectre étalé, le filtre global de la chaîne de transmission  $h_{étalé}(t) = (r \otimes C_f \otimes$

$e)(t)$  prend en compte la signature de la séquence. Comme pour une transmission classique, le signal étalé non bruité en sortie du filtre de réception s'écrit :

$$y(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k h_{\text{étalé}}(t - kT_s) \quad (2.6)$$

Les séquences d'étalement le plus souvent utilisées sont des séquences orthogonales. Avec les notations précédentes, pour deux séquences  $\mathbf{c}^i$  et  $\mathbf{c}^j$  de même longueur  $L$ ,  $i \neq j$ , nous pouvons alors écrire leur intercorrélacion à l'origine :

$$\Gamma_{\mathbf{c}^i \mathbf{c}^j}(0) = \sum_{n=0}^{L-1} c_n^i c_n^{*j} = \delta_{ij} \quad (2.7)$$

où  $(\cdot)^*$  représente le transposé conjugué de  $(\cdot)$ ,  $\delta_{ij}$  le symbole de KRONECKER, défini comme suit :

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } i = j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (2.8)$$

$\Gamma_{\mathbf{c}^i \mathbf{c}^j}(0) = 1$  pour  $i = j$  car les séquences sont normalisées. Ainsi, le récepteur classique utilisé dans une transmission numérique à étalement de spectre est un corrélateur (ou décorrélateur).

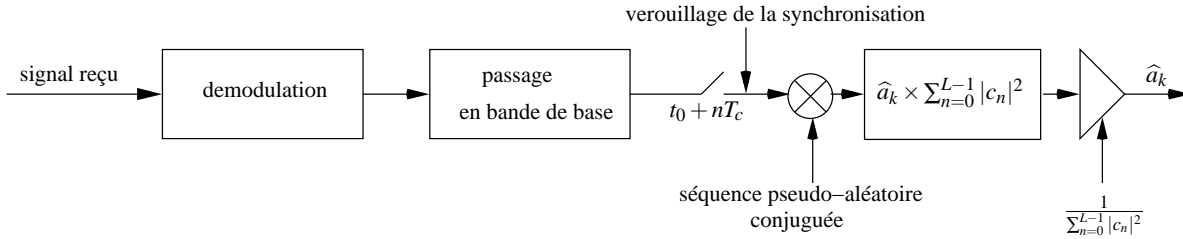


FIG. 2.6 – Schéma bloc du récepteur pour une transmission numérique à spectre étalé.

La figure 2.6 présente la structure du récepteur. Nous allons montrer que les symboles estimés par le récepteur correspondent bien aux symboles transmis. En effet, en reprenant l'expression des symboles étalés  $\tilde{a}_{kL+n} = a_k c_n$ , nous pouvons écrire :

$$\begin{aligned} \left( \sum_{n=0}^{L-1} |c_n|^2 \right) \hat{a}_k &= \sum_{n=0}^{L-1} c_n^* \tilde{a}_{kL+n} \\ &= \sum_{n=0}^{L-1} c_n^* (a_k c_n) \\ &= \left( \sum_{n=0}^{L-1} c_n^* c_n \right) a_k \end{aligned} \quad (2.9)$$

Or le terme  $(\sum_{n=0}^{L-1} c_n^* c_n)$  de l'expression (2.9) traduit l'autocorrélacion à l'origine de la séquence d'éta-

lement. Compte tenu de la normalisation, nous avons :

$$\Gamma_{cc}(0) = \left( \sum_{n=0}^{L-1} c_n^* c_n \right) = 1 \quad (2.10)$$

En pratique, il y a deux phases importantes avant de retrouver les symboles émis (qui constituent la synchronisation) : l'acquisition et la poursuite que nous ne détaillons pas dans ce rapport, afin de ne pas l'alourdir inutilement. Ainsi en remplaçant l'expression (2.10) dans l'équation (2.9), nous obtenons une expression des symboles estimés dans le cas où il n'y a pas de bruit :

$$\boxed{\hat{a}_k = a_k} \quad (2.11)$$

Dans la sous-section suivante, en considérant cette fois un canal gaussien, les performances en réception sont étudiées.

### 2.3.4 Critère de performances en réception

Les formules précédentes ne faisaient pas intervenir le bruit. Dans ce qui suit, nous étudions les performances en fonction du bruit additif  $b(t)$  dans un canal gaussien. Le signal étalé bruité  $y(t) + b(t)$  s'écrit alors :

$$y_b(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k h_{\text{étalé}}(t - kT_s) + b(t) \quad (2.12)$$

Afin de simplifier les notations, posons :

$$\begin{cases} \varphi = \frac{1}{\sum_{n=0}^{L-1} |c_n|^2} \\ \tilde{a}_n = \hat{a}_{kL+n} + b_n = a_k c_n + b_n \end{cases}$$

De plus, faisons alors l'hypothèse que le bruit est blanc gaussien et centré, que les signaux sont indépendants, et enfin que les symboles et le bruit ne sont pas corrélés. Nous pouvons alors écrire :

$$\begin{cases} \hat{a}_k = \varphi \left( \sum_{n=0}^{L-1} a_k c_n c_n^* + \sum_{n=0}^{L-1} b_n c_n^* \right) \implies \hat{a}_k = a_k + \varphi \sum_{n=0}^{L-1} b_n c_n^* \\ \mathcal{E} \{ \hat{a}_k \} = a_k + \varphi \sum_{n=0}^{L-1} \mathcal{E} \{ b_n \} c_n^* = a_k \\ \mathcal{E} \{ |\hat{a}_k - a_k|^2 \} = \varphi^2 \sum_{n=0}^{L-1} |c_n|^2 \mathcal{E} \{ |b_n|^2 \} = \varphi \sigma_b^2 \end{cases}$$

Les rapports signaux sur bruit en réception avant et après désétalement ( $RSB_{in}$  et  $RSB_{out}$ ) sont donnés

par les équations suivantes :

$$\begin{cases} RSB_{in} = \frac{\mathcal{E}\{|a_k c_n|^2\}}{\sigma_b^2} = \frac{\mathcal{E}\{|a_k|^2\} \mathcal{E}\{|c_n|^2\}}{\sigma_b^2} = \frac{\sigma_a^2 \sigma_c^2}{\sigma_b^2} \\ RSB_{out} = \frac{\mathcal{E}\{|a_k|^2\}}{\mathcal{E}\{|\hat{a}_k - a_k|^2\}} = \frac{\sigma_a^2}{\phi \sigma_b^2} \end{cases} \quad (2.13)$$

où  $\sigma_c^2$  représente la variance de la séquence, définie par :

$$\sigma_c^2 = \mathcal{E}\{|c_n|^2\} = \frac{1}{L} \sum_{n=0}^{L-1} |c_n|^2 = \frac{1}{\phi L} \quad (2.14)$$

Ainsi, en combinant les équations (2.13) et (2.14), nous obtenons la relation entre les deux  $RSB$  :

$$\begin{cases} RSB_{out} = L \cdot RSB_{in} \\ RSB_{out} = RSB_{in} + 10 \log_{10}(L) \quad dB \end{cases} \quad (2.15)$$

Nous voyons donc que, pour une transmission à spectre étalé par séquence directe, le rapport signal sur bruit en sortie du filtre de réception est  $L$  fois plus grand que celui en entrée. Les deux expressions données pour rappel dans l'équation suivante permettent de voir que l'expression du signal étalé bruité reçu en bande de base est similaire à celle d'une transmission classique à un filtre global près :

$$\begin{cases} y_b(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k h_{étalé}(t - kT_s) + b(t) : \text{signal à spectre étalé} \\ y_b(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k h_{classique}(t - kT_s) + b(t) : \text{transmission classique} \end{cases} \quad (2.16)$$

Dans la suite du document, pour des raisons de simplification des notations,  $h_{étalé}(t)$  sera noté tout simplement  $h(t)$  puisque seuls les signaux étalés font l'objet de notre étude. Les performances du récepteur sont données en terme de probabilité d'erreur bit  $P_{eb}$ . Pour une modulation PSK-2, l'expression de la probabilité d'erreur pour une transmission classique est :

$$P_{eb} = \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \left( \sqrt{\frac{E_b}{N_0}} \right) \quad (2.17)$$

où  $E_b$  est l'énergie reçue par élément binaire émis. En utilisant la similitude des expressions de l'équation (2.16), et  $E_b = L \cdot E_c$  ( $E_c$  est l'énergie reçue par chip émis), nous obtenons pour un signal à spectre étalé :

$$P_{eb} = \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \left( \sqrt{\frac{L \cdot E_c}{N_0}} \right) \quad (2.18)$$

A partir de l'expression (2.18), le nombre d'utilisateurs simultanés, pour une probabilité d'erreur binaire souhaitée, peut être déterminé.

### 2.3.5 Détermination du nombre d'utilisateurs pouvant transmettre simultanément

Dans les transmissions de type CDMA, plusieurs utilisateurs utilisent la même bande de fréquence, et leurs séquences sont différentes et peu corrélées. Afin de déterminer théoriquement le nombre d'utilisateurs  $N_u$  qui peuvent être simultanément tolérés, supposons qu'ils sont tous reçus avec la même puissance  $\mathcal{P}_{moy}$ . Nous montrons que dans ce cas, la probabilité d'erreur binaire est fonction de la longueur de la séquence et du nombre d'utilisateurs.

Le signal utile est celui qui correspond à l'utilisateur auquel on s'intéresse. La puissance du bruit (bruit d'interférence d'accès multiple IAM) est la somme des puissances des signaux provenant des  $(N_u - 1)$  autres utilisateurs :  $(N_u - 1)\mathcal{P}_{moy}$ . En supposant une modulation NRZ, et des séquences bipolaires, le débit binaire est donné par :

$$\mathcal{D} = \frac{W}{L} \quad \text{en bits par secondes (bps)}$$

où  $W$  la largeur de bande utilisée (en  $Hz$ ). La durée d'un élément binaire et son énergie sont données par :

$$\begin{cases} T_s = \frac{1}{\mathcal{D}} = \frac{L}{W} = LT_c \\ E_b = \mathcal{P}_{moy}T_s = \mathcal{P}_{moy} \frac{L}{W} \end{cases}$$

La densité spectrale de puissance (DSP) du bruit et le rapport signal sur bruit IAM peuvent être calculés de la façon suivante :

$$\begin{cases} \frac{N_0}{2} = \frac{\mathcal{P}_{moy}(N_u-1)}{2W} & \implies & N_0 = \frac{\mathcal{P}_{moy}(N_u-1)}{W} \\ \frac{E_b}{N_0} = \frac{L}{N_u-1} \end{cases}$$

Ainsi, la probabilité d'erreur binaire  $P_{eb}$ , dans le cas multi-utilisateurs est donnée par :

$$P_{eb} = \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \sqrt{\frac{L}{N_u - 1}} \quad (2.19)$$

Cette équation permet de déduire le nombre d'utilisateurs pouvant transmettre simultanément, avec une probabilité d'erreur binaire  $P_{eb}$  donnée. En posant  $\kappa = \frac{L}{N_u - 1}$  dans l'équation (2.19), le nombre d'utilisateurs, pour une  $P_{eb}$  donnée, est définie comme suit :

$$N_u = \left\lfloor \frac{L}{\kappa} + 1 \right\rfloor \quad (2.20)$$

où  $\lfloor (\cdot) \rfloor$  représente la fonction partie entière de  $(\cdot)$ . La figure 2.7 donne le nombre théorique d'utilisateurs en fonction de la probabilité d'erreur binaire souhaitée pour différentes longueurs de séquences,

plus couramment nommé Spreading Factor (SF) dans la littérature. Nous voyons d'une part que, plus la longueur de la séquence est grande, plus le nombre d'utilisateurs pouvant transmettre simultanément est grand. D'autre part, la probabilité d'erreur binaire la plus faible ( $P_{eb} = 10^{-9}$ ) est obtenue au détriment du nombre d'utilisateurs. Il y a donc un compromis à trouver entre la qualité de la transmission et le nombre d'utilisateurs.

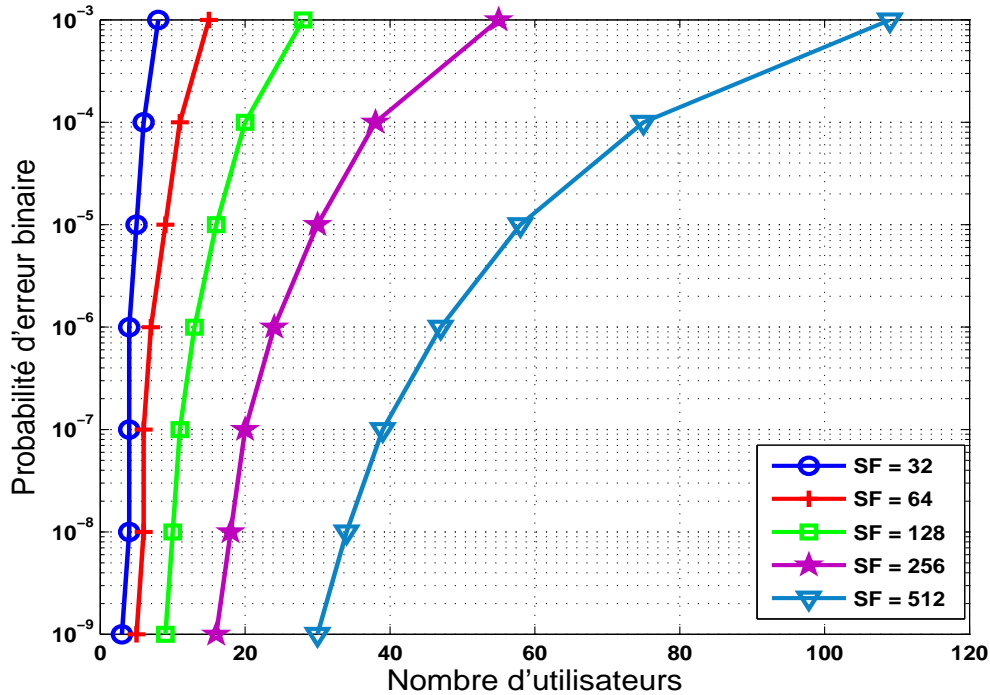


FIG. 2.7 – Nombre d'utilisateurs simultanés en fonction de la  $P_{eb}$  pour différents facteurs d'étalement (SF).

Puisque le but de ce travail est l'identification aveugle des signaux multi-utilisateurs et/ou multi-standards, il est donc nécessaire d'en présenter les modèles.

## 2.4 Modélisation du signal multi-utilisateurs et multi-standards

Le comportement d'un système CDMA n'est pas le même dans le cas d'une liaison descendante ou dans celui d'une liaison montante. En liaison descendante (de la station de base vers les terminaux mobiles), les signaux sont transmis simultanément vers les différents terminaux mobiles. Par contre en liaison montante, les utilisateurs peuvent transmettre de façon complètement asynchrone, comme représenté sur la figure 2.8, où  $T_{r_n}$  est le décalage temporel entre l'utilisateur  $n$  et l'utilisateur de référence, c'est-à-dire l'utilisateur pour lequel nous posons  $T_{r_0} = 0$ . La période symbole  $T_s$  est la même pour tous les utilisateurs. De plus, les retards sont supposés rangés dans l'ordre croissant et inférieurs à  $T_s$  :  $T_{r_0} \leq T_{r_1} \leq \dots \leq T_{r_{N_u-1}} < T_s$ .

La liaison descendante se déduit, sur la figure 2.8, en posant tout simplement :  $T_{r_n} = 0, n = 0, \dots, N_u - 1$ . Ainsi, la liaison descendante peut être vue comme un cas particulier de la liaison montante. Remarquons

aussi que les différents retards sont orientés (ici de la gauche vers la droite). Nous justifierons cette orientation dans la suite du document, en particulier dans la partie traitant de la synchronisation.

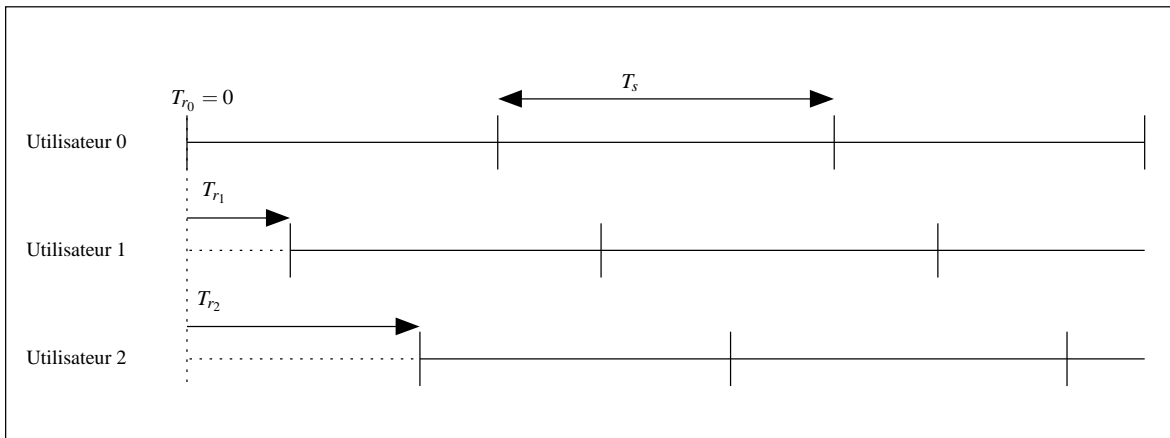


FIG. 2.8 – Configuration des décalages en liaison montante, avec  $N_u = 3$ .

Puisque  $T_s = LT_c$ , cette approche suppose donc que tous les utilisateurs possèdent des séquences d'étalement de même longueur, et donc transmettent des données de même nature. Dans ce cas, le signal multi-utilisateurs peut être modélisé comme suit :

$$y(t) = \sum_{n=0}^{N_u-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_n(k) h_n(t - kT_s - T_{r_n}) + b(t), \quad \text{avec} \quad h_n(t) = \sum_{k=0}^{L-1} c_n(k) p_n(t - kT_c) \quad (2.21)$$

où  $a_n(k)$  représente le  $k^{\text{ième}}$  symbole informatif de la suite  $\mathbf{a}_n = [\dots, a_n(k), \dots]^T$  pour l'utilisateur  $n$ ,  $p_n(t)$  contient les filtres de la chaîne de transmission,  $h_n(t)$  est le résultat de la convolution de  $p(t)$  avec la séquence d'étalement  $\{c_n(k)\}_{k=0 \dots L-1}$ , vue de l'utilisateur  $n$ ,  $T_c$  est la période chip, et  $b(t)$  est le bruit en sortie du filtre de réception, supposé blanc gaussien, centré et de variance  $\sigma_b^2$ . Les symboles sont supposés indépendants et les signaux non corrélés avec le bruit.

Cependant, l'expression (2.21) ne modélise pas complètement une transmission CDMA. En effet, les systèmes CDMA offrent la possibilité aux différents utilisateurs de transmettre des données diverses avec des qualités de services (QoS) différentes, et donc à des débits différents [42], ce qui ne ressort pas dans cette expression. Il est donc nécessaire de trouver un modèle tenant compte de l'aspect multi-services (ou multi-débits) des transmissions CDMA.

A cet effet, deux schémas de modélisation des transmissions multi-débits sont souvent considérés : l'approche multi-codes (MC) [43], et la technique dite à longueur de séquence d'étalement variable (VSL) [44].



### 2.4.1 Approche dite Multi-Code (MC)

La méthode MC considère le système CDMA comme un système mono-débit, et assigne à chaque utilisateur un certain nombre de séquences d'étalement suivant sa période symbole. Autrement dit, les utilisateurs transmettant à des débits très élevés, dans un même intervalle de temps, vont émettre plusieurs bits en parallèle. Ainsi, chaque utilisateur est vu comme au moins deux utilisateurs virtuels transmettant à un débit inférieur.

Posons :  $N_{ps}^n$ ,  $n = 0, \dots, N_u - 1$ , le nombre de période symbole  $T_{s_{n,j}}$ ,  $j = 0, \dots, N_{ps}^n - 1$  (donc de débits  $\mathcal{D}_{n,j}$ , puisque :  $T_{s_{n,j}} = \frac{1}{\mathcal{D}_{n,j}}$ ) alloué à l'utilisateur  $n$  pour transmettre initialement ses données au débit  $\mathcal{D}_n = \frac{1}{T_{s_n}}$ , tel que :

$$\begin{cases} \mathcal{D}_n = \sum_{j=0}^{N_{ps}^n-1} \mathcal{D}_{n,j} \\ \Rightarrow \frac{1}{T_{s_n}} = \frac{1}{\sum_{j=0}^{N_{ps}^n-1} \frac{1}{T_{s_{n,j}}}} \end{cases} \quad (2.22)$$

Le signal multi-utilisateurs et multi-débits devient alors :

$$y(t) = \sum_{n=0}^{N_u-1} \sum_{j=0}^{N_{ps}^n-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_{n,j}(k) h_{n,j}(t - kT_{s_{n,j}} - T_{r_n}) + b(t) \quad (2.23)$$

où  $a_{n,j}(k)$  représente le  $k^{i\grave{e}me}$  symbole informatif de la suite  $\mathbf{a}_{n,j} = [\dots, a_{n,j}(k), \dots]^T$  pour l'utilisateur  $n$  transmettant ses données aux débits inférieurs  $\mathcal{D}_{n,j}$ ,  $h_{n,j}(t) = \sum_{k=0}^{L_{n,j}-1} c_{n,j}(k) p_{n,j}(t - kT_{c_{n,j}})$  est la convolution de tous les filtres de la chaîne de transmission pour l'utilisateur virtuel  $j$  induit par l'utilisateur  $n$  étalé par la séquence  $\{c_{n,j}(k)\}_{k=0 \dots L_{n,j}-1}$  de période chip  $T_{c_{n,j}}$ . Les autres paramètres intervenant dans l'expression (2.23) ayant été définis plus haut.

Toutefois, en raison des conversions série/parallèle et parallèle/série, lors de la modulation et de la démodulation, respectivement, la stratégie MC est intrinsèquement affectée par un retard de décision. Des études ont montré que la stratégie MC était moins performante que la méthode VSL [44, 45], présentée dans la sous-section qui suit.

### 2.4.2 Approche dite à Longueur de Séquence d'étalement Variable (VSL)

A contrario, avec la méthode VSL, tous les utilisateurs sont étalés par des séquences de même période chip, afin de maintenir la même largeur de bande pour chaque utilisateur. Les différents débits sont pris en compte en assignant des séquences d'étalement de longueurs différentes.

Supposons un ensemble  $\mathbb{S} = \{\mathcal{D}_0, \mathcal{D}_1, \dots, \mathcal{D}_{S-1}\}$  de  $S$  débits disponibles, tels que  $\mathcal{D}_0 < \mathcal{D}_1 < \dots < \mathcal{D}_{S-1}$ . Notons  $N_u^i$  le nombre d'utilisateurs actifs transmettant au débit  $\mathcal{D}_i$  tel que  $\sum_{i=0}^{S-1} N_u^i = N_u$ , le signal global

multi-(utilisateurs et débits) intercepté s'écrit alors :

$$y(t) = \sum_{i=0}^{S-1} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_{n,i}(k) h_{n,i}(t - kT_{s_i} - T_{r_{n,i}}) + b(t) \quad (2.24)$$

où  $h_{n,i}(t) = \sum_{k=0}^{L_i-1} c_{n,i}(k) p_i(t - kT_c)$ . L'indice  $(\cdot)_{n,i}$  se rapporte au  $n^{\text{ième}}$  utilisateur transmettant au débit  $\mathcal{D}_i$ , que nous notons le  $(n,i)^{\text{ième}}$  utilisateur. Par conséquent :

- $a_{n,i}(k)$  est le  $k^{\text{ième}}$  symbole de la suite  $\mathbf{a}_{n,i} = [\dots, a_{n,i}(k), \dots]^T$  du  $(n,i)^{\text{ième}}$  utilisateur, et  $p_i(t)$  est la convolution du filtre d'émission, du filtre du canal de transmission (qui prend en compte les échos du canal) et du filtre de réception pour chaque débit.
- Le terme  $h_{n,i}(t)$  est un filtre virtuel correspondant à la convolution de tous les filtres de la chaîne de transmission avec les séquences d'étalement  $\{c_{n,i}(k)\}_{k=0 \dots L_i-1}$ , où  $L_i$  est la longueur des séquences des  $N_u^i$  utilisateurs.
- Avec la technique VSL, la période symbole  $T_{s_i}$  des  $N_u^i$  utilisateurs est liée à la période chip commune  $T_c$  par :  $T_{s_i} = L_i T_c$ .
- Le terme  $T_{r_{n,i}}$  est le retard de transmission du  $(n,i)^{\text{ième}}$  utilisateur tel que :  $0 \leq T_{r_{n,i}} < T_{s_i}$  et est supposé constant durant l'analyse du signal intercepté, avec aussi  $T_{r_{0,i}} \dots \leq T_{r_{n,i}} \leq \dots \leq T_{r_{N_{iu}-1,i}}, \forall i = 0, \dots, S-1$ .

### 2.4.3 Modélisation retenue et simplifications

Dans la suite de ce document, nous modélisons le signal multi-(utilisateurs et débits) en se basant sur la stratégie VSL. Par soucis de clarté et de simplification, notons  $s_{n,i}(t)$  le signal du  $(n,i)^{\text{ième}}$  utilisateur :

$$s_{n,i}(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_{n,i}(k) h_{n,i}(t - kT_{s_i})$$

Nous pouvons alors réécrire l'expression (2.24) pour aboutir à une forme plus compacte, que nous utiliserons dans la partie traitant la détection :

$$y(t) = \sum_{i=0}^{S-1} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} s_{n,i}(t - T_{r_{n,i}}) + b(t) \quad (2.25)$$

Notons enfin que, contrairement à d'autres modèles [46], nous ne supposons pas que tous les débits sont multiples du plus petit d'entre eux. La figure 2.9 illustre l'approche VSL, où nous avons représenté trois utilisateurs transmettant à des débits différents, mais avec des séquences d'étalement possédant la même période chip.

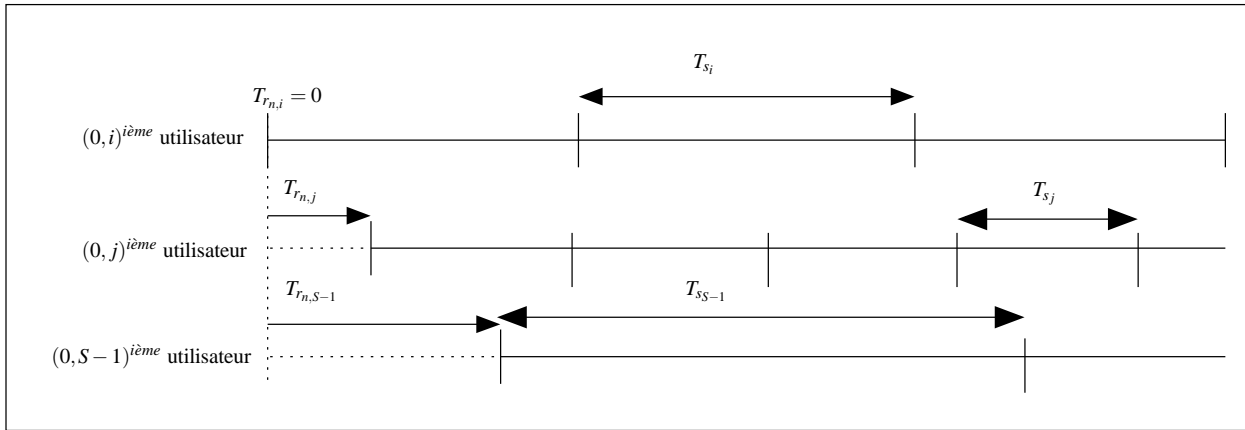


FIG. 2.9 – Approche VSL en liaison montante avec  $N_u = 3$  et  $N_u^i = N_u^j = N_u^{S-1} = 1$ .

En comparant les figures 2.8 et 2.9, nous pouvons constater que les décalages, même pour des signaux transmettant avec le même débit, sont totalement aléatoires. Par ailleurs, il faut noter que les signaux possédant les périodes symboles les plus grandes sont ceux qui transmettront avec les débits les plus faibles, et donc sont étalés avec des séquences possédant les plus grandes longueurs. En effet, l'équation (2.26), qui donne la relation entre les périodes symboles, les longueurs des séquences, et les débits, montre que plus le débit est grand, plus la longueur de la séquence et la période symbole sont petites.

$$\begin{cases} T_{s_i} = L_i T_c \\ T_{s_i} = \frac{1}{\mathcal{D}_i} \\ \implies L_i = \frac{1}{T_c \mathcal{D}_i} \end{cases} \quad (2.26)$$

Ces remarques trouveront leur importance dans la suite du document, en particulier dans les chapitres consacrés à la détection et à la synchronisation. De plus, le signal multi-(utilisateurs et services) peut être vu aussi comme un signal multi-standards, si nous analysons les différents débits proposés par les systèmes DS-CDMA.

## 2.5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons présenté les avantages et les inconvénients des techniques d'accès multiple TDMA et FDMA. Nous avons ensuite montré que les inconvénients de ces deux méthodes sont palliés par l'utilisation du CDMA, basé sur l'étalement de spectre, en particulier l'étalement de spectre par séquence directe. En effet, grâce aux propriétés des séquences d'étalement, le CDMA offre une plus grande flexibilité, notamment en terme de nombre d'utilisateurs. Nous avons aussi donné le modèle de signal multi-utilisateurs et/ou multi-standards, dans le cas général de la liaison montante, adopté dans la suite du document.

Enfin, comme nous l'avons souligné en introduction de ce chapitre, avec l'étalement de spectre par séquence directe, le signal est multiplié par une séquence pseudo-aléatoire pour lui donner des propriétés semblables à celles d'un bruit. Ce qui rend l'interception d'un tel signal difficile, voire impossible, a fortiori en contexte non coopératif. Donc, la première difficulté de ce travail est de détecter de tels signaux, sans connaissance a priori des paramètres de la transmission.

Ainsi, dans ce contexte d'étude, notre travail a été de concevoir, du point de vue radio logicielle, un Récepteur Adaptatif Multi-Standards pour les signaux à Etalement de Spectre (RAMSES), et ce, en contexte non coopératif. Nous avons, par soucis d'efficacité, scindé la conception de ce récepteur en trois phases principales (comme illustré sur la figure 2.10), qui constituent les chapitres suivants de ce document :

- la détection multi-utilisateurs (première étape), qui permet aussi de différencier les standards ;
- la synchronisation (deuxième étape), durant laquelle se fait la détermination du nombre d'utilisateurs interférents, dans un groupe de débits ;
- et enfin, l'estimation des séquences d'étalement (troisième étape), grâce auxquelles les symboles informatifs transmis sont estimés.

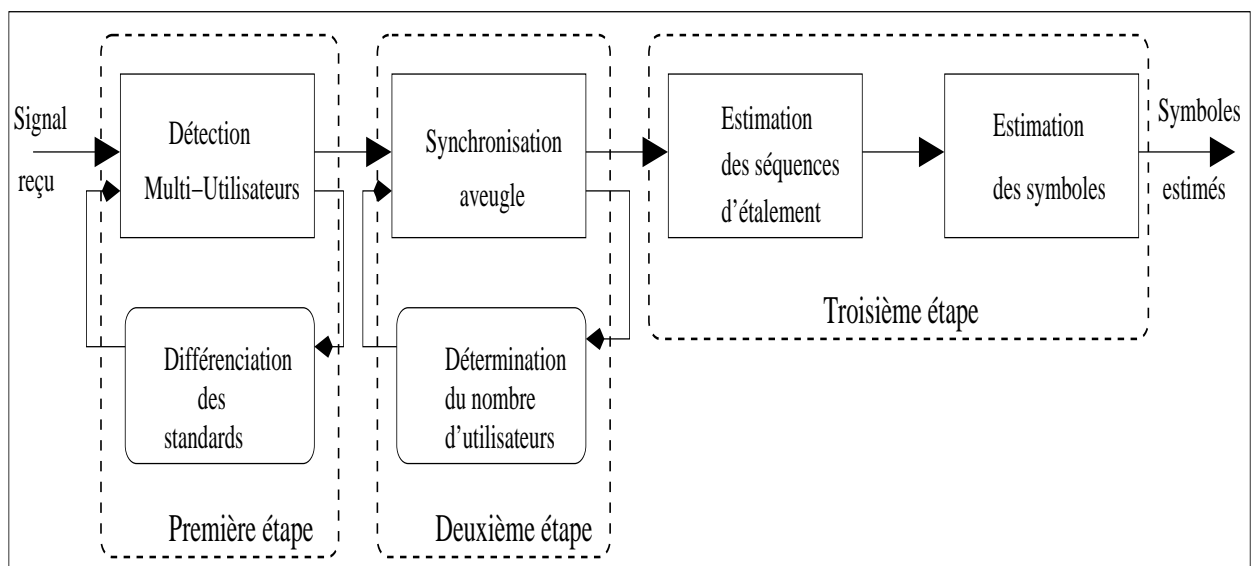


FIG. 2.10 – Représentation schématique des différentes étapes de la conception du récepteur RAMSES.



## Chapitre 3

# Détection multi-utilisateurs et différenciation des standards en contexte non coopératif

### 3.1 Introduction

Nous avons montré dans le chapitre précédent que les signaux à spectre étalé, utilisés dans la plupart des standards 3G, possèdent des propriétés semblables à celles d'un bruit. Par conséquent, sans connaissance sur les paramètres de l'émetteur, la première difficulté est de détecter la présence de tels signaux. L'idée générale est de différencier dans le bruit ambiant la contribution d'un signal à spectre étalé de celle d'un bruit seul.

Ainsi, par le calcul de la fonction d'autocorrélation, nous cherchons à mettre en évidence une périodicité statistique dans le signal qu'un bruit seul ne possède pas. Malheureusement, pour un bruit blanc, tout comme pour les séquences binaires pseudo-aléatoires, la fonction d'autocorrélation est nulle partout, sauf à l'origine [30]. Cela suggère alors d'étudier non pas l'autocorrélation elle-même, mais plutôt les fluctuations d'un estimateur de l'autocorrélation, comme précédemment proposé dans le cas mono-utilisateur [47].

Dans ce chapitre, nous faisons d'abord quelques rappels sur la détection mono-utilisateur, puis nous étendons cette méthode au cas CDMA multi-utilisateurs et multi-standards. Ce choix s'impose de fait car notre récepteur doit être multi-standards et autoconfigurant. Par ailleurs, nous en déduisons une méthode pour différencier les divers standards par l'examen de leur gamme de débits respectifs [48]. En outre, le terme multi-utilisateurs désignera soit une transmission multi-canaux, c'est-à-dire une émission de plusieurs signaux avec la même période symbole, mais avec des codes différents de même longueur, soit une

transmission multi-services, c'est-à-dire une émission de plusieurs signaux avec des débits différents (donc des périodes symboles différentes). Enfin, le terme multi-standards peut être vu comme une combinaison des deux types de transmissions précitées.

## 3.2 Rappels sur la détection mono-utilisateur

Rappelons que dans une transmission à étalement de spectre par séquence directe (DS-SS), les symboles  $a_k$  sont multipliés par une séquence pseudo-aléatoire qui augmente la largeur de la bande [31]. La séquence pseudo-aléatoire, la fréquence porteuse et la période symbole, sont connus par le récepteur. Le récepteur corrèle le signal reçu avec la séquence pseudo-aléatoire afin de retrouver les symboles émis [49]. Si ces paramètres sont inconnus, le récepteur ne pourra même pas détecter la présence d'un signal DS-SS, puisque celui-ci est habituellement noyé dans le bruit. Le signal en sortie du filtre de réception est donnée par l'équation (3.5), où tous les termes  $y$  apparaissant ont été définis dans le chapitre précédent :

$$y(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a(k)h(t - kT_s) + b(t) = s(t) + b(t), \quad h(t) = \sum_{\ell=0}^{L-1} c(\ell)p(t - \ell T_c) \quad (3.1)$$

### 3.2.1 Description de la méthode

Rappelons qu'en contexte non coopératif, aucune information a priori n'est disponible (séquence d'étalement, période symbole, période chip,...). Le principe de base de la détection (quelle que soit l'application) est de tirer profit du fait que les propriétés statistiques du signal et du bruit ne sont pas identiques. Par exemple, dans quelques applications simples, les fréquences du signal et du bruit ne sont pas identiques. Par conséquent, le filtrage suffit pour détecter la présence d'un signal. Dans notre contexte d'étude, le problème est beaucoup plus complexe. En effet, un signal à spectre étalé est de par sa génération semblable à un bruit afin d'avoir une faible probabilité d'interception. Par exemple, l'autocorrélation d'un signal à spectre étalé est similaire à une fonction de Dirac et à celle d'un bruit blanc, à cause de la séquence pseudo-aléatoire.

Dans le contexte hostile, où se place notre étude, seuls les travaux de TSATSANIS et al. [50], s'appuyant sur l'algorithme proposé dans [51], indiquaient une solution pour retrouver automatiquement la séquence pseudo-aléatoire. Cependant, la période symbole  $T_s$ , la longueur  $L$  de la séquence d'étalement, sont supposés connus, ce qui n'est pas le cas dans notre étude. D'autre part, des méthodes neuronales dites auto-associatives [52, 53, 54], ou d'un point de vue différent, celles utilisant des réseaux de neurones linéaires adaptatifs à trois couches [55, 56], ont permis de mettre en évidence la structure redondante du signal reçu, qu'est la séquence d'étalement. Cependant, le temps de convergence du réseau vers la solution optimale devient excessivement long, car cela nécessite d'augmenter le nombre de fenêtres d'analyse [12, 57].

Ainsi, sans connaissance a priori, l'originalité de l'approche proposée est d'être basée sur les fluctuations des estimateurs d'autocorrélation, plutôt que sur l'autocorrélation elle-même. Bien que l'autocorrélation d'un signal de DS-SS soit semblable à celle d'un bruit, nous montrerons que les fluctuations des estimateurs sont totalement différentes. Afin de calculer les fluctuations, nous devons diviser le signal reçu en  $N$  fenêtres temporelles indépendantes de durée  $T_F$ , suffisamment grande pour contenir au moins un symbole entier. Un estimateur d'autocorrélation est appliqué à chaque fenêtre, puis nous calculons les fluctuations. Dans une fenêtre  $n$ , la fonction d'autocorrélation estimée est :

$$\widehat{R_{yy}^n(\theta)} = \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} y(t)y^*(t-\theta)dt \quad (3.2)$$

où l'indice  $n$  est le numéro de la fenêtre. A partir du calcul des valeurs estimées  $\widehat{R_{yy}^n(\theta)}$  sur  $N$  fenêtres, le moment d'ordre 2,  $\Phi(\theta)$ , de l'autocorrélation estimée s'écrit :

$$\Phi(\theta) = \mathcal{E} \left\{ |\widehat{R_{yy}(\theta)}|^2 \right\} = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} |\widehat{R_{yy}^n(\theta)}|^2 \quad (3.3)$$

$\Phi(\theta)$  est une mesure des fluctuations de  $\widehat{R_{yy}(\theta)}$ . Dans la suite, nous prouverons que cette mesure est un outil efficace pour détecter la présence d'un signal à spectre étalé caché dans le bruit. En effet, nous montrerons que la cohérence du signal à spectre étalé, bien que faible, amplifie les fluctuations de l'estimateur lorsque  $\theta$  est multiple de la période symbole  $T_s$ . Puisque le signal est non corrélé au bruit, nous avons :

$$\widehat{R_{yy}(\theta)} \cong \widehat{R_{ss}(\theta)} + \widehat{R_{bb}(\theta)} \quad (3.4)$$

où  $\widehat{R_{ss}(\theta)}$  représente l'estimée de la fonction d'autocorrélation du signal seul, et  $\widehat{R_{bb}(\theta)}$ , celle du bruit. La sous-section qui suit présente en détails la méthode de détection.

### 3.2.2 Analyse théorique de la méthode

Afin de comprendre le principe du détecteur, nous allons étudier la contribution du signal seul et celle du bruit. Une comparaison des caractéristiques de  $\Phi(\theta)$  pour un bruit seul et pour un signal à spectre étalé permet de décider si un tel signal est caché ou non dans le bruit ambiant. Toutefois, il est nécessaire d'établir quelques résultats théoriques sur les moment d'ordre 2 de l'estimateur de la corrélation.

#### Moment d'ordre 2 d'un estimateur de la corrélation

L'estimateur de la corrélation entre deux signaux  $u(t)$  et  $v(t)$  est :

$$\widehat{R_{uv}(\theta)} = \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} u(t)v^*(t-\theta)dt \quad (3.5)$$



Posons :  $e(t) = v^*(-t)$ , et :

$$\begin{cases} d(t) = \frac{u(t)}{T_F}, & \text{si } 0 \leq t \leq T_F \\ 0, & \text{sinon} \end{cases}$$

L'expression (3.5) devient :

$$\widehat{R_{uv}}(\theta) = \int_{-\infty}^{+\infty} d(t)e(\theta-t)dt \quad (3.6)$$

Cette équation peut être interprétée comme le filtrage du signal  $e(t)$  par le filtre de réponse impulsionnelle  $d(t)$ . La relation entre les densités spectrales de puissance des signaux d'entrée et de sortie est alors :

$$\widehat{R_{\mathcal{F}}}(\nu) = |D(\nu)|^2 e_{\mathcal{F}}(\nu) \quad (3.7)$$

où :  $D(\nu) = \mathcal{F}\{d(t)\}$ ,  $\mathcal{F}\{(\cdot)\}$  étant la transformée de Fourier de  $\{(\cdot)\}$ , et  $\widehat{R_{\mathcal{F}}}(\nu)$ ,  $e_{\mathcal{F}}(\nu)$ , désignent les densités spectrales de puissance. Si la taille de la fenêtre  $T_F$  est suffisamment grande, nous obtenons :

$$\widehat{R_{\mathcal{F}}}(\nu) = \frac{1}{T_F} u_{\mathcal{F}}(\nu) v_{\mathcal{F}}(\nu) \quad (3.8)$$

Puisque  $\mathcal{E}\left\{|\widehat{R_{uv}}(\theta)|^2\right\}$  est la puissance moyenne de  $\widehat{R_{uv}}(\theta)$ , nous pouvons alors écrire :

$$\boxed{\mathcal{E}\left\{|\widehat{R_{uv}}(\theta)|^2\right\} = \frac{1}{T_F} \int_{-\infty}^{+\infty} u_{\mathcal{F}}(\nu) v_{\mathcal{F}}(\nu) d\nu} \quad (3.9)$$

Examinons alors successivement les statistiques du bruit et celles du signal étalé seul, afin de les comparer.

### Contribution du bruit seul

Considérons le bruit seul, c'est-à-dire, sans signal à spectre étalé caché. Puisque le bruit est aléatoire, les fluctuations de l'estimateur de l'autocorrélation le sont également. Nous les caractériserons ainsi par leur moyenne et leur écart-type. La valeur moyenne des fluctuations du bruit  $\Phi_b(\theta) = \widehat{\mathcal{E}\left\{|\widehat{R_{bb}}(\theta)|^2\right\}}$  est la valeur moyenne de  $|\widehat{R_{bb}}(\theta)|^2$ . En notant  $m_{\Phi}^{(b)}$  cette valeur moyenne, nous avons :

$$m_{\Phi}^{(b)} = \mathcal{E}\left\{|\widehat{R_{bb}}(\theta)|^2\right\} = \frac{1}{T_F} \int_{-\infty}^{+\infty} |b_{\mathcal{F}}(\nu)|^2 d\nu \quad (3.10)$$

En notant  $G(\nu)$  la transformée de Fourier du filtre de réception  $g(t)$ , nous avons :

$$b_{\mathcal{F}}(\nu) = \widetilde{b}_{\mathcal{F}}(\nu) |G(\nu)|^2 = \frac{N_0}{2} |G(\nu)|^2 \quad (3.11)$$

où  $\tilde{b}(t)$  est le bruit en entrée du filtre de réception. Si le filtre de réception a pour réponse fréquentielle une fonction rectangulaire d'amplitude 1 sur l'intervalle  $[-\frac{W}{2}, +\frac{W}{2}]$ , la variance du bruit  $\sigma_b^2$  en sortie du filtre de réception est égale à :

$$\sigma_b^2 = \int_{-\frac{W}{2}}^{+\frac{W}{2}} b_f(v) dv = \frac{N_0}{2} W \quad (3.12)$$

et la valeur moyenne des fluctuations du bruit devient :

$$m_{\Phi}^{(b)} = \frac{1}{T_F} \int_{-\frac{W}{2}}^{+\frac{W}{2}} \left(\frac{N_0}{2}\right)^2 dv = \left(\frac{N_0}{2}\right)^2 \frac{W}{T_F} = \frac{\sigma_b^4}{T_F W} \quad (3.13)$$

L'écart-type des fluctuations du bruit est par définition :

$$\sigma_{\Phi}^{(b)} = \sqrt{\text{var} \left\{ \widehat{\mathcal{E}} \left\{ |\widehat{R}_{bb}(\theta)|^2 \right\} \right\}} \quad (3.14)$$

où  $\widehat{\mathcal{E}}(\cdot)$  représente l'espérance mathématique estimée de  $(\cdot)$ . Puisque les fenêtres sont indépendantes, nous avons :

$$\text{var} \left\{ \widehat{\mathcal{E}} \left\{ |\widehat{R}_{bb}(\theta)|^2 \right\} \right\} = \frac{1}{N^2} \sum_{n=0}^{N-1} \text{var} \left\{ |\widehat{R}_{bb}^n(\theta)|^2 \right\} \quad (3.15)$$

Par conséquent, nous pouvons écrire les expressions suivantes :

$$\begin{cases} \text{var} \left\{ \widehat{\mathcal{E}} \left\{ |\widehat{R}_{bb}(\theta)|^2 \right\} \right\} = \frac{1}{N} \text{var} \left\{ |\widehat{R}_{bb}(\theta)|^2 \right\} \\ \text{var} \left\{ |\widehat{R}_{bb}(\theta)|^2 \right\} = \mathcal{E} \left\{ |\widehat{R}_{bb}(\theta)|^4 \right\} - \left(m_{\Phi}^{(b)}\right)^2 \end{cases} \quad (3.16)$$

De par sa définition, le comportement statistique de  $\widehat{R}_{bb}(\theta)$  est identique à une gaussienne, puisque c'est la moyenne d'un grand nombre de variables aléatoires statistiquement indépendantes [33]. Par conséquent, excepté pour de petites valeurs de  $\theta$ , sa moyenne est nulle. Ainsi, les approximations suivantes peuvent être faites :

$$\begin{cases} \mathcal{E} \left\{ |\widehat{R}_{bb}(\theta)|^4 \right\} \simeq 3 \left(m_{\Phi}^{(b)}\right)^2 \\ \text{var} \left\{ |\widehat{R}_{bb}(\theta)|^2 \right\} \simeq 2 \left(m_{\Phi}^{(b)}\right)^2 \end{cases} \quad (3.17)$$

D'où finalement :

$$\sigma_{\Phi}^{(b)} = \sqrt{\frac{2}{N}} m_{\Phi}^{(b)} \quad (3.18)$$

En utilisant l'expression (3.13), l'équation (3.18) donne :

$$\sigma_{\Phi}^{(b)} = \sqrt{\frac{2}{N} \frac{\sigma_b^4}{W T_F}} \quad (3.19)$$

Cette expression montre que les fluctuations de l'estimateur d'autocorrélation du bruit ne dépendent que de la puissance du bruit et des paramètres de l'analyse. Elles sont donc en moyenne constantes. Examinons

ensuite les statistiques d'un signal étalé non bruité.

### Contribution du signal non bruité

En considérant cette fois-ci le signal étalé seul, nous montrons que les fluctuations de l'estimateur sont amplifiées lorsque  $\theta$  est un multiple de la période symbole  $T_s$ . Par soucis de clarté, nous nous limiterons à  $\theta = T_s$ , la généralisation à  $\theta = kT_s$  se faisant sans difficulté. L'autocorrélation du signal s'écrit :

$$\widehat{R_{ss}(T_s)} = \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} s(t)s^*(t - T_s)dt \quad (3.20)$$

En remplaçant  $s(t)$  par son expression dans l'équation (3.20), l'on obtient :

$$\widehat{R_{ss}(T_s)} = \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \left( \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k h(t - kT_s) \right) \left( \sum_{k'=-\infty}^{+\infty} a_{k'}^* h^*(t - (k' + 1)T_s) \right) dt \quad (3.21)$$

Comme le filtre  $h(t)$  est défini sur  $[0 \ T_s]$ , le produit se simplifie pour  $k' + 1 \neq k$ , l'expression (3.21) devient :

$$\widehat{R_{ss}(T_s)} = \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \left( \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_k a_{k-1}^* |h(t - kT_s)|^2 \right) dt \quad (3.22)$$

Les valeurs de  $\sigma_a^2$  et  $\sigma_h^2$  sont données par :

$$\begin{cases} \sigma_a^2 = \mathcal{E} \{ |a_k|^2 \} \\ \sigma_h^2 = \frac{1}{T_s} \int_0^{T_s} |h(t)|^2 dt \end{cases} \quad (3.23)$$

La puissance du signal est alors  $\sigma_s^2 = \sigma_a^2 \sigma_h^2$ . Puisque les symboles sont centrés et indépendants, nous avons :  $\mathcal{E} \{ \widehat{R_{ss}(T_s)} \} = 0$ , et :

$$\begin{aligned} \mathcal{E} \{ |\widehat{R_{ss}(T_s)}|^2 \} &= \frac{1}{T_F^2} \sigma_a^4 \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \left( \int_0^{T_F} |h(t - kT_s)|^2 dt \right)^2 \\ &= \frac{1}{T_F^2} \sigma_a^4 \frac{T_F}{T_s} (T_s \sigma_h^2)^2 \end{aligned} \quad (3.24)$$

Ainsi, la moyenne des fluctuations du signal étalé non bruité est donnée par :

$$\boxed{m_{\Phi}^{(s)} = \frac{T_s}{T_F} \sigma_s^4} \quad (3.25)$$

L'équation (3.25) montre donc que les fluctuations de l'autocorrélation du signal non bruité présentent des pics pour tous les multiples de  $\theta$ , dont l'amplitude est en moyenne proportionnelle à la période symbole.

De plus, puisque  $T_s = LT_c$ , l'équation (3.25) devient :

$$m_{\Phi}^{(s)} = \frac{\sigma_s^4 T_c L}{T_F} \quad (3.26)$$

Donc, en moyenne, l'amplitude des pics des fluctuations est proportionnelle à la longueur de la séquence d'étalement utilisée. Examinons alors le rapport signal sur bruit (*RSB*) à la sortie du détecteur.

### Expression des rapports signal sur bruit (*RSB*) en sortie et à l'entrée du détecteur

Le rapport signal sur bruit (*RSB*, en *dB*) à la sortie du détecteur, noté  $RSB_{out}$ , est :

$$RSB_{out} = 20 \log_{10} \left( \frac{m_{\Phi}^{(s)}}{\sigma_{\Phi}^{(b)}} \right) \quad (3.27)$$

Cette expression donne le rapport entre la valeur moyenne des pics générés par le signal à spectre étalé noyé dans le bruit, et l'écart-type des fluctuations dues au bruit. Le *RSB* est ainsi défini car en réalité, l'écart-type  $\sigma_{\Phi}^{(b)}$  des fluctuations de l'estimateur dus au bruit est plus pertinent que la moyenne  $m_{\Phi}^{(b)}$  pour déterminer si les pics des fluctuations du signal sont masqués ou pas par les fluctuations dues au bruit. En effet, si  $m_{\Phi}^{(b)} \gg \sigma_{\Phi}^{(b)}$ , le problème ne se pose pas. Par contre, pour une très grande valeur de  $\sigma_{\Phi}^{(b)}$ , les pics des fluctuations dus au signal peuvent être totalement masqués, même si la valeur de  $m_{\Phi}^{(b)}$  est très faible. Le rapport défini dans l'équation (3.27) devient :

$$\frac{m_{\Phi}^{(s)}}{\sigma_{\Phi}^{(b)}} = WT_s \sqrt{\frac{N}{2}} \left( \frac{\sigma_s^2}{\sigma_b^2} \right)^2 \quad (3.28)$$

L'expression (3.28) montre que, théoriquement, les performances du détecteur pourraient être indéfiniment améliorées par l'augmentation du nombre  $N$  de fenêtres d'analyse. Cependant, en pratique, il faudrait tenir compte du coût de calcul qui augmente proportionnellement au nombre de fenêtres d'analyse. Enfin, en notant  $RSB_{in}$  le *RSB* à l'entrée du détecteur, les  $RSB_{in}$  et  $RSB_{out}$  sont alors définis comme suit :

$$\begin{cases} RSB_{in} = \left( \frac{\sigma_s^2}{\sigma_b^2} \right)^2 \\ RSB_{out} = 4 \cdot RSB_{in} + 20 \log_{10}(WT_s) + 10 \log_{10}(N) - 10 \log_{10}(2) \quad (\text{en dB}) \end{cases} \quad (3.29)$$

### 3.2.3 Remarques

En pratique, nous comparons les fluctuations  $\Phi(\theta)$  de l'estimateur de l'autocorrélation du signal global (signal utile + bruit) avec le maximum et la moyenne théoriques des fluctuations dues au bruit seul. Ce maximum théorique donne un seuil arbitraire au dessus duquel l'amplitude moyenne des pics de fluctuations  $\Phi(\theta)$ , pour tous les multiples de la période symbole, doit être pour que les pics soient détectés. La valeur

maximale théorique des fluctuations dues au bruit seul est définie par :

$$\boxed{Max_{\Phi}^{(b)} = m_{\Phi}^{(b)} + 3\sigma_{\Phi}^{(b)}} \quad (3.30)$$

L'équation (3.30) traduit le fait que dans le cas où un signal à spectre étalé n'est pas présent dans le bruit, la courbe ne doit dépasser que très rarement la valeur maximale théorique, et ces dépassements doivent être faibles et irréguliers. Ainsi, le calcul théorique a pour objectif de prédire la moyenne et le maximum de la courbe de fluctuations lorsqu'il n'y a pas de signal caché dans le bruit. Lorsqu'un signal est caché dans le bruit, la moyenne de la courbe s'écarte de la moyenne théorique, et surtout, le maximum de la courbe dépasse le maximum théorique. C'est justement cet écart entre les prédictions théoriques et les valeurs des fluctuations obtenues qui permet de détecter la présence d'un signal caché dans le bruit. Lorsqu'il n'y a que du bruit, cet écart est très faible.

### 3.2.4 Résultats de simulation : cas mono-utilisateur

La figure 3.1 représente les résultats du détecteur pour un signal QPSK de durée  $750 \mu s$ , étalé par une séquence complexe de GOLD de longueur 127. La fréquence chip  $F_c$  vaut 150 MHz et la fréquence d'échantillonnage  $F_e$  est égale à 300 MHz. Le  $RSB_{in}$  en entrée du détecteur vaut  $0 \text{ dB}$ . La longueur du signal correspond à 131072 échantillons complexes. La taille de la fenêtre d'analyse est égale à  $2 \mu s$ . Le nombre de fenêtres d'analyse  $N$  disponibles est alors égal à 375.

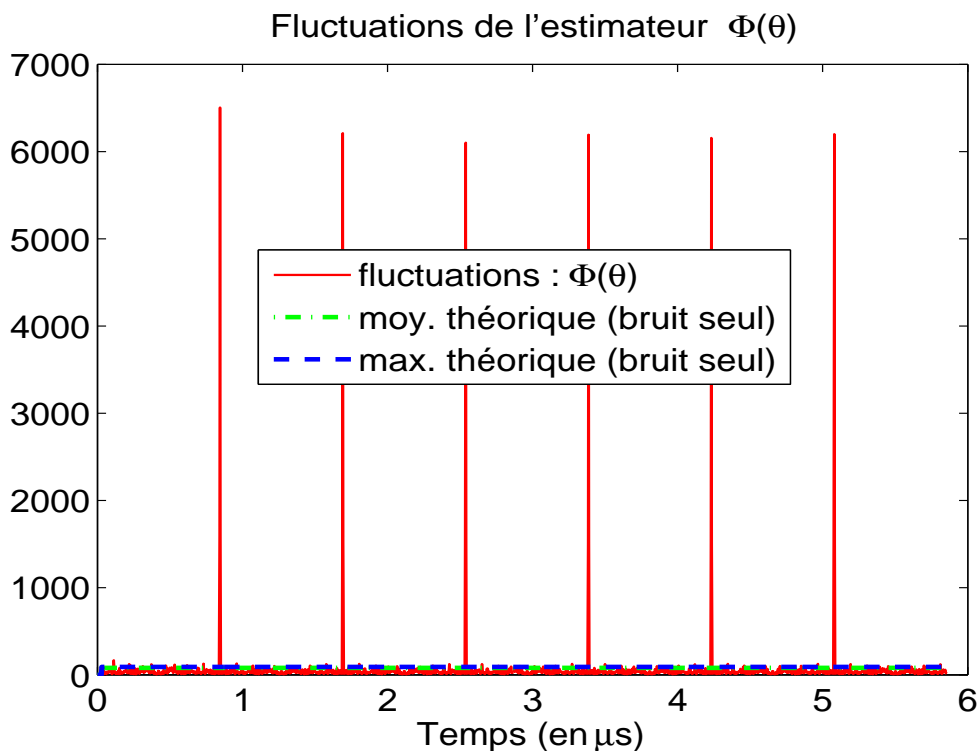


FIG. 3.1 – Fluctuations de l'estimateur,  $RSB_{in} = 0 \text{ dB}$ .

Nous obtenons 6 pics régulièrement espacés, mettant ainsi en évidence la présence d'un signal à spectre étalé dans le signal global intercepté. La figure 3.2 donne les positions des pics de fluctuations  $\Phi(\theta)$ . L'espacement moyen entre les positions des pics correspond à la période symbole  $T_s = 0,846667 \mu s$ . Cette valeur peut être affinée en recherchant le maximum de la courbe des fluctuations  $\Phi(\theta)$  autour de la position du pic numéro 6, d'abscisse 5,08. Nous obtenons alors  $T_s = 0,8467 \mu s$ .

Afin de vérifier la valeur estimée de  $T_s$ , il est nécessaire de calculer la position théorique d'un pic plus éloigné de l'origine (après quelques symboles) et de rechercher un maximum autour de cette position.

Choisissons le pic numéro 150. Puisque  $T_s = 0.8467 \mu s$ , un maximum de  $\Phi(\theta)$  doit se trouver vers  $150 \times T_s = 127 \mu s$ . La figure 3.3 représente la position d'un pic de fluctuations  $\Phi(\theta)$  au voisinage du pic 150. Nous obtenons bien un maximum pour  $\theta = 127 \mu s$ .

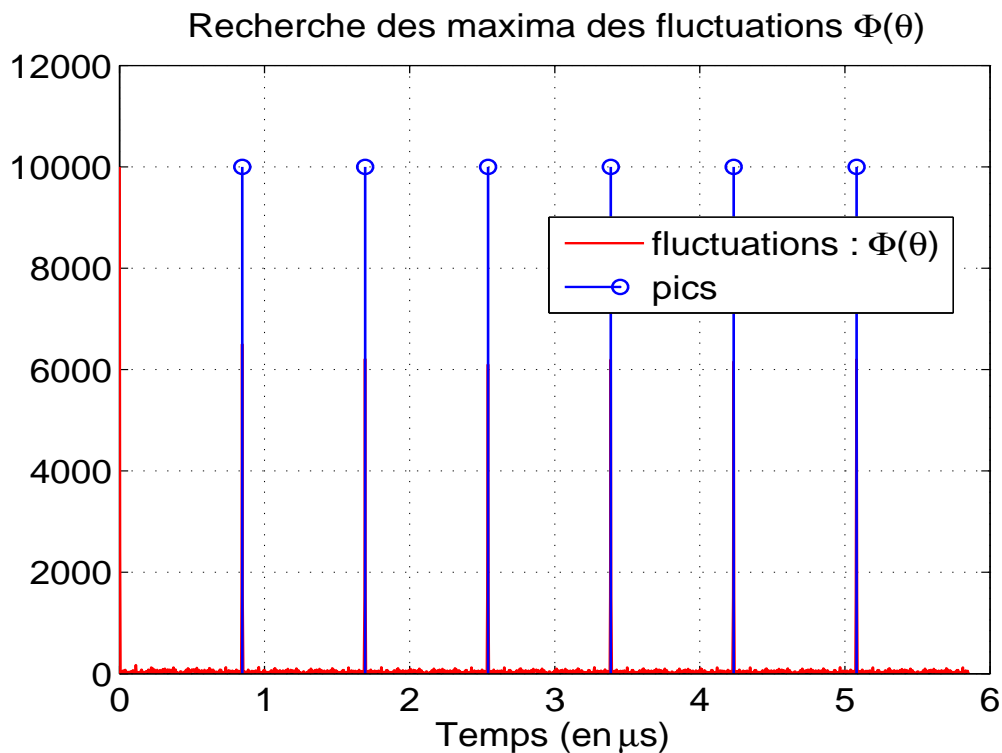


FIG. 3.2 – Recherche des maxima de la courbe  $\Phi(\theta)$ ,  $RSB_{in} = 0 \text{ dB}$ .

En reprenant les mêmes paramètres de simulation que précédemment, mais avec un  $RSB_{in} = -15 \text{ dB}$ , nous obtenons la courbe 3.4. Nous observons donc que, conformément à la théorie, l'augmentation de la puissance du bruit entraîne, en moyenne, une diminution de l'amplitude relative des pics des fluctuations.

De même, en réeffectuant la démarche décrite plus haut, nous obtenons bien un maximum de la courbe  $\Phi(\theta)$  au voisinage du pic 150 pour  $\theta = 127 \mu s$ , comme le montre la figure 3.5. ainsi, même dans ce cas défavorable, le détecteur est toujours capable d'estimer la période symbole  $T_s$ .

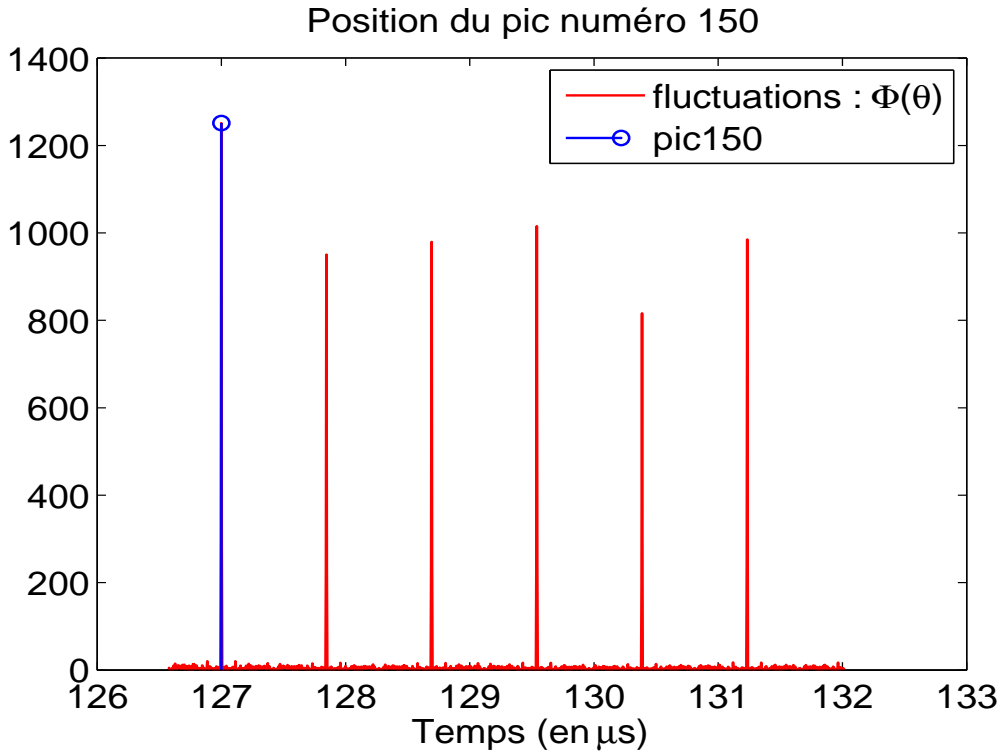


FIG. 3.3 – Position du pic numéro 150,  $RSB_{in} = 0 \text{ dB}$ .

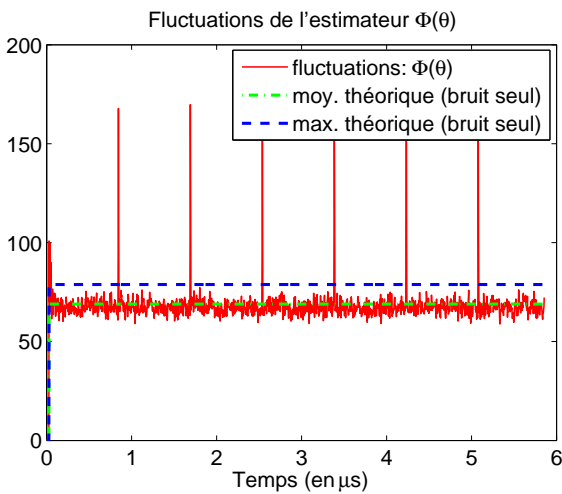


FIG. 3.4 – Fluctuations de l'estimateur.

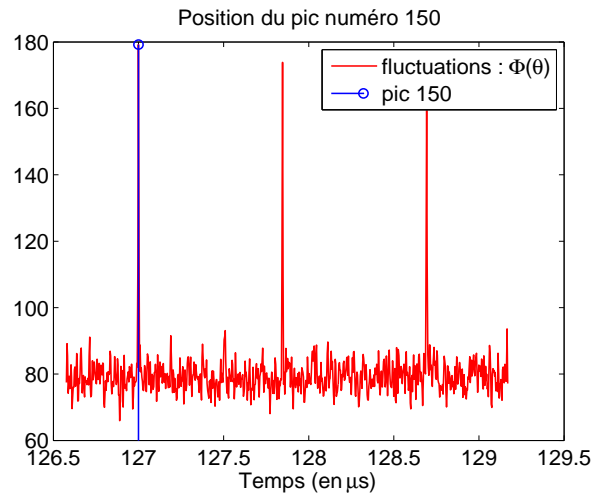


FIG. 3.5 – Position du pic numéro 150.

### 3.2.5 Conclusion partielle

Nous venons de voir dans le cas mono-utilisateur qu'un signal à spectre étalé pouvait être détecté par comparaison de ses statistiques avec celle d'un bruit seul. Il faut cependant rester prudent, car cette détection peut devenir difficile selon la puissance du bruit. En effet, les performances du détecteur dépendent du rapport signal sur bruit et du nombre de fenêtres d'analyse utilisées pour la détection.

Une étude des performances pour différents rapport signal sur bruit, dans le cas mono-utilisateur, est présentée dans [47]. Dans la suite, nous allons étendre ces résultats au cas multi-utilisateurs, puis au cas

multi-services et/ou multi-standards.

### 3.3 Etude du cas CDMA multi-utilisateurs

Ce cas peut être vu comme une transmission mono-service [14]. Ainsi, un seul schéma de codage est utilisé, et donc les signaux multiplexés sont émis avec le même débit (donc la même période symbole). Le signal reçu est modélisé comme suit :

$$y(t) = \sum_{n=0}^{N_u-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_n(k) h_n(t - kT_s - T_{r_n}) + b(t), \quad \text{avec} \quad h_n(t) = \sum_{\ell=0}^{L-1} c_n(\ell) p(t - \ell T_c) \quad (3.31)$$

Dans le contexte de l'étude,  $T_c$ ,  $T_s$ ,  $T_{r_n}$ ,  $c_n$  et  $L$  sont inconnus. Contrairement au cas mono-utilisateur, il est nécessaire de distinguer la transmission en liaison montante (des terminaux mobiles vers la station de base) de la transmission en liaison descendante (de la station de base vers les terminaux mobiles), et donc aussi de tenir compte des retards de transmission entre le signal que nous considérons comme signal de référence et les autres signaux. Toutefois, nous montrerons que ces paramètres n'ont pas d'incidence sur le détecteur.

#### 3.3.1 Quelques travaux antérieurs

Le signal multi-utilisateurs ou mono-service tel que défini, peut être vu comme un processus quasi invariant dans le temps, puisque tous les symboles possèdent la même période. Dans ce cas, de nombreuses études ont permis de mettre au point des méthodes de détection multi-utilisateurs aveugles BMUD (Blind Multi-Users Detection).

Parmi ces schémas BMUD, nous pouvons citer le détecteur à décorrélation [58], le détecteur à minimisation de l'énergie en sortie (MOE) [59], le récepteur à Minimisation de l'erreur quadratique moyenne (MMSE) [60], le détecteur à maximum de vraisemblance (ML) [61], le détecteur utilisant la prédiction linéaire (LP) [62], les détecteurs basés sur l'estimation des sous-espaces signaux [63, 64, 65, 66]. Cependant, toutes ses méthodes nécessitent la connaissance d'au moins la signature de l'utilisateur que l'on désire détecter.

Les méthodes BMUD permettent donc, connaissant quelques paramètres a priori, de minimiser le bruit d'interférence d'accès multiple (IAM), afin d'améliorer la détection puis, l'estimation des symboles de l'utilisateur auquel on s'intéresse. Dans la majorité des schémas utilisant l'approche sous-espace, l'emploi des versions modifiées de l'algorithme PASTd (Projection Approximation Subspace Tracking with deflation), que nous présenterons dans le chapitre suivant, initialement proposé dans [67, 68], est utilisé pour à la fois estimer le nombre d'utilisateurs actifs (dimension du sous-espace signal) et estimer les symboles informatifs



de l'utilisateur que l'on désire détecter.

Cependant, dans le contexte hostile où se situe notre étude, nous ne disposons d'aucune information a priori. Aussi, avons-nous ajouté une phase de synchronisation, développée dans les chapitres suivants, au cours de laquelle nous utiliserons une version modifiée de l'algorithme PASTd, afin d'améliorer l'estimation du nombre d'utilisateurs actifs. Dans notre cas, seule la connaissance de la période symbole estimée durant la phase de détection, dont nous développons le principe dans cette partie, est nécessaire. Une fois le signal correctement synchronisé, il devient alors facile d'estimer les séquences d'étalement et de retrouver les symboles émis. Ceci constitue l'originalité de notre travail. Comme dans le cas mono-utilisateur, examinons successivement la contribution du signal non bruité, puis celle du bruit, suivant le sens de la communication.

### 3.3.2 Contribution du signal en liaison descendante

Le signal multi-utilisateurs en liaison descendante est obtenu à partir de l'équation (3.31) en posant  $T_{r_n} = 0, \forall n = 0, \dots, N_u - 1$ . Par soucis de clarté et de simplicité, posons  $N_u = 2$  dans un premier temps, puis nous généraliserons à  $N_u \geq 3$ . Nous pouvons alors écrire :

$$y(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \{a_0(k)h_0(t - kT_s) + a_1(k)h_1(t - kT_s)\} + b(t) = s_0(t) + s_1(t) + b(t) \quad (3.32)$$

où les filtres  $h_n(t)$ ,  $n = 0, \dots, N_u - 1$  sont définis sur  $[0 \ T_s]$ . Définissons le signal non bruité  $s(t) = s_0(t) + s_1(t)$ . L'estimateur de l'autocorrélation du signal non bruité  $\widehat{R_{ss}}(\theta)$ , en  $\theta = T_s$  (la généralisation à  $\theta = kT_s$  se fait sans difficulté) est donné par :

$$\widehat{R_{ss}}(T_s) = \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} s(t)s^*(t - T_s)dt \quad (3.33)$$

Nous montrons dans la suite que l'estimateur de l'autocorrélation du signal étalé non bruité présente des fluctuations pour  $\theta$  multiple de la période symbole. Rappelons que :

$$\begin{aligned} \widehat{R_{ss}}(T_s) &= \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \{s_0(t) + s_1(t)\} \{s_0(t - T_s) + s_1(t - T_s)\}^* dt \\ &= \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \{s_0(t)s_0(t - T_s)^* + s_1(t)s_1(t - T_s)^* + s_0(t)s_1(t - T_s)^* + s_1(t)s_0(t - T_s)^*\} dt \\ &= \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \{s_0(t)s_0(t - T_s)^* + s_1(t)s_1(t - T_s)^*\} dt + \underbrace{\frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \{s_0(t)s_1(t - T_s)^*\} dt + \{s_1(t)s_0(t - T_s)^*\} dt}_{=0} \end{aligned}$$

La partie soulignée dans l'expression précédente représente les produits d'intercorrélations des deux signaux. Ces produits sont nuls car les codes d'étalement sont orthogonaux. Nous aboutissons donc à :

$$\widehat{R_{ss}}(T_s) = \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s) + \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s) \quad (3.34)$$

Calculons alors la moyenne  $m_{\Phi}^{(s)}$  des fluctuations de l'autocorrélation :

$$\begin{aligned}
m_{\Phi}^{(s)} &= \mathcal{E} \{ \Phi(\theta) \} = \mathcal{E} \left\{ |\widehat{R_{ss}}(T_s)|^2 \right\} \\
&= \mathcal{E} \left\{ \left( \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s) + \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s) \right) \left( \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s) + \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s) \right)^* \right\} \\
&= \mathcal{E} \left\{ |\widehat{R_{s_0s_0}}(T_s)|^2 \right\} + \mathcal{E} \left\{ |\widehat{R_{s_1s_1}}(T_s)|^2 \right\} + \underbrace{\mathcal{E} \left\{ \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s) \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s)^* \right\} + \mathcal{E} \left\{ \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s) \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s)^* \right\}}_{=0}
\end{aligned} \tag{3.35}$$

L'expression soulignée dans l'équation (3.35) est nulle. En effet, puisque les signaux sont indépendants, leurs fonctions d'autocorrélation estimées le sont également. Nous pouvons donc écrire :

$$\begin{cases} \mathcal{E} \left\{ \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s) \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s)^* \right\} = \mathcal{E} \left\{ \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s) \right\} \mathcal{E} \left\{ \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s)^* \right\} \\ \mathcal{E} \left\{ \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s) \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s)^* \right\} = \mathcal{E} \left\{ \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s) \right\} \mathcal{E} \left\{ \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s)^* \right\} \end{cases} \tag{3.36}$$

Intéressons-nous par exemple au signal  $s_0(t)$ , sa fonction d'autocorrélation est donnée par :

$$\widehat{R_{s_0s_0}}(T_s) = \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} s_0(t) s_0(t - T_s)^* dt \tag{3.37}$$

Puisque les symboles sont indépendants et centrés, alors  $\mathcal{E} \left\{ \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s) \right\} = 0$ . Nous retrouvons le même résultat avec le signal  $s_1(t)$ . L'équation (3.35) se simplifie :

$$\boxed{m_{\Phi}^{(s)} = \mathcal{E} \left\{ |\widehat{R_{s_0s_0}}(T_s)|^2 \right\} + \mathcal{E} \left\{ |\widehat{R_{s_1s_1}}(T_s)|^2 \right\}} \tag{3.38}$$

Cette équation montre que la moyenne des fluctuations de la somme de ces deux signaux est égale à la somme des moyennes des fluctuations prises séparément. En se servant du résultat de la partie 3.2.2 sur la détection mono-utilisateur, nous pouvons donc écrire :

$$\begin{aligned}
m_{\Phi}^{(s)} &= m_{\Phi}^{(s_0)} + m_{\Phi}^{(s_1)} \\
&= \frac{T_s}{T_F} \{ \sigma_{s_0}^4 + \sigma_{s_1}^4 \}
\end{aligned} \tag{3.39}$$

Puisque nous avons supposé que les signaux sont reçus avec la même puissance, nous aboutissons à :

$$\boxed{m_{\Phi}^{(s)} = 2 \frac{T_s}{T_F} \sigma_{s_0}^4} \tag{3.40}$$

Ainsi, plus généralement, si  $s(t) = \sum_{n=0}^{N_u-1} s_n(t)$ , alors  $m_{\Phi}^{(s)} = \sum_{n=0}^{N_u-1} m_{\Phi}^{(s_n)}$ . En posant  $\sigma_{s_0}^2 = \sigma_{s_1}^2 = \dots = \sigma_{s_{N_u-1}}^2$ , la moyenne des fluctuations de l'estimateur de la corrélation  $\Phi(\theta)$  devient :

$$\boxed{m_{\Phi}^{(s)} = N_u \frac{T_s}{T_F} \sigma_{s_0}^4} \tag{3.41}$$

L'expression (3.41) montre alors qu'en moyenne, l'amplitude des pics des fluctuations de l'estimateur de corrélation du signal multi-utilisateurs est  $N_u$  fois supérieure à celle d'un signal mono-utilisateur.

### 3.3.3 Contribution du signal en liaison montante

L'expression du signal reçu est dans ce cas donnée par l'équation (3.31). Recalculons l'expression de la fonction d'autocorrélation du signal seul :

$$\begin{aligned}
\widehat{R_{ss}}(T_s) &= \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \{s_0(t) + s_1(t - T_{r_1})\} \{s_0(t - T_s) + s_1(t - T_{r_1} - T_s)\}^* dt \\
&= \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \{s_0(t)s_0(t - T_s)^* + s_1(t - T_{r_1})s_1(t - T_{r_1} - T_s)^* + s_0(t)s_1(t - T_{r_1} - T_s)^* + s_1(t - T_{r_1})s_0(t - T_s)^*\} dt \\
&= \frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \{s_0(t)s_0(t - T_s)^* + s_1(t - T_{r_1})s_1(t - T_{r_1} - T_s)^*\} dt \\
&\quad + \underbrace{\frac{1}{T_F} \int_0^{T_F} \{s_0(t)s_1(t - T_{r_1} - T_s)^*\} dt + \{s_1(t - T_{r_1})s_0(t - T_s)^*\} dt}_{=0}
\end{aligned}$$

L'expression soulignée est nulle puisque les signaux sont indépendants. Puisque les fluctuations sont calculées à partir d'un grand nombre de fenêtres d'analyse, sélectionnées aléatoirement, elles ne dépendent pas des retards de transmission des signaux. Nous retrouvons ainsi le même résultat qu'en liaison descendante :

$$\widehat{R_{ss}}(T_s) = \widehat{R_{s_0s_0}}(T_s) + \widehat{R_{s_1s_1}}(T_s) \quad (3.42)$$

Cette expression montre donc que le retard de transmission n'influe pas sur la fonction de corrélation du signal. En utilisant donc le même raisonnement que dans le cas de la liaison descendante nous aboutissons à la formule générale de la moyenne des fluctuations de la corrélation :

$$\boxed{m_{\Phi}^{(s)} = N_u \frac{T_s}{T_F} \sigma_{s_0}^4} \quad (3.43)$$

### 3.3.4 Contribution du bruit et remarques

Comme dans le cas mono-utilisateur, seule la contribution du bruit additif aux fluctuations globales est uniformément répartie sur toutes les valeurs de  $\theta$ . Le bruit d'interférence d'accès multiple engendre plutôt des pics d'intercorrélation dont l'amplitude sera en moyenne, selon les propriétés d'intercorrélation des séquences pseudo-aléatoires utilisées, soit nulle, soit beaucoup plus faible que celle des pics dus à l'autocorrélation et incohérents. Les remarques suivantes permettent de mieux comprendre les résultats de simulation.

L'expression (3.43) montre qu'en moyenne à puissance de bruit constante, l'amplitude des fluctuations augmente lorsque le nombre d'utilisateurs augmente. D'autre part, en posant  $\rho$ , le  $RSB_{in}$  par rapport à un utilisateur, nous obtenons :

$$\boxed{\begin{cases} \sigma_{s_0}^2 = \rho \sigma_b^2 \\ m_{\Phi}^{(s)} = N_u \frac{T_s}{T_F} (\rho^2 \sigma_b^4) \end{cases}} \quad (3.44)$$

Cette relation montre qu'en moyenne, l'amplitude des fluctuations diminue lorsque le rapport signal sur bruit ( $RSB_{in}$ ) en entrée du détecteur est faible.

Afin d'éviter les problèmes de dépassement de capacité de calcul en simulation, le signal global (signal informatif + bruit) en entrée du détecteur est normalisé. Ceci a pour effet de donner la conclusion inverse à celle de l'expression (3.41). En effet, en posant  $\mathcal{P}_t = N_u \sigma_{s_0}^2$  la puissance totale en entrée du détecteur, où  $\mathcal{P}_t$  est constante, nous avons :

$$\boxed{\begin{cases} \sigma_{s_0}^2 = \frac{\mathcal{P}_t}{N_u} \\ m_{\Phi}^{(s)} = \frac{1}{N_u} \frac{T_s}{T_F} \mathcal{P}_t^2 \end{cases}} \quad (3.45)$$

Donc, à cause de la normalisation du signal global, l'amplitude des fluctuations diminue lorsque le nombre d'utilisateurs augmente. De même, lorsque le rapport signal sur bruit ( $RSB_{in}$ ) en entrée du détecteur est faible, l'amplitude des fluctuations diminue aussi. Nous retrouvons le résultat de l'expression (3.44). En effet, la puissance totale restant constante, nous avons :  $\mathcal{P}_t = N_u \sigma_{s_0}^2 + \sigma_b^2$ . En posant  $\rho$ , le  $RSB_{in}$  par rapport à un utilisateur, nous obtenons :

$$\sigma_{s_0}^2 = \frac{\mathcal{P}_t}{N_u + \rho^{-1}} \quad (3.46)$$

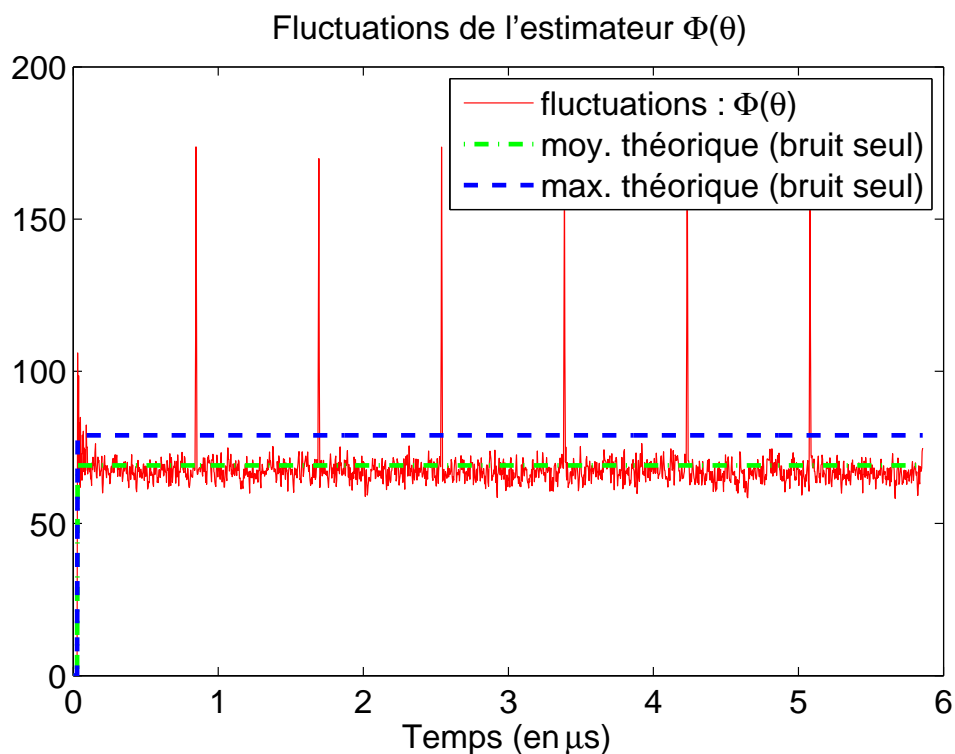
En remplaçant l'expression (3.46) dans l'équation (3.43), nous obtenons :

$$\boxed{m_{\Phi}^{(s)} = \frac{N_u}{(N_u + \rho^{-1})^2} \frac{T_s}{T_F} \mathcal{P}_t^2} \quad (3.47)$$

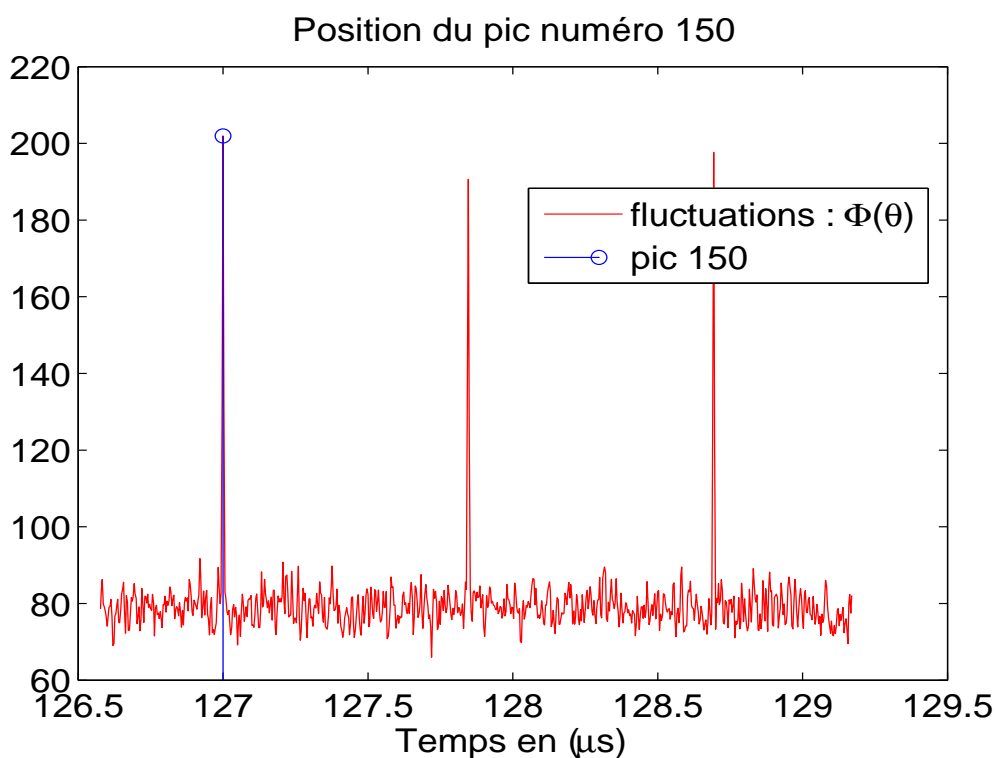
Ainsi, avec ou sans normalisation du signal global en entrée du détecteur, l'amplitude des fluctuations diminue lorsque la puissance du bruit augmente.

### 3.3.5 Résultats de simulation : cas CDMA multi-utilisateurs mono-service

La figure 3.6 représente la sortie du détecteur pour  $N_u = 4$  signaux QPSK de durée  $750 \mu s$  chacun, étalés par 4 séquences complexes de GOLD de longueur 127. La fréquence chip  $F_c$  vaut 150 MHz et la fréquence d'échantillonnage  $F_e$  est égale à 300 MHz. La durée du signal correspond à 131072 échantillons complexes. La taille de la fenêtre d'analyse est égale à  $2 \mu s$ . Le nombre de fenêtres d'analyse  $N$  disponibles est 375, le rapport signal sur bruit en entrée du détecteur vaut :  $RSB_{in} = -15 \text{ dB}$ .

FIG. 3.6 – Fluctuations de l'estimateur,  $RSB_{in} = -15 \text{ dB}$ ,  $N_u = 4$ 

Nous observons 6 pics régulièrement espacés de  $T_s = 0,846667 \mu\text{s}$ . Après affinage de cette valeur, nous obtenons  $T_s = 0,8467 \mu\text{s}$ . Cette valeur est ensuite affinée par la recherche d'un maximum au voisinage du pic le plus éloigné à droite, comme illustré sur la figure 3.7.

FIG. 3.7 – Position du pic numéro 150,  $RSB_{in} = -15 \text{ dB}$ ,  $N_u = 4$

La figure 3.7 montre qu'en prenant par exemple le pic numéro 150, la courbe des fluctuations présente bien un maximum. Nous vérifions ainsi que  $150 \times T_s = 127$ . Il faut noter que ce processus permet d'estimer un débit donné, mais pas le nombre d'utilisateurs transmettant à ce débit. La détermination du nombre d'utilisateurs transmettant au même débit s'effectue dans le processus de synchronisation, comme nous le montrerons dans le chapitre suivant.

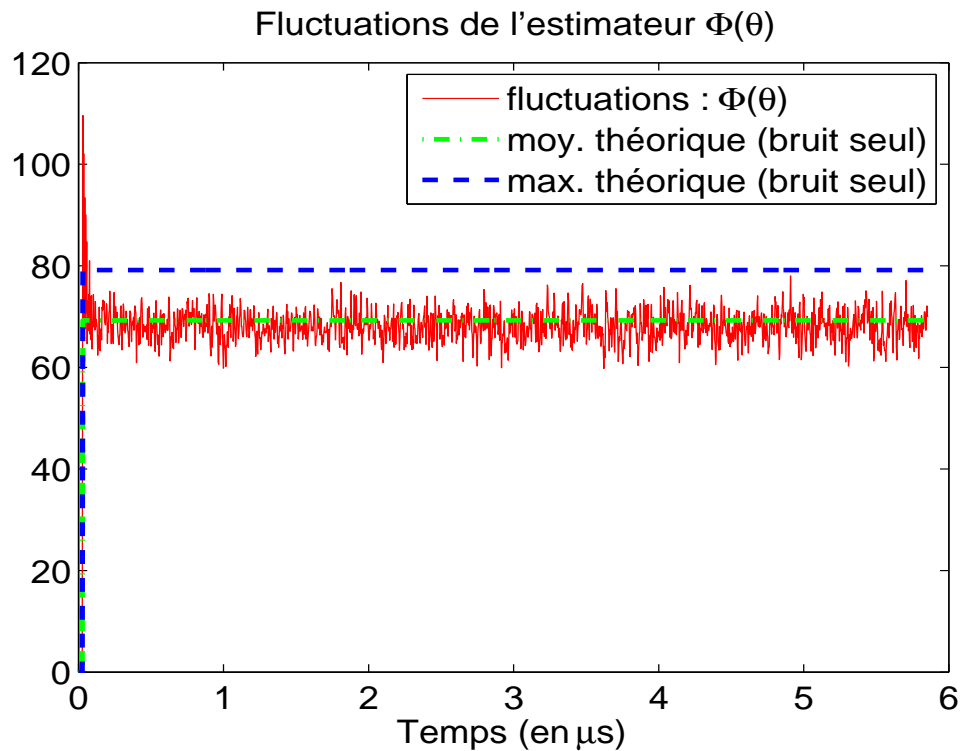


FIG. 3.8 – Fluctuations de l'estimateur,  $RSB_{in} = -25 \text{ dB}$ ,  $N_u = 4$

Enfin, la figure 3.8 montre les limites du détecteur dans cette configuration ( $N_u = 4$ ,  $RSB_{in} = -25 \text{ dB}$ ), et avec les paramètres utilisés. En effet, les pics des fluctuations du signal sont totalement masqués par ceux du bruit. Toutefois, comme nous l'avons déjà mentionné dans la partie mono-utilisateur, en augmentant par exemple le nombre de fenêtres d'analyse, nous arrivons à détecter correctement les pics des fluctuations, mais au prix d'un coût de calcul élevé. Notons qu'en pratique, les signaux ne sont pas transmis avec de tels rapports signal sur bruit.

### 3.3.6 Conclusion partielle

Nous venons de voir dans cette partie qu'un signal multi-utilisateur pouvait être détecté, comme dans le cas mono-utilisateur, par comparaison de ses statistiques avec celles d'un bruit. Cette méthode tire profit du fait que ce sont les statistiques des fluctuations de l'estimateur de l'autocorrélation et non pas l'autocorrélation elle-même qui sont examinées. Ainsi, contrairement à d'autres méthodes, le bruit d'interférence d'accès multiple (IAM) ne pénalise pas la détection.

Cependant, à cette étape, la détermination du nombre d'utilisateurs interférents n'est pas encore pos-

sible, elle se fait dans l'étape suivante qui est la synchronisation. Toutefois, comme suggéré dans [48], en examinant les débits offerts par différents standards, nous pouvons déterminer de quelle norme est issu le signal intercepté.

Dans la section suivante, puisque les systèmes 3G permettent de transmettre des données à des débits différents, nous étendons cette méthode au cas des signaux multi-services.

### 3.4 Extension au cas CDMA multi-services et/ou multi-standards

Dans la majorité des standards [14, 69], plusieurs services peuvent être proposés simultanément (données, vidéo, voix, ...). Dans ce cas, les débits sont différents et donc les périodes symboles aussi. Nous avons vu dans le chapitre précédent qu'un signal multi-utilisateurs et multi-services pouvait être représenté en utilisant l'approche de la Longueur des Séquences d'étalement Variable (VSL). Nous reprenons donc le modèle du signal du chapitre précédent, où tous les termes apparaissant dans l'expression y ont été définis :

$$y(t) = \sum_{i=0}^{S-1} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_{n,i}(k) h_{n,i}(t - kT_{s_i} - T_{r_{n,i}}) + b(t) \quad (3.48)$$

où  $h_{n,i}(t) = \sum_{k=0}^{L_i-1} c_{n,i}(k) p_i(t - kT_c)$ . L'indice  $(\cdot)_{n,i}$  se rapporte au  $n^{i\text{ème}}$  utilisateur transmettant au débit  $\mathcal{D}_i$ , que nous notons le  $(n, i)^{i\text{ème}}$  utilisateur ;  $T_c$  est la période chip commune [46] ;  $N_u^i$  le nombre d'utilisateurs transmettant avec un débit  $\mathcal{D}_i$  tel que  $\sum_{i=0}^{S-1} N_u^i = N_u$ . Afin de ne pas alourdir les calculs, nous reprenons aussi la forme simplifiée de l'expression (3.48), en posant  $s_{n,i}(t)$  le  $(n, i)^{i\text{ème}}$  utilisateur :

$$y(t) = \sum_{i=0}^{S-1} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} s_{n,i}(t - T_{r_{n,i}}) + b(t) \quad (3.49)$$

Avant d'exposer la méthode de détection aveugle dans le cas multi-standards (ou multi-débits), il est nécessaire de le situer par rapport à d'autres travaux.

#### 3.4.1 Quelques travaux antérieurs

La technique VSL, dans laquelle tous les utilisateurs transmettent à des débits différents, mais avec une période chip commune, induit une périodicité dans les propriétés de corrélation du signal intercepté. Le signal multi-débits peut dans ce cas être vu comme un processus variant périodiquement dans le temps.

Quelques travaux [46, 70] ont permis de proposer des méthodes de détection pour des signaux multi-utilisateurs multi-débits, basée sur l'utilisation d'une version cyclique et itérative de l'algorithme PASTd. D'autres études ont proposé une version cyclique de l'algorithme MOE [71]. Cependant, la connaissance a priori de la période symbole et de la signature de l'utilisateur que l'on désire détecter, est nécessaire. Par

ailleurs, pour certaines applications, la connaissance de la période induite par la technique VSL est également nécessaire [72]. Au final, ces méthodes ne sont pas totalement aveugles.

A contrario, dans notre contexte d'étude, nous n'avons aucune information a priori sur les paramètres de la transmission. Aussi étendons-nous la méthode de détection multi-utilisateurs mono-service précédente au cas multi-utilisateurs multi-débits. De plus, comme dans le cas multi-utilisateurs mono-service, l'expression de la contribution du signal tant en liaison montante que descendante étant identique, nous présentons donc la contribution du signal dans les deux sens de communication.

### 3.4.2 Contribution du signal

Pour une meilleure compréhension, examinons d'abord le cas  $N_u = 2$ , puis nous étendrons les résultats au cas  $N_u \geq 3$ . Considérons les signaux  $s_{0,0}(t)$  et  $s_{0,1}(t)$ , correspondant respectivement au  $(0,0)^{ième}$  utilisateur et  $(0,1)^{ième}$  utilisateur, avec  $T_{r_{0,0}} = 0$ . Comme dans le cas multi-utilisateurs, les retards de transmission n'influent pas sur la moyenne des fluctuations de l'autocorrélation, le signal reçu peut être réécrit ainsi :

$$y(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \{a_{0,0}(k)h_{0,0}(t - kT_{s_0}) + a_{0,1}(k)h_{0,1}(t - kT_{s_1} - T_{r_{0,1}})\} + b(t) = s_{0,0}(t) + s_{0,1}(t - T_{r_{0,1}}) + b(t) \quad (3.50)$$

où les filtres  $h_{n,i}(t)$ ,  $n = 0, \dots, N_u^i - 1$ ,  $i = 0, \dots, S - 1$ , sont définis sur  $[0 \ T_{s_i}]$ . Puisque les signaux sont reçus avec la même puissance, nous avons :  $\sigma_{s_{0,0}}^2 = \sigma_{s_{0,1}}^2$ . Dans la suite, nous poserons :  $\sigma_{s_{n,i}}^2 = \sigma_{s_{0,0}}^2$ , pour tout  $n = 0, \dots, N_u - 1$  et pour tout  $i = 0, \dots, S - 1$ .

Puisque les périodes symboles sont différentes, notons  $\Phi_i(\theta)$  les fluctuations de l'estimateur de l'autocorrélation des  $N_u^i$  utilisateurs transmettant au débit  $\mathcal{D}_i$ , et  $m_{\Phi_i}^{(s)}$  la moyenne de ces fluctuations pour les valeurs de  $\theta$  multiples de la période symbole  $T_{s_i}$ . En se servant des résultats de la partie précédente, nous obtenons pour chaque groupe d'utilisateurs :

$$\begin{cases} \Phi_0(\theta) = m_{\Phi_0}^{(s)} \cdot pgn_{T_{s_0}}(\theta) \\ \Phi_1(\theta) = m_{\Phi_1}^{(s)} \cdot pgn_{T_{s_1}}(\theta) \end{cases} \quad (3.51)$$

où  $pgn_{T_{s_i}}(\theta) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \delta(\theta - kT_{s_i})$  est la fonction peigne de DIRAC, et la fonction  $\delta$  est définie comme suit :

$$\delta(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{pour } \theta = 0 \\ 0 & \text{pour } \theta \neq 0 \end{cases} \quad (3.52)$$

Par conséquent, les fluctuations  $\Phi(\theta)$  dues au signal global sont composées des fluctuations  $\Phi_i(\theta)$  des



signaux de chaque groupe pris séparément. L'expression (3.51) devient dans le cas général :

$$\Phi(\theta) = \sum_{i=0}^{S-1} \Phi_i(\theta) = \sum_{i=0}^{S-1} m_{\Phi_i}^{(s)} \cdot \text{pgn}_{T_{s_i}}(\theta) \quad (3.53)$$

L'équation (3.53) montre que les fluctuations de l'estimateur de l'autocorrélation du signal global présentent des ensembles de pics régulièrement espacés pour tous les  $\theta$  multiples des périodes symboles  $T_{s_i}$ . De plus, pour chaque ensemble de pics, leur amplitude est en moyenne proportionnelle à la moyenne des fluctuations  $m_{\Phi_i}^{(s)}$  pour les valeurs de  $\theta$  multiples de la période symbole  $T_{s_i}$ .

En utilisant les équations (3.38) et (3.39) et les résultats précédents, la moyenne des fluctuations  $m_{\Phi_i}^{(s)}$  pour chaque ensemble de pics est alors :

$$m_{\Phi_i}^{(s)} = N_u^i \frac{T_{s_i}}{T_F} \sigma_{s_{0,0}}^4 \quad (3.54)$$

L'expression (3.54) montre qu'en moyenne, l'amplitude des pics de fluctuations dans chaque ensemble est proportionnelle à la période symbole. En utilisant le fait que :  $T_{s_i} = L_i T_c$ , nous obtenons la relation entre la moyenne des fluctuations de l'estimateur de l'autocorrélation et les longueurs des séquences :

$$m_{\Phi_i}^{(s)} = N_u^i \frac{L_i T_c}{T_F} \sigma_{s_{0,0}}^4 \quad (3.55)$$

Cette expression montre qu'en moyenne, l'amplitude des pics de fluctuations dans chaque ensemble est proportionnelle à la longueur de la séquence utilisée pour étaler les signaux transmis avec la période symbole correspondante. Ce résultat permet ainsi de différencier les différents standards ou services par le seul examen des amplitudes des pics des fluctuations de l'estimateur de l'autocorrélation du signal global reçu en sortie du détecteur.

Ainsi, dans le cas général  $N_u \geq 3$ , l'expression de la moyenne des fluctuations de l'estimateur de l'autocorrélation dans chaque groupe d'utilisateurs est la même aussi bien en liaison descendante que montante. Donc, les retards de transmission n'interviennent pas dans l'expression de cette moyenne. Dans la sous-section qui suit, nous montrons comment se fait la différenciation des standards.

### 3.4.3 Contribution du bruit et remarques

Comme précédemment, seule la contribution du bruit additif aux fluctuations globales est uniformément répartie sur l'ensemble des valeurs de  $\theta$ . Le bruit d'interférence d'accès multiple engendre plutôt des pics d'intercorrélations dont l'amplitude sera en moyenne, selon les propriétés d'intercorrélations des séquences pseudo-aléatoires utilisées, soit nulle, soit beaucoup plus faible que les pics dus à l'autocorrélation.

L'expression (3.54) montre qu'en moyenne, l'amplitude des fluctuations augmente lorsque le nombre

d'utilisateurs augmente. Puisque ces fluctuations sont composées des fluctuations de chaque ensemble de signaux pris séparément, la courbe globale des fluctuations obtenues par le détecteur présente des pics régulièrement espacés (dont l'espacement moyen respectif correspond à une période symbole), d'amplitude proportionnelle aux longueurs des séquences, donc inversement proportionnelle aux débits, comme le montre l'équation (3.55). Par conséquent, nous pouvons différencier chaque groupe de débits, et donc différencier les diverses normes comme suggéré dans [48].

Par ailleurs, comme déjà mentionné à partir de la relation (2.26) du chapitre 2, les fluctuations de plus grandes amplitudes correspondent à celles des signaux transmettant avec les débits les plus faibles. Notons aussi que, lorsqu'une période symbole est multiple d'une autre, les pics de fluctuation correspondants se superposent pour  $\theta$  égal à la plus grande des deux périodes symboles. La détermination du nombre d'utilisateurs  $N_u^i$  dans chaque groupe  $i$  se fait alors durant la phase de synchronisation, que nous présenterons dans les chapitres suivants.

D'autre part, en posant  $\rho$ , le  $RSB_{in}$  par rapport à un utilisateur, nous obtenons une relation entre la moyenne des fluctuations et le rapport signal sur bruit :

$$\boxed{\begin{cases} \sigma_{s_{0,0}}^2 = \rho \sigma_b^2 \\ m_{\Phi_i}^{(s)} = \frac{N_u^i T_{s_i}}{T_F} (\rho^2 \sigma_b^4) \end{cases}} \quad (3.56)$$

Cette relation montre qu'en moyenne, l'amplitude des fluctuations diminue lorsque le rapport signal sur bruit en entrée du détecteur est faible.

De même, afin d'éviter les problèmes de dépassement de capacité de calcul en simulation, le signal global (signal informatif + bruit) en entrée du détecteur est normalisé. Ceci a pour effet de donner la conclusion inverse à celle de l'expression (3.54).

En effet, supposons qu'il n'y a pas de bruit additif, et posons  $\mathcal{P}_t = \sum_{i=0}^{S-1} N_u^i \sigma_{s_{0,0}}^2$  la puissance totale en entrée du détecteur, où  $\mathcal{P}_t$  est constante, nous avons :

$$\sigma_{s_{0,0}}^2 = \frac{\mathcal{P}_t}{\sum_{i=0}^{S-1} N_u^i} = \frac{\mathcal{P}_t}{N_u} \quad (3.57)$$

Ainsi, en remplaçant l'expression (3.57) dans l'équation(3.54), nous obtenons :

$$\boxed{m_{\Phi_i}^{(s)} = N_u^i \frac{T_{s_i}}{T_F} \left( \frac{\mathcal{P}_t}{N_u} \right)^2} \quad (3.58)$$

Donc, à cause de la normalisation du signal global, l'amplitude des fluctuations, pour  $N_u^i$  fixé, diminue lorsque le nombre d'utilisateurs total augmente. De même, lorsque le rapport signal sur bruit ( $RSB_{in}$ ) en entrée du détecteur est faible, l'amplitude des fluctuations diminue aussi. Nous retrouvons le résultat de

l'expression (3.56). En effet, la puissance totale restant constante, nous avons :  $\mathcal{P}_t = \sum_{i=0}^{S-1} N_u^i \sigma_{s_{0,0}}^2 + \sigma_b^2 = N_u \sigma_{s_{0,0}}^2 + \sigma_b^2$ . En posant  $\rho$ , le  $RSB_{in}$  par rapport à un utilisateur, nous obtenons :

$$\frac{1}{\mathcal{P}_t^2} = \frac{1}{\sigma_{s_{0,0}}^4 (N_u + \rho^{-1})^2} \quad (3.59)$$

En introduisant l'expression (3.59) dans l'équation (3.54), nous obtenons :

$$m_{\Phi_i}^{(s)} = N_u^i \frac{T_{s_i}}{T_F} \left( \frac{\mathcal{P}_t}{N_u + \rho^{-1}} \right)^2 \quad (3.60)$$

Ainsi, l'amplitude des fluctuations, pour  $N_u^i$  et  $N_u$  fixés, diminue lorsque la puissance du bruit augmente, lorsque le signal global à l'entrée du détecteur est normalisé. Nous aboutissons donc à la même conclusion que dans le cas mono-utilisateur, ce qui est confirmé par les résultats de simulation.

### 3.4.4 Résultats de simulation : cas CDMA multi-services et/ou multi-standards

Les simulations sont effectuées avec les paramètres suivants :  $N_u = 3$  signaux de durée  $750 \mu s$  chacun. La modulation utilisée pour chaque signal est une modulation QPSK. Chaque signal est étalé respectivement par une séquence complexe de GOLD de longueur 31, 63 et 127.

Nous supposons donc, pour une meilleure compréhension, qu'il n'y a qu'un seul utilisateur par groupe de débit. La fréquence chip  $F_c$  vaut 150 MHz et la fréquence d'échantillonnage  $F_e$  est égale à 300 MHz. La longueur du signal correspond à 131072 échantillons. La taille de la fenêtre d'analyse est égale à  $2 \mu s$ . Le nombre de fenêtres d'analyse disponibles est 375, le  $RSB_{in} = -3 \text{ dB}$ , donc seul le bruit d'interférence d'accès multiple intervient (bruit IAM).

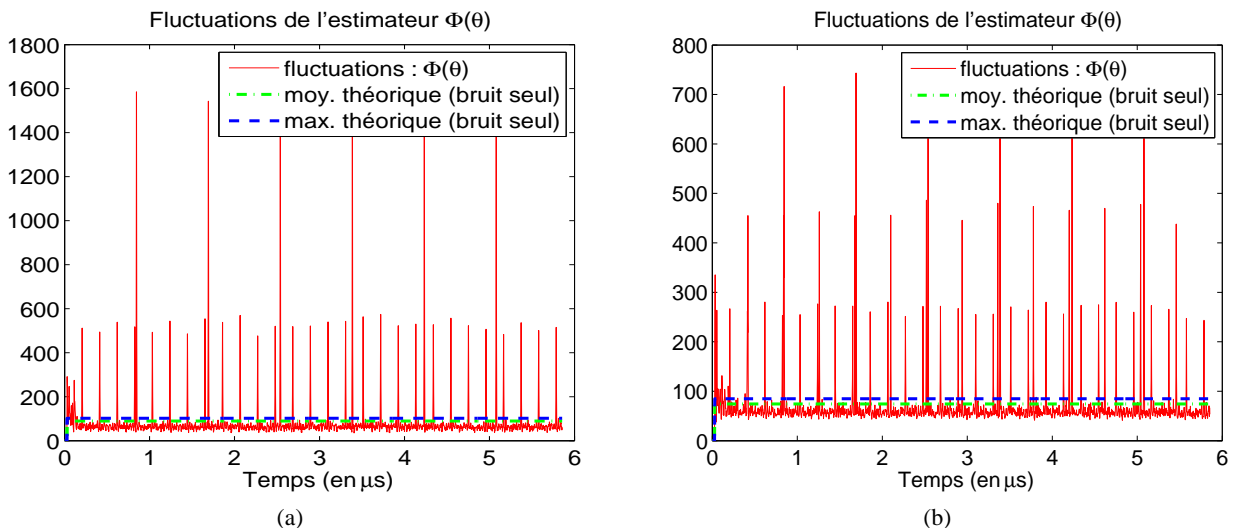


FIG. 3.9 – Fluctuations de l'estimateur,  $N_u = 2$  (a) et  $N_u = 3$  (b),  $RSB_{in} = -3 \text{ dB}$ .

La figure 3.9 représente les fluctuations de l'estimateur. Conformément aux résultats théoriques, en moyenne, l'amplitude des pics du signal étalé par la séquence la plus longue est plus grande.

De plus, à cause de la normalisation du signal global, l'augmentation du nombre d'utilisateurs entraîne la baisse, en moyenne, des amplitudes de tous les pics comme illustré sur la figure 3.9 (b). Il est évident qu'en présence de bruit additif ces amplitudes seront encore plus faibles. Par ailleurs, la figure 3.9 (a) met en évidence deux groupes de débits, tandis que la figure 3.9 (b) met en évidence trois groupes de débits.

En s'intéressant aux groupes de débits le plus grand et le plus faible, nous estimons les périodes symboles correspondantes, comme représenté sur la figure 3.10. Nous obtenons alors, après affinage :  $T_{s_0} = 0,2061 \mu s$  sur la figure 3.10 (a) et  $T_{s_2} = 0,8467 \mu s$  sur la figure 3.10 (b). Nous vérifions ensuite ces valeurs par une recherche d'un maximum au voisinage d'un pic le plus éloigné à droite, comme illustré sur la figure 3.11.

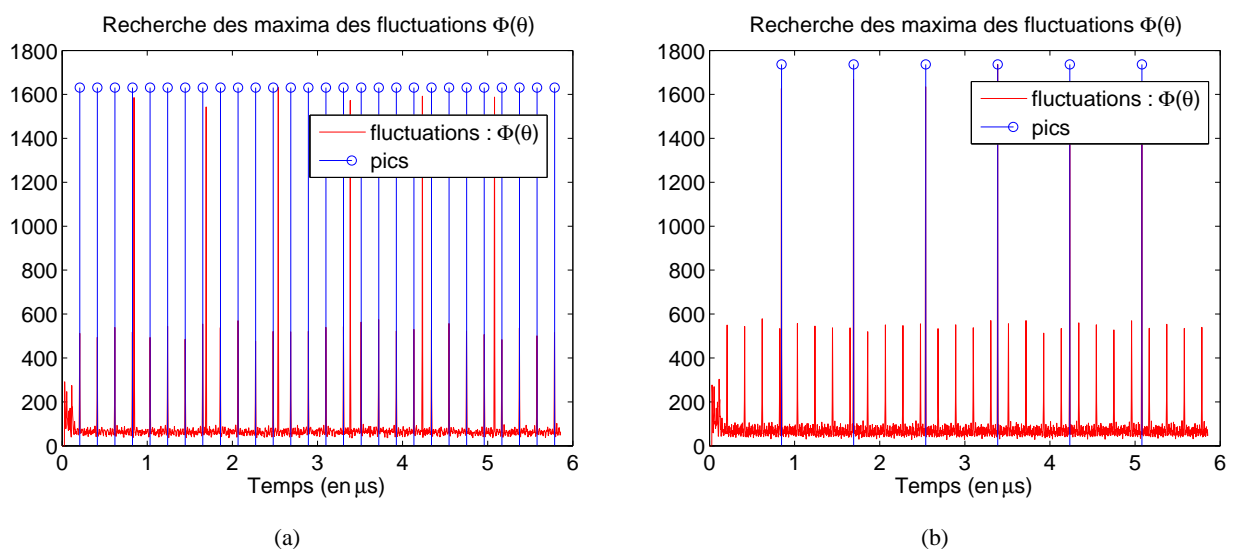


FIG. 3.10 – Recherche des maxima de  $\Phi(\theta)$ ,  $N_u = 2$  (a) et  $N_u = 3$  (b),  $RSB_{in} = -3$  dB.

La figure 3.11 montre qu'en prenant par exemple le pic numéro 150, la courbe des fluctuations présente bien un maximum. La figure 3.11 (a) montre qu'on a bien un pic de fluctuations en  $\theta = 150$  :  $150 \times T_{s_0} = 31 \mu s$ . De même, la figure 3.11 (b) montre aussi qu'il y a un pic en  $\theta = 150$  :  $150 \times T_{s_2} = 127 \mu s$ . L'estimation des périodes symboles permet dans la suite d'amorcer la procédure de synchronisation, et de déterminer ainsi, dans le cas général, le nombre d'utilisateurs  $N_u^i$  dans chaque groupe.

La figure 3.12 représente l'erreur quadratique moyenne relative entre les périodes symboles réelles et celles estimées pour 4 séquences de GOLD de longueur différentes. Nous pouvons voir que l'erreur commise est très faible, et ce, même pour des  $RSB$  relativement faibles.

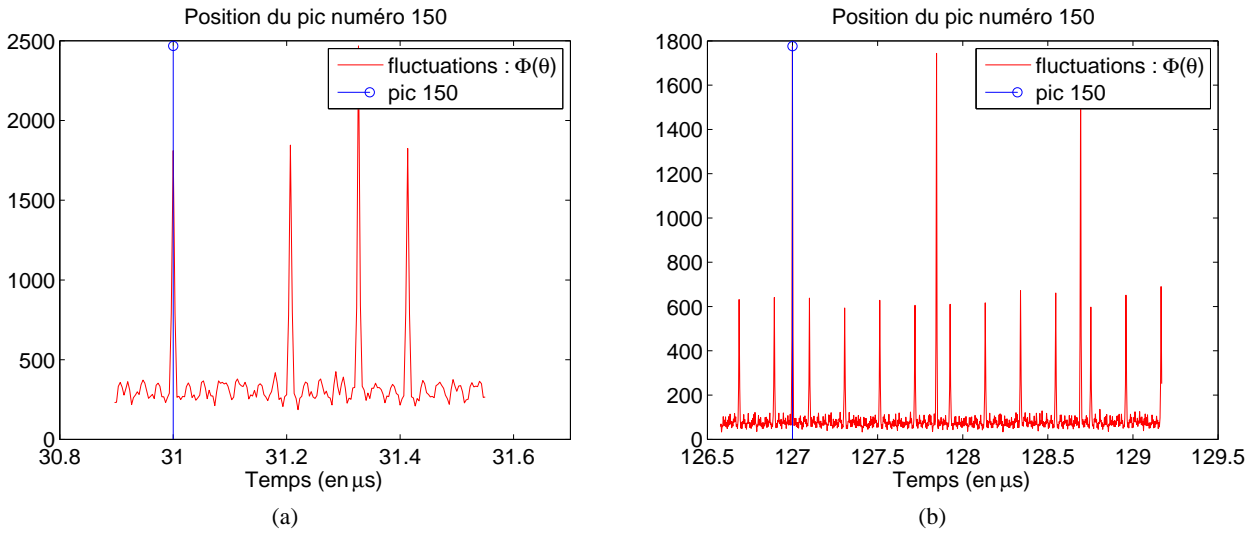


FIG. 3.11 – Positions du pic numéro 150,  $N_u = 2$  (a) et  $N_u = 3$  (b),  $RSB_{in} = -3$  dB.

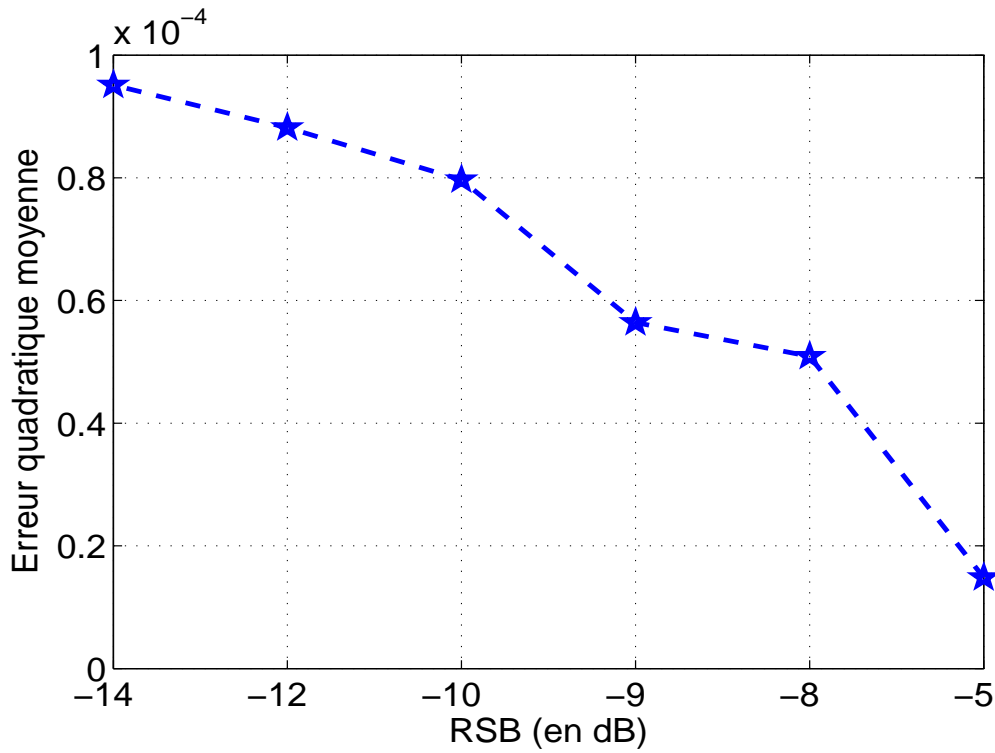


FIG. 3.12 – Erreur de détection,  $N_u = 4$ ,  $L = 31, 63, 127,$  et  $255$ .

Séquences (Longueurs des séquences)	Erreur quadratique moyenne	Ecart-type
OVSF (32)	$3,5685 \times 10^{-5}$	0,0059
WALSH (16)	$3,0162 \times 10^{-6}$	0,0017
OVSF+WALSH (32, 16)	$1,2 \times 10^{-2}$	0,1095
OVSF+WALSH+GOLD (32, 16, 127)	$8,1 \times 10^{-3}$	0,09

TAB. 3.1 – Performances du détecteur pour des  $RSB_{in}$  (en  $dB$ )  $\in [-14 \quad -5]$  et différentes configurations.

Le tableau 3.1 donne les erreurs quadratiques moyennes (EQM) relatives du détecteur (erreurs quadratiques moyennes des périodes estimées) dans la gamme de  $RSB_{in}$  (en  $dB$ )  $\in [-14 \quad -5]$  pour différentes combinaisons de séquences d'étalement (avec 4 utilisateurs étalés par chaque type de séquences), ainsi que l'écart-type de cette erreur, obtenus par des simulations de type Monte Carlo. Nous voyons donc que l'erreur commise est relativement faible, ce qui met en évidence la robustesse de la méthode de détection aveugle présentée dans chapitre, vu le contexte hostile où se situe notre étude.

### 3.4.5 Conclusion partielle

Nous venons de voir dans cette partie que la méthode de détection précédemment proposée, dans le cas mono-utilisateur, peut aussi être étendue au cas multi-utilisateurs multi-débits. Nous avons aussi montré que les fluctuations de l'estimateur sont composées des fluctuations de l'estimateur de l'autocorrélation des signaux de chaque groupe pris séparément. Par conséquent, la courbe obtenue présente des pics régulièrement espacés, dont l'espacement moyen permet d'estimer les différentes périodes symboles et donc les différents débits. Cela permet ainsi de différencier les diverses normes.

## 3.5 Conclusions

Ainsi, dans ce chapitre, nous avons d'abord rappelé la méthode de détection aveugle basée sur l'étude des fluctuations d'un estimateur de l'autocorrélation, initialement développée dans le cas mono-utilisateur. Puis, nous l'avons étendue au cas CDMA multi-utilisateurs et multi-débits. Nous avons montré que, sans connaissance a priori des paramètres de la transmission, la méthode proposée est un outil efficace pour la détection, tant en liaison montante que descendante.

Nous avons également mis en évidence la capacité de la méthode à estimer les périodes symboles des différents utilisateurs, donc la possibilité de différencier les divers débits émis. En effet, bien que l'autocorrélation d'un signal à spectre étalé par séquence directe soit identique à l'autocorrélation d'un bruit, les fluctuations des estimateurs de l'autocorrélation ont en moyenne une très grande amplitude quand des signaux à spectre étalé sont noyés dans le bruit. Nous avons en outre montré que la courbe des fluctuations

présente des pics dont l'espace moyen permet de déterminer les périodes symboles.

Nous avons enfin prouvé que l'amplitude de ces fluctuations est proportionnelle à la fois aux longueurs des séquences et au nombre d'utilisateurs transmettant au même débit. Par conséquent, le nombre de groupes d'utilisateurs transmettant au même débit peut être alors déterminé. Enfin, comme nous le montrerons dans le chapitre suivant, la détermination du nombre d'utilisateurs dans chaque groupe est effectuée durant le processus de synchronisation.

## Chapitre 4

# Synchronisation aveugle dans le cas de deux utilisateurs ( $N_u^i = 2$ )

### 4.1 Introduction

Une fois le groupe de  $N_u^i$  utilisateurs identifié via l'estimation de la période symbole  $T_{s_i}$  décrite dans le chapitre précédent, le processus de synchronisation peut alors être mis en œuvre pour chaque groupe. A ce stade de l'identification, la seule connaissance est celle de l'estimée de la période symbole.

La synchronisation est basée sur l'étude de l'estimée de la matrice de covariance du signal détecté. De façon simplifiée, elle consiste à estimer, pour chaque trame, le début d'un symbole entier. Puisqu'avec la technique d'étalement de spectre par séquence directe, chaque symbole est multiplié par la séquence entière, une fois le signal synchronisé, grâce à des techniques d'algèbre linéaire, les séquences d'étalement sont estimées, comme nous le verrons dans le dernier chapitre.

Le but de cette étape est triple : évaluer de façon très précise le début du premier symbole entier d'une part, estimer les retards de transmission d'autre part, et enfin, déterminer le nombre d'utilisateurs dans chaque groupe. Vu la complexité du problème, et pour une meilleure compréhension, nous étendons d'abord au cas de deux utilisateurs la méthode initialement proposée dans [12], à cause de la simplicité de sa mise en œuvre. Nous étudions d'abord le cas de la liaison descendante, puis, celui de la liaison montante où les retards de transmission entre les utilisateurs ajoutent une difficulté supplémentaire.

### 4.2 Etude de la liaison descendante

En liaison descendante, tous les signaux sont transmis simultanément. Nous reprenons l'expression du signal modélisé avec la technique VSL, dans un groupe  $i$ , puisque nous avons une estimée de la période



symbole  $T_{s_{n,i}}$ , le signal dans ce groupe s'écrit :

$$y(t) = \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_{n,i}(k) h_{n,i}(t - kT_{s_i}) + b(t) \quad (4.1)$$

où  $T_{r_{n,i}} = 0$ ,  $h_{n,i}(t) = \sum_{k=0}^{L_i-1} c_{n,i}(k) p_i(t - kT_c)$  est un filtre virtuel correspondant à la convolution de tous les filtres de la chaîne de transmission avec les séquences d'étalement  $\{c_{n,i}(k)\}$ ,  $k = 0 \dots L_i - 1$ , et  $a_{n,i}(k)$  est le  $k^{\text{ième}}$  symbole de la suite  $\mathbf{a}_{n,i} = [\dots, a_{n,i}(k), \dots]^T$  du  $(n, i)^{\text{ième}}$  utilisateur. L'expression (4.1) peut entraîner quelques confusions. En effet, tous les utilisateurs du groupe  $i$  possèdent la même période symbole. Ainsi, par soucis de clarté, nous posons :  $T_{s_i} = T_s$ ,  $a_{n,i} = a_n$ ,  $h_{n,i} = h_n$ ,  $p_i = p$ ,  $T_{r_{n,i}} = T_{r_n}$ ,  $c_{n,i} = c_n$  et  $L_i = L$ . De plus, le  $(n, i)^{\text{ième}}$  utilisateur sera dénoté le  $n^{\text{ième}}$  utilisateur. L'équation (4.1) devient alors pour  $N_u^i = 2$  :

$$y(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \{a_0(k) h_0(t - kT_s) + a_1(k) h_1(t - kT_s)\} + b(t) \quad (4.2)$$

Le processus de synchronisation du signal ainsi modélisé peut alors être mis en œuvre, comme décrit dans la sous-section qui suit.

### 4.2.1 Description de la méthode

Le signal est redivisé en  $N$  fenêtres d'analyse indépendantes de période  $T_F = T_s = M.T_e$ , avec  $M \in \mathbb{N}^*$  et  $T_e$  la période d'échantillonnage. Ce qui veut dire qu'une fenêtre correspond à la durée d'un symbole [12, p. 69]. Chaque fenêtre contient alors  $M$  échantillons. Contrairement à certaines méthodes [51, 50], nous n'imposons pas que la période d'échantillonnage soit égale à la période chip, ni que  $M$  soit égale à la longueur des séquences, car dans notre contexte d'étude, et à cette étape de l'identification, ces paramètres sont inconnus.

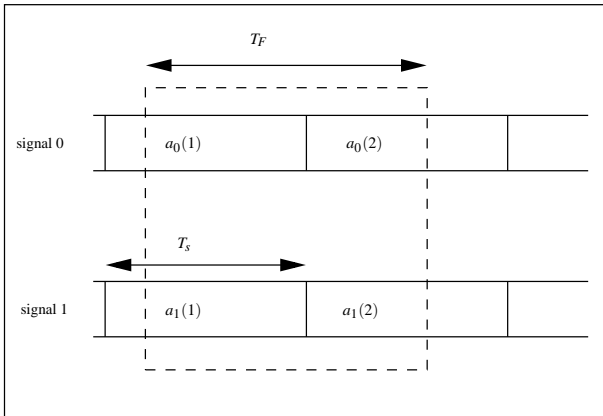


FIG. 4.1 – Position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux avant la détection,  $N_u^i = 2$  en liaison descendante.

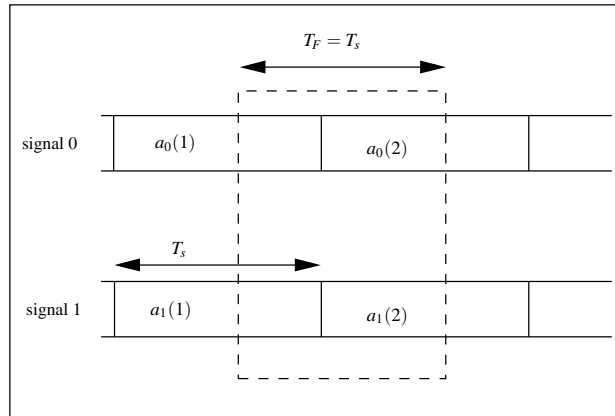


FIG. 4.2 – Position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux après la détection,  $N_u^i = 2$  en liaison descendante.

Les figures 4.1 et 4.2 représentent la configuration d'une fenêtre d'analyse pour  $N_u^i = 2$  avant et après la détection. Le rectangle en pointillé représente la fenêtre d'analyse. Nous pouvons donc voir que l'étape de synchronisation permet, dès le début, de réajuster la taille de la fenêtre d'analyse. Puisque  $T_F = T_s = M.T_e$ , à partir de l'équation (4.2), nous pouvons alors former le vecteur  $\mathbf{y}(t)$  contenant  $M$  échantillons :

$$\mathbf{y}(t) = [y(t), y(t + T_e), \dots, y(t + (M - 1)T_e)]^T \quad (4.3)$$

Puis, nous formons la matrice signal  $\mathbf{Y}$  de taille  $M \times N$ , à partir de laquelle, après quelques simplifications, nous estimerons la matrice de covariance :

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} y(t) & y(t + T_s) & \cdots & y(t + (N - 1)T_s) \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ y(t + T_s - T_e) & y(t + 2T_s - T_e) & \cdots & y(t + NT_s - T_e) \end{bmatrix} \quad (4.4)$$

Nous formons également les vecteurs  $\mathbf{h}(t)$  et  $\mathbf{b}(t)$  de la même façon. Afin de tenir compte du décalage  $t_0$  entre la fenêtre d'analyse et le début d'un symbole entier, posons  $k' = m - k$  et  $t = mT_s + t_0$ , où  $m$  est un entier et  $0 \leq t_0 < T_s$ . L'équation (4.2) se simplifie et nous obtenons le vecteur signal suivant :

$$\mathbf{y}(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \left( a_0(m - k)\mathbf{h}_0^k(t_0) + a_1(m - k)\mathbf{h}_1^k(t_0) \right) + \mathbf{b}(t) \quad (4.5)$$

où nous avons reposé  $k' = k$  afin de simplifier l'écriture, et le vecteur  $\mathbf{h}_n^k(t_0)$ ,  $n = 0, 1$ , est défini comme suit :

$$\mathbf{h}_n^k(t_0) = [h_n(t_0 + kT_s), h_n(t_0 + kT_s + T_e), \dots, h_n(t_0 + (k + 1)T_s - T_e)]^T \quad (4.6)$$

Le filtre  $h_n(t)$  étant supposé non nul pour tout  $t \in [0, T_s[$  et nul ailleurs, limitons-nous alors aux valeurs de  $k$  pour lesquelles  $\mathbf{h}_n^k(t_0) \neq 0$ , sachant que  $T_s = M.T_e$ , c'est-à-dire aux valeurs de  $k$  qui vérifient l'inégalité :

$$0 \leq t_0 + (k + 1)T_s - T_e < T_s \quad (4.7)$$

Le couple  $(k = 0, k = -1)$  est solution de l'inégalité (4.7). Donc, les vecteurs orthogonaux  $\mathbf{h}_n^0(t_0)$  et  $\mathbf{h}_n^{-1}(t_0)$ , contiennent respectivement, aux effets du canal près, la fin de la séquence d'étalement durant la période  $T_s - t_0$  et le début de la séquence pendant la période  $t_0$  comme illustré sur la figure 4.3. Ces vecteurs sont ainsi définis afin de prendre en compte le décalage  $t_0$  dans l'expression de la matrice de covariance estimée. L'équation (4.4) devient alors :

$$\mathbf{Y} = \{ \mathbf{h}_0^0 \mathbf{a}_0^T + \mathbf{h}_0^{-1} \mathbf{a}_0^T + \mathbf{h}_1^0 \mathbf{a}_1^T + \mathbf{h}_1^{-1} \mathbf{a}_1^T \} + \mathbf{b} \quad (4.8)$$

où  $\mathbf{a}_n^T = [a_n(m), a_n(m + 1), \dots, a_n(m + N - 1)]$ ,  $n = 0, 1$ . Lorsque le signal reçu est uniquement du bruit,

les colonnes de la matrice  $\mathbf{Y}$  engendrent un espace isotrope. Dans le cas d'un signal à spectre étalé, il existe deux directions privilégiées, associées aux vecteurs  $\mathbf{h}_n^0(t_0)$  et  $\mathbf{h}_n^{-1}(t_0)$  de chaque signal interférent. Pour chaque signal, ces deux vecteurs sont les directions propres du sous-espace qu'ils forment. Une étude des valeurs et vecteurs propres de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  de  $\mathbf{Y}$  est donc nécessaire.

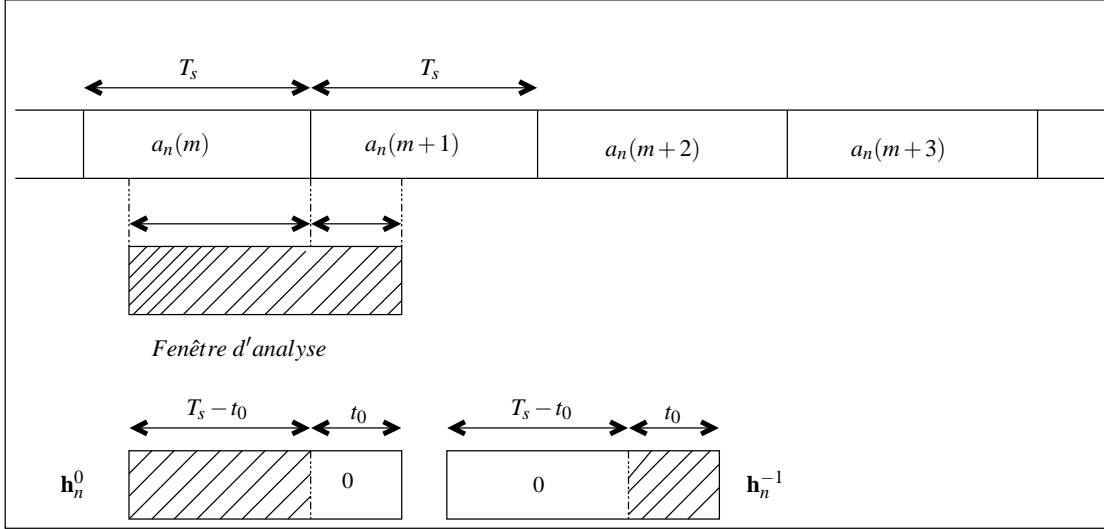


FIG. 4.3 – Construction des vecteurs  $\mathbf{h}_n^0(t_0)$  et  $\mathbf{h}_n^{-1}(t_0)$ ,  $N_u^i = 2$  en liaison descendante.

## 4.2.2 Étude de la matrice de covariance

Par définition, la matrice  $\mathbf{R}$  de covariance du signal de taille  $M \times M$ , dans le groupe  $i$ , est donnée par :

$$\mathbf{R} \triangleq \mathcal{E} \{ \mathbf{Y} \mathbf{Y}^* \}$$

En tenant compte de l'équation (4.8), la matrice de covariance du signal pour  $N_u^i = 2$  s'écrit :

$$\mathbf{R} = \mathcal{E} \left\{ \left( \sum_{n=0}^1 \mathbf{h}_n^0 \mathbf{a}_n^T + \mathbf{h}_n^{-1} \mathbf{a}_n^T + \mathbf{b} \right) \left( \sum_{n=0}^1 \mathbf{h}_n^0 \mathbf{a}_n^T + \mathbf{h}_n^{-1} \mathbf{a}_n^T + \mathbf{b} \right)^* \right\} \quad (4.9)$$

Puisque nous avons supposé les symboles indépendants, centrés et de même variance  $\sigma_{a_n}^2 = \sigma_a^2$ , les signaux non corrélés avec le bruit de variance  $\sigma_b^2$  et reçus avec la même puissance  $\sigma_{s_n}^2 = \sigma_s^2$ , l'espérance mathématique des termes croisés dans l'équation (4.9) est nulle. Afin de simplifier l'expression (4.9), définissons les vecteurs normalisés  $\mathbf{v}_n^k$ ,  $k = -1, 0$  :

$$\mathbf{v}_n^k = \frac{\mathbf{h}_n^k}{\|\mathbf{h}_n^k\|} \quad (4.10)$$

Avec les hypothèses précédentes sur le bruit, et l'équation (4.10), la matrice de covariance estimée

devient, après développement et simplification de l'équation (4.9) :

$$\mathbf{R} = \sigma_a^2 \sum_{n=0}^1 \left\{ \left( \sum_{k=-1}^{k=0} \|\mathbf{h}_n^k\|^2 \mathbf{v}_n^k (\mathbf{v}_n^k)^* \right) \right\} + \sigma_b^2 \mathbf{I} \quad (4.11)$$

où  $\mathbf{I}$  la matrice identité de taille  $M \times M$ . L'équation (4.11) peut encore se simplifier en explicitant le module au carré des vecteurs  $\mathbf{h}_n^k$ , et en introduisant le rapport signal sur bruit additif et bruit IAM. Posons  $\varepsilon_{h_n}$  l'énergie de  $h_n(t)$ . Nous avons alors :

$$\varepsilon_{h_n} = \int_{-\infty}^{+\infty} |h_n(t)|^2 dt \quad (4.12)$$

Comme le signal est échantillonné à  $T_e$  avec  $T_s = MT_e$ , en supposant les séquences d'étalement de longueur suffisamment grande, et en tenant compte du fait que :  $|h_n(t)|^2 = \sum_{k=-1}^{k=0} \|\mathbf{h}_n^k(t)\|^2$ , les approximations suivantes sont faites :

$$\begin{cases} \varepsilon_{h_n} = T_e \sum_{m=0}^{M-1} |h_n(m)|^2 \simeq T_e |h_n|^2 \\ \|\mathbf{h}_n^0\|^2 \simeq \left(1 - \frac{t_0}{T_s}\right) |h_n|^2 \\ \|\mathbf{h}_n^{-1}\|^2 \simeq \frac{t_0}{T_s} |h_n|^2 \end{cases} \quad (4.13)$$

En introduisant les expressions (4.12) et (4.13) dans l'équation (4.11), la matrice de covariance devient :

$$\mathbf{R} = \frac{\sigma_a^2}{T_e} \left\{ \varepsilon_{h_0} \left\{ \left(1 - \frac{t_0}{T_s}\right) \mathbf{v}_0^0 (\mathbf{v}_0^0)^* + \frac{t_0}{T_s} \mathbf{v}_0^{-1} (\mathbf{v}_0^{-1})^* \right\} + \varepsilon_{h_1} \left\{ \left(1 - \frac{t_0}{T_s}\right) \mathbf{v}_1^0 (\mathbf{v}_1^0)^* + \frac{t_0}{T_s} \mathbf{v}_1^{-1} (\mathbf{v}_1^{-1})^* \right\} \right\} + \sigma_b^2 \mathbf{I} \quad (4.14)$$

De plus, les signaux interférents dans le groupe  $i$  étant notés  $s_n$  et supposés reçus avec la même puissance  $\sigma_{s_n}^2 = \sigma_s^2$ , le rapport signal sur bruit additif et bruit IAM  $\eta$  est donc :

$$\eta = \frac{\sigma_s^2}{\sigma_b^2 + (N_u^i - 1)\sigma_s^2}$$

Nous en déduisons, dans ce cas particulier où  $N_u^i = 2$ , les relations suivantes :

$$\begin{cases} \sigma_s^2 = \frac{\eta \sigma_b^2}{(1-\eta)} \\ \implies \sigma_a^2 \varepsilon_{h_n} = \sigma_s^2 T_{s_i} = \frac{\eta \sigma_b^2}{(1-\eta)} T_s \end{cases} \quad (4.15)$$

En introduisant l'expression (4.15) dans l'équation (4.14), et en posant  $\rho = \frac{\eta}{1-\eta}$ , nous obtenons après quelques simplifications :

$$\boxed{\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \rho \frac{T_s}{T_e} \left\{ \left(1 - \frac{t_0}{T_s}\right) \mathbf{v}_0^0 (\mathbf{v}_0^0)^* + \frac{t_0}{T_s} \mathbf{v}_0^{-1} (\mathbf{v}_0^{-1})^* + \left(1 - \frac{t_0}{T_s}\right) \mathbf{v}_1^0 (\mathbf{v}_1^0)^* + \frac{t_0}{T_s} \mathbf{v}_1^{-1} (\mathbf{v}_1^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \right\}} \quad (4.16)$$

Puisque  $N_u^i = 2$ , et pour une meilleure compréhension du critère de synchronisation que nous présentons

dans la sous-section suivante, simplifions encore l'expression (4.16). Nous obtenons alors :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \rho \frac{T_s}{T_e} \left\{ \frac{t_0}{T_s} \{ \mathbf{v}_0^{-1}(\mathbf{v}_0^{-1})^* + \mathbf{v}_1^{-1}(\mathbf{v}_1^{-1})^* \} + \left( 1 - \frac{t_0}{T_s} \right) \{ \mathbf{v}_0^0(\mathbf{v}_0^0)^* + \mathbf{v}_1^0(\mathbf{v}_1^0)^* \} \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (4.17)$$

En analysant cette expression, nous constatons que, de par leur définition, les couples de vecteurs  $\{ \mathbf{v}_0^{-1}, \mathbf{v}_1^{-1} \}$  et  $\{ \mathbf{v}_0^0, \mathbf{v}_1^0 \}$  forment respectivement des sous-espaces orthogonaux de dimension 2. Chaque sous-espace vectoriel va générer deux vecteurs propres et deux valeurs propres. L'étude des valeurs propres de la matrice de covariance est donc indispensable afin de définir un critère de synchronisation.

### 4.2.3 Etude des valeurs propres de la matrice de covariance

L'équation (4.17) montre que la matrice de covariance  $\mathbf{R}$ , dans le cas  $N_U^i = 2$ , possède quatre valeurs propres prépondérantes, les autres étant égales à la puissance du bruit. Jusqu'ici, nous n'avons fait aucune hypothèse sur les propriétés d'intercorrélations partielles des séquences utilisées. Les termes d'intercorrélations partielles sont les produits croisés des vecteurs appartenant à des sous-espaces de même dimension.

L'expression (4.17) montre aussi que la somme de deux valeurs propres associées à un sous-espace vectoriel varie si on change la valeur de  $t_0$ . Il faut donc les déterminer. Vu la complexité de l'expression (4.17), nous nous sommes servi du logiciel de calcul formel MAPLE afin de déterminer les valeurs propres de  $\mathbf{R}$ . Nous obtenons, après avoir posé  $\beta = \rho \frac{T_s}{T_e}$  :

$$\left\{ \begin{array}{l} \lambda_0^0 = \sigma_b^2 \left\{ 1 + \beta \left( 1 - \frac{t_0}{T_{s_i}} \right) \left( 1 + \underbrace{\| (\mathbf{v}_0^0)^* \mathbf{v}_1^0 \|}_{\rho_{01}^0} \right) \right\} \\ \lambda_1^0 = \sigma_b^2 \left\{ 1 + \beta \left( 1 - \frac{t_0}{T_{s_i}} \right) \left( 1 - \underbrace{\| (\mathbf{v}_0^0)^* \mathbf{v}_1^0 \|}_{\rho_{01}^0} \right) \right\} \\ \lambda_0^{-1} = \sigma_b^2 \left\{ 1 + \beta \frac{t_0}{T_{s_i}} \left( 1 + \underbrace{\| (\mathbf{v}_0^{-1})^* \mathbf{v}_1^{-1} \|}_{\rho_{01}^{-1}} \right) \right\} \\ \lambda_1^{-1} = \sigma_b^2 \left\{ 1 + \beta \frac{t_0}{T_{s_i}} \left( 1 - \underbrace{\| (\mathbf{v}_0^{-1})^* \mathbf{v}_1^{-1} \|}_{\rho_{01}^{-1}} \right) \right\} \\ \lambda_n = \sigma_b^2, \quad n = 4, \dots, M-1 \end{array} \right. \quad (4.18)$$

où  $M$  est le nombre total de valeurs propres rangées dans l'ordre décroissant. Les termes soulignés dans les équations (4.18) représentent les intercorrélations partielles normalisées des séquences d'étalement.

Nous montrons dans ce qui suit que, si les séquences sont faiblement corrélées entre elles, ces termes peuvent être négligés. En effet, faisons les hypothèses suivantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{h}_0^0 \mathbf{h}_1^0 \simeq \left( 1 - \frac{t_0}{T_s} \right) h_0 h_1 \\ \mathbf{h}_0^{-1} \mathbf{h}_1^{-1} \simeq \frac{t_0}{T_s} h_0 h_1 \end{array} \right. \quad (4.19)$$

Les mêmes hypothèses sont faites sur les vecteurs  $\mathbf{h}_0^{-1}$  et  $\mathbf{h}_1^{-1}$ . Ainsi, l'équation (4.19) montre qu'à un facteur près qui dépend de  $t_0$  et  $T_s$ , l'intercorrélacion partielle des séquences est égale à l'intercorrélacion globale. Ces approximations sont statistiquement valides si les séquences utilisées sont suffisamment longues, ce qui est souvent le cas en pratique [21]. Par conséquent, les termes d'intercorrélacions partielles peuvent être négligés si les séquences sont faiblement corrélées ou orthogonales.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, la somme des deux valeurs propres associées aux sous-espaces vectoriels de même dimension varie si on change la valeur de  $t_0$ , comme le montre l'équation (4.20).

$$\begin{cases} \lambda_0^0 + \lambda_1^0 = 2\sigma_b^2 \left\{ 1 + \beta \left( 1 - \frac{t_0}{T_s} \right) \right\} \\ \lambda_0^{-1} + \lambda_1^{-1} = 2\sigma_b^2 \left\{ 1 + \beta \frac{t_0}{T_s} \right\} \end{cases} \quad (4.20)$$

Par contre, si l'on croise les valeurs propres des deux sous-espaces, on a une compensation en fonction de  $t_0$ . La figure 4.4 représente l'évolution des valeurs propres en fonction de  $t_0$ , sur l'intervalle  $[0 \ T_s/2]$ . Pour une meilleure illustration, nous avons pris des valeurs entières de décalage comprises dans l'intervalle  $[0 \ L]$ .

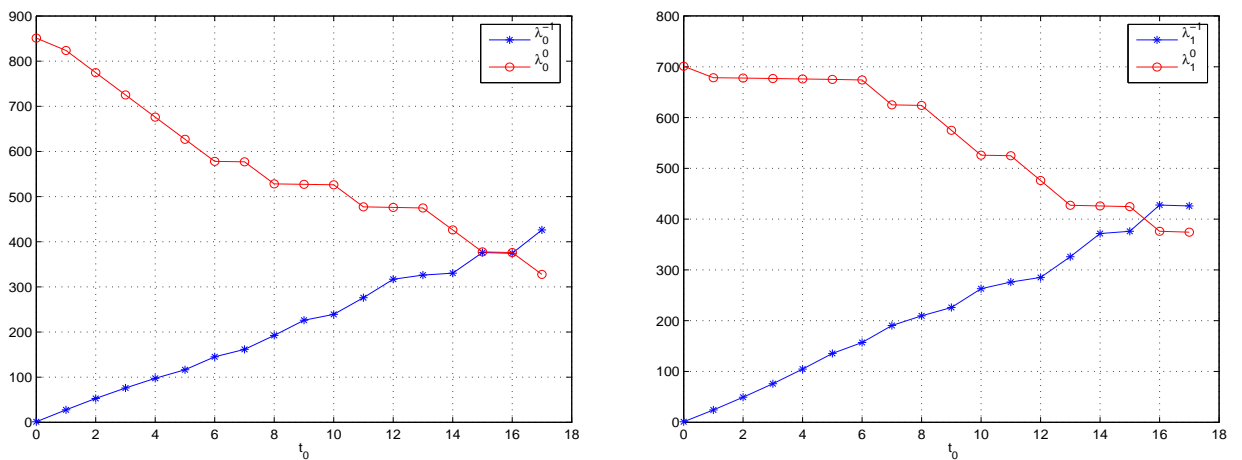


FIG. 4.4 – Evolution des valeurs propres en fonction de  $t_0$ , avec  $N_u^i = 2$  en liaison descendante.

La figure 4.4 montre que les valeurs propres varient en sens inverse suivant la valeur du décalage  $t_0$ , d'une part, et d'autre part, que les deux valeurs propres prédominantes sont maximales lorsqu'il n'y a pas de décalage, c'est-à-dire pour  $t_0 = 0$ . Toujours dans l'optique de définir un critère, examinons alors la somme de toutes les valeurs propres. Nous obtenons après quelques simplifications :

$$\sum_{n=0}^{M-1} \lambda_n = (\lambda_0^0 + \lambda_0^{-1} + \lambda_1^0 + \lambda_1^{-1}) + \sum_{n=2}^{M-1} \lambda_n = \sigma_b^2 \{ 2\beta + M \} \quad (4.21)$$

L'équation (4.21) montre que la somme des valeurs propres est égale, à un facteur près, à la puissance

totale (signal + bruit). Elle est donc indépendante du décalage de la fenêtre d'analyse  $t_0$ .

Nous avons donc affaire à un ensemble de valeurs à somme constante (c'est-à-dire à un système de vases communicants) avec une concentration sur certaines valeurs lorsque  $t_0 = 0$ . Le critère approprié pour mettre en évidence les phénomènes de concentration est la somme des carrés. Or, la norme carrée de FROBENIUS d'une matrice est la somme des carrés de ses valeurs propres. Ce qui présente un intérêt majeur, car il n'est pas nécessaire de calculer explicitement les valeurs propres.

De façon simplifiée, la synchronisation va alors consister à estimer le décalage  $t_0$  entre la fenêtre d'analyse et le début d'un symbole entier. Comme dans le cas mono-utilisateur [12], nous allons montrer qu'estimer le décalage  $t_0$ , revient à maximiser la norme carrée de FROBENIUS de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$ .

#### 4.2.4 Critère de synchronisation

Dans le cas mono-utilisateur la synchronisation consistait à maximiser la plus grande valeur propre [12], ce qui revient à maximiser la norme carrée de FROBENIUS :

$$\|\mathbf{R}\|^2 = \sum_{n=0}^{M-1} \lambda_n^2 \quad (4.22)$$

Dans notre cas nous avons quatre valeurs propres prépondérantes. Il faut donc rendre maximale les deux plus grandes valeurs propres. La norme carrée de FROBENIUS de  $\mathbf{R}$ , calculée avec les valeurs propres obtenues avec le logiciel MAPLE, s'écrit alors :

$$\|\mathbf{R}\|^2 = M\sigma_b^4 \left\{ 1 + 4\frac{\beta}{M} + 2\frac{\beta^2}{M} \left\{ \left(1 - \frac{t_0}{T_s}\right)^2 + \frac{t_0^2}{T_s^2} \left(1 + \|\mathbf{v}_0\mathbf{v}_1^*\|^2\right) \right\} \right\} \quad (4.23)$$

L'expression montre clairement que  $\|\mathbf{R}\|^2$  est fonction du décalage  $t_0$ . Etudions alors la monotonie  $\|\mathbf{R}\|^2(t_0)$ , afin de trouver la valeur  $t_0$  pour laquelle la fonction est maximale. Notons que le terme souligné dans l'équation (4.23) représente la corrélation entre les deux séquences d'étalement, elle est donc constante. Dérivons alors l'équation (4.23) par rapport à  $t_0$ , nous obtenons :

$$\frac{\partial \|\mathbf{R}\|^2}{\partial t_0} = 4\beta^2\sigma_b^4 \left\{ -\frac{1}{T_s} \left(1 - \frac{t_0}{T_s}\right) + \frac{t_0}{T_s^2} \left(1 + \|\mathbf{v}_0\mathbf{v}_1^*\|^2\right) \right\} \quad (4.24)$$

Afin de déterminer les maxima du critère, calculons alors la valeur pour laquelle sa dérivée s'annule :

$$\frac{\partial \|\mathbf{R}\|^2}{\partial t_0} = 0 \quad \implies \quad t_0 = \frac{T_s}{2} \quad (4.25)$$

Calculons alors la dérivée seconde du critère :

$$\frac{\partial^2 \|\mathbf{R}\|^2}{\partial t_0^2} = \frac{1}{T_s^2} \{2 + \|\mathbf{v}_0\mathbf{v}_1^*\|^2\} > 0 \quad (4.26)$$

La dérivée seconde étant positive, la fonction est convexe. Il s'ensuit que  $\|\mathbf{R}\|^2$  est une fonction décroissante de  $t_0$  sur l'intervalle  $[0, T_s/2]$  et croissante sur l'intervalle  $[T_s/2, 1]$ . Donc le minimum en  $t_0 = \frac{T_s}{2}$  est unique dans l'intervalle considéré. Par conséquent, le critère admet un maximum, et un seul, à  $t_0 = 0$  (ou  $t_0 = T_s$ , ce qui revient au même). La figure 4.2.4 représente le critère de synchronisation pour deux utilisateurs en liaison descendante sur une période symbole normalisée  $[0, 1]$ .

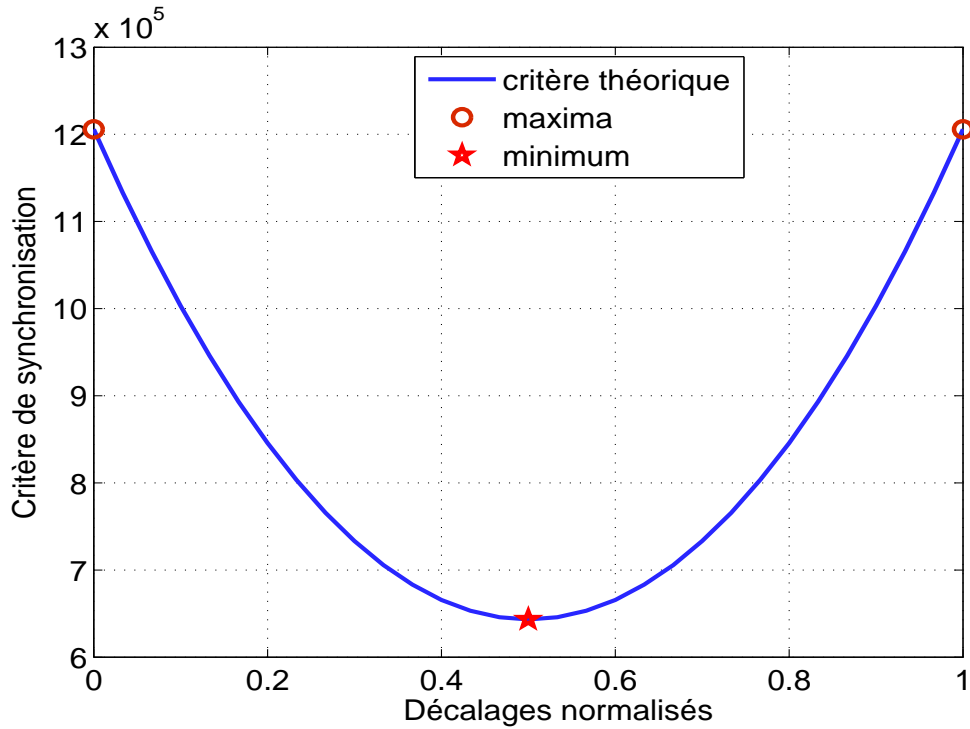


FIG. 4.5 – Evolution de  $\|\mathbf{R}\|^2(t_0)$ , avec  $N_u^i = 2$  en liaison descendante.

Nous voyons donc que la synchronisation a lieu en 0 (ou 1, ce qui correspond à  $t_0 = T_s$ ). En effet dans ces deux cas, la norme carrée de la matrice de covariance est maximale. Puisqu'il n'y a plus que deux valeurs propres particulières, elles sont automatiquement maximales.

#### 4.2.5 Etude de la matrice de covariance après la synchronisation

Une fois le signal synchronisé, nous avons donc une estimation du décalage  $t_0$ . Afin de simplifier les notations, nous reprenons l'équation (4.17), dans laquelle nous posons  $t_0 = 0$  et  $\beta = \rho \frac{T_s}{T_e}$ . La matrice de covariance devient :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \{ \beta (\mathbf{v}_0 (\mathbf{v}_0)^* + \mathbf{v}_1 (\mathbf{v}_1)^*) + \mathbf{I} \} \quad (4.27)$$

où chaque vecteur  $\mathbf{v}_0$  et  $\mathbf{v}_1$  contient, aux effets du canal près, la séquence d'étalement de chaque utilisateur interférent. Les figures 4.6 et 4.7 permettent de mieux le comprendre.



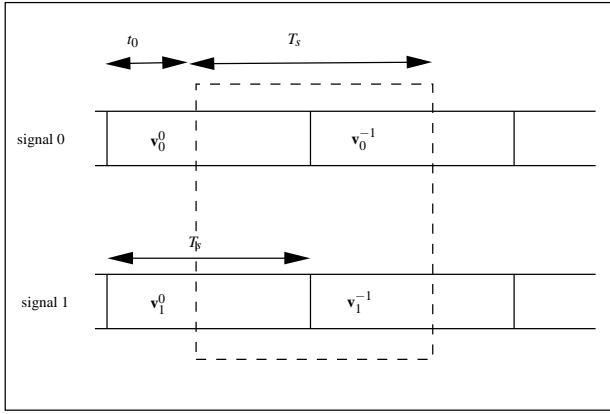


FIG. 4.6 – Position relative d’une fenêtre d’observation et des signaux avant la synchronisation en liaison descendante,  $N_u^i = 2$ .

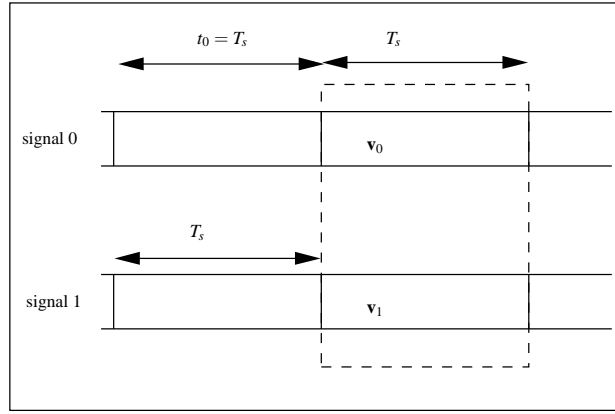


FIG. 4.7 – Position relative d’une fenêtre d’observation et des signaux après la synchronisation en liaison descendante,  $N_u^i = 2$ .

La figure 4.6 montre bien qu’avant la synchronisation, et à cause du décalage  $t_0$  entre le début d’un symbole entier et la fenêtre d’analyse, chaque signal engendre un sous-espace de dimension 2, donc deux valeurs et vecteurs propres prédominants. Par contre, lorsque la fenêtre d’analyse est calée sur le début d’un symbole entier, c’est-à-dire lorsque  $t_0 = 0$ , ou  $t_0 = T_s$  comme sur la figure 4.7, chaque signal engendre un sous-espace de dimension 1. Ainsi, après la synchronisation, deux valeurs propres sont prépondérantes, comme le montre aussi l’équation (4.28).

$$\begin{cases} \lambda_0 = \sigma_b^2 \{1 + \beta \{1 + \|(\mathbf{v}_0)^* \mathbf{v}_1\|\}\} \\ \lambda_1 = \sigma_b^2 \{1 + \beta \{1 - \|(\mathbf{v}_0)^* \mathbf{v}_1\|\}\} \end{cases} \quad (4.28)$$

Ces deux valeurs correspondent alors aux deux plus grandes valeurs propres. Donc après synchronisation les vecteurs propres  $\mathbf{v}_0$  et  $\mathbf{v}_1$  associés respectivement aux valeurs propres  $\lambda_0$  et  $\lambda_1$  seuls contiennent de l’information sur l’une et l’autre séquence d’étalement, les autres valeurs et vecteurs propres étant associés au bruit.

Ainsi, connaissant ces valeurs et vecteurs propres, grâce à des techniques d’algèbre linéaire, nous pouvons estimer les séquences d’étalement et retrouver ainsi les symboles émis, comme nous le montrerons dans le dernier chapitre.

Enfin, dans ce cas particulier de 2 utilisateurs en liaison descendante, la décomposition en valeurs propres de la matrice de covariance suffit à déterminer le nombre d’utilisateurs qui correspond alors au nombre de valeurs propres prédominantes après la synchronisation. Les résultats de simulation, présentés dans la sous-section qui suit, permettent d’illustrer notre méthode.

### 4.2.6 Remarque

Calculer toutes les sous-matrices  $\mathbf{R}(t_0)$  de covariance induites par tous les décalages possibles sur une période symbole peut devenir fastidieux, surtout lorsque le nombre d'utilisateurs dans le groupe augmente. L'astuce retenue est alors de calculer une matrice de covariance  $\mathcal{R}$  de taille double qui contient toutes les matrices de covariance associées à tous les décalages possibles sur une période symbole donnée. De plus, cela permet de mieux mettre en évidence les sous-espaces engendrés par les signaux interférents.

La première étape consiste à construire la matrice  $\mathcal{Y}$ , comme illustré sur la figure 4.8 où le vecteur  $\mathbf{y}(t)$  est le vecteur signal reçu et rééchantillonné, à partir de laquelle la matrice de covariance de taille double sera ensuite calculée.

La matrice  $\mathcal{Y}$  est alors de taille  $2M \times (N-1)$  et s'exprime en fonction du vecteur  $\mathbf{y}$  comme suit :

$$\mathcal{Y} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{0,0} \mathbf{y}_{0,1} \cdots \mathbf{y}_{0,N-1} \\ \mathbf{y}_{0,1} \mathbf{y}_{0,2} \cdots \mathbf{y}_{0,N} \end{bmatrix} \quad (4.29)$$

où  $\mathbf{y}_{0,n}$  représente les échantillons du signal dans la fenêtre d'analyse numéro  $n$ , lorsqu'il n'y a pas de décalage. Plus généralement, pour tout décalage  $t_0$  de la fenêtre d'analyse,  $t_0 \in [0 \quad T_s]$ , nous notons  $\mathbf{y}_{t_0}$ , les échantillons du signal dans l'ensemble des fenêtres dans lesquelles sont calculées les matrices de covariance  $\mathbf{R}(t_0)$ .

$$\{\mathbf{y}_{t_0,n} ; \quad n = 0, 1, 2, \dots, N-1\} \quad (4.30)$$

La recherche du début du premier symbole s'effectuant sur l'ensemble des  $M$  premiers échantillons, le vecteur  $\mathbf{y}_{t_0,n}$  est alors défini par :

$$\mathbf{y}_{t_0,n} = \mathbf{y}(t_0 + n \cdot M : t_0 + (n+1) \cdot M - 1) \quad (4.31)$$

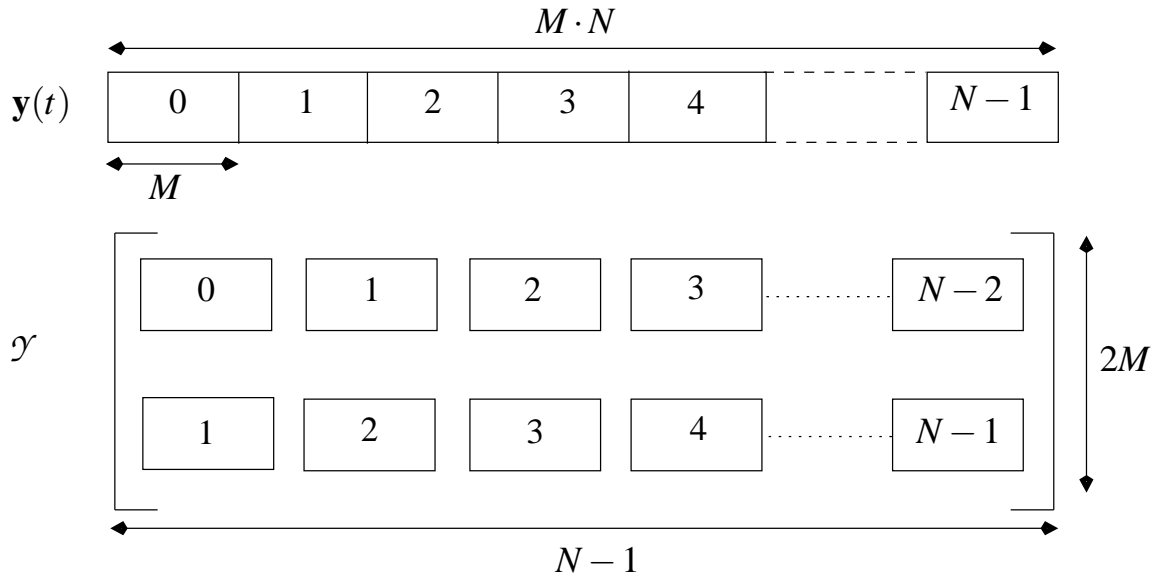
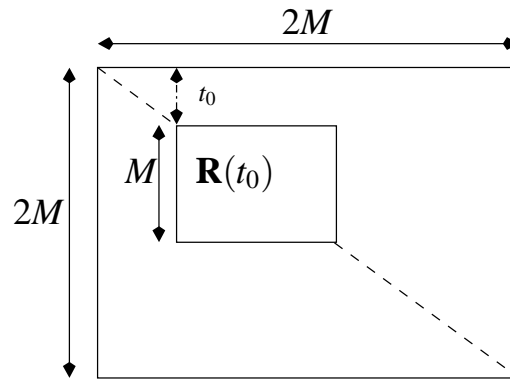
A partir de l'expression (4.29), nous calculons la matrice de covariance  $\mathcal{R}$  associée, qui contient l'ensemble des matrices de covariance  $\mathbf{R}(t_0)$  induites par  $t_0$ , et définies par :

$$\mathbf{R}(t_0) = \frac{1}{N-1} \sum_{n=0}^{N-1} \mathbf{y}_{t_0,n} \cdot \mathbf{y}_{t_0,n}^* \approx \mathcal{E} \{ \mathbf{y}_{t_0,n} \cdot \mathbf{y}_{t_0,n}^* \} \quad (4.32)$$

Ainsi, le critère de synchronisation est appliqué sur la matrice  $\mathcal{R}$  de taille  $2M \times 2M$  :

$$\mathcal{R} = \mathcal{E} \{ \mathcal{Y} \cdot \mathcal{Y}^* \} \quad (4.33)$$

Les valeurs des décalages  $t_0$  pour lesquelles les normes carrées des matrices  $\mathbf{R}(t_0)$  sont maximales permettent alors de les extraire de la matrice  $\mathcal{R}$  comme illustré sur la figure 4.9.

FIG. 4.8 – Construction de  $\mathcal{Y}$  dans le cas  $N_u^i = 2$ .FIG. 4.9 – Matrice de covariance  $\mathcal{R}$  de taille double dans le cas  $N_u^i = 2$ .

En comparant les expressions (4.32) et (4.33), nous voyons donc que le calcul de la matrice de taille double permet de réduire le temps de calcul. En effet, la matrice  $\mathcal{R}$  est calculée une seule fois, alors qu'avec l'équation (4.32), il aurait fallu calculer  $M$  matrices induites.

#### 4.2.7 Résultats de simulation en liaison descendante

Les simulations sont effectuées avec des séquences réelles de GOLD de longueur  $L = 31$ , avec les paramètres suivants : la fréquence chip  $F_c$  vaut 40 MHz, la fréquence d'échantillonnage initiale  $F_e$  est égale à 200 MHz, le rapport signal à bruit est d'environ  $-5$  dB, le nombre de fenêtres utilisées pour la détection est égal à 78, la durée d'une fenêtre est de  $550 \mu\text{s}$ , et le nombre d'échantillons traités est de 32768, les signaux sont des PSK-4 de durée  $163,84 \mu\text{s}$ . Le décalage arbitraire  $t_0 = (0,3851 \times T_s)$  a été introduit pour chaque signal et  $T_s = 0,775 \mu\text{s}$  est la période symbole estimée en sortie du détecteur.

La figure 4.10 représente la matrice de covariance de taille double avant la synchronisation. Nous observons bien deux sous-espaces de dimension 2, qui correspondent aux zones les plus lumineuses (énergétiques). Par ailleurs, le décalage entre la fenêtre d'analyse et le début du premier symbole entier des séquences, dans le coin supérieur gauche sur la figure 4.10 sur la diagonale est visible.

La figure 4.11, montre les valeurs propres de la matrice  $\mathbf{R}$ . Comme envisagé théoriquement, il y a bien quatre valeurs propres prépondérantes, les autres étant équivalentes en moyenne à la puissance du bruit.

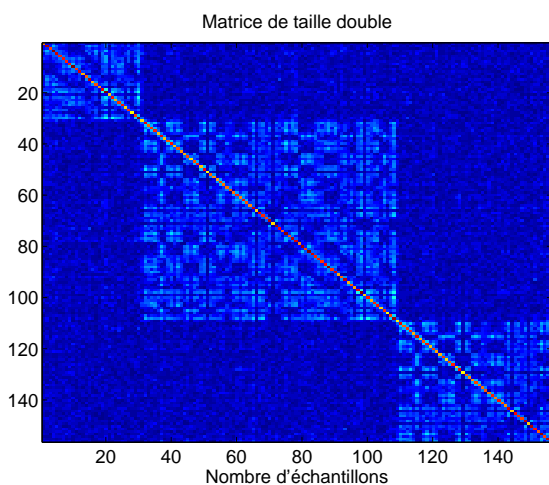


FIG. 4.10 – Matrice de covariance  $\mathcal{R}$  de taille double avant la synchronisation,  $N_u^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

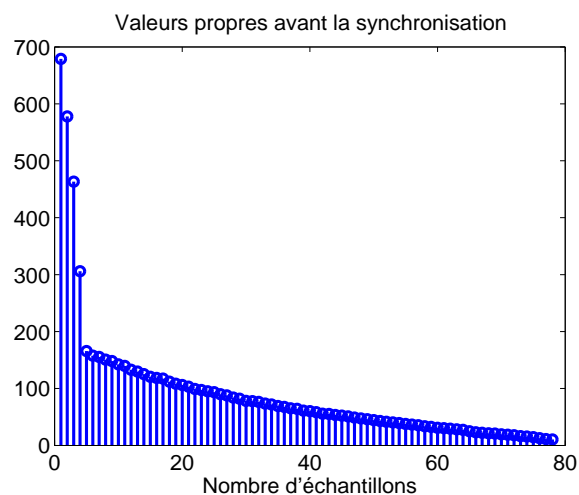


FIG. 4.11 – Valeurs propres de  $\mathbf{R}$  avant la synchronisation,  $N_u^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

Le critère de synchronisation est représenté sur la figure 4.12 : cette figure représente la norme de FROBENIUS de  $\mathbf{R}$  en fonction des décalages possibles  $t_0$ . En pratique, la courbe du critère de synchronisation est obtenue en se déplaçant sur la diagonale de la matrice de covariance de taille double avant synchronisation, et en calculant à chaque fois la somme des carrés des sous-matrices induites par les décalages  $t_0$ . Puis, nous retenons la valeur de  $t_0$  pour laquelle la norme carrée d'une des sous-matrices induites est la plus grande.

Nous voyons alors que, dans l'intervalle considéré, il y a une valeur et une seule de  $t_0$  pour laquelle  $\|\mathbf{R}\|^2$  est maximale. Il suffit alors de compenser de  $t_0$  le décalage entre la fenêtre d'analyse et le premier symbole entier. Ce qui revient à poser  $t_0 = 0$  dans toutes les équations où il apparaît, et de définir les vecteurs  $\mathbf{v}_0$  et  $\mathbf{v}_1$  qui contiennent maintenant respectivement les séquences entières et non plus le début ou la fin de la séquence de chaque séquence d'étalement. Enfin, une fois la sous-matrice de norme maximale extraite, une décomposition en valeurs propres permet alors d'avoir les vecteurs  $\mathbf{v}_0$  et  $\mathbf{v}_1$ .

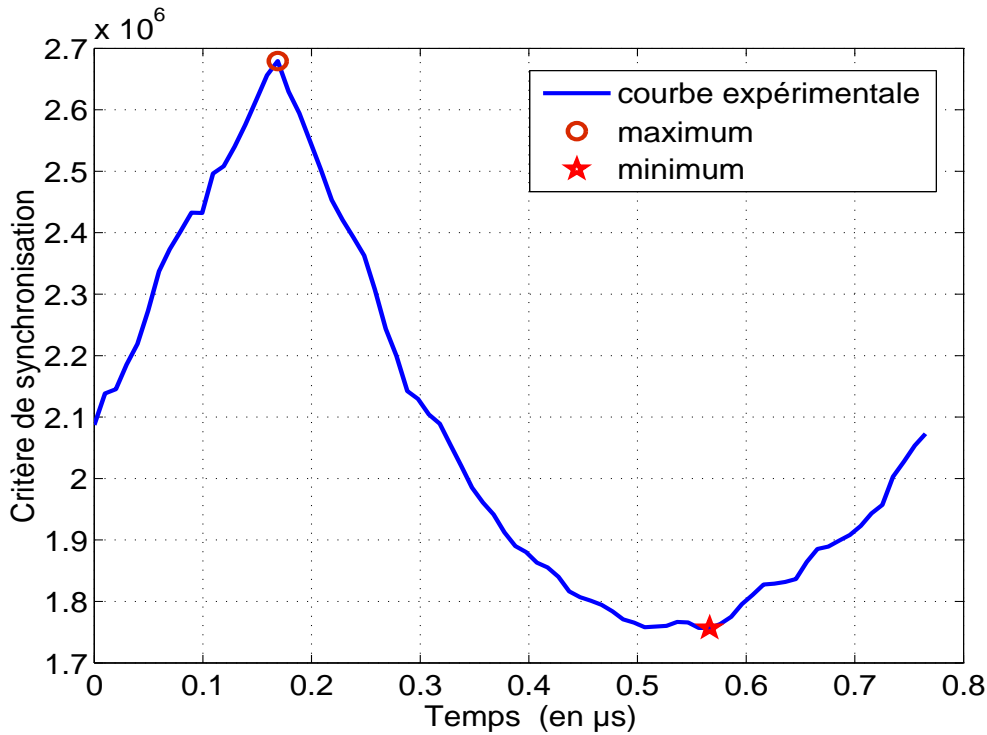


FIG. 4.12 – Critère de synchronisation,  $N_u^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

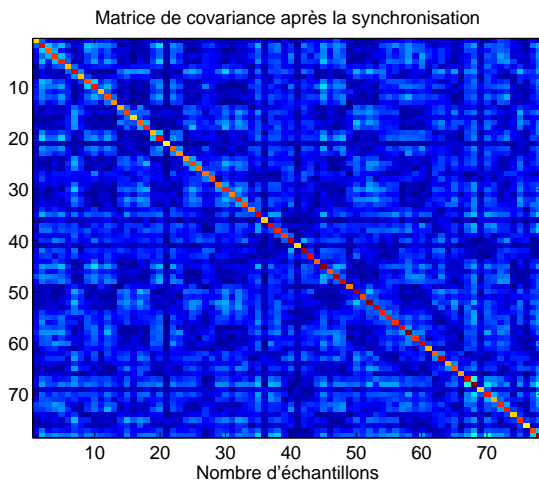


FIG. 4.13 – Matrice de covariance  $\mathbf{R}$  après la synchronisation,  $N_u^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

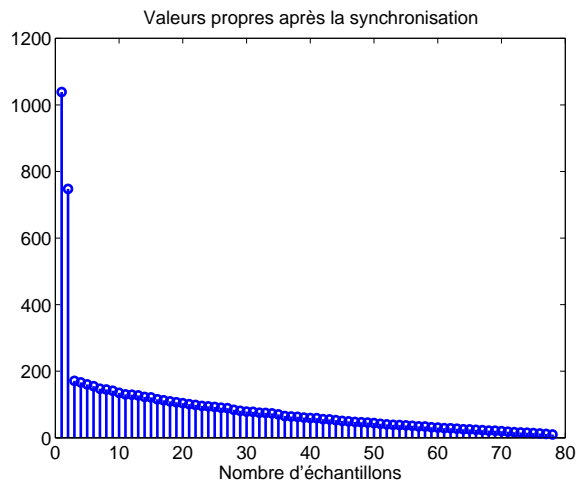


FIG. 4.14 – Valeurs propres après la synchronisation,  $N_u^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

La matrice de covariance et les valeurs propres, après la synchronisation, sont représentées sur les figures 4.13 et 4.14. Comme attendu, une fois la sous-matrice de norme maximale extraite représentée sur la figure 4.13, une décomposition en valeurs propres montre qu'il y a bien deux valeurs propres prépondérantes après la synchronisation, les autres valeurs propres étant en moyenne égales à la puissance du bruit, comme illustré sur la figure 4.14. Enfin, puisque le nombre de valeurs propres prépondérantes est égal à 2, nous en déduisons alors que dans ce groupe d'utilisateurs, il y a deux utilisateurs interférents, donc  $N_u^i = 2$ .

### 4.2.8 Conclusion partielle

Nous avons montré dans cette partie que le critère de synchronisation, développé dans le cas mono-utilisateur, peut être étendu au cas de deux utilisateurs en liaison descendante. De plus, dans ce cas particulier, nous avons prouvé que les signaux peuvent toujours être synchronisés. Enfin, une fois la synchronisation effectuée, le nombre de valeurs propres de la matrice de covariance, donne directement le nombre d'utilisateurs transmettant au même débit. Il est alors nécessaire de voir si ce critère permet également de synchroniser les utilisateurs, toujours dans le cas de deux utilisateurs, mais en liaison montante.

## 4.3 Etude de la liaison montante

En liaison montante, les utilisateurs émettent avec des retards de transmission  $T_{r_n}$  les uns par rapport aux autres. Dans le cas  $N_u^i = 2$ , afin de simplifier les équations, nous posons  $T_{r_0} = 0$ , c'est l'utilisateur de référence. Nous posons ensuite  $T_{r_1} = T_r$ , toujours par soucis de clarté. En utilisant toujours la technique VSL, le signal intercepté s'écrit alors :

$$y(t) = \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_n(k) h_n(t - kT_s - T_{r_n}) + b(t) \quad (4.34)$$

où tous les termes  $y$  apparaissant sont définis comme dans le cas de la liaison descendante. Puisque  $N_u^i = 2$ , l'équation (4.34) est réécrite afin de mettre en évidence le fait que l'utilisateur n° 0 est pris comme référence des retards de transmission :

$$y(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \{a_0(k) h_0(t - kT_s) + a_1(k) h_1(t - kT_s - T_r)\} + b(t) \quad (4.35)$$

La synchronisation du signal ainsi réécrit se déroule comme décrit dans la sous-section qui suit.

### 4.3.1 Description de la méthode

Contrairement à la liaison descendante, dans ce cas, il faut à la fois prendre en compte le retard de transmission et le décalage entre la fenêtre d'analyse et le début d'un symbole entier de chaque signal dans la définition du critère.

La figure 4.15 montre la position relative d'une fenêtre d'analyse et des signaux avant la synchronisation, où les termes  $t_0$  et  $t_1$  représentent respectivement le décalage entre la fenêtre d'analyse et le début d'un symbole entier de chaque signal,  $T_r$  le retard de transmission de l'utilisateur n° 1 par rapport à l'utilisateur n° 0, et  $D_f$  le déplacement de la fenêtre d'analyse. Il est donc clair que les délais ou retards de transmission vont jouer un rôle important dans la définition du critère.

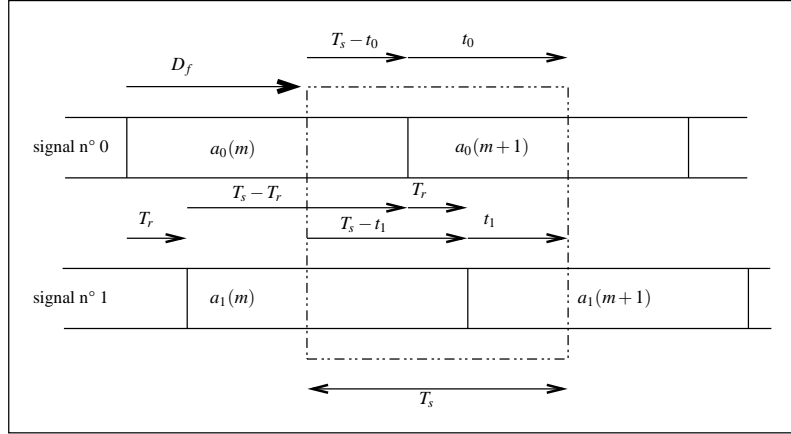


FIG. 4.15 – Position relative d’une fenêtre d’analyse et des signaux avant la synchronisation en liaison montante,  $N_U^i = 2$ .

Comme précédemment, la taille de la fenêtre d’analyse est réajustée :  $T_F = T_s = M.T_e$ , les vecteurs  $\mathbf{h}_0^k$  et  $\mathbf{h}_1^k$  sont redéfinis afin de tenir compte des décalages  $t_0$  et  $t_1$  dans l’expression de la matrice de covariance. Mais au préalable, posons  $t = mT_s + t_0$ ,  $m \in \mathbb{N}$ , et  $t_1 = t_0 - T_r$ . Nous obtenons alors le vecteur suivant :

$$\mathbf{y}(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \left\{ a_0(k) \mathbf{h}_0^k(mT_s + t_0 - kT_s) + a_1(k) \mathbf{h}_1^k(mT_s + t_1 - kT_s) \right\} + \mathbf{b}(t) \quad (4.36)$$

Posons ensuite  $k' = m - k$ , l’équation (4.36) devient après quelques simplifications :

$$\mathbf{y}(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \left\{ a_0(m - k) \mathbf{h}_0^k(kT_s + t_0) + a_1(m - k) \mathbf{h}_1^k(kT_s + t_1) \right\} + \mathbf{b}(t) \quad (4.37)$$

où nous avons reposé  $k' = k$  afin de simplifier les notations. Les vecteurs  $\mathbf{h}_0^k$  et  $\mathbf{h}_1^k$  sont alors définis de la façon suivante :

$$\begin{cases} \mathbf{h}_0^k(t_0) = [h_0(t_0 + kT_s), h_0(t_0 + kT_s + T_e), h_0(t_0 + kT_s + 2T_e), \dots, h_0(t_0 + (k + 1)T_s - T_e)]^T \\ \mathbf{h}_1^k(t_1) = [h_1(t_1 + kT_s), h_1(t_1 + kT_s + T_e), h_1(t_1 + kT_s + 2T_e), \dots, h_1(t_1 + (k + 1)T_s - T_e)]^T \end{cases} \quad (4.38)$$

Puisque les filtres sont de durée limitée, la somme est limitée aux valeurs de  $k$  pour lesquelles  $\mathbf{h}_0^k(t_0)$  et  $\mathbf{h}_1^k(t_1)$  sont non nuls. Supposons que  $h_n(t)$  soit nul pour  $t$  en dehors de l’intervalle  $[0 \ T_s[$ , nous vérifions aussi que pour  $k = -1$  et  $k = 0$ , cette condition est vérifiée. Les vecteurs  $\mathbf{h}_n^0$  contiennent, pour chaque signal, la fin de chaque séquence pseudo-aléatoire pendant les durées  $T_s - t_0$  et  $T_s - t_1$  suivie de zéros pendant les durées  $t_0$  et  $t_1$  respectivement, et les vecteurs  $\mathbf{h}_n^{-1}$  contiennent, pour chaque signal, des zéros pendant les durées  $T_s - t_0$  et  $T_s - t_1$  suivis du début de chaque séquence pseudo-aléatoire pendant les durées  $t_0$  et  $t_1$

respectivement :

$$\begin{cases} \mathbf{h}_0^0 = [h_0(t_0), h_0(t_0 + T_e), h_0(t_0 + kT_s + 2T_e), \dots, h_0(T_s - T_e), 0, \dots, 0]^T \\ \mathbf{h}_1^0 = [h_1(t_1), h_1(t_1 + T_e), h_1(t_1 + kT_s + 2T_e), \dots, h_1(T_s - T_e), 0, \dots, 0]^T \\ \mathbf{h}_0^{-1} = [0, \dots, 0, h_0(0), h_0(T_e), h_0(2T_e), \dots, h_0(t_0 - T_e)]^T \\ \mathbf{h}_1^{-1} = [0, \dots, 0, h_1(0), h_1(T_e), h_1(2T_e), \dots, h_1(t_1 - T_e)]^T \end{cases} \quad (4.39)$$

Comme en liaison descendante, nous pouvons alors former la matrice  $\mathbf{Y}$  de dimension  $M \times N$  qui prend en compte les décalages  $t_0$  et  $t_1$ , et implicitement le retard  $T_r = t_0 - t_1$  :

$$\mathbf{Y} = (\mathbf{h}_0^0 \mathbf{a}_0^T + \mathbf{h}_0^{-1} \mathbf{a}_0^T) + (\mathbf{h}_1^0 \mathbf{a}_1^T + \mathbf{h}_1^{-1} \mathbf{a}_1^T) + \mathbf{b} \quad (4.40)$$

L'équation (4.40) peut induire en erreur. En effet, bien que les vecteurs soient de même taille, ils ne contiennent pas les mêmes informations et les durées pendant lesquelles il y a de l'information ne sont pas les mêmes, comme illustré sur la figure 4.16 où le cadre représente une fenêtre d'analyse.

Par ailleurs, l'équation (4.40) montre qu'il existe deux directions privilégiées, associées aux vecteurs  $\mathbf{h}_n^k(t_0)$  et  $\mathbf{h}_n^k(t_1)$ ,  $n = 0, 1$ ,  $k = -1, 0$ , de chaque signal interférent. Pour chaque signal, ces deux vecteurs sont les directions propres du sous-espace qu'ils forment, une étude des valeurs et vecteurs propres de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  de  $\mathbf{Y}$  est donc nécessaire.

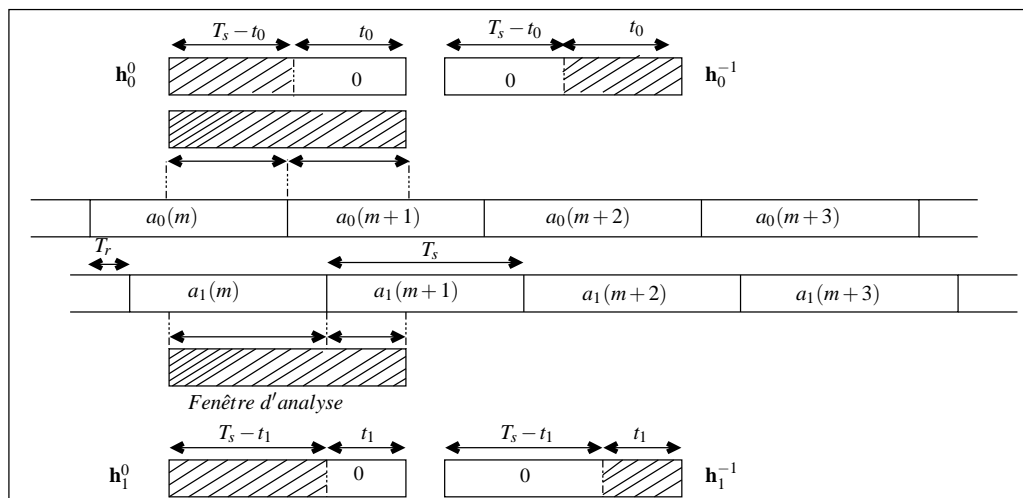


FIG. 4.16 – Construction des vecteurs  $\mathbf{h}_0^k(t_0)$  et  $\mathbf{h}_1^k(t_1)$ ,  $k \in \{-1, 0\}$ ,  $N_u^i = 2$  en liaison montante.



### 4.3.2 Etude de la matrice de covariance avant la synchronisation

La matrice de covariance du signal, calculée à partir de l'expression (4.40) s'écrit alors :

$$\mathbf{R} = \mathcal{E} \left\{ \left( \mathbf{h}_0^0 \mathbf{a}_0^T + \mathbf{h}_0^{-1} \mathbf{a}_0^T + \mathbf{h}_1^0 \mathbf{a}_1^T + \mathbf{h}_1^{-1} \mathbf{a}_1^T + \mathbf{b} \right) \left( \mathbf{h}_0^0 \mathbf{a}_0^T + \mathbf{h}_0^{-1} \mathbf{a}_0^T + \mathbf{h}_1^0 \mathbf{a}_1^T + \mathbf{h}_1^{-1} \mathbf{a}_1^T + \mathbf{b} \right)^* \right\} \quad (4.41)$$

En prenant les mêmes notations et hypothèses que dans le cas de la liaison descendante sur l'indépendance des symboles et les puissances des signaux identiques en réception, la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  du signal intercepté, devient alors :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \left\{ \left( 1 - \frac{t_0}{T_s} \right) \mathbf{v}_0^0 (\mathbf{v}_0^0)^* + \frac{t_0}{T_s} \mathbf{v}_0^{-1} (\mathbf{v}_0^{-1})^* + \left( 1 - \frac{t_1}{T_s} \right) \mathbf{v}_1^0 (\mathbf{v}_1^0)^* + \frac{t_1}{T_s} \mathbf{v}_1^{-1} (\mathbf{v}_1^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (4.42)$$

où les vecteurs  $\mathbf{v}_0^k$  et  $\mathbf{v}_1^k$  sont les vecteurs normalisés  $\mathbf{h}_0^k$  et  $\mathbf{h}_1^k$ ,  $k \in \{-1, 0\}$ . L'expression (4.42) montre que les couples de vecteurs  $\{\mathbf{v}_0^0, \mathbf{v}_1^0\}$  et  $\{\mathbf{v}_0^{-1}, \mathbf{v}_1^{-1}\}$  forment respectivement des sous-espaces orthogonaux de dimension 2. Chaque sous-espace vectoriel va générer deux vecteurs propres et deux valeurs propres. Comme en liaison descendante, étudions alors les valeurs propres de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$ .

### 4.3.3 Valeurs propres de la matrice de covariance avant la synchronisation

Avant de déterminer les valeurs propres de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$ , simplifions l'équation (4.42), sachant que  $N_u^i = 2$ . En posant :  $\alpha_n = \frac{t_n}{T_s}$  et  $\tau = \frac{T_s}{T_s}$ ,  $n = 0, 1$ , la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  se simplifie alors comme suit :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \left\{ (1 - \alpha_0) \mathbf{v}_0^0 (\mathbf{v}_0^0)^* + \alpha_0 \mathbf{v}_0^{-1} (\mathbf{v}_0^{-1})^* + (1 - \alpha_1) \mathbf{v}_1^0 (\mathbf{v}_1^0)^* + \alpha_1 \mathbf{v}_1^{-1} (\mathbf{v}_1^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (4.43)$$

Supposons ensuite que les séquences d'étalement sont faiblement corrélées entre elles. Ainsi, les valeurs propres de la matrice de covariance (4.43), aux approximations près, sont données dans un ordre quelconque par :

$$\left\{ \begin{array}{l} \lambda_0^0 = \sigma_b^2 \{ \beta (1 - \alpha_0) + 1 \} \\ \lambda_0^{-1} = \sigma_b^2 \{ \beta \alpha_0 + 1 \} \\ \lambda_1^0 = \sigma_b^2 \{ \beta (1 - \alpha_1) + 1 \} \\ \lambda_1^{-1} = \sigma_b^2 \{ \beta \alpha_1 + 1 \} \\ \lambda_n = \sigma_b^2, \quad n = 4, \dots, M - 1 \end{array} \right. \quad (4.44)$$

L'équation (4.44) montre que les valeurs propres dépendent des décalages. Mais, leur somme est égale, à un facteur près, à la puissance totale (signal + bruit), elle est donc indépendante des décalages, comme le

montre l'équation (4.45).

$$\sum_{n=0}^{M-1} \lambda_n = \sigma_b^2 \{2\beta + M\} \quad (4.45)$$

Nous avons donc affaire, comme en liaison descendante, à un ensemble de valeurs à somme constante avec une concentration sur certaines valeurs lorsque  $\alpha_0 = 0$  ou  $\alpha_1 = 0$ . Nous devons alors calculer la norme carrée de FROBENIUS de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$ , afin de définir un critère de synchronisation.

#### 4.3.4 Critère de synchronisation

Avec les notations adoptées dans la sous-section précédente, la norme carrée de FROBENIUS de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$ , après quelques simplifications, s'écrit :

$$\|\mathbf{R}\|^2 = \sigma_b^4 \{2\beta^2 [1 - \alpha_0 - \alpha_1 + \alpha_0^2 + \alpha_1^2] + 4\beta + M\} \quad (4.46)$$

Afin d'éviter de conserver des termes constants de l'expression (4.46), intéressons-nous uniquement à la partie variable de  $\|\mathbf{R}\|^2$ , que nous notons  $F$ . Remarquons que  $F$  et  $\|\mathbf{R}\|^2$  auront des comportements similaires, donc les résultats que l'on obtiendra pour  $F$  seront valables pour  $\|\mathbf{R}\|^2$ . Nous obtenons alors le critère de synchronisation suivant :

$$F(\alpha_0, \alpha_1) = 1 - \alpha_0 + \alpha_0^2 - \alpha_1 + \alpha_1^2 \quad (4.47)$$

L'équation (4.46) présente l'avantage d'avoir tous les coefficients des termes variables égaux à 1. Toutefois, elle ne tient pas compte du fait qu'en réalité la différence  $\alpha_0 - \alpha_1$  est constante :  $\alpha_0 - \alpha_1 = \tau$ . Posons alors :

$$\begin{cases} \alpha_0 = \alpha_1 + \tau, & \text{pour } 0 \leq \alpha_1 < 1 - \tau \\ \alpha_0 = \tau - (1 - \alpha_1) & \text{pour } 1 - \tau \leq \alpha_1 < 1 \end{cases} \quad (4.48)$$

Les figures 4.17 et 4.18 permettent de comprendre la suite de notre raisonnement, où  $d_f = \frac{D_f}{T_s}$  représente le déplacement normalisé de la fenêtre d'analyse. Cette division en deux intervalles permet de prendre en compte tous les cas de figure des décalages d'une fenêtre d'analyse par rapport aux deux signaux.

En réalité, il faudrait orienter les sens de déplacement de la fenêtre d'analyse. Mais dans le cas de deux utilisateurs, cela n'est pas nécessaire puisque la différence  $\alpha_0 - \alpha_1$  est constante. Par contre pour plus de deux utilisateurs, il faudra tenir compte de l'orientation du déplacement de la fenêtre d'analyse. Par ailleurs, l'expression (4.47) ne fait pas explicitement ressortir le fait que  $\alpha_0$  change si on change  $\alpha_1$ , et inversement. Dans cette partie, nous ne tenons compte que de la différence  $\alpha_0 - \alpha_1$  qui est constante, et de  $\tau$  qui est fixé pour une transmission donnée.

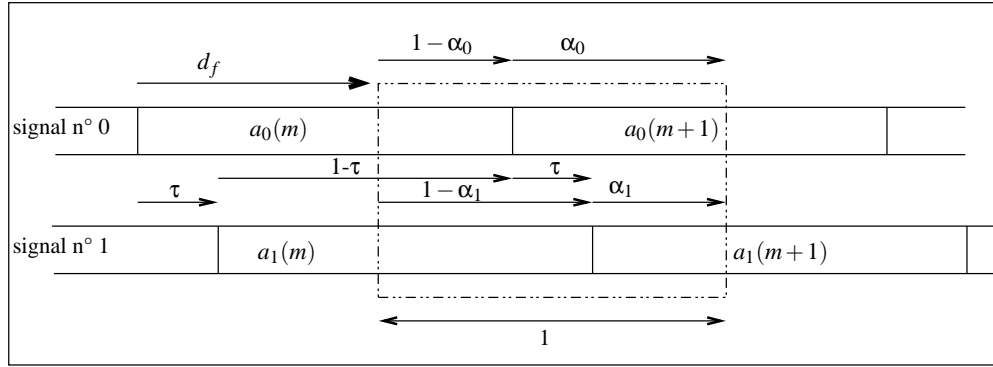


FIG. 4.17 – Position relative d’une fenêtre d’analyse et des signaux avant la synchronisation en liaison montante, dans le cas :  $0 \leq \alpha_1 < 1 - \tau$ ,  $N_U^i = 2$ .

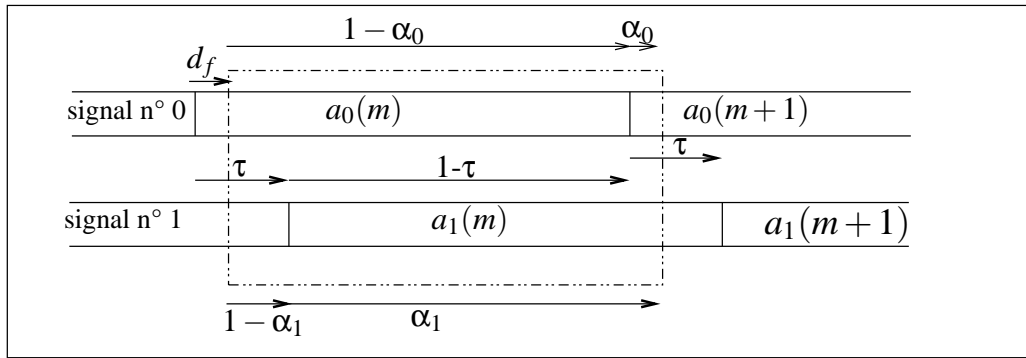


FIG. 4.18 – Position relative d’une fenêtre d’analyse et des signaux avant la synchronisation en liaison montante, dans le cas :  $1 - \tau \leq \alpha_1 < 1$ ,  $N_U^i = 2$ .

#### Etude du critère pour les valeurs de $\alpha_1 \in [0 \quad (1 - \tau)[$

La méthode de synchronisation consiste à maximiser la norme carrée de FROBENIUS de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$ . Cela revient donc à trouver les valeurs des décalages normalisés  $\alpha_0$  et  $\alpha_1$  pour lesquels le critère  $F$  présente des maxima.

Cette configuration, c’est-à-dire  $0 \leq \alpha_1 < 1 - \tau$ , est représentée sur la figure 4.17. Nous devons donc étudier la monotonie du critère  $F$ . Posons :  $\alpha_0 = \alpha_1 + \tau$ , et remplaçons-le dans l’équation (4.47). Nous obtenons après quelques simplifications :

$$\boxed{F(\alpha_1) = (1 - \tau + \tau^2) + 2(\tau - 1)\alpha_1 + 2\alpha_1^2} \quad (4.49)$$

Etudions alors la dérivée partielle du critère  $F$  afin de déterminer les valeurs pour lesquelles il y a des extréma.

$$\frac{\partial F(\alpha_1)}{\partial \alpha_1} = 4\alpha_1 + 2(\tau - 1) \quad (4.50)$$

Le critère  $F$  atteint son minimum pour :

$$\alpha_1 = \frac{1 - \tau}{2} \quad (4.51)$$

Puisque nous avons supposé  $T_r < T_s$ , alors le retard normalisé  $\tau$  vérifie :  $0 \leq \tau < 1$ . Par conséquent, la dérivée est négative avant cette valeur et positive après. Il s'ensuit que le maximum de  $F$  est à l'extrémité, c'est-à-dire pour :

$$\begin{cases} \alpha_1 = 0 \\ \alpha_1 = 1 - \tau \equiv \alpha_0 = 0 \end{cases} \quad (4.52)$$

L'équivalence dans la deuxième expression de l'équation (4.52) se comprend facilement. En effet,  $\alpha_1 = 1 - \tau \implies \alpha_0 = 1$ , ce qui revient en réalité à décaler la fenêtre d'analyse d'une période symbole. La fenêtre d'analyse est donc synchronisée sur le début du symbole suivant, ce qui revient donc à  $\alpha_0 = 0$ , comme illustré sur la figure 4.17.

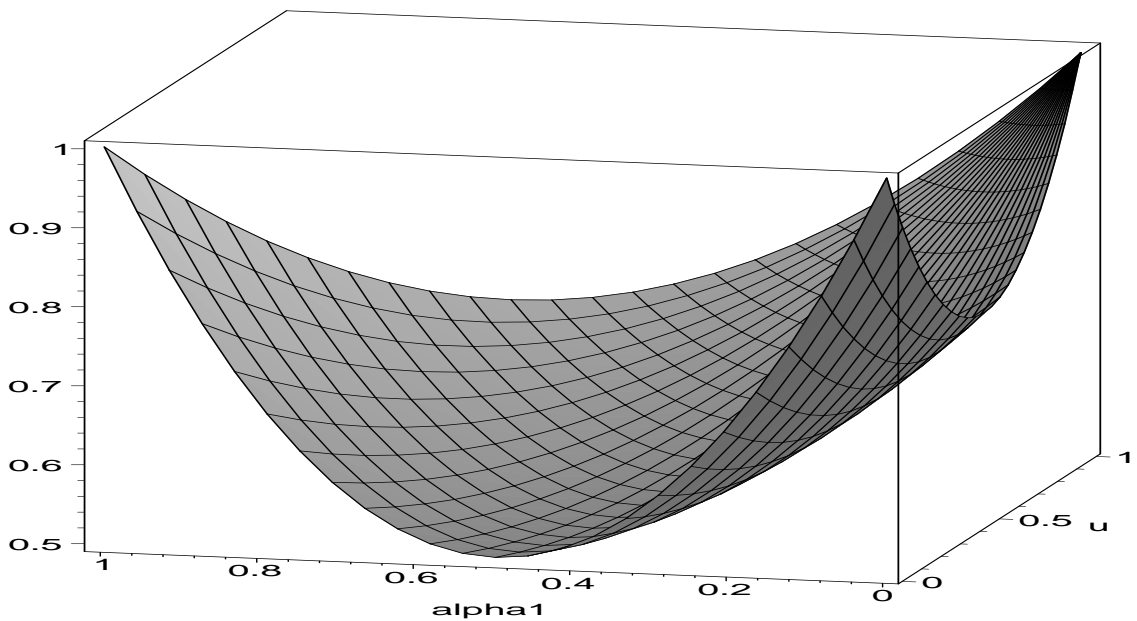


FIG. 4.19 – Critère de synchronisation en liaison montante,  $N_u^i = 2$ .

La figure 4.19, où nous avons posé  $u = \tau$  représente le critère de synchronisation  $F$ . Les maxima du critère sont bien aux extrémités de l'intervalle considéré.

#### Etude du critère pour les valeurs de $\alpha_1 \in [(1 - \tau) \quad 1[$

La seconde configuration  $\alpha_0 = \tau - (1 - \alpha_1)$ , illustrée sur la figure 4.18, est obtenue en translatant vers la gauche la fenêtre d'analyse. En introduisant donc  $\alpha_0 = \tau - (1 - \alpha_1)$  dans l'équation (4.47), le critère devient pour  $1 - \tau \leq \alpha_1 < 1$  :

$$F(\alpha_1) = (1 - 3\tau + \tau^2) + 2\alpha_1(\tau - 2) + 2\alpha_1^2 \quad (4.53)$$

L'étude des maxima de  $F$  dans cette deuxième configuration aboutit aux mêmes conclusions que dans la première configuration, la dérivée s'annulant pour :

$$\alpha_1 = 1 - \frac{\tau}{2} \quad (4.54)$$

Le calcul de la nouvelle valeur de  $\alpha_0$  se comprend aisément si on se base sur la figure 4.18. Nous obtenons, pour le critère  $F$ , la même courbe que celle de la figure 4.19.

Ainsi, le critère présente deux maxima dont les abscisses correspondent aux décalages entre la fenêtre d'analyse et le début d'un symbole entier pour chaque signal. Une fois la synchronisation effectuée, il est donc nécessaire d'étudier les valeurs propres de la matrice de covariance. Notons aussi qu'en posant  $\tau = 0$ , alors  $\alpha_1 = \alpha_0$ , nous retrouvons le critère de synchronisation dans le cas de deux utilisateurs en liaison descendante à partir de l'expression (4.49) :

$$\boxed{F(\alpha_0) = 1 - 2\alpha_0 + 2\alpha_0^2} \quad (4.55)$$

### 4.3.5 Etude de la matrice de covariance après la synchronisation

Lorsque l'un des utilisateurs est synchronisé, par exemple l'utilisateur de référence, ce qui revient à poser  $\alpha_0 = 0$ , la matrice de covariance s'écrit alors :

$$\boxed{\mathbf{R} = \sigma_b^2 \{ \beta \{ \mathbf{v}_0(\mathbf{v}_0)^* + (1 - \alpha_1) \mathbf{v}_1^0(\mathbf{v}_1^0)^* + \alpha_1 \mathbf{v}_1^{-1}(\mathbf{v}_1^{-1})^* \} + \mathbf{I} \}} \quad (4.56)$$

Prenons en compte les intervalles  $[0 \quad (1 - \tau)[$  et  $[(1 - \tau) \quad 1[$ , dans lesquels nous avons respectivement :  $\alpha_0 = \alpha_1 + \tau$  et  $\alpha_0 = \tau - (1 - \alpha_1)$ . Puisque tous les termes sont normalisés par rapport à la période symbole  $T_s$ , l'intervalle d'analyse est  $[0 \quad 1]$ , donc les sommes et les différences des décalages et des retards doivent rester dans cet intervalle. Posons :  $\langle x \rangle = x \text{ modulo } 1$ . Réécrivons alors l'équation (4.48), pour  $\alpha_0 = 0$ , nous obtenons les relations suivantes :

$$\begin{cases} \langle \alpha_1 + \tau \rangle = 0 & \Rightarrow \alpha_1 = 1 - \tau \\ \langle \tau - (1 - \alpha_1) \rangle = 0 & \Rightarrow \alpha_1 = 1 - \tau \end{cases} \quad (4.57)$$

Nous constatons donc que dans les deux intervalles, si  $\alpha_0 = 0$ , nous retrouvons la même configuration pour le second signal.

La figure 4.20 montre la position relative des deux signaux et d'une fenêtre d'observation après la synchronisation du signal de référence. Il apparait alors clairement un sous-espace de dimension 1 et un sous espace de dimension 2. De plus, les vecteurs  $\mathbf{v}_1^0$  et  $\mathbf{v}_1^{-1}$  ne contiennent plus les mêmes informations.

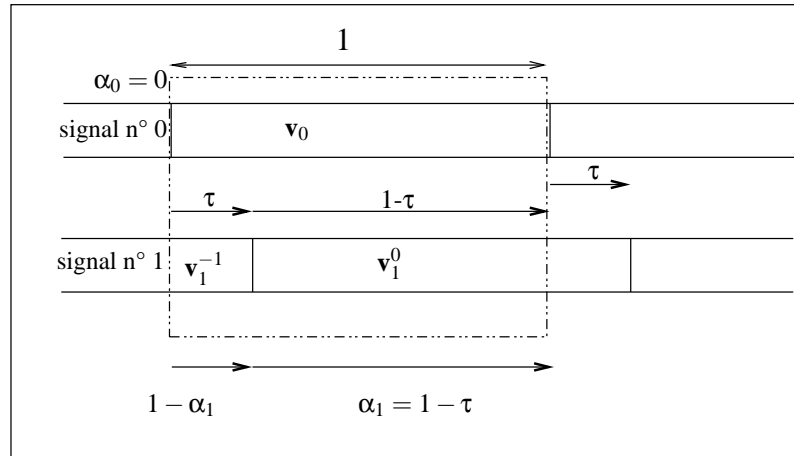


FIG. 4.20 – Position relative d’une fenêtre d’analyse et des signaux en liaison montante après la synchronisation de l’utilisateur de référence,  $N_u^i = 2$ .

L’équation (4.56) devient alors :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \left\{ \mathbf{v}_0 (\mathbf{v}_0)^* + \tau \mathbf{v}_1^{-1} (\mathbf{v}_1^{-1})^* + (1 - \tau) \mathbf{v}_1^0 (\mathbf{v}_1^0)^* \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (4.58)$$

De même, pour  $\alpha_1 = 0$ , dans les intervalles  $[0 \quad (1 - \tau)[$  et  $[(1 - \tau) \quad 1[$ , nous aboutissons à :  $\alpha_0 = \tau$ . Donc, dans l’intervalle  $[0 \quad 1[$ , si  $\alpha_1 = 0$ , nous avons la même configuration pour le signal dont le décalage par rapport à la fenêtre d’analyse est  $\alpha_0$ , comme illustré sur la figure 4.21.

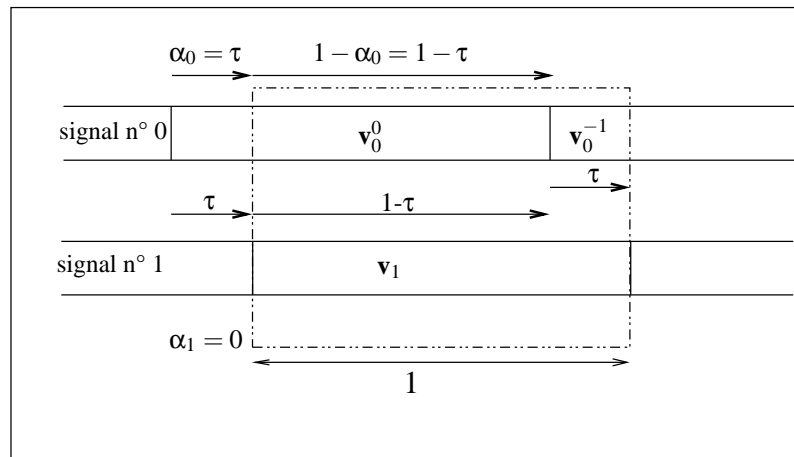


FIG. 4.21 – Position relative d’une fenêtre d’analyse et des signaux en liaison montante après la synchronisation du second utilisateur,  $N_u^i = 2$ .

Ainsi, à partir de l’équation (4.43), écrivons également la matrice  $\mathbf{R}$  lorsque le second signal est synchronisé, c’est-à-dire  $\alpha_1 = 0$ . Nous obtenons après quelques simplifications :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \left\{ (1 - \tau) \mathbf{v}_0^0 (\mathbf{v}_0^0)^* + \tau \mathbf{v}_0^{-1} (\mathbf{v}_0^{-1})^* + \mathbf{v}_1 (\mathbf{v}_1)^* \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (4.59)$$

### Analyse et remarques

Les équations (4.58) et (4.59) montrent que lorsque l'un ou l'autre des signaux est synchronisé, c'est-à-dire lorsque  $\alpha_0 = 0$  ou  $\alpha_1 = 0$ , la matrice de covariance obtenue  $\mathbf{R}$  contient des informations sur les deux signaux. Donc, la matrice de covariance induite après la synchronisation de l'un des signaux, présentera trois valeurs prépondérantes. La plus grande valeur propre est associée au vecteur propre qui contient, aux effets du canal près, la séquence d'étalement correspondante. Puis, nous effectuons de nouveau ce processus avec la matrice de covariance induite après la synchronisation de l'autre signal. Au final, nous obtenons les deux plus grandes valeurs propres.

Contrairement à la liaison descendante, le nombre de valeurs propres de la matrice de covariance, obtenue après la synchronisation de l'un des signaux, ne suffit pas à déterminer le nombre d'utilisateurs. En liaison montante, c'est le nombre de maxima de la courbe du critère  $F$  qui détermine le nombre d'utilisateurs  $N_u^i$  interférents dans le groupe  $i$ , ici égal à 2. Ce qui est confirmé par les résultats de simulation. Ensuite, seuls les 2 vecteurs propres associés aux 2 valeurs propres maximales des 2 matrices de covariance, obtenues après la synchronisation des deux signaux, contiennent de l'information sur les séquences d'étalement. Enfin, l'écart entre les positions des maxima permet d'estimer le retard de transmission  $\tau$  du second signal par rapport à celui pris comme référence des retards. Les résultats de simulation permettent alors de comprendre notre approche.

Enfin, les équations (4.58) et (4.59) mettent en évidence des termes d'intercorrélations partielles qui peuvent, dans certains cas, entraîner une combinaison linéaire des vecteurs propres, et donc entraîner des erreurs d'estimation des séquences et des symboles, comme nous le verrons dans le dernier chapitre. Par conséquent, une méthode, détaillée dans l'annexe A, a été mise au point afin de pallier ce problème dans le cas particulier de deux utilisateurs.

#### 4.3.6 Résultats de simulation en liaison montante

Les simulations effectuées pour  $N_u^i = 2$  signaux étalés chacun par une séquence réelle de GOLD de longueur  $L = 31$ , avec les paramètres suivants : la fréquence chip  $F_c$  vaut 40 MHz, la fréquence d'échantillonnage initiale  $F_e$  est égale à 200 MHz, le rapport signal à bruit est d'environ  $-5$  dB, le nombre de fenêtres utilisé pour la détection est égal à 58, la durée d'une fenêtre est de  $550 \mu s$ , et le nombre d'échantillons traités est de 32768, les signaux sont des QPSK de durée  $170 \mu s$ . Les décalages suivants sont introduits :  $\alpha_0 = 0,1103$ ,  $\alpha_1 = 0,4690$ , et le retard  $\tau = 0,3587$ . La période symbole estimée en sortie du détecteur vaut  $T_s = 0,775 \mu s$ .

La figure 4.22 représente la matrice de covariance  $\mathcal{R}$  de taille double avant la synchronisation, construite

comme décrit dans la section précédente. Nous observons bien deux sous-espaces de dimension 2, qui correspondent aux zones les plus lumineuses. Par ailleurs, les décalages entre la fenêtre d'analyse et le début du premier symbole entier de chaque signal, expliquent le décalages des deux sous-espaces entiers observés et leur recouvrement.

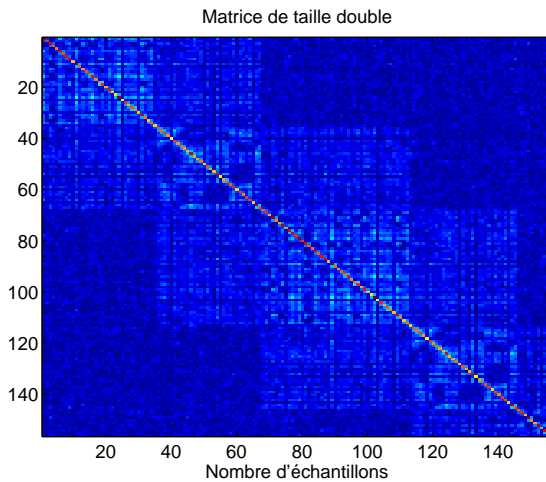


FIG. 4.22 – Matrice  $\mathcal{R}$  de taille double avant la synchronisation,  $N_u^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

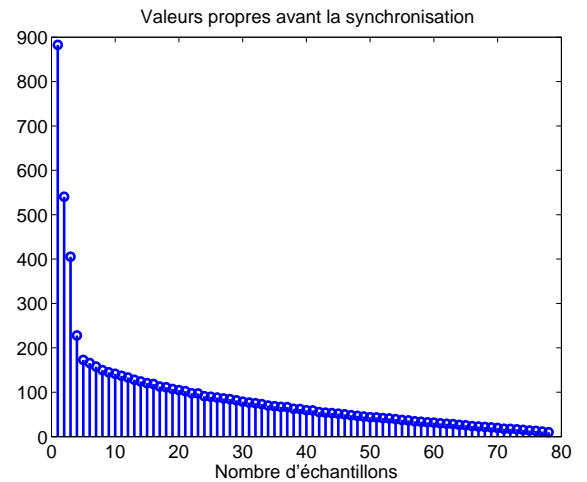


FIG. 4.23 – Valeurs propres de  $\mathbf{R}$  avant la synchronisation,  $N_u^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

La figure 4.23 montre les valeurs propres de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$ . Comme envisagé théoriquement, il y a bien quatre valeurs propres prépondérantes, les autres étant équivalentes en moyenne à la puissance du bruit. En pratique, le critère de synchronisation est obtenu par maximisation de la norme carrée des matrices de covariance induites par les décalages. Ce qui revient à chercher, en se déplaçant sur la diagonale de la matrice de covariance  $\mathcal{R}$  de taille double, sur la figure 4.22, les valeurs pour lesquelles la norme des matrices induites par les décalages est maximale.

Le critère de synchronisation obtenu après lissage est représenté sur la figure 4.24. Cette figure représente la norme carrée de matrices extraites de  $\mathcal{R}$  en fonction des décalages possibles  $\alpha_0$  et  $\alpha_1$ . Nous pouvons voir que, dans l'intervalle considéré, il y a deux valeurs pour lesquelles  $\|\mathbf{R}\|^2$  est maximale, ce sont donc des pics de synchronisation. Nous obtenons après normalisation par rapport à  $T_s$  :  $\alpha_0 = 0,1093$ ,  $\alpha_1 = 0,4670$ , et le retard :  $\tau = 0,3577$ . Ces valeurs estimées sont donc très proches des valeurs réelles. Une fois ces valeurs connues, nous pouvons extraire l'une des matrices induites par les décalages  $\alpha_0$  et  $\alpha_1$ . Puis, nous effectuons sa décomposition en valeurs propres.

La figure 4.25 montre bien que la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  après la synchronisation d'un utilisateur, contient des informations sur l'autre. De plus, conformément à la théorie, elle possède bien trois valeurs prépondérantes, comme illustré sur la figure 4.26. Puisque la courbe du critère de synchronisation présente



2 pics, nous en déduisons qu'il y a  $N_U^i = 2$  signaux interférents. Ainsi, seul le vecteur propre associé à la plus grande valeur propre de l'une des deux matrices induites par la synchronisation de l'un ou l'autre des signaux, comme représenté sur la figure 4.26, permet l'estimation de la séquence d'étalement du signal correspondant. Puis, le même processus est appliqué à l'autre matrice induite. Au final, les deux vecteurs propres associés à chaque valeur propre prépondérante de chaque matrice induite contiennent de l'information sur les séquences.

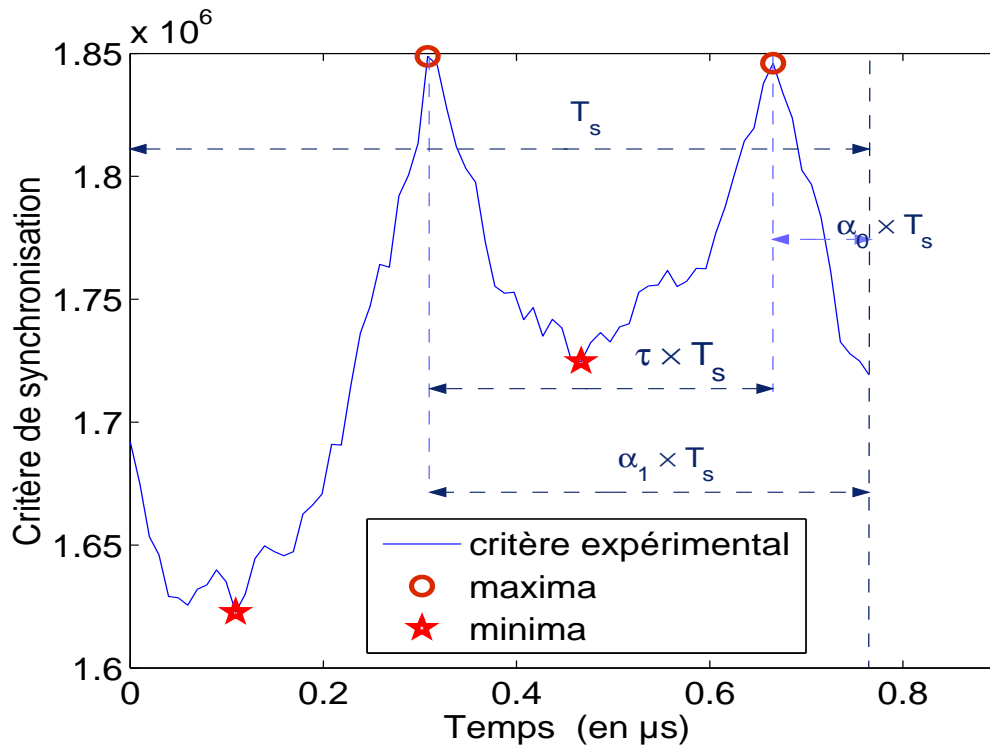


FIG. 4.24 – Critère de synchronisation en liaison montante,  $N_U^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

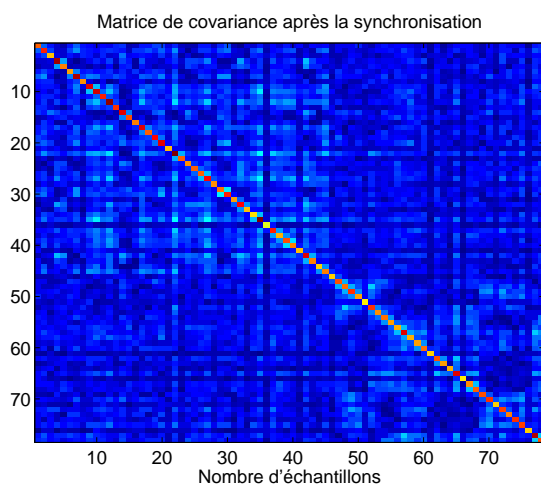


FIG. 4.25 – Matrice de covariance  $\mathbf{R}$  après la synchronisation,  $N_U^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

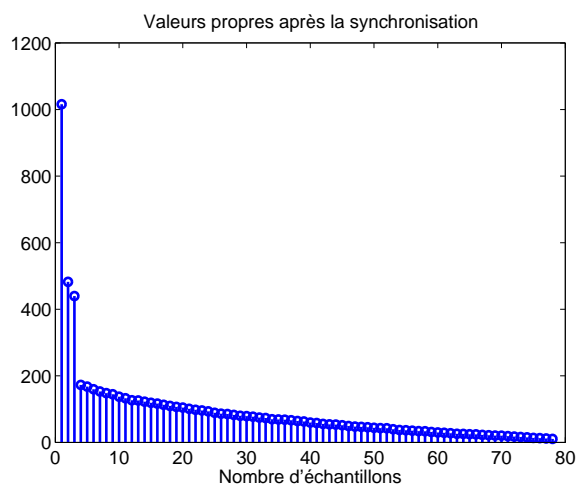


FIG. 4.26 – Valeurs propres après la synchronisation,  $N_U^i = 2$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

### 4.3.7 Conclusion partielle

Ainsi, la méthode de synchronisation développée pour la liaison descendante peut être appliquée en liaison montante, en tenant compte du retard de la transmission entre les deux signaux. Nous avons également montré que l'analyse du nombre de valeurs propres prépondérantes ne suffit pas à déterminer le nombre d'utilisateurs, contrairement au cas de la liaison descendante. C'est le nombre de maxima, ou pics de synchronisation, qui permet dans ce cas de le déterminer.

Nous avons aussi montré le rôle important du déplacement de la fenêtre d'analyse sur les décalages. Cependant, dans le cas particulier de deux utilisateurs, puisque la différence entre les décalages est constante, le déplacement de la fenêtre d'analyse n'apparaît pas explicitement dans l'expression du critère de synchronisation. Ainsi, devons-nous reformuler le critère de synchronisation  $F$ , afin de le prendre en compte, avant de généraliser cette méthode de synchronisation au cas de plus de deux utilisateurs.

## 4.4 Reformulation du critère de synchronisation

Avant de réécrire le critère de synchronisation, basé sur la maximisation de la norme carrée de FROBENIUS, nous rappelons la définition d'un pic. De façon très simple, un pic est un maximum local d'une courbe à partir duquel, en se déplaçant vers la gauche ou vers la droite, la courbe est décroissante. De plus, le cas général de la liaison montante est considéré, la liaison descendante s'en déduit facilement.

Par ailleurs, puisque tous les décalages  $\alpha_n$  sont normalisés par rapport à la période symbole  $T_s$ , et que la durée de la fenêtre d'analyse est égale à la période symbole, nous posons pour toute valeur  $x$  :  $\langle x \rangle \equiv x \pmod{1}$ .

Ceci s'interprète tout simplement par le fait que le déplacement maximum de la fenêtre d'analyse ne doit pas être supérieur à la période symbole normalisée. Car, dans le cas contraire, nous retrouvons la configuration initiale. Cette périodicité entraîne la restriction de l'étude dans l'intervalle  $[0, 1[$ . Nous avons par ailleurs posé :

$$\begin{cases} \tau_0 = 0 \\ \tau_1 = \tau, \quad 0 \leq \tau_1 < 1 \\ d_f = \frac{D_f}{T_s} \end{cases} \quad (4.60)$$

La figure 4.27 montre l'influence des variations  $d_f$  de la fenêtre d'analyse sur les décalages  $\alpha_n$ ,  $n = 0, 1$ . En effet, lorsque  $d_f = 0$ ,  $\alpha_0 = 0$ , la fenêtre est donc synchronisée sur le début du symbole du premier utilisateur. Lorsque  $d_f = \tau$ ,  $\alpha_1 = 0$ , la fenêtre est synchronisée sur le début du symbole du second utilisateur. Nous montrerons dans la suite que, d'une part, prendre en compte l'effet des variations de la fenêtre d'analyse dans l'expression du critère  $F$ , revient au final à prendre aussi en compte le retard de transmission.

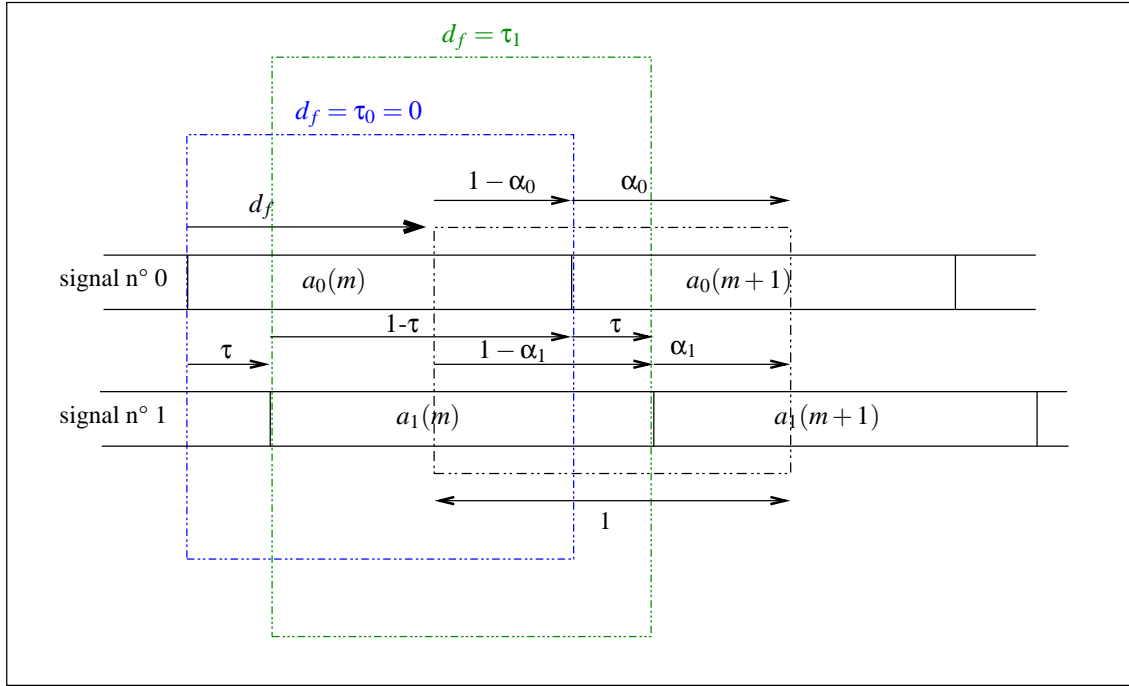


FIG. 4.27 – Influence du déplacement de la fenêtre d’analyse sur les décalages en liaison montante,  $N_u^i = 2$ .

D’autre part, les abscisses des maxima locaux du critère  $F$  seront des estimées des décalages  $\alpha_n$ , si et seulement si, les maxima locaux sont des pics de synchronisation. Pour cela, posons :

$$\tilde{\tau}_n = \tau_{\langle n \rangle_{N_u^i}}, \quad \text{avec } \langle n \rangle_{N_u^i} = n \text{ modulo } N_u^i \quad (4.61)$$

L’équation (4.61) se justifie par le fait que pour  $d_f = \tau_n$ , nous étudions la monotonie du critère dans les intervalles  $]\tau_{n-1} \ \tau_n]$  et  $[\tau_n \ \tau_{n+1}[$ . Or puisque  $N_u^i = 2$ , nous avons  $\tau_0$  et  $\tau_1$ , il faut donc prendre en compte la périodicité de la configuration initiale, c’est-à-dire, lorsque  $d_f = 0$ , comme illustré sur la figure 4.27. Par conséquent, pour l’étude en  $d_f = \tau_0$  par exemple, l’intervalle  $]\tau_{-1} \ \tau_0]$  n’existe pas. Par contre, en utilisant l’expression (4.61), cela revient à considérer l’intervalle  $]\tau_1 \ -1[$ . De même, l’étude dans l’intervalle  $]\tau_{N_u^i-1} \ \tau_{N_u^i}]$ , revient à étudier la monotonie dans l’intervalle  $[\tau_{N_u^i-1} \ 1[$ . Dans la suite, nous adoptons donc la notation (4.61) pour les intervalles, et réécrivons la fonction  $F$  afin prendre en compte l’effet des variations de la fenêtre d’analyse sur les décalages.

#### 4.4.1 Nouvelle expression du critère de synchronisation

Reprenons le critère de synchronisation  $F$  donnée par l’équation (4.47) précédente :

$$F(\alpha_0, \alpha_1) = 1 - \alpha_0 + \alpha_0^2 - \alpha_1 + \alpha_1^2 \quad (4.62)$$

Posons  $\alpha'_n$  les valeurs des décalages induites par les variations  $d_f$  de la fenêtre d’analyse. A partir de la

position initiale  $d_f = 0$  sur la figure 4.27, et en orientant arbitrairement le sens de translation de la fenêtre d'analyse, ici de la gauche vers la droite, nous pouvons écrire :

$$\begin{cases} \alpha'_0 = \langle d_f \rangle, & \text{pour } \tilde{\tau}_0 = 0 \\ \alpha'_1 = \langle d_f - \tilde{\tau} \rangle, & \text{pour } \tilde{\tau}_1 = \tilde{\tau} \end{cases} \quad (4.63)$$

En introduisant la relation (4.63) dans l'expression (4.62), nous obtenons après quelques simplifications, l'expression suivante du critère de synchronisation qui prend donc en compte les retards de transmission entre les utilisateurs et aussi la position de la fenêtre d'analyse :

$$F(d_f) = 1 + \sum_{n=0}^{N_u^i - 1} \{ \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle^2 - \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle \} \quad (4.64)$$

Puisque  $N_u^i = 2$ , et que  $\tau_0 = 0$ , nous pouvons simplifier l'expression (4.63) ci-dessus, suivant le sens de la communication, bien que dans la suite nous nous focalisons sur le cas général de la liaison montante :

$$\begin{cases} F(d_f) = 1 + \{ d_f^2 - d_f + \langle d_f - \tilde{\tau}_1 \rangle^2 - \langle d_f - \tilde{\tau}_1 \rangle \}, & \text{en liaison montante} \\ F(d_f) = 1 + \{ \langle d_f \rangle^2 - \langle d_f \rangle \}, & \text{en liaison descendante} \end{cases} \quad (4.65)$$

Les expressions (4.63) et (4.65) font apparaître des différences *modulo* 1. Il est donc nécessaire de déterminer dans quels cas ces différences restent dans l'intervalle  $[0, 1[$ , et quelles sont les valeurs prises. Nous aboutissons alors aux simplifications suivantes :

$$\begin{cases} \langle d_f - \tilde{\tau}_1 \rangle = d_f - \tilde{\tau}_1 + 1, & 0 \leq d_f \leq \tilde{\tau}_1 \quad (1) \\ \langle d_f - \tilde{\tau}_1 \rangle = d_f - \tilde{\tau}_1, & \tilde{\tau}_1 \leq d_f < 1 \quad (2) \end{cases} \quad (4.66)$$

En remplaçant l'expression (4.66) dans l'équation (4.65) en liaison montante, nous obtenons dans les deux cas :

$$\begin{cases} F(d_f) = 1 + \{ d_f^2 + (d_f - \tilde{\tau}_1)^2 - \tilde{\tau}_1 \} \quad (1) \\ F(d_f) = 1 + \{ (d_f - 1)^2 + (d_f - \tilde{\tau}_1)^2 + \tilde{\tau}_1 - 1 \} \quad (2) \end{cases} \quad (4.67)$$

Après avoir simplifié l'équation (4.65), nous devons étudier les extréma du critère  $F$  afin de trouver les maxima locaux et déterminer si ce sont des pics de synchronisation.

#### 4.4.2 Etude des extrema du critère

Rappelons que pour qu'un maximum local soit un pic de synchronisation dans un intervalle  $[\tilde{\tau}_n \quad \tilde{\tau}_{n+1}[$ , il faut qu'il existe un unique minimum local, dont l'abscisse, noté  $d_{f_{0,n}}$ , vérifie :  $\tilde{\tau}_n \leq d_{f_{0,n}} < \tilde{\tau}_{n+1}$ . Par ailleurs, nous étudions les extrema locaux, car l'expression (4.64) montre que le critère  $F$  présente des points singuliers pour tout  $d_f$  proche de  $\tilde{\tau}_n$ , donc pour  $d_f$  tel que  $\langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle = 0$ , le critère n'est pas dérivable. Ainsi, le critère  $F$  est continu par intervalle  $[\tilde{\tau}_n \quad \tilde{\tau}_{n+1}[$ .

Donc, pour tout couple  $(d_f, \tilde{\tau}_n)$  tel que  $\langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle \neq 0$ , les dérivées partielles du critère dans les deux cas définis par l'équation (4.67) sont :

$$\begin{cases} \frac{\partial F(d_f)}{\partial d_f} = 2d_f - \tilde{\tau}_1 & (1) \\ \frac{\partial F(d_f)}{\partial d_f} = 2d_f - (1 + \tilde{\tau}_1) & (2) \end{cases} \quad (4.68)$$

La dérivée partielle dans le premier cas (voir l'équation (4.68) (1)) s'annule en  $d_{f_{0,0}} = \frac{\tilde{\tau}_1}{2}$ . Nous vérifions aisément que :  $\tilde{\tau}_0 \leq d_{f_{0,0}} < \tilde{\tau}_1$ . Afin de déterminer si le point en  $d_{f_{0,0}}$  est l'unique minimum dans l'intervalle  $]\tilde{\tau}_0 \quad \tilde{\tau}_1[$ , calculons la dérivée seconde du critère. Nous obtenons, dans les deux cas (4.68) (1) et (2), après quelques simplifications :

$$\frac{\partial^2 F(d_f)}{\partial d_f^2} = 2 > 0 \quad (4.69)$$

La dérivée seconde du critère est positive. Puisque le critère  $F$  est quadratique par intervalles, c'est donc une fonction convexe par intervalles. Par conséquent, le minimum local en  $d_{f_{0,0}}$  vérifiant  $\tilde{\tau}_0 \leq d_{f_{0,0}} < \tilde{\tau}_1$ , est l'unique minimum dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_0 \quad \tilde{\tau}_1[$ . Ainsi, le maximum à l'extrémité de l'intervalle  $[\tilde{\tau}_0 \quad \tilde{\tau}_1[$  est un pic de synchronisation. L'étude du second cas de l'équation (4.68) (2), aboutit à la même conclusion, la dérivée s'annulant en :

$$d_{f_{0,1}} = \frac{1 + \tilde{\tau}_1}{2} \quad (4.70)$$

La figure 4.28 représente le critère de synchronisation, avec :  $\tilde{\tau}_0 = 0$ ,  $\tilde{\tau}_1 = 0,607$ , et donc :  $d_{f_{0,0}} = 0,3035$ ,  $d_{f_{0,1}} = 0,8035$ .

Le critère décroît sur  $[\tilde{\tau}_0 \quad d_{f_{0,0}}]$ . Il faut aussi, dans ce cas, examiner la monotonie dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_1 \quad 1[$ . Or, sur  $[d_{f_{0,1}} \quad 1[$ , le critère croît, donc le point en  $d_f = \tilde{\tau}_0$  est un pic de synchronisation, ce qui justifie les notations adoptées pour les intervalles.

De même, au voisinage du point d'abscisse  $\tilde{\tau}_1$ , le critère est croissant sur  $]d_{f_{0,0}} \quad \tilde{\tau}_1]$  et décroissant sur  $[\tilde{\tau}_1 \quad d_{f_{0,1}}[$ . Le point d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_1$  est donc aussi un pic de synchronisation.

Ainsi, dans le cas de  $N_u^i = 2$  utilisateurs, et avec l'hypothèse :  $\tilde{\tau}_0 < \tilde{\tau}_1 < 1$ , les abscisses des uniques minima locaux, dans les deux cas définis par l'équation (4.68), sont donnés par :

$$\begin{cases} d_{f_{0,0}} = \frac{\tilde{\tau}_1}{2} & (1) \\ d_{f_{0,1}} = \frac{1+\tilde{\tau}_1}{2} & (2) \end{cases} \quad (4.71)$$

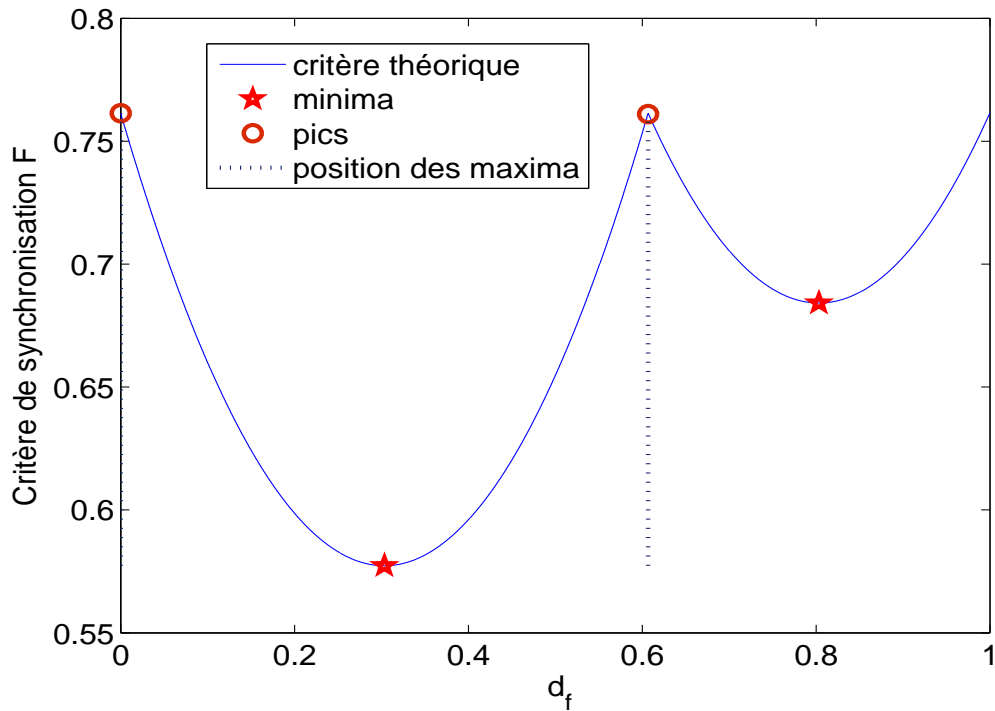


FIG. 4.28 – Pics de synchronisation du critère, pour des décalages aléatoires, avec  $N_u^i = 2$  en liaison montante.

Remarquons qu'en posant  $\tilde{\tau}_1 = 0$ , nous retrouvons l'abscisse de l'unique minimum local défini en liaison descendante, c'est-à-dire :

$$d_{f_{0,0}} = \frac{1}{2}$$

Donc, le maximum ou pic de synchronisation dans l'intervalle  $[0 \ 1[$  se trouve en  $d_f = 0$ .

La figure 4.29 montre que pour  $\tilde{\tau}_1$  proche de  $\tilde{\tau}_0$ , il existe toujours des pics de synchronisation. Pour s'en convaincre, il suffit de regarder un agrandissement de la zone où se situent les deux pics sur la figure 4.30. De plus, si  $\tilde{\tau}_1 \approx 1$ , les pics de synchronisation existent aussi et ne sont pas masqués.

Notons enfin que dans les cas limites où  $\tilde{\tau}_1 = \tau_0$  ou bien  $\tilde{\tau}_1 = 1$ , nous retrouvons la configuration de la liaison descendante comme illustré sur la figure 4.31, il existe donc un pic de synchronisation.

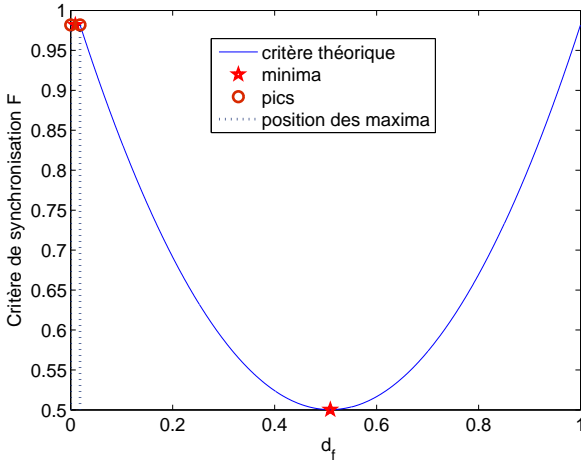


FIG. 4.29 – Pics de synchronisation pour  $\tilde{\tau}_1 \approx \tilde{\tau}_0$ ,  $N_u^i = 2$  en liaison montante.

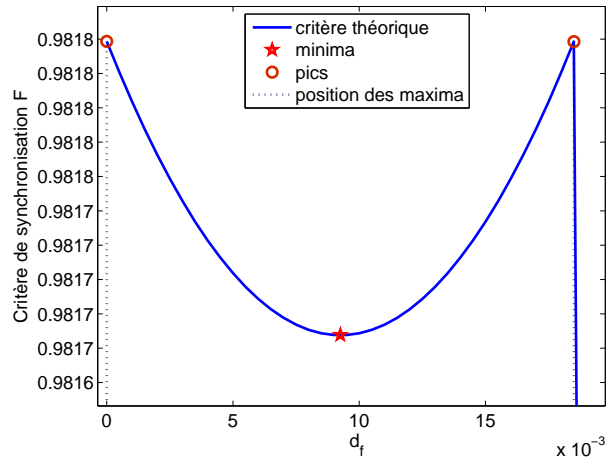


FIG. 4.30 – Zoom sur les pics de synchronisation pour  $\tilde{\tau}_1 \approx \tilde{\tau}_0$ ,  $N_u^i = 2$  en liaison montante.

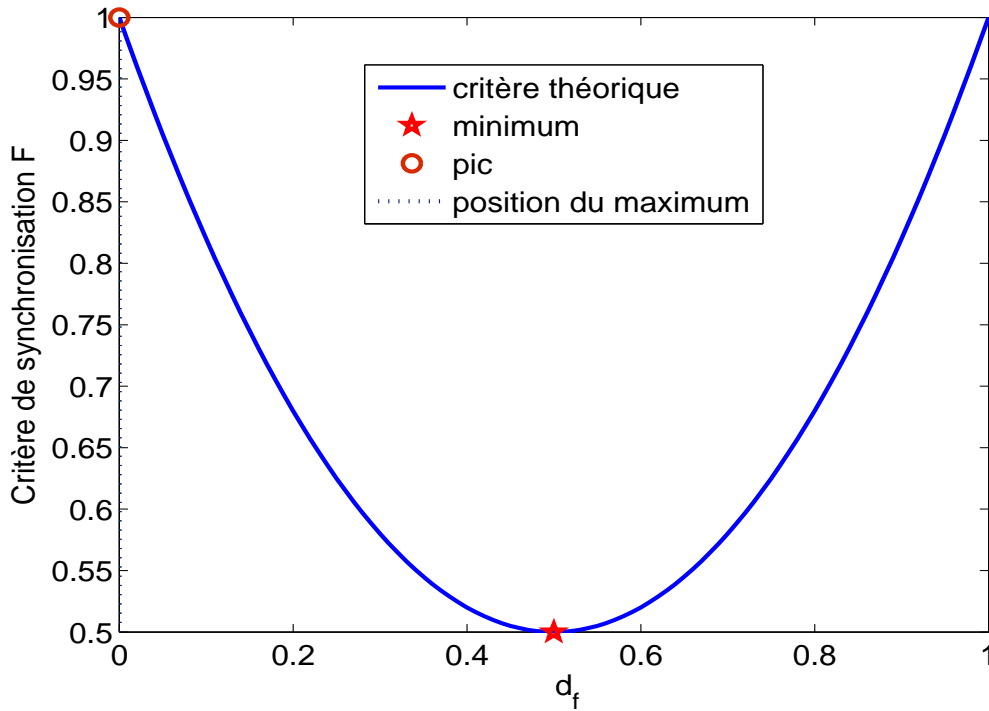


FIG. 4.31 – Pic ds synchronisation pour  $\tilde{\tau}_1 = \tilde{\tau}_0 = 0$  et  $N_u^i = 2$ .

### 4.4.3 Conclusion partielle

Ainsi, nous avons prouvé que dans le cas de deux utilisateurs en liaison montante, et quelle que soit la distribution du retard de transmission, les minima locaux existent et sont uniques. Par conséquent, puisque le critère  $F$  est convexe par intervalles, les maxima locaux sont des pics de synchronisation, dont le nombre est égal au nombre d'utilisateurs. Enfin, l'écart entre les positions des pics de synchronisation permet d'estimer la valeur du retard de transmission.

## 4.5 Conclusions

Nous avons ainsi montré que dans le cas de deux utilisateurs, connaissant une estimée d'une période symbole, la méthode de synchronisation basée sur la maximisation de la norme carrée de FROBENIUS est très performante. Nous avons également prouvé qu'en liaison descendante, le nombre de valeurs propres prépondérantes de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  est égal au nombre d'utilisateurs  $N_u^i$  interférents dans le groupe d'utilisateurs transmettant au même débit. Par contre en liaison montante, c'est le nombre de pics de synchronisation qui permet de déterminer le nombre d'utilisateurs  $N_u^i$ , égal à 2 dans ce chapitre. Ensuite, seuls les deux vecteurs propres associés aux deux valeurs propres prépondérantes des deux matrices de covariance induites par la synchronisation successive des deux utilisateurs, contiennent de l'information sur les séquences d'étalement.

Par ailleurs, nous avons montré que les variations de la position de la fenêtre d'analyse entraînent les variations des décalages entre la fenêtre d'analyse et le début d'un symbole entier de chaque signal interférent. Ce qui nous a permis de reformuler le critère de synchronisation afin de les prendre en compte. Le critère ainsi reformulé va nous permettre de l'étendre au cas de plus de deux utilisateurs.

En ce qui concerne l'étude des performances en fonction du rapport signal sur bruit, nous avons pris le parti de les présenter dans le cas général, dans le chapitre suivant. Toutefois, dans le cas de deux utilisateurs, la méthode est fiable jusqu'à un  $RSB_{in} = -20 \text{ dB}$ .





## Chapitre 5

# Synchronisation aveugle : extension au cas multi-utilisateurs ( $N_u^i \geq 3$ )

### 5.1 Introduction

Dans le chapitre précédent, nous avons étendu la méthode de synchronisation basée sur la maximisation de la norme carrée de FROBENIUS, développée pour le cas mono-utilisateur, au cas de deux utilisateurs. Ce choix se justifie d'une part par son faible coût en calculs, d'autre part, par sa simplicité de mise en œuvre. Par ailleurs, nous avons montré l'incidence des variations de la position de la fenêtre d'analyse sur les décalages. Ce qui nous a permis de reformuler le critère de synchronisation afin de les prendre en compte. De plus, nous avons mis en évidence le rôle des retards de transmission dans l'étude de la monotonie du critère ainsi reformulé. Nous avons enfin prouvé que les maxima du critère sont des pics de synchronisation, dont le nombre en liaison montante est égal au nombre d'utilisateurs.

Dans ce chapitre, à partir de l'expression reformulée du critère de synchronisation, nous l'étendons au cas de plus de deux utilisateurs. Sauf indications contraires, l'extension du critère se fait dans le cas général de la liaison montante, la liaison descendante étant un cas particulier. Puis, nous montrons les limites théoriques de ce critère, dans le cas multi-utilisateurs, en mettant en évidence le phénomène de masquage des pics de synchronisation qui est inhérent à la définition même du critère. Par conséquent, nous présentons une nouvelle méthode de synchronisation multi-utilisateurs, basée sur les variations de la valeur propre maximale de la matrice de covariance en fonction des différentes positions de la fenêtre d'analyse. Pour des raisons de simplicité d'écriture, le critère basé sur la norme carrée de FROBENIUS sera noté : FSNB (FROBENIUS Square Norm Behavior), et celui basé sur l'étude de la valeur propre maximale : MEVB (Maximum EigenValue Behavior).

Puis, nous présentons une étude comparative des deux critères, et nous montrons que ce nouveau critère

est plus robuste dans le sens où il n'est pas sujet aux masquages des pics de synchronisation. Par ailleurs, à cause du masquage des pics de synchronisation, nous présentons une version modifiée de l'algorithme PASTd [46, 64, 68] pour la détermination du nombre d'utilisateurs interférents dans chaque groupe de débits. Enfin, nous présentons les résultats de simulation qui confirment nos résultats théoriques.

### 5.2 Extension du critère FSNB au cas $N_u^i \geq 3$

Ecrivons le signal dans le cas multi-utilisateurs  $N_u^i \geq 3$ , qui est une généralisation de l'équation (4.34) du chapitre 4, section 4.3. Nous obtenons :

$$y(t) = \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_n(k)h_n(t - kT_s - T_{r_n}) + b(t) \tag{5.1}$$

où  $T_{r_0} = 0$ . La position relative des signaux et d'une fenêtre d'observation, dans le cas général, est représentée sur la figure 5.1, où tous les termes ont été normalisés par rapport à la période symbole  $T_s$ , et le  $(n, i)^{ième}$  utilisateur sera dénoté le  $n^{ième}$  utilisateur, comme dans le chapitre précédent.

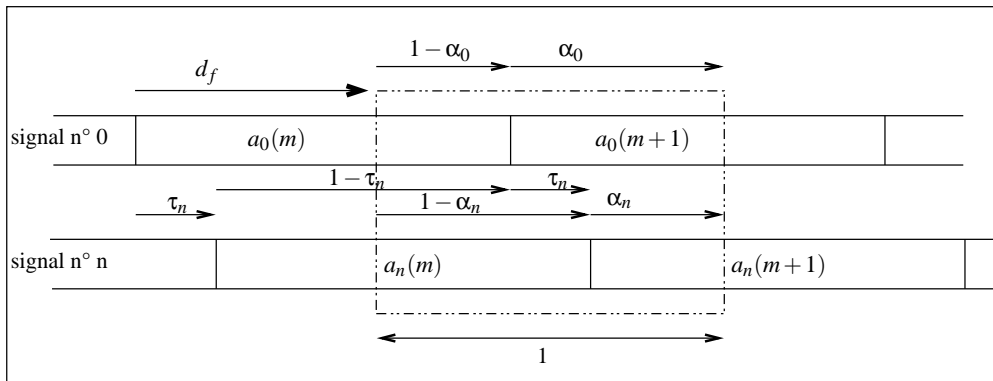


FIG. 5.1 – Position relative des signaux et d'une fenêtre d'observation dans le cas  $N_u^i \geq 3$  en liaison montante.

Cette figure montre bien, comme dans le cas  $N_u^i = 2$ , a fortiori pour  $N_u^i \geq 3$ , l'influence des positions  $d_f$  de la fenêtre d'analyse (rectangle en pointillé) sur les décalages  $\alpha_n$  entre la fenêtre d'analyse et le début d'un symbole entier pour chaque signal. Par ailleurs, la relation entre le retard  $\tau_n$  et le décalage  $\alpha_n$  du  $n^{ième}$  utilisateur,  $n = 1, \dots, N_u^i - 1$ , se déduit aisément :  $\alpha_n = \langle d_f - \tau_n \rangle$ , où  $\langle x \rangle = x \bmod 1 \in [0 \ 1[$ . Géométriquement,  $\alpha_n$  peut s'interpréter comme une translation d'un pas qui dépend de la position de la fenêtre d'analyse et du retard de transmission  $\tau_n$  du  $n^{ième}$  utilisateur par rapport au signal n° 0, pris comme référence des temps.

Ainsi, en supposant toujours les séquences d'étalement faiblement corrélées, les signaux indépendants et non corrélés avec le bruit, et en se basant sur les mêmes calculs que dans le chapitre précédent, nous

pouvons écrire la matrice de covariance dans le cas général, où apparaissent explicitement les décalages  $\alpha_n$ , mais pas les retards  $\tau_n$  :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \} + \mathbf{I} \right\} \quad (5.2)$$

Notons que si  $\tau_n = 0$ , alors  $\alpha_n = c^{je} = \alpha_0$ ,  $n = 0, \dots, N_u^i - 1$ , nous retrouvons alors l'expression de la matrice de covariance dans le cas de la liaison descendante :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \{ (1 - \alpha_0) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_0 \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \} + \mathbf{I} \right\} \quad (5.3)$$

où les vecteurs orthogonaux  $\mathbf{v}_n^0$  et  $\mathbf{v}_n^{-1}$  sont construits comme dans le chapitre précédent. Les expressions (5.2) et (5.3) montrent que chaque signal engendre un sous-espace vectoriel de dimension 2 ; donc deux vecteurs et valeurs propres. Etudions alors ces valeurs propres.

### 5.2.1 Etude des valeurs propres de la matrice de covariance

En supposant les séquences d'étalement faiblement corrélées entre elles, et puisque la matrice  $\mathbf{R}$  est de taille  $M \times M$ , les valeurs propres de la matrice de covariance, dans un ordre quelconque, sont :

$$\begin{cases} \lambda_n^0 = \sigma_b^2 (\beta (1 - \alpha_n) + 1), & n = 0, \dots, N_u^i - 1 \\ \lambda_n^{-1} = \sigma_b^2 (\beta \alpha_n + 1), & n = 0, \dots, N_u^i - 1 \\ \lambda_n = \sigma_b^2, & n = 2N_u^i, \dots, M - 1 \end{cases} \quad (5.4)$$

Comme dans le chapitre précédent, effectuons la somme des valeurs propres. Nous obtenons après développement et quelques simplifications :

$$\sum_{n=0}^{M-1} \lambda_n = \sum_{n=0}^{N_u^i-1} (\lambda_n^0 + \lambda_n^{-1}) + \sum_{n=N_u^i}^{M-1} \sigma_b^2 = \sigma_b^2 \{ N_u^i (1 + \beta) + M \} \quad (5.5)$$

L'expression (5.5) montre que la somme des valeurs propres est indépendante des décalages et des retards de transmission. Nous avons donc affaire à un ensemble de valeurs à somme constante, avec une concentration sur certaines valeurs lorsque  $\alpha_n = 0$ ,  $n = 0, \dots, N_u^i - 1$ . Par conséquent, le critère approprié pour mettre en évidence ce phénomène de concentration est la somme des carrés. Les carrés des valeurs

propres de la matrice de covariance sont donnés par l'expression (5.6) suivante :

$$\begin{cases} (\lambda_n^0)^2 = \sigma_b^4 (\beta^2 (1 - \alpha_n)^2 + 2\beta(1 - \alpha_n) + 1), & n = 0, \dots, N_u^i - 1 \\ (\lambda_n^{-1})^2 = \sigma_b^4 (\beta^2 \alpha_n^2 + 2\beta\alpha_n + 1), & n = 0, \dots, N_u^i - 1 \\ \lambda_n^2 = \sigma_b^4, & n = 2N_u^i, \dots, M - 1 \end{cases} \quad (5.6)$$

Le critère de synchronisation est basé sur la maximisation de la norme carrée de FROBENIUS de la matrice  $\mathbf{R}$ . Cette norme dans le cas général, après développement, s'écrit :

$$\|\mathbf{R}\|^2 = \sigma_b^4 \{N_u^i (1 + 2\beta - \beta^2) + M\} + 2\beta^2 \sigma_b^4 \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \{1 - \alpha_n + \alpha_n^2\} \quad (5.7)$$

Comme expliqué dans le chapitre précédent, le critère de synchronisation FNSB est défini comme étant la partie variable de l'expression (5.7) :

$$F(\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_{N_u^i-1}) = 1 + \sum_{n=0}^{N_u^i-1} (\alpha_n^2 - \alpha_n) \quad (5.8)$$

Nous devons à présent reformuler cette expression pour tenir compte des décalages induits par les variations de la position de la fenêtre d'analyse.

### 5.2.2 Reformulation du critère de synchronisation dans le cas général $N_u^i \geq 3$

Dans le chapitre précédent, nous avons donné un sens de déplacement à la fenêtre d'analyse : de la gauche vers la droite. Nous montrons alors que, quel que soit le sens de déplacement de la fenêtre d'analyse, les décalages induits s'expriment de la même manière. Ainsi, en utilisant les résultats de la sous-section 4.4.1 du chapitre précédent, le critère de synchronisation FSNB devient :

$$F(d_f) = 1 + \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \{ \langle d_f - \tau_n \rangle^2 - \langle d_f - \tau_n \rangle \} \quad (5.9)$$

Rappelons que le but de l'étude qui suit est de trouver les maxima du critère, donc les pics de synchronisation. Nous devons donc étudier les extrema du critère. De plus, pour les raisons de périodicité exposées dans le chapitre précédent, nous réécrivons :

$$\tilde{\tau}_n = \tau_{\langle n \rangle_{N_u^i}} \quad \langle n \rangle_{N_u^i} = n \text{ modulo } N_u^i \quad (5.10)$$

### 5.2.3 Etude des extrema du critère $F$

Afin d'étudier les extrema du critère, il faut au préalable étudier sa monotonie dans chaque intervalle  $[\tilde{\tau}_n, \tilde{\tau}_{n+1}[$ , comme dans le chapitre précédent. Pour cela, calculons la dérivée partielle. D'après les hypothèses faites plus haut, le critère  $F$  présente des points singuliers pour tout  $d_f$  proche de  $\tilde{\tau}_n$ , donc pour  $d_f$  tel que  $\langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle = 0$ , le critère  $F$  n'est pas dérivable. Nous avons donc pour tout couple  $(d_f, \tilde{\tau}_n)$  tel que  $\langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle \neq 0$  :

$$\langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle = (d_f - \tilde{\tau}_n) \text{ modulo } 1 \Rightarrow \frac{\partial \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle}{\partial d_f} = 1$$

De même, posons  $g(d_f) = \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle^2$ . Nous devons simplifier  $g(d_f)$  de sorte que sa dérivée partielle soit toujours dans l'intervalle  $[0, 1[$ . Nous pouvons alors écrire :

$$\begin{cases} g(d_f) = (d_f - \tilde{\tau}_n)^2 & \text{pour } 0 < d_f - \tilde{\tau}_n < 1 \Rightarrow \frac{\partial g(d_f)}{\partial d_f} = 2(d_f - \tilde{\tau}_n) = 2\langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle \\ g(d_f) = (d_f - \tilde{\tau}_n - 1)^2 & \text{pour } 1 < d_f - \tilde{\tau}_n < 2 \Rightarrow \frac{\partial g(d_f)}{\partial d_f} = 2(d_f - \tilde{\tau}_n - 1) = 2\langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle \\ g(d_f) = (d_f - \tilde{\tau}_n + 1)^2 & \text{pour } -1 < d_f - \tilde{\tau}_n < 0 \Rightarrow \frac{\partial g(d_f)}{\partial d_f} = 2(d_f - \tilde{\tau}_n + 1) = 2\langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle \end{cases}$$

Donc, la dérivée partielle de  $g(d_f)$  s'exprime de la même façon quelle que soit la configuration. Ainsi, la dérivée partielle du critère  $F$  dans le cas général devient :

$$\boxed{\frac{\partial F(d_f)}{\partial d_f} = \sum_{n=0}^{N_u^i - 1} \{2\langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle - 1\}} \quad (5.11)$$

Le but de l'étude qui suit est de trouver les maxima locaux du critère, c'est-à-dire les pics de synchronisation. Un pic étant un point d'une courbe à partir duquel, en se déplaçant vers la gauche ou vers la droite, la courbe décroît. L'expression (5.11) ci-dessus peut se simplifier comme nous allons le montrer.

Soient  $d_f$  une position de la fenêtre d'analyse et  $j = 0, \dots, N_u^i - 1$ , l'indice tel que  $\tilde{\tau}_j \leq d_f < \tilde{\tau}_{j+1}$ , et  $\ell \neq j$  un indice quelconque. Puisque les retards  $\tilde{\tau}_n$  sont rangés dans l'ordre croissant, et que l'intervalle d'étude est  $[0, 1[$ , nous pouvons alors écrire :

$$\begin{cases} \langle d_f - \tilde{\tau}_\ell \rangle = d_f - \tilde{\tau}_\ell, & \text{pour } \tilde{\tau}_\ell \leq \tilde{\tau}_j, \quad \ell = 0, \dots, j \quad (1) \\ \langle d_f - \tilde{\tau}_\ell \rangle = d_f - \tilde{\tau}_\ell + 1, & \text{pour } \tilde{\tau}_\ell \geq \tilde{\tau}_{j+1}, \quad \ell = j+1, \dots, N_u^i - 1 \quad (2) \end{cases} \quad (5.12)$$

Cette équation peut se comprendre à l'aide de la figure 5.2. En effet, comme  $\tilde{\tau}_j \leq d_f < \tilde{\tau}_{j+1}$ , si  $\tilde{\tau}_\ell \leq \tilde{\tau}_j$ , alors la différence  $d_f - \tilde{\tau}_\ell$  est comprise dans l'intervalle  $[0, 1[$ . Par contre, si  $\tilde{\tau}_\ell \geq \tilde{\tau}_{j+1}$ , la différence  $d_f - \tilde{\tau}_\ell$  est négative, il faut donc ajouter 1, pour qu'elle soit toujours comprise dans l'intervalle  $[0, 1[$ .

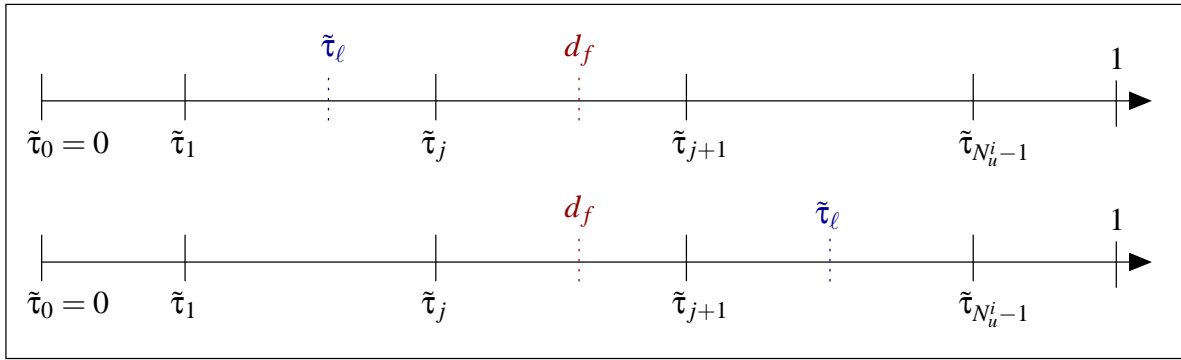


FIG. 5.2 – Positions  $d_f$  de la fenêtre d'analyse par rapport aux décalages  $\tilde{\tau}_j$ .

L'équation (5.11) devient alors en tenant compte de ces deux cas :

$$\frac{\partial F(d_f)}{\partial d_f} = \sum_{n=0}^j \{2(d_f - \tilde{\tau}_n) - 1\} + \sum_{n=j+1}^{N_u^i-1} \{2(d_f - \tilde{\tau}_n) + 1\} \quad (5.13)$$

Après quelques simplifications, l'équation (5.13) devient donc :

$$\boxed{\frac{\partial F(d_f)}{\partial d_f} = 2 \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \{(d_f - \tilde{\tau}_n) + N_u^i - 2(j+1)\}} \quad (5.14)$$

Après avoir calculé la dérivée du critère  $F$ , nous devons étudier sa monotonie afin d'en déduire ses extrema locaux.

### Etude de la monotonie du critère

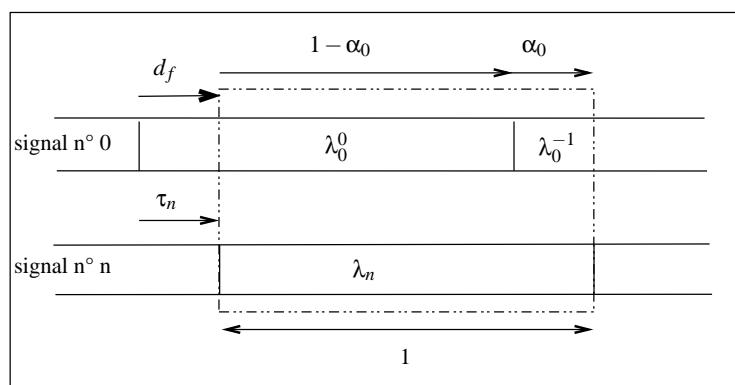


FIG. 5.3 – Représentation des valeurs propres induites par la position relative des signaux et d'une fenêtre d'observation dans le cas  $N_u^i \geq 3$  en liaison montante.

Pour une meilleure compréhension de cette sous-section, aidons-nous de la figure 5.3 qui donne une représentation des valeurs propres induites par la position relative des signaux et d'une fenêtre d'analyse. Comme nous l'avons montré, les 2 valeurs propres  $\lambda_n^0$  et  $\lambda_n^{-1}$  associées au  $n^{\text{ième}}$  signal varient en sens

inverse suivant la position  $d_f$  de la fenêtre d'analyse. Pour  $d_f = \tilde{\tau}_n$ , il n'y a plus qu'une seule valeur propre prépondérante associée au  $n^{\text{ième}}$  utilisateur, comme illustré sur la figure 5.3.

Ainsi, dans chaque intervalle  $]\tilde{\tau}_{n-1} \tilde{\tau}_{n+1}[$ , le critère  $F$  devrait posséder un maximum local, donc un pic de synchronisation en  $\tilde{\tau}_n$ ; ce qui correspond à  $\alpha_n = \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle = 0$ . Puisque le critère n'est pas dérivable en  $\tilde{\tau}_n$ , cela implique donc d'étudier la monotonie du critère dans les intervalles  $]\tilde{\tau}_{n-1} \tilde{\tau}_n[$  et  $]\tilde{\tau}_n \tilde{\tau}_{n+1}[$ .

Pour tout  $\tilde{\tau}_j \leq d_f < \tilde{\tau}_{j+1}$ , notons  $d_{f_{0,j}}$  la valeur pour laquelle la dérivée du critère  $F$  s'annule. Nous obtenons après quelques simplifications :

$$d_{f_{0,j}} = \frac{j+1}{N_u^i} + \left\{ \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right\}, \quad j = 0, \dots, N_u^i - 1 \quad (5.15)$$

De plus, vérifions que ce minimum est unique. Pour cela, calculons la dérivée seconde du critère. Nous obtenons, après quelques simplifications :

$$\frac{\partial^2 F(d_f)}{\partial d_f^2} = 2N_u^i > 0 \quad (5.16)$$

La dérivée seconde du critère est positive. Puisque le critère  $F$  est quadratique par intervalles, c'est donc une fonction convexe par intervalles. Par conséquent, chaque minimum d'abscisse  $d_{f_{0,j}}$  est unique.

Toutefois, bien que chaque minimum soit unique, le point d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_j$ ,  $j = 0, 1, \dots, N_u^i - 1$ , peut ne pas être un maximum, tout dépend alors de la monotonie du critère dans les intervalles  $]\tilde{\tau}_{j-1} \tilde{\tau}_j[$  et  $]\tilde{\tau}_j \tilde{\tau}_{j+1}[$ . C'est le phénomène de masquage des pics de synchronisation, que nous mettons en évidence dans la sous-section qui suit. Puis, dans la section suivante, nous donnerons les conditions à vérifier afin d'éviter le masquage des pics de synchronisation.

### Phénomène de masquage des pics de synchronisation

Nous avons montré que la fonction  $F$  est convexe par intervalles  $]\tilde{\tau}_j \tilde{\tau}_{j+1}[$  et les minima locaux en  $d_{f_{0,j}}$  sont uniques. Cependant, suivant la valeur de la moyenne des retards  $\tilde{\tau}_j$ , un minimum peut ne pas appartenir à l'intervalle  $]\tilde{\tau}_j \tilde{\tau}_{j+1}[$ , dans ce cas, le point d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_j$  peut ne pas être un maximum. Reprenons l'équation (5.15).

$$d_{f_{0,j}} = \frac{j+1}{N_u^i} + \left\{ \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right\}, \quad j = 0, \dots, N_u^i - 1 \quad (5.17)$$

Nous constatons en effet que les solutions trouvées  $d_{f_{0,j}}$  dépendent de la moyenne des décalages, et peuvent donc ne pas respecter la condition :  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$ . Si cette condition est vérifiée, il existe bien des pics de synchronisation, comme illustré sur la figure 5.4 où  $N_u^i = 4$ , et  $\tilde{\tau}_0 = 0$ ,  $\tilde{\tau}_1 = 0,1509$ ,  $\tilde{\tau}_2 = 0,3784$ ,  $\tilde{\tau}_3 = 0,6979$ . L'équation (5.17) donne :  $d_{f_{0,0}} = 0,0568$ ,  $d_{f_{0,1}} = 0,3068$ ,  $d_{f_{0,2}} = 0,5568$ ,  $d_{f_{0,3}} = 0,8068$ .



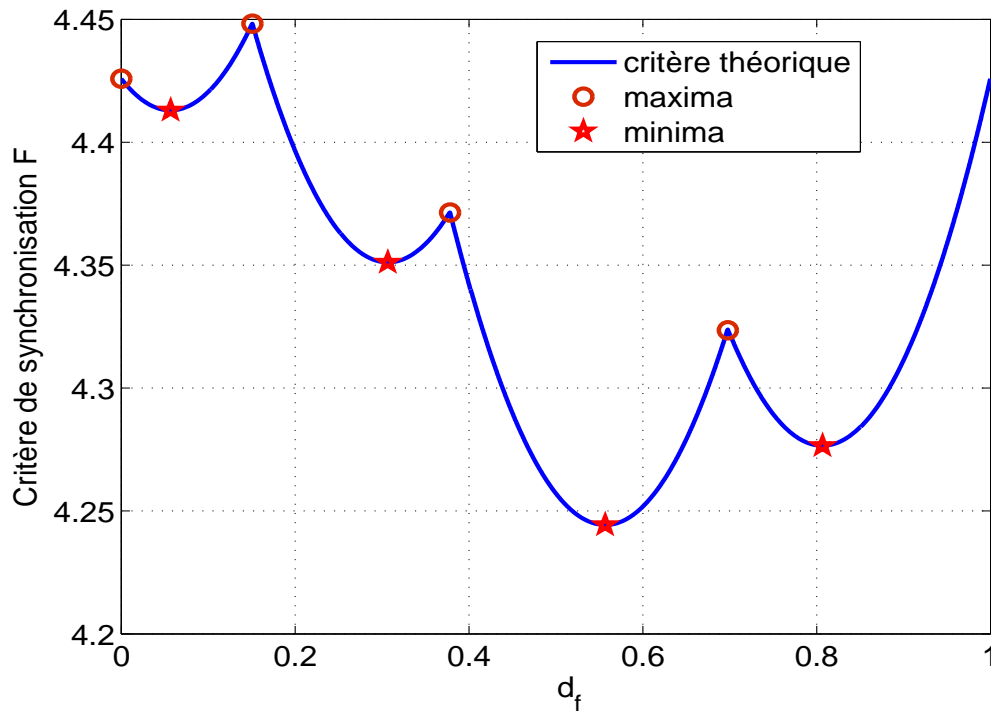


FIG. 5.4 – Pics de synchronisation du critère  $F$ ,  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$ ,  $j = 0, \dots, 3$ .

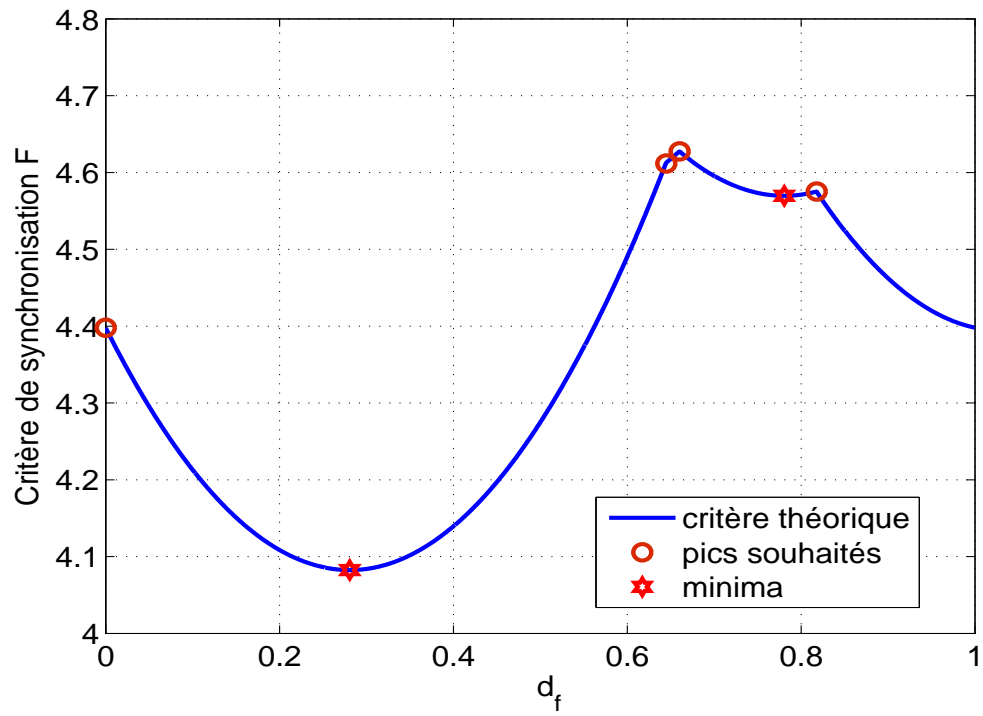
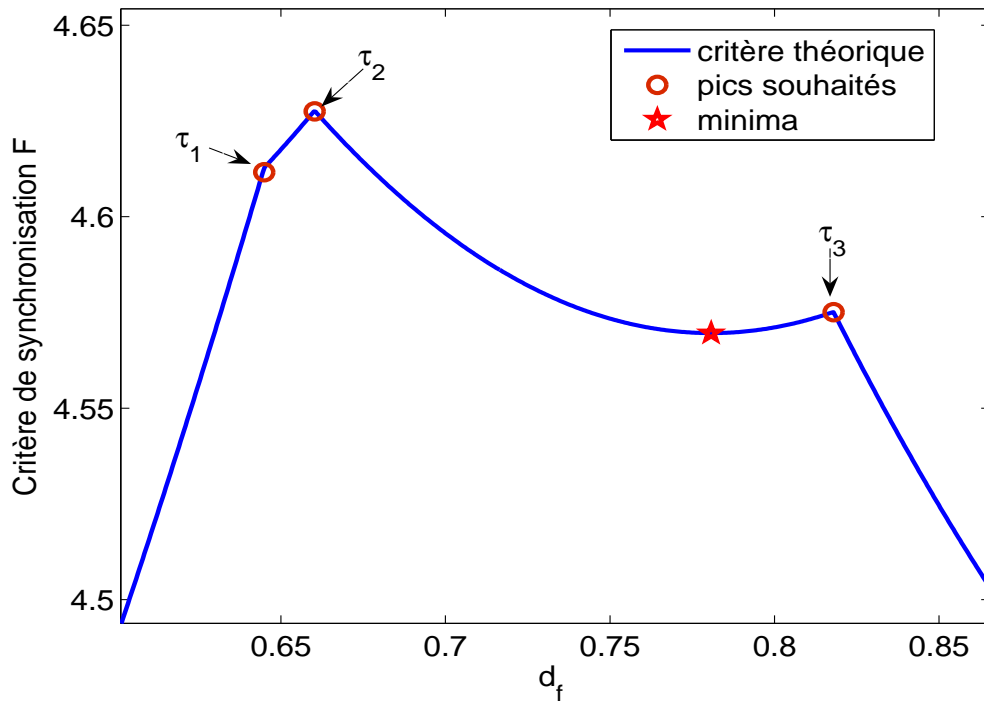
Les solutions  $d_{f_{0,j}}$  vérifient bien la condition  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$ . Donc les points du critère d'abscisses  $d_f = \tilde{\tau}_j$  sont des maxima, c'est-à-dire des pics de synchronisation.

Toutefois, si cette condition n'est pas vérifiée dans certains intervalles, il peut tout de même exister des pics de synchronisation. Tout dépend alors de la monotonie du critère au voisinage des points d'abscisse  $d_{f_{0,j}} = \tilde{\tau}_j$ , comme représenté sur la figure 5.5, où  $\tilde{\tau}_0 = 0$ ,  $\tilde{\tau}_1 = 0,6449$ ,  $\tilde{\tau}_2 = 0,6602$ ,  $\tilde{\tau}_3 = 0,818$  et  $d_{f_{0,0}} = 0,2808$ ,  $d_{f_{0,1}} = 0,5308$ ,  $d_{f_{0,2}} = 0,708$ ,  $d_{f_{0,3}} = \langle 1,0308 \rangle = 0,0308$ . Il apparaît donc que cette condition n'est pas toujours nécessaire.

Sur la figure 5.5, le point d'abscisse  $\tilde{\tau}_0$  est un pic car le critère est croissant dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_3 - 1[$  et décroissant dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_0 - d_{f_0}]$ . Intéressons-nous aux trois points d'abscisses  $\tilde{\tau}_j$ ,  $j = 1, 2, 3$ . Aidons-nous alors de la figure 5.6, où les  $\tilde{\tau}_j$  sont notés  $\tau_j$ , car le caractère  $\sim$  n'est pas géré sous MATLAB.

Dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_1 - \tilde{\tau}_2[$ , le critère est croissant, alors qu'il était déjà croissant dans l'intervalle  $[d_{f_{0,0}} - \tilde{\tau}_1]$ . Donc, il n'y a pas de maximum local en  $\tilde{\tau}_1$ , et donc pas de pic de synchronisation. Par contre, on a bien des maxima locaux aux abscisses  $\tilde{\tau}_2$  et  $\tilde{\tau}_3$ , bien que par exemple le minimum local en  $d_{f_{0,3}}$  soit hors de l'intervalle  $[\tilde{\tau}_3 - 1[$ .

Donc, dans le cas général, lorsque deux retards de transmission sont relativement proches, il devient difficile de synchroniser les deux utilisateurs correspondants, à cause du masquage de l'un des pics.

FIG. 5.5 – Masquage des pics de synchronisation,  $N_u^i = 4$ .FIG. 5.6 – Agrandissement des 3 maxima en  $\tilde{\tau}_j$ ,  $j = 1, 2, 3$ .

La condition  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$  d'existence des pics de synchronisation n'est cependant pas toujours nécessaire. Ainsi, dans la sous-section suivante, nous établissons une condition nécessaire et suffisante que doivent vérifier les décalages  $\tilde{\tau}_j$  afin d'éviter le masquage des pics de synchronisation.

#### 5.2.4 Conditions d'existence des pics de synchronisation

Pour cela, nous étudions le signe de la dérivée du critère dans les intervalles adjacents  $]\tilde{\tau}_{j-1} \tilde{\tau}_j]$  et  $[\tilde{\tau}_j \tilde{\tau}_{j+1}[$ , afin de donner une condition nécessaire et suffisante que doivent vérifier les retards  $\tilde{\tau}_j$ . Puis, nous montrerons que dans le cas particulier où l'écart inter-retards est constant, il n'est pas nécessaire d'examiner le signe de la dérivée du critère. Dans ce cas, nous prouvons qu'il faut et il suffit que le minimum en  $d_{f_{0,j}}$  vérifie la condition  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$  pour qu'il existe un pic de synchronisation.

##### Condition nécessaire et suffisante sur les retards $\tilde{\tau}_j$

Posons  $d_f^+ = \tilde{\tau}_j + \varepsilon$ ,  $\varepsilon > 0$ , et réécrivons l'équation (5.17) dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_j \tilde{\tau}_{j+1}[$ , nous obtenons après développement :

$$\frac{1}{2N_u^i} \frac{\partial F(d_f^+)}{\partial d_f} = \tilde{\tau}_j + \varepsilon - \left\{ \frac{j+1}{N_u^i} + \left( \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right) \right\} \quad (5.18)$$

De même, dans l'intervalle  $]\tilde{\tau}_{j-1} \tilde{\tau}_j]$ , posons  $d_f^- = \tilde{\tau}_j - \varepsilon$ . L'équation (5.17) devient :

$$\frac{1}{2N_u^i} \frac{\partial F(d_f^-)}{\partial d_f} = \tilde{\tau}_j - \varepsilon - \left\{ \frac{j+1}{N_u^i} + \left( \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right) \right\} \quad (5.19)$$

Pour qu'il existe un maximum, donc un pic de synchronisation, au point d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_j$ , il faut et il suffit que les expressions (5.18) et (5.19) vérifient la condition suivante :

$$\begin{cases} \frac{1}{2N_u^i} \frac{\partial F(\tilde{\tau}_j^+)}{\partial d_f} < 0 & \iff \tilde{\tau}_j < \frac{j+1}{N_u^i} + \left( \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right) - \varepsilon \\ \frac{1}{2N_u^i} \frac{\partial F(d_f^-)}{\partial d_f} > 0 & \iff \tilde{\tau}_j > \frac{j}{N_u^i} + \left( \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right) + \varepsilon \end{cases} \quad (5.20)$$

Comme  $\varepsilon$  est négligeable, l'équation (5.20) devient après quelques simplifications :

$$\boxed{\frac{j}{N_u^i} + \left( \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right) < \tilde{\tau}_j < \frac{j+1}{N_u^i} + \left( \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right)} \quad (5.21)$$

L'équation (5.21) exprime le fait qu'il existera un pic de synchronisation en  $d_f = \tilde{\tau}_j$  si, et seulement si, la courbe du critère  $F$  croît dans l'intervalle  $]\tilde{\tau}_{j-1} \tilde{\tau}_j]$  et décroît dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_j \tilde{\tau}_{j+1}[$ .

De plus, si la condition (5.21) est vérifiée pour tout  $\tilde{\tau}_j$ ,  $j = 0, 1, \dots, N_u^i$ , alors les minima locaux en  $d_{f_{0,j}}$  vérifient la condition :  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$ , comme illustré sur la figure 5.7.

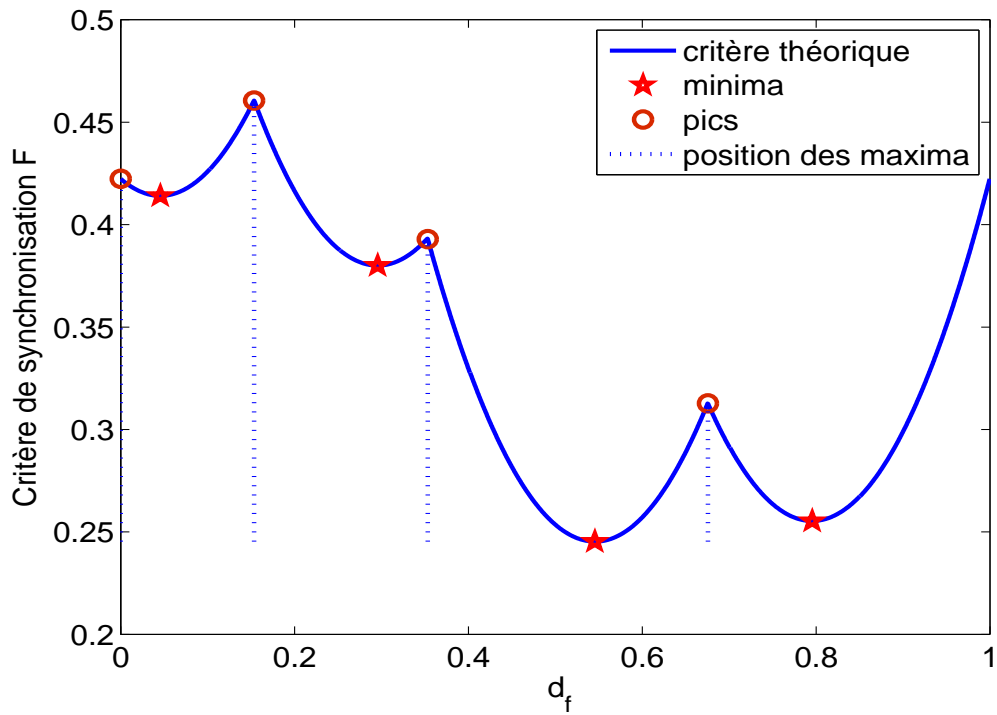


FIG. 5.7 – Pics de synchronisation lorsque la condition nécessaire et suffisante (5.21) est vérifiée,  $N_u^i = 4$ .

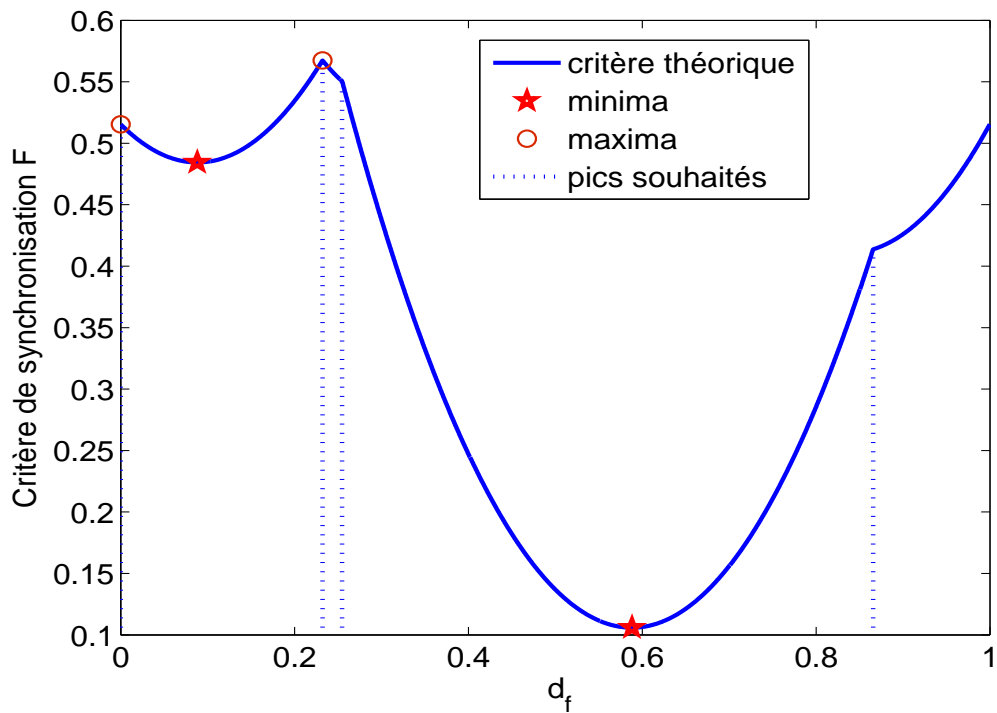


FIG. 5.8 – Critère de synchronisation lorsque la condition nécessaire et suffisante (5.21) n'est pas satisfaite,  $N_u^i = 4$ .

La figure 5.7 est obtenue pour  $\tilde{\tau}_0 = 0$ ,  $\tilde{\tau}_1 = 0,1535$ ,  $\tilde{\tau}_2 = 0,3532$ ,  $\tilde{\tau}_3 = 0,6756$ . L'équation (5.15) donne  $d_{f_{0,0}} = 0,04556$ ,  $d_{f_{0,1}} = 0,2956$ ,  $d_{f_{0,2}} = 0,5456$ ,  $d_{f_{0,3}} = 0,7956$ . L'équation (5.21) est bien vérifiée, donc les points d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_j$  sont bien des pics de synchronisation. Par ailleurs, dans cette configuration, les minima locaux sont bien dans les intervalles  $[\tilde{\tau}_j \quad \tilde{\tau}_{j+1}[$ , donc la condition  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} \leq \tilde{\tau}_{j+1}$  est aussi vérifiée.

La figure 5.8 illustre le cas où la condition (5.21) n'est pas satisfaite, et est obtenue avec :  $\tilde{\tau}_0 = 0$ ,  $\tilde{\tau}_1 = 0,2324$ ,  $\tilde{\tau}_2 = 0,2548$ ,  $\tilde{\tau}_3 = 0,8656$ , et donc  $d_{f_{0,0}} = 0,0882$ ,  $d_{f_{0,1}} = 0,3382$ ,  $d_{f_{0,2}} = 0,5882$ ,  $d_{f_{0,3}} = 0,8382$ . La courbe est décroissante sur  $[\tilde{\tau}_0 \quad d_{f_{0,0}}]$ . Puisque la courbe croît dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_3 \quad 1]$ , la condition nécessaire et suffisante est vérifiée. Par conséquent le point d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_0$  est un maximum, c'est donc un pic de synchronisation. De plus, le minimum local en  $d_{f_{0,0}}$  est bien dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_0 \quad \tilde{\tau}_1]$ .

Dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_1 \quad \tilde{\tau}_2]$ , il n'y a pas de minimum local et la courbe est décroissante. Toutefois, le maximum en  $d_f = \tilde{\tau}_1$  est un pic puisque le critère est croissant dans l'intervalle  $[d_{f_{0,0}} \quad \tilde{\tau}_1]$ .

Dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_2 \quad \tilde{\tau}_3]$ , il y a un minimum local unique. Cependant, le point d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_2$  n'est pas un pic, car la courbe est décroissante dans les intervalles  $[\tilde{\tau}_1 \quad \tilde{\tau}_2]$  et  $[\tilde{\tau}_2 \quad d_{f_{0,2}}]$ . De même, le point d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_3$  n'est pas un pic de synchronisation, car la courbe est croissante dans les intervalles  $[d_{f_{0,2}} \quad \tilde{\tau}_3]$  et  $[\tilde{\tau}_3 \quad 1]$ .

### Etude du cas particulier où l'écart inter-retards est constant

Nous allons montrer que ce cas constitue la configuration la plus favorable en terme de synchronisation pour le critère FSNB. Les retards  $\tilde{\tau}_j$  sont définis par la relation suivante :

$$\tilde{\tau}_j = \frac{j}{N_u^i}, \quad j = 0, \dots, N_u^i - 1 \quad (5.22)$$

La moyenne des retards apparaissant dans le membre de droite de l'équation (5.15), se simplifie alors comme suit :

$$\frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n = \frac{1}{2} \frac{N_u^i - 1}{N_u^i} \quad (5.23)$$

Comme nous avons supposé  $\tilde{\tau}_j \leq d_f < \tilde{\tau}_{j+1}$ , vérifions alors si la solution trouvée respecte la même condition, c'est-à-dire :  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$ . Pour tout  $j = 0, \dots, N_u^i - 2$ , nous obtenons après quelques simplifications :

$$\begin{cases} d_{f_{0,j}} - \tilde{\tau}_j = \frac{1}{2N_u^i} > 0 \\ d_{f_{0,j}} - \tilde{\tau}_{j+1} = -\frac{1}{2N_u^i} < 0 \end{cases} \quad (5.24)$$

Pour  $j = N_u^i - 1$ , nous devons vérifier que :  $\tilde{\tau}_{N_u^i-1} \leq d_{f_{0,N_u^i-1}} < 1$ . A partir toujours de l'équation (5.15), nous obtenons dans ce cas :

$$d_{f_{0,N_u^i-1}} = 1 - \frac{1}{2N_u^i} \quad (5.25)$$

Nous pouvons alors écrire la condition à vérifier :

$$\begin{cases} d_{f_{0,N_u^i-1}} - 1 = -\frac{1}{2N_u^i} < 0 \\ d_{f_{0,N_u^i-1}} - \tilde{\tau}_{N_u^i-1} = \frac{1}{2N_u^i} > 0 \end{cases} \quad (5.26)$$

Ainsi, dans le cas où l'écart inter-retards est constant, les minima locaux  $d_{f_{0,j}}$  appartiennent toujours aux intervalles  $[\tilde{\tau}_j, \tilde{\tau}_{j+1}[$ . Par conséquent, puisque le critère  $F$  est convexe par intervalles, il existe toujours des pics de synchronisation aux points d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_j$ , comme illustré sur la figure 5.9.

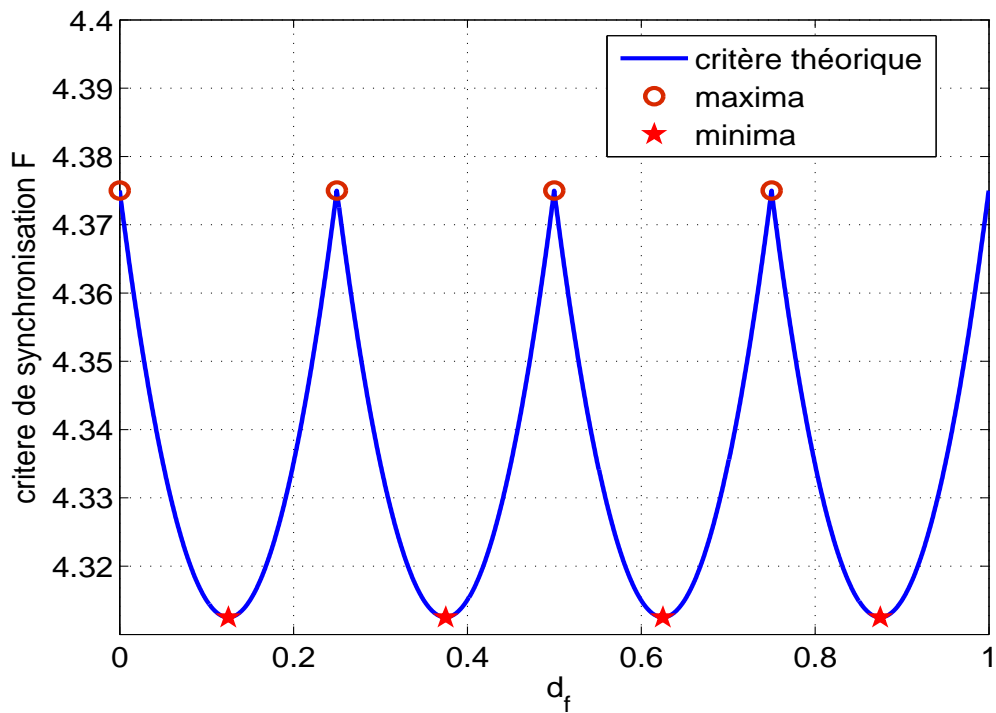


FIG. 5.9 – Pics de synchronisation du critère  $F$ ,  $\tilde{\tau}_j = \frac{j}{N_u^i}$ ,  $j = 0, \dots, N_u^i - 1$ ,  $N_u^i = 4$ .

Remarquons aussi que dans ce cas, l'écart inter-minima du critère est également constant :

$$d_{f_{0,j+1}} - d_{f_{0,j}} = \frac{1}{N_u^i}, \quad j = 0, \dots, N_u^i - 1 \quad (5.27)$$

Cependant, la probabilité pour que l'écart inter-retards soit constant est faible car, en pratique, les signaux sont transmis dans un ordre totalement aléatoire. La moyenne des retards  $\tilde{\tau}_j$  va énormément influencer sur la position des extréma.

De même, nous vérifions aussi que dans ce cas particulier, la condition nécessaire et suffisante sur les

retards  $\tilde{\tau}_j$  est également satisfaite. En effet, puisque  $\tilde{\tau}_j = \frac{j}{N_u^i}$ ,  $j = 0, \dots, N_u^i - 1$ , nous avons :

$$\boxed{\begin{cases} \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tau_n - \frac{1}{2} = \frac{-1}{2N_u^i} \\ \tilde{\tau}_j - \left( \frac{j}{N_u^i} - \frac{1}{2N_u^i} \right) = \frac{1}{2N_u^i} > 0 \\ \tilde{\tau}_j - \left( \frac{j+1}{N_u^i} - \frac{1}{2N_u^i} \right) = -\frac{1}{2N_u^i} < 0 \end{cases}} \quad (5.28)$$

Donc, la condition générale d'existence des pics (5.21) est bien vérifiée. Ainsi, le cas particulier où les retards de transmission  $\tilde{\tau}_j$  sont équirépartis est le cas le plus favorable pour le critère FSNB, puisque dans ce cas toutes les conditions énoncées sur l'existence des pics de synchronisation sont bien vérifiées.

### 5.2.5 Etude de la matrice de covariance après la synchronisation

Reprenons l'équation (5.2) de la matrice de covariance avant la synchronisation :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \left\{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (5.29)$$

L'équation (5.29) montre qu'avant la synchronisation, sous l'hypothèse que les séquences sont faiblement corrélées entre elles, la matrice de covariance possède  $2N_u^i$  vecteurs propres associés aux  $2N_u^i$  valeurs propres prépondérantes, et  $M - 2N_u^i$  valeurs propres équivalentes à la puissance du bruit, où  $M$  est le nombre total de valeurs propres.

Dans le cas où tous les utilisateurs sont synchronisés simultanément, c'est-à-dire lorsque  $\alpha_n = 0$  pour tout  $n = 0, 1, \dots, N_u^i - 1$ , nous obtenons l'équation (5.30) qui est la matrice de covariance après la synchronisation dans le cas de la liaison descendante :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \mathbf{v}_n (\mathbf{v}_n)^* + \mathbf{I} \right\} \quad (5.30)$$

L'équation (5.30) montre que si tous les signaux du groupe  $i$  sont synchronisés, la matrice de covariance possède alors  $N_u^i$  vecteurs propres associés aux  $N_u^i$  valeurs propres prépondérantes, et  $M - N_u^i$  valeurs propres équivalentes à la puissance du bruit. Le nombre de valeurs propres prépondérantes donne dans ce cas directement le nombre d'utilisateurs interférents.

Par contre en liaison montante, lorsqu'on est synchronisé sur un utilisateur, par exemple sur l'utilisateur de référence, c'est-à-dire  $\alpha_0 = 0$  la matrice de covariance devient :

$$\boxed{\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \mathbf{v}_0 (\mathbf{v}_0)^* + \beta \sum_{n=1}^{N_u^i-1} \left\{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \right\}} \quad (5.31)$$

Ainsi, l'expression (6.2) montre qu'après la synchronisation, la matrice  $\mathbf{R}$  possède une valeur propre maximale associée au vecteur propre qui contient une séquence d'étalement,  $2(N_u^i - 1)$  valeurs propres prépondérantes dues aux intercorrélations partielles normalisées entre les séquences d'étalement, et  $M - 2N_u^i + 1$  valeurs propres égales en moyenne à la puissance du bruit, comme nous le montrerons dans les simulations.

Comme dans le chapitre précédent, si les valeurs propres sont rangées dans l'ordre décroissant, le nombre de pics de synchronisation donne le nombre d'utilisateurs  $N_u^i$ . Puis, les  $N_u^i$  vecteurs propres associés aux  $N_u^i$  valeurs propres prépondérantes des  $N_u^i$  matrices de covariance induites par la synchronisation successive des  $N_u^i$  utilisateurs contiennent de l'information sur les séquences d'étalement utilisées à l'émission.

Toutefois, si les pics de synchronisation sont masqués, cette détermination devient délicate, voire impossible. Dans ce cas, nous présentons dans la suite du chapitre, une méthode de détermination du nombre d'utilisateurs.

### 5.2.6 Conclusion partielle

Nous avons montré dans cette partie que l'extension du critère FSNB au cas multi-utilisateurs entraîne une difficulté majeure : c'est le phénomène de masquage des pics de synchronisation. Nous avons prouvé que ce phénomène est malheureusement dû à la définition même du critère FSNB.

Par ailleurs, comme le critère FSNB est une fonction des positions de la fenêtre d'analyse et des retards de transmission, il est évident que le nombre de ses maxima ne suffit plus à déterminer le nombre  $N_u^i$  d'utilisateurs transmettant au même débit, puisque des pics de synchronisation peuvent être masqués. Par conséquent, nous proposons dans la suite une méthode de détermination du nombre d'utilisateurs interférents basée sur l'algorithme PASTd (Projection Approximation Subspace Tracking by deflation) [46, 64, 68].

Nous proposons également une nouvelle méthode de synchronisation aveugle basée non plus sur la maximisation de la norme carrée de FROBENIUS, mais plutôt sur la maximisation de la valeur propre maximale en fonction de la position de la fenêtre d'analyse, que nous notons MEVB ( Maximum EigenValue Behavior ). Nous montrerons que le critère MEVB est plus robuste dans le sens où il n'est pas affecté par le phénomène de masquage des pics de synchronisation.



### 5.3 Détermination du nombre d'utilisateurs

Nous avons vu dans la partie précédente que le phénomène de masquage des pics de synchronisation, du à la définition même du critère FSNB, ajoute une difficulté supplémentaire dans la détermination du nombre  $N_u^i$  d'utilisateurs transmettant au même débit. Par conséquent, nous nous proposons une méthode de détermination du nombre d'utilisateurs interférents basée sur l'algorithme PASTd (Projection Approximation Subspace Tracking by deflation).

#### 5.3.1 Quelques travaux antérieurs

Cette méthode fait partie de la classe des détecteurs multi-utilisateurs aveugles reposant sur l'estimation du sous-espace signal. Initialement proposée dans [68, 67], de nombreux schémas de détection multi-utilisateurs par l'approche sous-espace ont été depuis développés, suivant les propriétés du canal de propagation. Par exemple, le cas d'un canal à trajets multiples est considéré dans [64, 73], celui d'un canal à diversité spatiale est étudié dans [73]. D'autres approches permettent d'améliorer les performances des méthodes précitées par la réduction de la dimension du sous-espace signal à estimer [74]. Plus récemment, pour les signaux multi-standards, une version itérative et cyclique de l'algorithme PASTd a été proposée dans [46]. Cependant, toutes ces approches nécessitent la connaissance a priori de certains paramètres (période chip, signature et longueur de la séquence) de l'utilisateur auquel on s'intéresse.

En effet, toutes ces méthodes permettent, connaissant a priori certains paramètres de l'utilisateur auquel on s'intéresse, d'améliorer sa détection, et donc l'estimation de ses symboles, par la minimisation du bruit d'interférence d'accès multiple. Ce qui n'est pas réaliste dans le contexte hostile où se situe notre étude. De plus, dans notre approche, nous avons scindé la détection en trois phases : détection, synchronisation et estimation.

Pour une meilleure compréhension de la méthode de détermination du nombre d'utilisateurs, nous présenterons au préalable et succinctement le concept de la détection par l'approche sous-espace. Pour cela, nous nous basons sur les travaux proposés dans [64], au lieu de ceux présentés dans [46], puisqu'à cette étape de l'identification, les divers standards ont été différenciés. Puis, nous détaillerons l'algorithme PASTd, avant de présenter sa version modifiée pour notre étude.

#### 5.3.2 Détection par l'approche sous-espace

Le signal multi-utilisateurs se modélise comme dans la partie précédente. Par soucis de clarté, et sans perte de généralité, nous l'écrivons en liaison descendante [64], la liaison montante pouvant être vue comme

une liaison descendante avec  $2N_u^i - 1$  utilisateurs [75]. Nous obtenons :

$$y(t) = \sum_{n=0}^{N_u^i-1} A_n \sum_{k=-\infty}^{+\infty} a_n(k) h_n(t - kT_s) + b(t) \quad (5.32)$$

où  $A_n$  représente l'amplitude du signal du  $n^{\text{ième}}$  utilisateur,  $h_n(t) = \sum_{k=0}^{L-1} c_n(k) p(t - kT_c)$  est un filtre virtuel correspondant à la convolution de tous les filtres de la chaîne de transmission avec les séquences d'étalement de longueur  $L$  :  $\{c_n(k)\}$ ,  $k = 0 \dots L-1$ , et  $a_n(k) \in \{-1, +1\}$  le symbole du  $n^{\text{ième}}$  utilisateur. Les séquences d'étalement sont supposées linéairement indépendantes, les symboles indépendants et équiprobables, et le bruit  $b(t)$  blanc, centré, non corrélé avec le signal, de variance  $\sigma_b^2$ .

Après avoir réécrit l'expression (5.32) dans  $[0 \ T_s]$ , et rééchantillonné le signal à la période  $T_c$ , nous obtenons donc le vecteur  $\mathbf{y}$  de dimension  $L \times 1$  suivant :

$$\mathbf{y}(t) = \sum_{n=0}^{N_u^i-1} A_n a_n \mathbf{h}_n + \mathbf{b} \quad (5.33)$$

où  $\mathbf{h}_n = \frac{1}{\sqrt{L}} [h_n(0), h_n(1), \dots, h_n(L-1)]^T$  est le filtre normalisé, contenant la séquence d'étalement normalisée du  $n^{\text{ième}}$  utilisateur. Notons que l'hypothèse d'indépendance des séquences d'étalement n'enlève rien à la généralité de la méthode. La matrice de covariance  $\mathbf{R}$  du signal s'écrit alors :

$$\mathbf{R} = \sum_{n=0}^{N_u^i-1} A_n^2 \mathbf{h}_n \mathbf{h}_n^* + \sigma_b^2 \mathbf{I} = \mathbf{H} \mathbf{A} \mathbf{H}^* + \sigma_b^2 \mathbf{I} \quad (5.34)$$

où  $\mathbf{I}$  est la matrice identité d'ordre  $L$ ,  $\mathbf{H} \triangleq [\mathbf{h}_0 \dots \mathbf{h}_{N_u^i-1}]$  est la matrice dont les colonnes sont composées des filtres virtuels normalisés  $\mathbf{h}_n$ , et  $\mathbf{A} \triangleq \text{diag}(\mathbf{A}_0^2, \dots, \mathbf{A}_{N_u^i-1}^2)$  est la matrice dont les éléments diagonaux sont les amplitudes des signaux. La décomposition en valeurs propres de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  permet d'écrire :

$$\mathbf{R} = \mathbf{U} \mathbf{\Lambda} \mathbf{U}^T = \begin{bmatrix} \mathbf{U}_s & \mathbf{U}_b \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Lambda_s & 0 \\ 0 & \Lambda_b \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{U}_s^T \\ \mathbf{U}_b^T \end{bmatrix} \quad (5.35)$$

où  $\begin{bmatrix} \mathbf{U}_s & \mathbf{U}_b \end{bmatrix}$  est la matrice contenant les vecteurs propres respectivement du sous-espace signal et du sous-espace bruit,  $\mathbf{\Lambda} = \text{diag}(\Lambda_s, \Lambda_b)$  est la matrice contenant toutes les  $L$  valeurs propres, avec  $\Lambda_s = \text{diag}(\lambda_0, \dots, \lambda_{N_u^i-1})$ , la matrice des  $N_u^i$  plus grandes valeurs propres de  $\mathbf{R}$  rangées dans l'ordre décroissant et  $\Lambda_b = \sigma_b^2 \mathbf{I}_{L-N_u^i}$ , la matrice contenant les  $L - N_u^i$  valeurs propres du bruit égales à  $\sigma_b^2$ . Enfin,  $\mathbf{U}_s = [\mathbf{u}_0 \dots \mathbf{u}_{N_u^i-1}]$  et  $\mathbf{U}_b = [\mathbf{u}_{N_u^i} \dots \mathbf{u}_L]$  contiennent les vecteurs propres orthonormaux associés respectivement aux  $N_u^i$  plus grandes valeurs propres et à celles du bruit.

On vérifie aisément que  $\mathbf{U}_s$  est le sous-espace engendré par les colonnes de  $\mathbf{H}$ .  $\mathbf{U}_s$  est alors appelé le sous-espace signal et son complément orthogonal est le sous-espace bruit généré par  $\Lambda_0$  défini de la façon

suivante :

$$\Lambda_0 = \Lambda - \sigma_b^2 \mathbf{I} = \text{diag}(\lambda_0 - \sigma_b^2, \dots, \lambda_{N_u^i-1} - \sigma_b^2, 0 \dots, 0) \quad (5.36)$$

En introduisant l'expression (5.36) dans l'équation (5.34), nous obtenons après quelques simplifications :

$$\mathbf{H}\mathbf{A}\mathbf{H}^* = \mathbf{U}_s (\Lambda_s - \sigma_b^2 \mathbf{I}_{N_u^i}) \mathbf{U}_s^* = \mathbf{U}\Lambda_0\mathbf{U}^T \quad (5.37)$$

En reprenant l'équation (5.32), un détecteur multi-utilisateurs linéaire, composé d'un corrélateur et d'un détecteur de seuil, permet alors de retrouver les bits de données du  $n^{\text{ième}}$  utilisateur.

$$\hat{a}_n = \text{sgn}(\omega_n^T \mathbf{y}) \quad \omega_n \in \mathbb{R}^L \quad (5.38)$$

où  $\omega_n$  est un vecteur de pondération qui prend en compte les paramètres des sous-espaces signal et bruit :  $\mathbf{U}_s$ ,  $\Lambda_s$ , et  $\sigma_b^2$ . La détection et l'estimation des symboles consistent alors à déterminer  $\omega_n$  après avoir estimé tous les paramètres de l'équation (5.37), puis à les appliquer à des détecteurs classiques. Nous en présentons deux sans démonstration : le détecteur à décorrélation (DD) [76] et le détecteur à minimisation de l'erreur quadratique moyenne (MEQM) [59]. Le lecteur intéressé trouvera les détails de ces calculs dans [64].

### Détecteur à décorrélation (DD)

Puisque la matrice  $\mathbf{h}_n$  contient la séquence d'étalement normalisée du  $n^{\text{ième}}$  utilisateur, la matrice d'auto-corrélation des séquences est définie par :  $\mathbf{R}_h = \mathbf{H}^T \mathbf{H}$ . Comme la matrice  $\mathbf{R}_h$  est de rang plein,  $\text{rang}(\mathbf{R}_h) = N_u^i$ , elle est donc inversible. En s'intéressant à l'utilisateur  $n^0$ , l'équation (5.38) devient :

$$\hat{a}_0 = \text{sgn}(\omega_0^T \mathbf{y}), \quad \omega_0 \in \mathbb{R}^L \quad (5.39)$$

où  $\omega_0$  est défini par :

$$\omega_0 = \frac{1}{[\mathbf{h}_0^* \mathbf{U}_s (\Lambda_s - \sigma_b^2 \mathbf{I}_{N_u^i})^{-1} \mathbf{U}_s^* \mathbf{h}_0]} \mathbf{U}_s (\Lambda_s - \sigma_b^2 \mathbf{I}_{N_u^i})^{-1} \mathbf{U}_s^* \mathbf{h}_0 \quad (5.40)$$

Le détecteur à décorrélation permet d'éliminer complètement le bruit d'interférence d'accès multiple (IAM) causée par les autres utilisateurs, mais au prix d'une augmentation du bruit [76].

### Détecteur linéaire MEQM

Dans ce cas, en s'intéressant toujours à l'utilisateur  $n^0$ , seul le vecteur de pondération  $\omega_0$  de l'équation (5.38) change :

$$\omega_0 = \frac{1}{[\mathbf{h}_0^* \mathbf{U}_s \Lambda_s^{-1} \mathbf{U}_s^* \mathbf{h}_0]} \mathbf{U}_s \Lambda_s^{-1} \mathbf{U}_s^* \mathbf{h}_0 \quad (5.41)$$

$\omega_0$  est le vecteur qui minimise l'erreur quadratique moyenne (EQM), entre le symbole d'entrée et le symbole reçu après la transformation, définie par l'équation (5.42), sous la contrainte :  $\omega_0^T \mathbf{h}_0 = 1$ .

$$\boxed{\text{EQM}(\omega_0) \triangleq \mathcal{E} \{ (A_0 a_0 - \omega_0^T \mathbf{y})^2 \}} \quad (5.42)$$

Les performances du détecteur linéaire MEQM se rapprochent de celles du détecteur conventionnel à banc de filtres adaptés utilisant un récepteur RAKE dans un canal gaussien, lorsque la puissance du bruit tend vers l'infini. Par contre, lorsque le rapport signal sur bruit tend vers l'infini, le détecteur linéaire de MEQM converge vers le détecteur à décorrélation.

Notons que, même si cela ne fait pas l'objet de notre étude, certains travaux ont montré que dans un canal non gaussien, le récepteur à banc de filtres adaptés devenait sous-optimal [77]. Ainsi, d'autres études ont permis de proposer une version adaptative du détecteur MEQM [78, 79]. Les avantages du récepteur adaptatif de MEQM sont qu'il n'exige aucune connaissance du bruit d'interférence d'accès multiple, et permet également de supprimer complètement l'interférence à bande étroite, tout en s'adaptant à l'interférence réelle.

### 5.3.3 Résumé de la méthode

Comme la décision prise dans l'équation (5.38) est invariante, à un facteur multiplicatif positif près, les détecteurs DD et MEQM s'interprètent comme suit :

- Le signal reçu  $\mathbf{y}$  est projeté dans le sous-espace signal, le vecteur  $\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{U}_s^T \mathbf{y}$  de dimension  $N_u^i$  est alors calculé.  $\hat{\mathbf{y}}$  est une statistique suffisante pour démoduler le signal provenant des  $N_u^i$  utilisateurs.
- Le filtre virtuel  $\mathbf{h}_0$  de l'utilisateur n° 0 auquel on s'intéresse est également projeté dans l'espace signal, nous obtenons le vecteur  $\hat{\mathbf{h}}_0 = \mathbf{U}_s^T \mathbf{h}_0$ .
- La projection du détecteur linéaire dans le sous-espace signal donne le vecteur  $\omega_0$  tel que le bit de donnée  $a_0$  soit démodulé par  $\hat{a}_0 = \text{sgn}(\omega_0^T \hat{\mathbf{y}})$ .

Suivant le détecteur,  $\omega_0$  peut prendre les valeurs suivantes, que nous donnons sans démonstration :

$$\omega_0^{DD} = \begin{pmatrix} \frac{1}{\lambda_0 - \sigma_b^2} & & & \\ & \ddots & & \\ & & \ddots & \\ & & & \frac{1}{\lambda_{N_u^i - 1} - \sigma_b^2} \end{pmatrix} \hat{\mathbf{h}}_0, \quad \omega_0^{MEQM} = \begin{pmatrix} \frac{1}{\lambda_0} & & & \\ & \ddots & & \\ & & \ddots & \\ & & & \frac{1}{\lambda_{N_u^i - 1}} \end{pmatrix} \hat{\mathbf{h}}_0 \quad (5.43)$$

Nous pouvons vérifier que les deux détecteurs sont équivalents lorsque  $\sigma_b^2 \rightarrow 0$ . Cette approche est efficace tant que les vecteurs du sous-espace signal sont connus. L'algorithme PASTd initialement proposé dans [68] et décrit ci-après, permet de déterminer de façon itérative le rang la matrice  $\mathbf{U}_s$ , qui correspond,

au final au nombre  $N_U^i$  d'utilisateurs.

### 5.3.4 Algorithmes PASTd et PASTd-modifié

#### Algorithme PASTd

L'avantage majeur de l'algorithme PASTd est d'assurer la convergence des vecteurs propres estimés vers les vecteurs réels du sous-espace signal avec une complexité de l'ordre de  $O(L \cdot N_U^i)$ , et de déterminer la dimension du sous-espace signal [68, 67].

Soit  $\mathbf{y} \in \mathbb{R}^N$  un vecteur aléatoire de matrice d'autocorrélation  $\mathbf{R}_y = \mathcal{E}\{\mathbf{y}\mathbf{y}^T\}$ . Définissons alors la fonction scalaire de coût  $J$  :

$$J(\Omega) = \mathcal{E}\|\mathbf{y} - \Omega\Omega^T\mathbf{y}\|^2 = \text{trace}(\mathbf{R}_y) - 2\text{trace}(\Omega\mathbf{R}_y\Omega^T) + \text{trace}(\Omega^T\mathbf{R}_y\Omega\Omega^T\Omega) \quad (5.44)$$

où  $\Omega \in \mathbb{R}^{L \times r}$  ( $r < L$ ). La fonction  $J$  ainsi définie, possède les propriétés suivantes [64] :

- $\Omega$  est un point stationnaire de  $J(\Omega)$  si et seulement si  $\Omega = \mathbf{U}_r\mathbf{Q}$ , où  $\mathbf{U}_r \in \mathbb{R}^{L \times r}$  contient les  $r$  vecteurs propres distincts de  $\mathbf{R}_y$  correspondant au sous-espace signal et  $\mathbf{Q} \in \mathbb{R}^{r \times r}$  est une matrice unitaire.
- Lorsque  $\mathbf{U}_r$  contient les  $r$  vecteurs propres associés aux valeurs propres prépondérantes de  $\mathbf{R}_y$ ,  $J(\Omega)$  atteint son minimum global.

Introduisons dans l'équation (5.44) les poids (ou facteur d'oubli)  $\Theta$  associés à chaque échantillon du signal  $\mathbf{y}(\ell)$  à l'itération  $\ell$ , nous obtenons :

$$J[\Omega(t)] = \sum_{\ell=1}^t \Theta^{t-\ell} \|\mathbf{y}(\ell) - \Omega(t)\Omega^T(t)\mathbf{y}(\ell)\|^2 \quad (5.45)$$

L'algorithme PASTd permet alors d'approcher  $\Omega^T(t)\mathbf{y}(\ell)$  dans l'équation (5.45) par  $\hat{\mathbf{y}}(\ell) = \Omega^T(\ell-1)\mathbf{y}(\ell)$ , qui peut être calculé au temps  $t$ , avec  $1 \leq \ell \leq t$ . Nous remplaçons l'équation (5.45) par l'approximation suivante :

$$\tilde{J}[\Omega(t)] = \sum_{\ell=1}^t \Theta^{t-\ell} \|\mathbf{y}(\ell) - \Omega\hat{\mathbf{y}}(\ell)\|^2 \quad (5.46)$$

L'algorithme se déroule ainsi : la minimisation de  $\tilde{J}[\Omega(t)]$  permet de déterminer la plus grande valeur propre pour  $r = 1$ . Puis, la contribution de la projection du vecteur reçu  $\hat{\mathbf{y}}(t)$  sur ce vecteur propre est retiré de  $\mathbf{y}(t)$ . L'opération se répète jusqu'à l'estimation des  $N_U^i$  valeurs propres. Grâce au critère AIC (AKAIKE Information Criterion), ou MDL (Minimum Description Length), la dimension du sous-espace signal (nombre d'utilisateurs actifs) peut être déterminée, ce sont donc les critères d'arrêt de l'algorithme. Ces deux critères sont définis par :

$$\begin{cases} AIC(n) \triangleq (L-n)N \log_2 \{\phi(n)\} + k(2L-n) \\ MDL(n) \triangleq (L-n)N \log_2 \{\phi(n)\} + \frac{n}{2}(2L-n) \log_2 \{N\} \end{cases} \quad (5.47)$$

où  $N$  est le nombre d'échantillons utilisés pour l'estimation. Le poids  $\Theta$  et le facteur  $\phi$  sont donnés par les équations suivantes :

$$\begin{cases} N = \frac{1}{1-\Theta} \phi(n) \\ \phi(n) = \frac{1}{L-n} \frac{\left( \sum_{\ell=n+1}^L \tilde{\lambda}_\ell \right)}{\left( \prod_{\ell=n+1}^L \tilde{\lambda}_\ell \right)^{\frac{1}{L-n}}} \end{cases} \quad (5.48)$$

Le rang estimé de la matrice est donné par la valeur  $n$  qui minimise l'un des critères de l'équation (5.47). Pour  $\Theta = 1$ , et sous certaines conditions, l'algorithme converge vers les vecteurs et valeurs propres réels du signal [80]. Les différentes étapes du déroulement de l'algorithme PASTd sont résumées dans le tableau 5.1.

Détermination de l'espace signal	
$\mathbf{x}_1(t) = \mathbf{y}(t)$	
<i>pour</i> $n = 1 : N_u^i(t-1)$ <i>faire</i>	
$y_n(t) = \mathbf{u}_n^H(t-1) \mathbf{x}_n(t)$	
$\lambda_n(t) = \Theta \cdot \lambda_n(t-1)  y_n(t) ^2$	
$\mathbf{u}_n(t) = \mathbf{u}_n(t-1) + [\mathbf{x}_n(t) - \mathbf{u}_n(t-1)y_n(t)] y_n^*(t) / \lambda_n(t)$	
$\mathbf{x}_{n+1}(t) = \mathbf{x}_n(t) - \mathbf{u}_n(t)y_n(t)$	
<i>fin</i>	
$\sigma_b^2(t) = \Theta \cdot \sigma_b^2(t-1) + \ \mathbf{x}_{N_u^i(t-1)+1}(t)\ ^2 / (L - N_u^i(t-1))$	
Estimation du nombre d'utilisateurs actifs	
<i>pour</i> $n = 1 : N_u^i(t-1)$ <i>faire</i>	
$\alpha(n) = [\sum_{\ell=n+1}^L \lambda_\ell(t) / (L-n)] / (\prod_{\ell=n+1}^L \lambda_\ell(t))^{\frac{1}{L-n}}$	
$AIC(n) = (L-n) \log_2(\alpha(n)) / (1-\Theta) + n(2L-n)$	
<i>fin</i>	
$N_u^i(t) = \arg \min_{0 \leq n \leq L-1} \{AIC(n) + 1\}$	
<i>si</i> $N_u^i(t) < N_u^i(t-1)$ <i>alors</i>	
supprimer $\{\lambda_n(t), \mathbf{u}_n(t)\}_{n=N_u^i(t+1)}^{N_u^i(t-1)}$	
<i>sinon si</i> $N_u^i(t) > N_u^i(t-1)$ <i>alors</i>	
$\mathbf{u}_{N_u^i(t)}(t) = \mathbf{x}_{N_u^i(t-1)+1}(t) / \ \mathbf{x}_{N_u^i(t-1)+1}(t)\ $	
$\lambda_{N_u^i(t)}(t) = \sigma_b^2(t)$	
<i>fin</i>	
<i>fin</i>	

TAB. 5.1 – Algorithme PASTd.

### Algorithme PASTd-modifié

Dans notre contexte d'étude, et à cette étape de l'identification, la longueur de la séquence  $L$  et la période chip  $T_c$  sont inconnus. Seule la période symbole estimée  $T_s$  l'est. Supposons par exemple que le pic correspondant à l'utilisateur de référence est détecté. Nous avons donc une estimation de  $\alpha_0$ . Synchroniser cet utilisateur, revient à poser  $\alpha_0 = 0$  ou  $\alpha_0 = T_s$  dans toutes les équations où il apparaît.

Puisque la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  induite par la synchronisation de l'utilisateur de référence est de taille  $M \times M$ , nous formons le vecteur signal  $\tilde{\mathbf{y}}$  obtenu par rangement colonne par colonne de la matrice

signal  $\mathbf{Y}$  de taille  $M \times N$ , où  $M$  et  $N$  sont respectivement le nombre d'échantillons sur une période symbole et le nombre total de fenêtres. Puis nous posons :  $L = M$ , et initialisons les vecteurs  $\mathbf{U}_s$  et  $\Lambda_s$  comme décrit par l'équation (5.49), afin de réduire le temps de calcul.

$$\begin{cases} \mathbf{U}_s = \mathbf{I}_M \\ \Lambda_s = \text{diag}(1, \dots, 1) \end{cases} \quad (5.49)$$

Après plusieurs tests, nous avons pris  $\Theta = 0,8$ . Les différentes étapes du déroulement de l'algorithme PASTd-modifié sont résumées dans le tableau 5.2. Les résultats de simulation de l'algorithme PASTd-modifié seront présentés dans la section 5.6.

<u>Détermination de l'espace signal</u>
<i>pour</i> $t = 1 : L : M^2$ <i>faire</i>
$\mathbf{x}_1(t) = \tilde{\mathbf{y}}(t : M + (\alpha_0 \cdot T_s) + t - 1, 1)$
<i>pour</i> $m = 1 : M + (\alpha_0 \cdot T_s)$ <i>faire</i>
$y_m(t) = \mathbf{u}_m^H(t-1)\mathbf{x}_m(t)$
$\lambda_m(t) = \Theta \cdot \lambda_m(t-1) y_m(t) ^2$
$\mathbf{u}_m(t) = \mathbf{u}_m(t-1) + [\mathbf{x}_m(t) - \mathbf{u}_m(t-1)y_m(t)]y_m^*(t)/\lambda_m(t)$
$\mathbf{x}_{m+1}(t) = \mathbf{x}_m(t) - \mathbf{u}_m(t)y_m(t)$
<i>fin</i>
<i>fin</i>
<u>Estimation du nombre d'utilisateurs actifs</u>
<i>pour</i> $n = 1 : L - 1$ <i>faire</i>
$\alpha(n) = [\sum_{\ell=n+1}^L \lambda(\ell)/(L-n)] / (\prod_{\ell=n+1}^L \lambda(\ell)^{\frac{1}{L-n}})$
$AIC(n) = (L-n) \log_2(\alpha(n)) / (1-\Theta) + n(2L-n)$
<i>fin</i>
$N_u^i = \arg \min_{0 \leq n \leq L-1} \{AIC\}$
$\mathbf{u}_{N_u^i+1} = \mathbf{x}_L / \ \mathbf{x}_{N_u^i+1}\ $
$\lambda_{N_u^i+1} = \sigma_b^2$

TAB. 5.2 – Algorithme PASTd-modifié.

### 5.3.5 Conclusion partielle

Nous avons présenté dans cette partie, un algorithme qui permet d'une part, connaissant certains paramètres de l'utilisateur auquel on s'intéresse (période chip, longueur de la séquence, signature de la séquence,...), d'améliorer sa détection, et donc l'estimation de ses symboles, par la minimisation du bruit

d'interférence d'accès multiple. D'autre part, cet algorithme permet de déterminer le nombre d'utilisateurs actifs.

Puis, nous l'avons adapté au contexte hostile (c'est-à-dire, sans connaissance a priori des paramètres de la transmission) où se situe notre étude, afin de pallier le problème de détermination du nombre d'utilisateurs interférents dans un groupe de débits, posé par le critère FSNB dans le cas général de la liaison montante. En effet, nous avons montré dans la section 5.2 que le masquage de certains pics de synchronisation rendait difficile, voir impossible cette détermination.

Dans la section qui suit, nous proposons une nouvelle méthode de synchronisation aveugle, basée sur la maximisation de la valeur propre maximale en fonction de la position de la fenêtre d'analyse et notée MEVB (Maximum EigenValue Behavior).

## 5.4 Définition et étude du critère MEVB

Nous avons montré dans la section 5.2 que le critère FSNB, de par sa définition même, est limité par le masquage des pics de synchronisation. Par conséquent, nous proposons une méthode originale de synchronisation, basée non plus sur la maximisation de la norme carrée de FROBENIUS, mais plutôt sur la maximisation de la valeur propre maximale en fonction de la position de la fenêtre d'analyse. A cet effet, et pour une meilleure compréhension, la matrice de covariance est d'abord simplifiée.

### 5.4.1 Simplification de la matrice de covariance

De nouveau, reprenons l'équation (5.2) de la matrice de covariance avant la synchronisation :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \sum_{n=0}^{N_u^i - 1} \left\{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (5.50)$$

Par soucis de clarté et de simplicité, et sans perte de généralité, posons  $\beta = 1$ . Normalisons ensuite la matrice  $\mathbf{R}$  par rapport à la puissance du bruit  $\sigma_b^2$ . Nous obtenons :

$$\widehat{\mathbf{R}} = \sum_{n=0}^{N_u^i - 1} \left\{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \quad (5.51)$$

En supposant toujours les séquences d'étalement faiblement corrélées, les valeurs propres prépondé-



rantes, dans un ordre quelconque, s'expriment alors comme suit :

$$\begin{cases} \hat{\lambda}_n^0 = 2 - \alpha_n \\ \hat{\lambda}_n^{-1} = 1 + \alpha_n \end{cases} \quad (5.52)$$

L'équation (5.52) montre que les valeurs propres prépondérantes varient en fonction des décalages  $\alpha_n$ . Puisque ces décalages eux-mêmes varient en fonction des positions de la fenêtre d'analyse, et que les retards de transmission  $\tilde{\tau}_n$  sont fixes durant l'analyse, nous la réécrivons comme suit :

$$\boxed{\begin{cases} \hat{\lambda}_n^0(d_f) = 2 - \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle \\ \hat{\lambda}_n^{-1}(d_f) = 1 + \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle \end{cases}} \quad (5.53)$$

Etudions alors la monotonie de ces deux valeurs propres en fonction des différentes positions de la fenêtre d'analyse.

#### 5.4.2 Etude de l'évolution des valeurs propres $\hat{\lambda}_n^0(d_f)$ et $\hat{\lambda}_n^{-1}(d_f)$

Pour cela, calculons les dérivées de  $\hat{\lambda}_n^0(d_f)$  et  $\hat{\lambda}_n^{-1}(d_f)$ , et étudions leur signe. Pour toute position  $d_f$  de la fenêtre d'observation telle que  $\tilde{\tau}_n \leq d_f < \tilde{\tau}_{n+1}$ , les dérivées des deux valeurs propres sont données par :

$$\begin{cases} \hat{\lambda}_n^0(d_f) = 2 - (d_f - \tilde{\tau}_n) & \implies \frac{\partial \hat{\lambda}_n^0(d_f)}{\partial d_f} = -1 < 0 \\ \hat{\lambda}_n^{-1}(d_f) = 1 + d_f - \tilde{\tau}_n & \implies \frac{\partial \hat{\lambda}_n^{-1}(d_f)}{\partial d_f} = 1 > 0 \end{cases} \quad (5.54)$$

Ainsi, pour tout couple  $(d_f, \tilde{\tau}_n)$ , les deux valeurs propres associées à un signal varient en sens inverse, et sont égales au point d'abscisse  $d_{f_{e,n}} = \tilde{\tau}_n + \frac{1}{2}$ , comme illustré sur la figure 5.10, où  $\tilde{\tau}_0 = 0$ ,  $\tilde{\tau}_1 = 0,3795$ ,  $\tilde{\tau}_2 = 0,6813$ ,  $\tilde{\tau}_3 = 0,8318$ , et donc  $d_{f_{e,0}} = 0,5$ ,  $d_{f_{e,1}} = 0,8795$ ,  $d_{f_{e,2}} = \langle 1, 1813 \rangle = 0,1813$ ,  $d_{f_{e,3}} = \langle 1, 3318 \rangle = 0,3318$ .

Sur la figure 5.10, intéressons-nous par exemple au maximum du couple de valeurs propres  $(\hat{\lambda}_0^0(d_f), \hat{\lambda}_0^{-1}(d_f))$ , noté  $\lambda_0(d_f, \tau_0)$ . Nous voyons donc que pour  $d_f = \tilde{\tau}_0 = 0$ , la valeur propre associée à l'utilisateur n° 0 est maximale. Puis, cette valeur décroît lorsque  $d_f$  augmente :  $\hat{\lambda}_0^0(d_f)$  décroît tandis que  $\hat{\lambda}_0^{-1}(d_f)$  augmente. Enfin, pour  $d_f = \frac{1}{2}$ , puisque  $\tilde{\tau}_0 = 0$ , les deux valeurs sont égales.

Ainsi, lorsque le  $n^{ième}$  utilisateur est synchronisé, c'est-à-dire lorsque  $\alpha_n = \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle = 0$ , il n'y a plus qu'une seule valeur propre qui lui est associée : c'est donc la valeur propre maximale associée. Partant de ce constat, nous définissons alors un nouveau critère de synchronisation, noté MEVB (Maximum EigenValue Behavior), qui est basé sur les variations de la valeur propre maximale de la matrice de covariance en fonction des positions relatives de la fenêtre d'analyse.

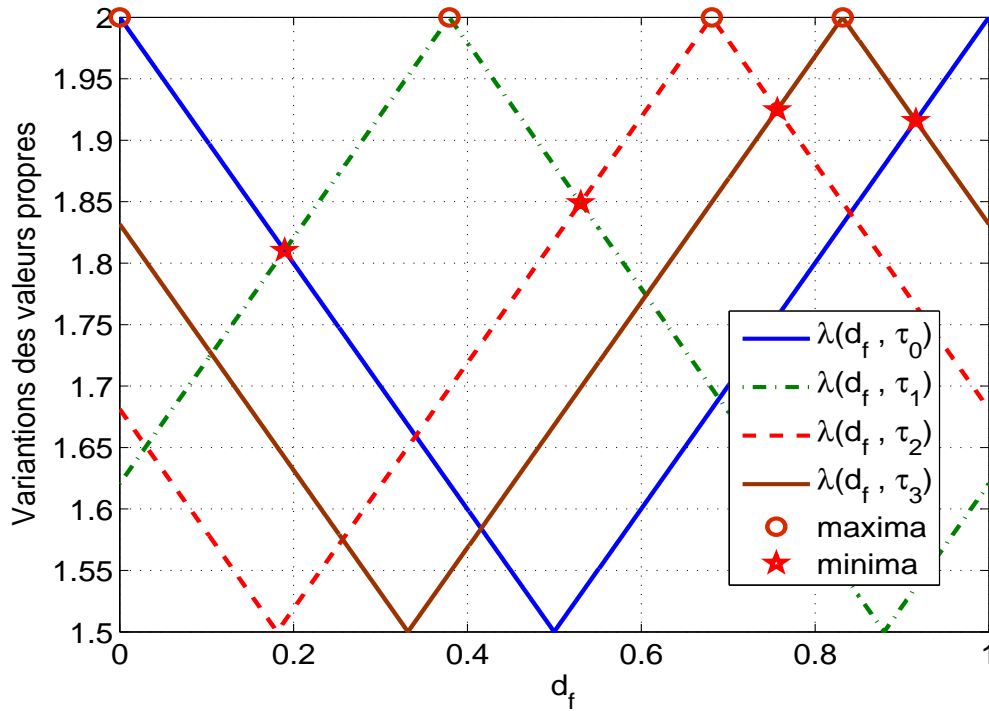


FIG. 5.10 – Evolution des valeurs propres prépondérantes  $\hat{\lambda}_n^0(d_f)$  et  $\hat{\lambda}_n^{-1}(d_f)$ ,  $N_u^i = 4$ .

### 5.4.3 Définition du critère MEVB

Puisque les deux valeurs propres  $\hat{\lambda}_n^0(d_f)$  et  $\hat{\lambda}_{n+1}^{-1}(d_f)$  associées respectivement aux  $n^{\text{ième}}$  et  $(n+1)^{\text{ième}}$  utilisateurs varient en sens inverse suivant les positions relatives  $d_f$  de la fenêtre d'analyse dans chaque intervalle  $[\tilde{\tau}_n, \tilde{\tau}_{n+1}[$ , le critère de synchronisation aveugle MEVB consiste alors à retenir la plus grande des valeurs propres.

Mathématiquement, nous montrons alors que le critère de synchronisation aveugle MEVB se traduit par la fonction  $C$  suivante :

$$C(d_f) = \max_{\tilde{\tau}_n \leq d_f < \tilde{\tau}_{n+1}} \left\{ \hat{\lambda}_n^0(d_f), \hat{\lambda}_{n+1}^{-1}(d_f) \right\}, \quad n = 0, \dots, N_u^i - 1 \quad (5.55)$$

La figure 5.11, permet de mieux comprendre la définition du nouveau critère. En effet, pour  $d_f = \tilde{\tau}_0 = 0$ , la valeur propre associée à l'utilisateur pris comme référence des retards de transmission est maximale. Puis, en fonction du déplacement  $d_f$  de la fenêtre d'analyse, cette valeur décroît, la valeur propre associée à  $\tilde{\tau}_1$  quant à elle augmente et devient maximale pour  $d_f = \tilde{\tau}_1$ .

Puisque les valeurs propres maximales associées à deux utilisateurs consécutifs varient aussi en sens inverse, étudions alors les extrema du critère  $C$ .

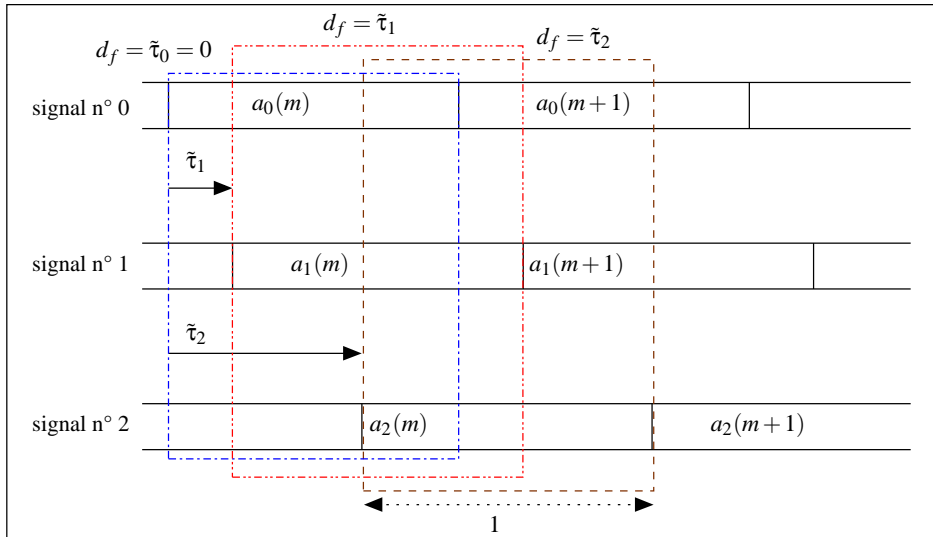


FIG. 5.11 – Positions relatives des signaux et de trois fenêtres d’observation en liaison montante,  $N_U^i = 3$ .

#### 5.4.4 Étude des extrema de la fonction $C$

Nous venons d’indiquer que les valeurs propres  $\hat{\lambda}_n^0(d_f)$  et  $\hat{\lambda}_{n+1}^{-1}(d_f)$  associées au  $n^{\text{ième}}$  utilisateur varient en sens inverse, ainsi que celles correspondant à deux utilisateurs consécutifs. Par conséquent, le point d’intersection des valeurs propres  $\hat{\lambda}_n^0(d_f)$  et  $\hat{\lambda}_{n+1}^{-1}(d_f)$  associées respectivement aux  $n^{\text{ième}}$  et  $(n+1)^{\text{ième}}$  utilisateurs, correspond au minimum local du critère dans l’intervalle  $[\tilde{\tau}_n \ \tilde{\tau}_{n+1}[$ .

En effet, pour toute translation  $d_f$  de la fenêtre d’analyse telle que  $\tilde{\tau}_n \leq d_f < \tilde{\tau}_{n+1}$ , nous avons :

$$\begin{cases} \hat{\lambda}_n^0(d_f) = 2 - \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle = 2 - d_f + \tilde{\tau}_n \\ \hat{\lambda}_{n+1}^{-1}(d_f) = 1 + \langle d_f - \tilde{\tau}_{n+1} \rangle = 1 + d_f - \tilde{\tau}_{n+1} + 1 = 2 + d_f - \tilde{\tau}_{n+1} \end{cases} \quad (5.56)$$

La relation (5.56) traduit le fait que pendant que la valeur propre  $\hat{\lambda}_n^0$  décroît en partant de sa valeur maximale en  $d_f = \tilde{\tau}_0 = 0$ , la valeur propre  $\hat{\lambda}_{n+1}^{-1}$  associée à l’utilisateur consécutif croît en partant de sa valeur minimale en  $d_f = \tilde{\tau}_0 = 0$ . Leur point d’intersection est donc un minimum local dans l’intervalle  $[\tilde{\tau}_n \ \tilde{\tau}_{n+1}[$ , cela se traduit par l’équation suivante :

$$\hat{\lambda}_n^0(d_f) = \hat{\lambda}_{n+1}^{-1}(d_f) \quad (5.57)$$

Après développement, les solutions de l’équation (5.57), notées  $d_{f_{0,n}}$ , sont :

$$\boxed{d_{f_{0,n}} = \frac{\tilde{\tau}_n + \tilde{\tau}_{n+1}}{2}, \quad n = 0, \dots, N_U^i - 1} \quad (5.58)$$

Puisque les fonctions  $\hat{\lambda}_n^0$  et  $\hat{\lambda}_{n+1}^{-1}$  sont des fonctions affines variant en sens inverse, leur intersection est unique. Donc le minimum local existe toujours et est unique. Par conséquent, il existe toujours un pic de

synchronisation au point d'abscisse  $d_f = \tilde{\tau}_n$ , puisque le critère est croissant dans chaque intervalle  $]d_{f_{0,n}} \quad \tilde{\tau}_n]$  et décroissant dans chaque intervalle  $[\tilde{\tau}_n \quad d_{f_{0,n+1}}]$ .

De plus, puisque les retards de transmission sont rangés par ordre croissant, les solutions  $d_{f_{0,n}}$  vérifient toujours la condition :  $\tilde{\tau}_n \leq d_{f_{0,n}} < \tilde{\tau}_{n+1}$ . En effet, pour tout  $n = 0, \dots, N_u^i - 2$ , nous avons :

$$\begin{cases} d_{f_{0,n}} - \tilde{\tau}_n = \frac{\tau_{n+1} - \tilde{\tau}_n}{2} > 0 \\ d_{f_{0,n}} - \tilde{\tau}_{n+1} = \frac{\tilde{\tau}_n - \tau_{n+1}}{2} < 0 \end{cases} \quad (5.59)$$

Pour  $n = N_u^i - 1$ , nous devons vérifier la condition :  $\tilde{\tau}_{N_u^i-1} \leq d_{f_{0,N_u^i-1}} < 1$ . Ecrivons alors les valeurs propres associées  $\hat{\lambda}_{N_u^i-1}^0$  et  $\hat{\lambda}_{N_u^i-1}^{-1}$  afin de déterminer  $d_{f_{0,N_u^i-1}}$  :

$$\begin{cases} \hat{\lambda}_{N_u^i-1}^0(d_f) = \tilde{\tau}_{N_u^i-1} - d_f + 1 \\ \hat{\lambda}_{N_u^i-1}^{-1}(d_f) = d_f \end{cases} \quad (5.60)$$

L'unique minimum local dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_{N_u^i-1} \quad 1[$  est donc  $d_{f_{0,N_u^i-1}} = \frac{1 + \tau_{N_u^i-1}}{2}$ . Nous vérifions ensuite que pour tout  $d_f$  tel que  $\tilde{\tau}_{N_u^i-1} \leq d_f < 1$ , nous avons toujours  $\tilde{\tau}_{N_u^i-1} \leq d_{f_{0,N_u^i-1}} < 1$  :

$$\begin{cases} d_{f_{0,N_u^i-1}} - \tilde{\tau}_{N_u^i-1} = \frac{1 - \tilde{\tau}_{N_u^i-1}}{2} > 0 \\ d_{f_{0,N_u^i-1}} - 1 = \frac{\tilde{\tau}_{N_u^i-1} - 1}{2} < 0 \end{cases} \quad (5.61)$$

Ainsi, avec le critère MEVB, la condition nécessaire et suffisante d'existence des pics de synchronisation est toujours satisfaite. De plus, les minima locaux  $d_{f_{0,n}}$  vérifient toujours la condition  $\tilde{\tau}_n \leq d_{f_{0,n}} < \tilde{\tau}_{n+1}$ . Donc, le critère MEVB est plus performant que le critère FSNB dans le sens où il n'est pas affecté par le masquage des pics de synchronisation. La figure 5.12 illustre le critère de synchronisation MEVB, où  $\tilde{\tau}_0 = 0$ ,  $\tilde{\tau}_1 = 0,3795$ ,  $\tilde{\tau}_2 = 0,6815$ ,  $\tilde{\tau}_3 = 0,832$ . L'équation (5.58) donne :  $d_{f_{0,0}} = 0,1897$ ,  $d_{f_{0,1}} = 0,5305$ ,  $d_{f_{0,2}} = 0,7565$ ,  $d_{f_{0,3}} = 0,916$ .

Nous pouvons donc voir sur la figure 5.12 où  $\tilde{\tau}_n$  est noté  $\tau_n$  que, quelle que soit la distribution des retards de transmission, il existe toujours des pics de synchronisation, contrairement au critère FSNB. Ainsi, leur nombre donne directement le nombre  $N_u^i$  d'utilisateurs interférents, et les  $N_u^i$  vecteurs propres associés aux valeurs propres maximales des matrices de covariance induites par la synchronisation successive des  $N_u^i$  utilisateurs, contiennent, aux effets du canal près, les séquences d'étalement, comme nous le montrerons dans le chapitre suivant.

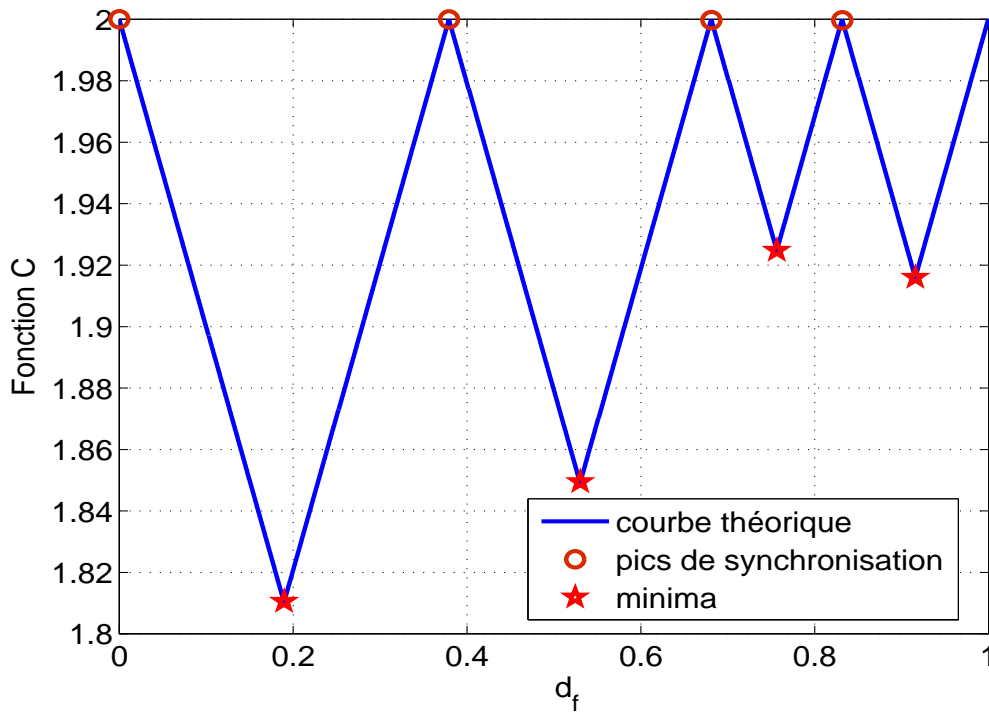


FIG. 5.12 – Fonction  $C$  traduisant le critère de synchronisation MEVB avec  $N_u^i = 4$ .

#### 5.4.5 Étude de la matrice de covariance après la synchronisation

Reprenons l'équation (5.2) de la matrice de covariance avant la synchronisation :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \left\{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (5.62)$$

L'équation (5.62) montre qu'avant la synchronisation, sous l'hypothèse que les séquences sont faiblement corrélées, la matrice de covariance possède  $2N_u^i$  vecteurs propres associés aux  $2N_u^i$  valeurs propres prépondérantes, et  $M - 2N_u^i$  valeurs propres équivalentes à la puissance du bruit, où  $M$  est le nombre total de valeurs propres. Lorsqu'on est synchronisé sur un utilisateur, par exemple sur l'utilisateur de référence, ce qui correspond à  $\alpha_0 = 0$ , la matrice de covariance devient :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \mathbf{v}_0 (\mathbf{v}_0)^* + \beta \sum_{n=1}^{N_u^i-1} \left\{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (5.63)$$

L'équation (6.2) montre que si un utilisateur est synchronisé, la matrice de covariance induite possède une valeur propre maximale associée au vecteur propre qui contient la séquence d'étalement correspondante,  $2(N_u^i - 1)$  valeurs propres prépondérantes dues aux intercorrélations partielles normalisées entre les séquences d'étalement, et  $M - 2N_u^i + 1$  valeurs propres égales en moyenne à la puissance du bruit, comme nous le montrerons dans la partie simulation.

Comme dans la section précédente, si les valeurs propres sont rangées dans l'ordre décroissant, le nombre de pics de synchronisation donne le nombre d'utilisateurs  $N_u^i$ . Puis, les  $N_u^i$  vecteurs propres associés aux  $N_u^i$  valeurs propres prépondérantes des  $N_u^i$  matrices de covariances induites par la synchronisation successive des  $N_u^i$  utilisateurs contiennent de l'information sur les séquences d'étalement utilisées à l'émission. Enfin, après avoir étudié le critère MEVB dans le cas général de la liaison montante, il est alors nécessaire de faire de même dans le cas particulier de la liaison descendante.

#### 5.4.6 Etude du critère MEVB en liaison descendante

La liaison descendante se modélise en posant  $\tilde{\tau}_n = 0$  pour tout  $n = 0, \dots, N_u^i - 1$ . Par soucis de clarté et de simplifications, partons de l'équation (5.56). Nous pouvons alors écrire, pour toute translation  $d_f$  de la fenêtre d'analyse telle que  $d_f \in [0, 1[$ , les relations suivantes :

$$\begin{cases} \hat{\lambda}_n^0(d_f) = 2 - d_f \\ \hat{\lambda}_n^{-1}(d_f) = 1 + d_f \end{cases} \quad (5.64)$$

L'équation (5.64) montre que dans le cas de la liaison descendante, les valeurs propres prépondérantes  $\hat{\lambda}_n^0$  décroissent toutes simultanément à partir de leur valeur maximale en  $d_f = 0$ , tandis les valeurs propres  $\hat{\lambda}_n^{-1}$  croissent toutes simultanément. Ces valeurs propres sont toutes égales au point noté  $d_{f_e}$ , et défini par  $d_{f_e} = \frac{1}{2}$ .

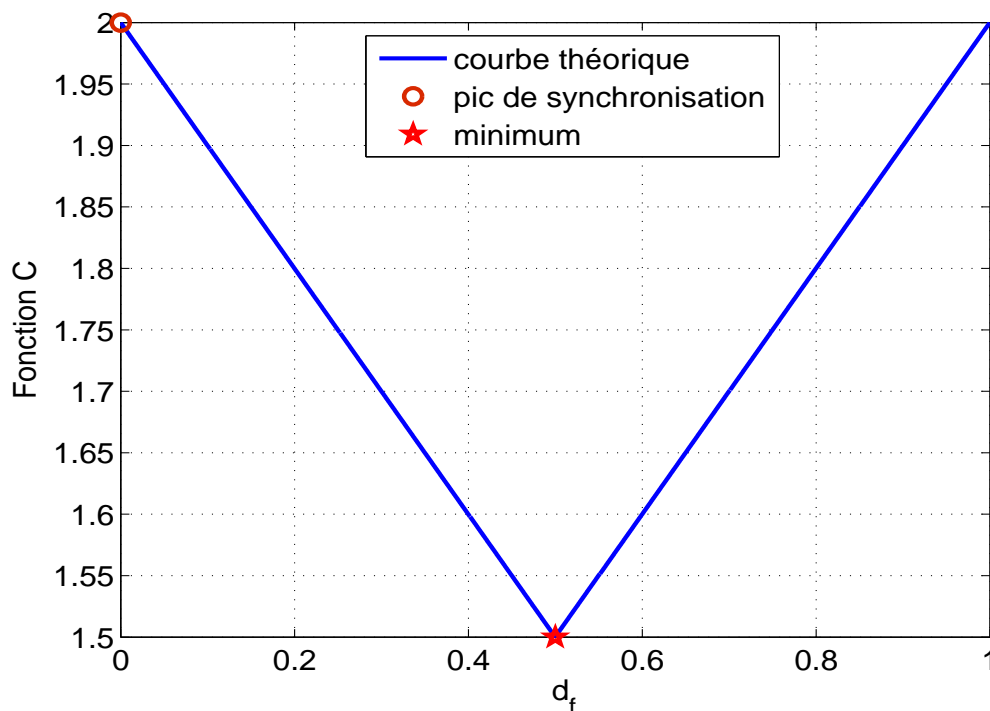


FIG. 5.13 – Fonction C traduisant le critère de synchronisation MEVB en liaison descendante,  $N_u^i = 4$ .

Puisque les valeurs propres prépondérantes  $\hat{\lambda}_n^0$  et  $\hat{\lambda}_n^{-1}$  sont des fonctions affines variant en sens inverse dans l'intervalle  $[0, 1[$ , il existe un unique minimum local en  $d_{fe}$ . Par conséquent, au point d'abscisse  $d_f = 0$ , il existe un maximum de la fonction  $C$ , ce qui correspond donc à un pic de synchronisation, comme représenté sur la figure 5.13. Cette figure montre qu'il existe un pic de synchronisation en  $d_f = 0$ . Nous retrouvons donc le même résultat que pour le critère FSNB en liaison descendante.

Ainsi, une fois tous les utilisateurs synchronisés, la matrice de covariance s'exprime comme dans l'équation (5.30). Elle possède alors  $N_U^i$  valeurs propres prépondérantes, ce qui correspond donc au nombre d'utilisateurs interférents dans le groupe  $i$ .

### 5.4.7 Conclusion partielle

Ainsi, contrairement au critère FSNB, le critère MEVB est aussi performant en liaison montante qu'en liaison descendante car il ne souffre pas du phénomène de masquage des pics de synchronisation : il existe toujours des pics de synchronisation. Par conséquent, le nombre de pics de synchronisation en liaison montante, et le nombre de valeurs propres maximales de la matrice de covariance après la synchronisation en liaison descendante, donnent directement le nombre  $N_U^i$  d'utilisateurs interférents dans le groupe  $i$ .

Enfin, puisque nous avons montré dans la section 5.2 précédente que le critère FSNB est affecté par le masquage des pics de synchronisation, excepté dans le cas où les retards de transmissions sont équirépartis, il est donc nécessaire de le comparer au critère MEVB.

## 5.5 Comparaison des deux critères de synchronisation

Dans cette section, nous allons comparer performances théoriques des deux critères, puis, dans la section suivante, nous comparerons leurs performances simulées. Pour cela, et pour une meilleure compréhension, cette étude s'effectue suivant le sens de la transmission.

### 5.5.1 Etude en liaison montante

Nous avons montré qu'en liaison montante, sans hypothèses sur la distribution des retards de transmission  $\tilde{\tau}_j$ ,  $j = 0, \dots, N_U^i - 1$ , le critère FSNB est limité par le masquage de pics, sauf lorsque l'écart inter-retards est constant. Aussi, comparons-nous les deux critères dans ces deux cas de figure en liaison montante.

### Comparaison dans le cas où les retards $\tilde{\tau}_j$ sont aléatoires

Réécrivons la condition nécessaire et suffisante d'existence des pics de synchronisation :

$$\frac{j}{N_u^i} + \left( \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right) < \tilde{\tau}_j < \frac{j+1}{N_u^i} + \left( \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right), \quad j = 0, 1, \dots, N_u^i - 1 \quad (5.65)$$

Le but de cette étude est de déterminer si les courbes traduisant ces deux critères présentent des pics lorsque les retards de transmission  $\tilde{\tau}_j$  sont aléatoires. Dans la section 5.2, nous avons prouvé que si, et seulement si les positions  $d_{f_{0,j}}$  des minima locaux du critère  $F$  vérifient systématiquement :  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$ , alors la condition (5.65) est satisfaite, puisque le critère  $F$  est convexe dans chaque intervalle  $[\tilde{\tau}_j \quad \tilde{\tau}_{j+1}[$ .

Ainsi, une façon simple de vérifier l'existence des pics de synchronisation est d'étudier les positions des minima locaux des deux critères. Pour cela, reprenons leurs expressions :

$$\begin{cases} \frac{\partial F(d_f)}{\partial d_f} = 0 & \implies d_{f_{0,j}} = \frac{j+1}{N_u^i} + \left\{ \frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n - \frac{1}{2} \right\} & (1) \\ \hat{\lambda}_j^0(d_f) = \hat{\lambda}_{j+1}^{-1}(d_f) & \implies d_{f_{0,j}} = \frac{\tilde{\tau}_j + \tilde{\tau}_{j+1}}{2} & (2) \end{cases} \quad (5.66)$$

L'équation (5.66) (1) montre que les minima du critère FSNB dépendent à la fois de l'écart  $|\tilde{\tau}_j - \tilde{\tau}_{j+1}|$  entre deux retards consécutifs et de la moyenne de tous les retards  $\frac{1}{N_u^i} \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \tilde{\tau}_n$ . Cela peut donc entraîner un déplacement des minima  $d_{f_{0,j}}$  hors de l'intervalle  $[\tilde{\tau}_j \quad \tilde{\tau}_{j+1}[$ , pour  $j$  quelconque, même si les déplacements possibles  $d_f$  de la fenêtre d'analyse sont restreints dans l'intervalle  $[\tilde{\tau}_j \quad \tilde{\tau}_{j+1}[$ . Par conséquent, la condition (5.65) peut ne pas être satisfaite, donc il peut ne pas exister de pics de synchronisation en  $d_f = \tilde{\tau}_j$ , comme illustré sur la figure 5.14, avec  $\tilde{\tau}_0 = 0$ ,  $\tilde{\tau}_1 = 0,0448$ ,  $\tilde{\tau}_2 = 0,068$ ,  $\tilde{\tau}_3 = 0,3853$ , et donc  $d_{f_{0,0}} = \langle -0, 1255 \rangle = 0,8745$ ,  $d_{f_{0,1}} = 0,1245$ ,  $d_{f_{0,2}} = 0,3745$ ,  $d_{f_{0,3}} = 0,6245$ .

Par contre, pour le critère MEVB, l'équation (5.66) (2) montre que les minima  $d_{f_{0,j}}$  ne dépendent que des décalages consécutifs. Puisque l'intervalle  $[\tilde{\tau}_j \quad \tilde{\tau}_{j+1}[$  est continu et que les valeurs propres sont des fonctions affines, il existe toujours un minimum local unique dans l'intervalle considéré, et il existe toujours des pics de synchronisation en  $d_f = \tilde{\tau}_j$ , comme illustré sur la figure 5.15, obtenue avec les mêmes valeurs des retards de transmission, et nous avons :  $d_{f_{0,0}} = 0,0224$ ,  $d_{f_{0,1}} = 0,0564$ ,  $d_{f_{0,2}} = 0,2267$  et  $d_{f_{0,3}} = 0,6927$ .

Ainsi, le critère MEVB, en liaison montante est beaucoup plus robuste que le critère FSNB, dans le sens où il se souffre pas du phénomène de masquage de pics de synchronisation. Par conséquent, le critère MEVB permet de synchroniser tous les utilisateurs et de déterminer leur nombre, ce qui n'est pas toujours le cas avec le critère FSNB, comme illustré sur la figure 5.16.



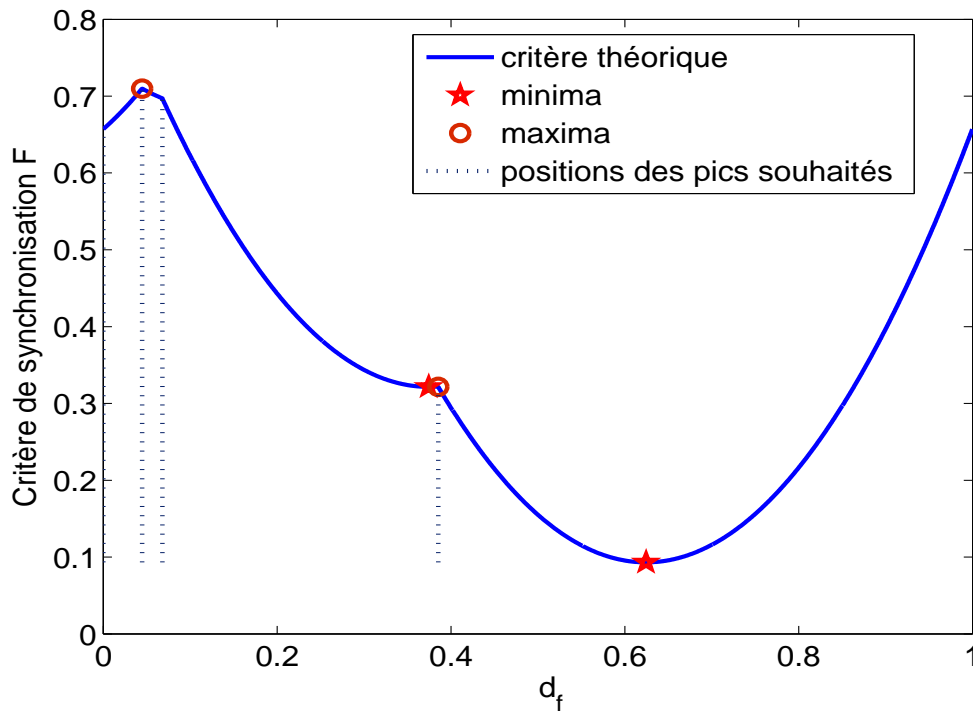


FIG. 5.14 – Critère de synchronisation FSNB en liaison montante : cas des retards  $\tilde{\tau}_j$  aléatoires avec  $N_u^i = 4$ .

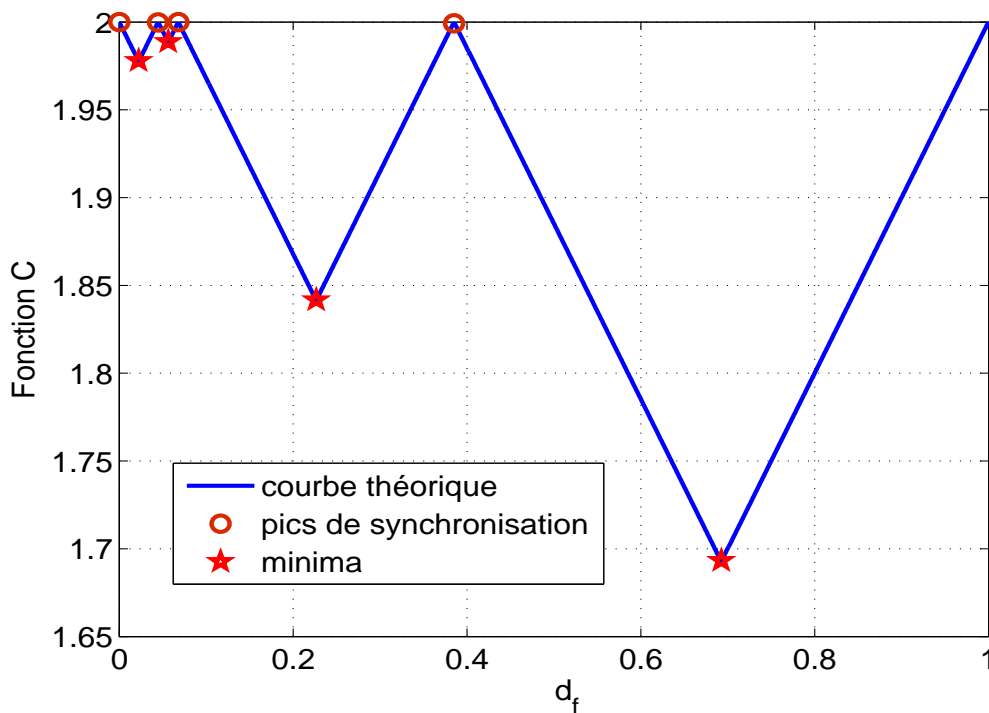


FIG. 5.15 – Fonction  $C$  traduisant le critère de synchronisation MEVB en liaison montante : cas des retards  $\tilde{\tau}_j$  aléatoires avec  $N_u^i = 4$ .

La figure 5.16, obtenue par simulation, montre que la probabilité de synchroniser tous les utilisateurs est quasi nulle lorsque le nombre d'utilisateurs augmente. En revanche, celle d'en intercepter environ la moitié

est très grande, mais elle diminue avec l'augmentation du nombre d'utilisateurs.

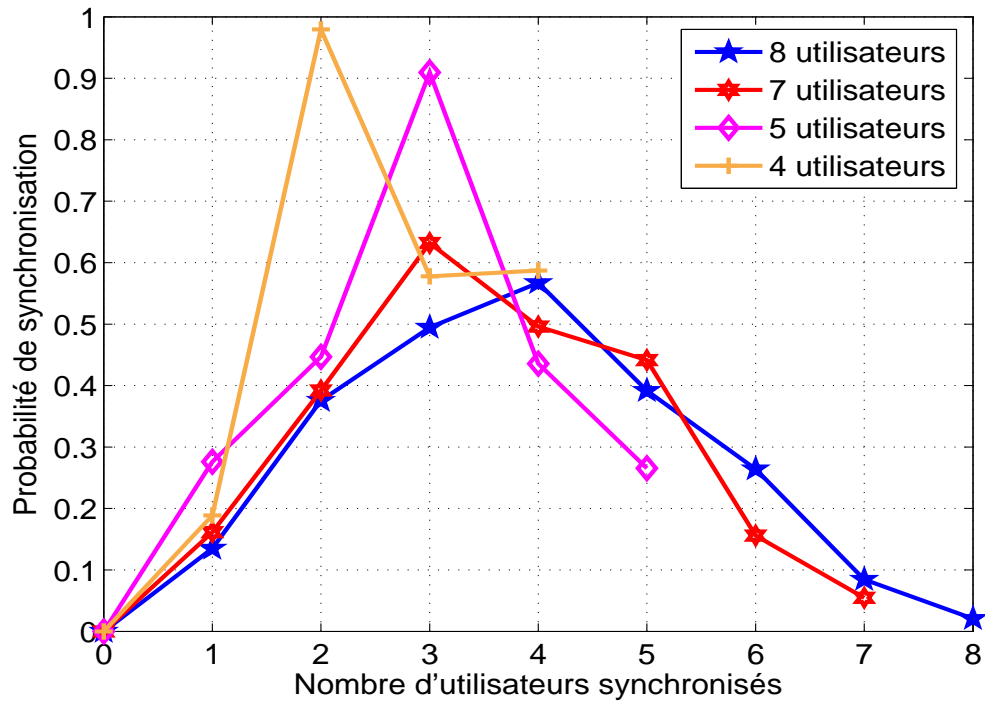


FIG. 5.16 – Probabilité de synchronisation avec le critère FSNB en liaison montante, avec  $N_u^i \in \{4, 5, 7, 8\}$ .

### Comparaison dans le cas où l'écart inter-retards est constant

Lorsque les retards de transmission sont équirépartis, c'est-à-dire :  $\tilde{\tau}_j = \frac{j}{N_u^i}$ ,  $j = 0, \dots, N_u^i - 1$ , les minima des deux critères, pour tout  $\tilde{\tau}_j \leq d_f < \tilde{\tau}_{j+1}$ , ont la même abscisse :

$$d_{f_{0,j}} = \frac{2j+1}{2N_u^i} \quad (5.67)$$

Ces solutions vérifient :  $\tilde{\tau}_j \leq d_{f_{0,j}} < \tilde{\tau}_{j+1}$ . En effet, nous avons :

$$\begin{cases} d_{f_{0,j}} - \tilde{\tau}_{j+1} = -\frac{1}{2N_u^i} < 0 \\ d_{f_{0,j}} - \tilde{\tau}_j = \frac{1}{2N_u^i} > 0 \end{cases} \quad (5.68)$$

Ainsi, comme nous l'avons montré dans les parties précédentes, les maxima des critères FSNB et MEVB, sont des pics de synchronisation. Les deux critères sont donc équivalents lorsque l'écart inter-retards de transmission sont équirépartis, comme illustré sur la figure 5.17.

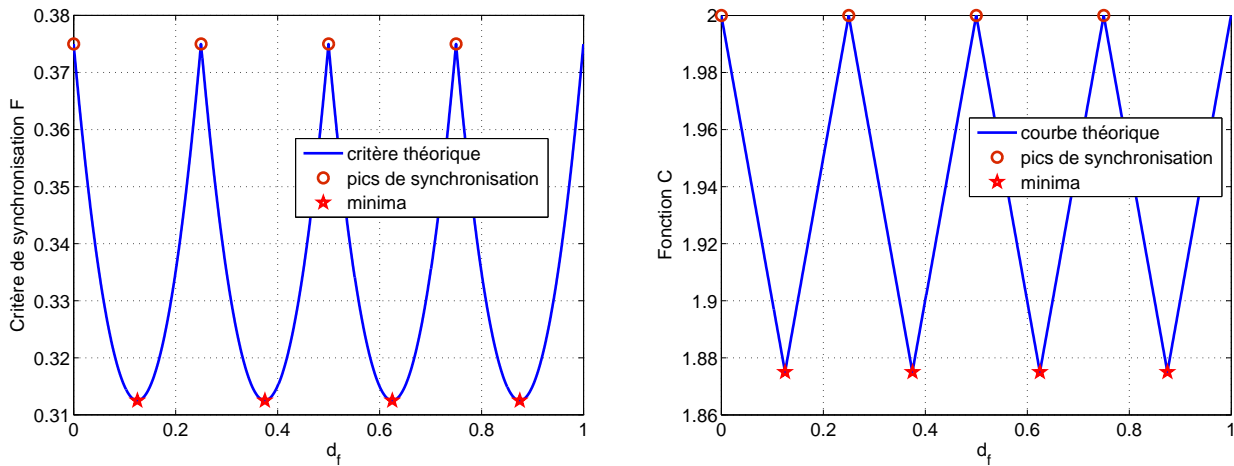


FIG. 5.17 – Courbes représentant les critères FSNB et MEVB : cas de l'écart inter-retards constant avec  $N_u^i = 4$ .

### 5.5.2 Etude en liaison descendante

Nous avons montré dans les parties précédentes que l'unique minimum dans l'intervalle  $[0 \ 1[$  pour chacun des deux critères en liaison descendante possède la même abscisse et appartient aussi à l'intervalle  $[0 \ 1[$  :

$$d_{f_{0,j}} = \frac{1}{2} \quad (5.69)$$

Par conséquent, et d'après les résultats précédents, l'extrémité de l'intervalle  $[0 \ 1[$  est un pic de synchronisation, comme le montre la figure 5.18.

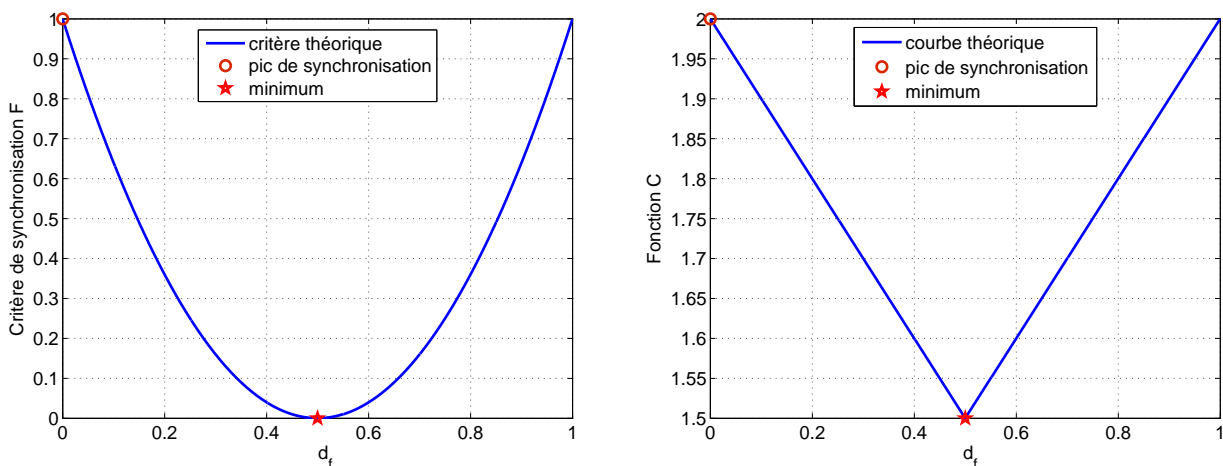


FIG. 5.18 – Courbes représentant les critères FSNB et MEVB : cas de la liaison descendante avec  $N_u^i = 4$ .

### 5.5.3 Conclusion partielle

Ainsi, dans le cas général de la liaison montante, le critère MEVB est beaucoup plus robuste que le critère FSNB, car il ne souffre pas du masquage des pics de synchronisation, dont le nombre correspond au

nombre d'utilisateurs interférents. Toutefois, lorsque l'écart inter- retards de transmission est constant, ou dans le cas particulier de la liaison descendante, ces deux critères sont équivalents en terme de capacité de synchronisation.

Par ailleurs, le seul inconvénient de la méthode MEVB est l'augmentation sensible du temps de calcul, dû notamment à l'algorithme de la méthode de la puissance (détaillée dans l'annexe B) utilisé pour le calcul des valeurs propres maximales. Enfin, puisqu'une comparaison théorique des deux critères a été faite dans cette partie, dans la section 5.6 suivante, leurs performances simulées le sont également.

## 5.6 Résultats de simulation

Les simulations ont été effectuées sur 200 tirages pour chaque  $RSB_{in}$  et pour chaque critère. Les symboles et les séquences sont les mêmes pour chaque critère afin de comparer leurs performances. Les autres paramètres de simulation sont :  $N_u^i = 4$  signaux étalés par des séquences complexes de GOLD de longueur  $L = 127$ . Le nombre d'échantillons traités est 131072, la fréquence d'échantillonnage  $F_e = 300$  MHz. Le facteur de suréchantillonnage est de 3 (donc 3 échantillons représentent un chip de la séquence). La fréquence chip  $F_c$  est égale à 150 MHz, le nombre de fenêtre d'analyse est 438, de durée  $T_F = T_s = 0,846 \mu s$ , la période symbole estimée lors de la phase de détection. Les signaux sont des QPSK de durée  $750 \mu s$ . Les décalages arbitraires suivants ont été introduits :  $\alpha_0 = 0,3228$ ,  $\alpha_1 = 0,4226$ ,  $\alpha_2 = 0,7533$ ,  $\alpha_3 = 0,9423$ . Rappelons la définition du  $RSB_{in}$  dans le cas multi-utilisateurs :

$$RSB_{in} = \frac{\mathcal{P}_{moy}}{\mathcal{P}_b + (N_u^i - 1)\mathcal{P}_{moy}} \quad (5.70)$$

où chaque signal est reçu avec la même puissance moyenne  $\mathcal{P}_{moy}$ , et  $\mathcal{P}_b$  est la puissance du bruit. Pour les raisons exposées dans le chapitre précédent, nous calculons la matrice  $\mathcal{R}$  de taille double contenant toutes les matrices de covariance induites par les différents décalages de la fenêtre d'analyse, comme illustré sur la figure 5.19. Cette matrice met bien en évidence les différentes matrices de covariance représentées par les zones les plus énergétiques. De plus, à cause des décalages des fenêtres d'analyse, chaque matrice de covariance contient des informations sur l'ensemble des signaux.

La figure 5.20 représente les valeurs propres de la matrice de covariance rangées par ordre décroissant, avant la synchronisation. Conformément à la théorie, il y a bien  $2N_u^i$  valeurs propres prépondérantes, et les autres valeurs propres correspondent en moyenne à la puissance du bruit.

En se déplaçant sur la diagonale de la matrice  $\mathcal{R}$ , nous calculons par l'une ou l'autre des méthodes, les valeurs des décalages pour lesquelles les matrices induites par les décalages fournissent des pics du critère.

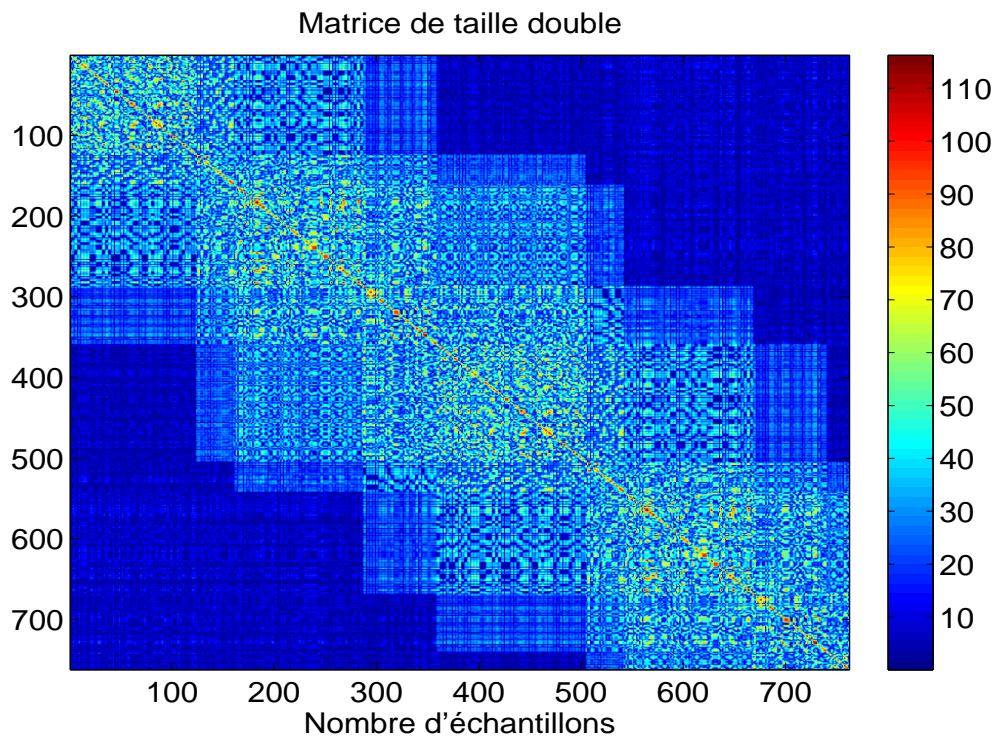


FIG. 5.19 – Matrice de covariance  $\mathcal{R}$  de taille double,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

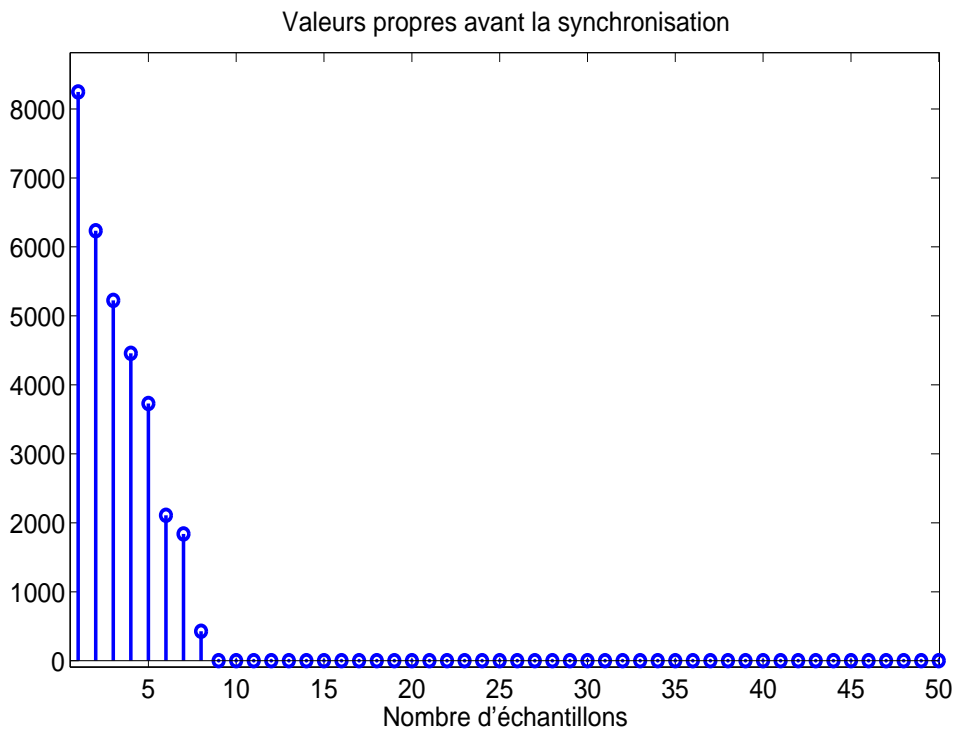


FIG. 5.20 – 50 premières valeurs propres de la matrice  $\mathbf{R}$  avant la synchronisation,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

Cela permet par la suite d'extraire la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  induite par la synchronisation de l'un des utilisateurs. Les courbes des critères de synchronisation FSNB et MEVB obtenues sont représentées sur les figures 5.21 et 5.22, respectivement.

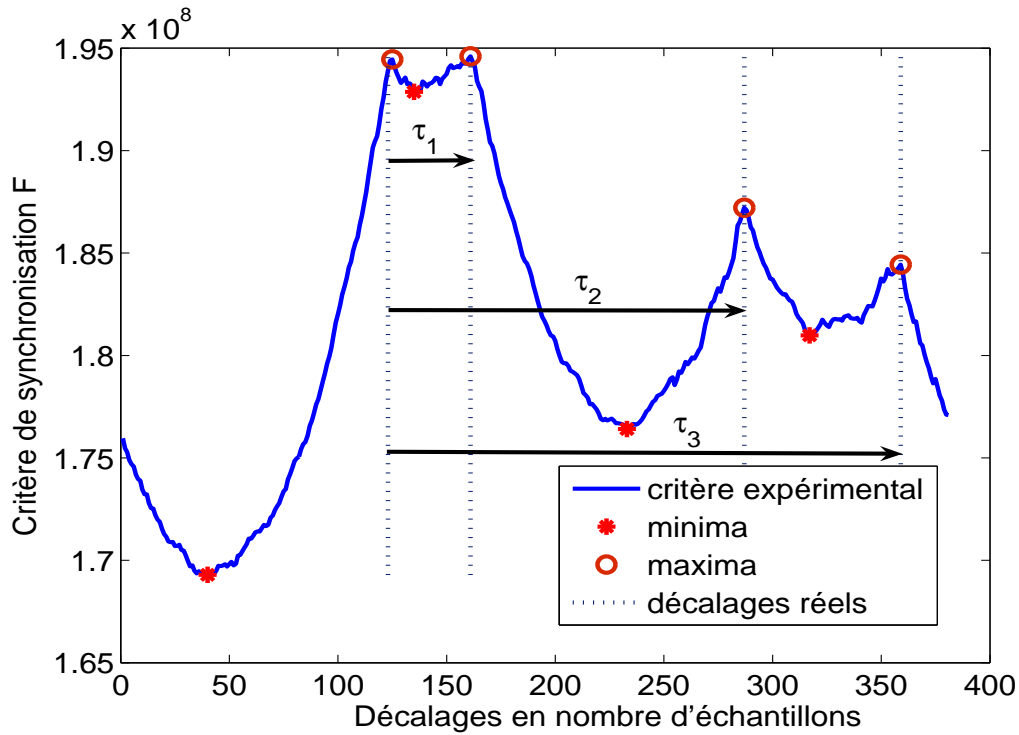


FIG. 5.21 – Critère de synchronisation FSNB,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

Comme nous pouvons le voir sur la figure 5.22, les pics de synchronisation sont mieux marqués avec le critère MEVB qu'avec le critère FSNB, illustré sur sur la figure 5.21. Puisqu'il y a 4 pics de synchronisation, alors le nombre d'utilisateurs interférents est  $N_u^i = 4$ . A partir de l'un ou l'autre critère, nous pouvons estimer les retards de transmission entre les différents utilisateurs, qui correspondent aux écarts entre les positions des pics de synchronisation sur une période symbole.

En tenant compte du facteur de suréchantillonnage, nous obtenons pour le critère FSNB, représenté sur la figure 5.21 :  $\hat{\alpha}_0 \approx 0,3281$ ,  $\hat{\alpha}_1 = 0,4226$ ,  $\hat{\alpha}_2 = 0,7533$  et  $\hat{\alpha}_3 = 0,9449$ . Puisque les retards de transmission et les décalages sont supposés rangés dans l'ordre croissant, le premier pic, donc pour  $\hat{\alpha}_0$ , correspond à l'utilisateur de référence. Par conséquent, nous avons :  $\hat{\tau}_1 = 0,0999$ ,  $\hat{\tau}_2 = 0,4252$ , et  $\hat{\tau}_3 = 0,6221$ .

Avec le critère MEVB représenté sur la figure 5.22, nous obtenons pour les décalages :  $\hat{\alpha}_0 = 0,3228$ ,  $\hat{\alpha}_1 = 0,4226$ ,  $\hat{\alpha}_2 = 0,7533$ ,  $\hat{\alpha}_3 = 0,9423$  ; et pour les retards de transmission :  $\hat{\tau}_1 = 0,0998$ ,  $\hat{\tau}_2 = 0,4252$ , et  $\hat{\tau}_3 = 0,6142$ . D'ailleurs, dans cette configuration, l'erreur quadratique moyenne (EQM) d'estimation de l'ensemble des pics, commise avec le critère MEVB (EQM=  $1,7 \cdot 10^{-6}$ ) est beaucoup plus faible que

celle commise avec le critère FSNB ( $EQM = 2,2 \cdot 10^{-3}$ ). Ce qui confirme les résultats théoriques. Nous présenterons dans la suite les performances des deux critères en fonction du rapport signal sur bruit.

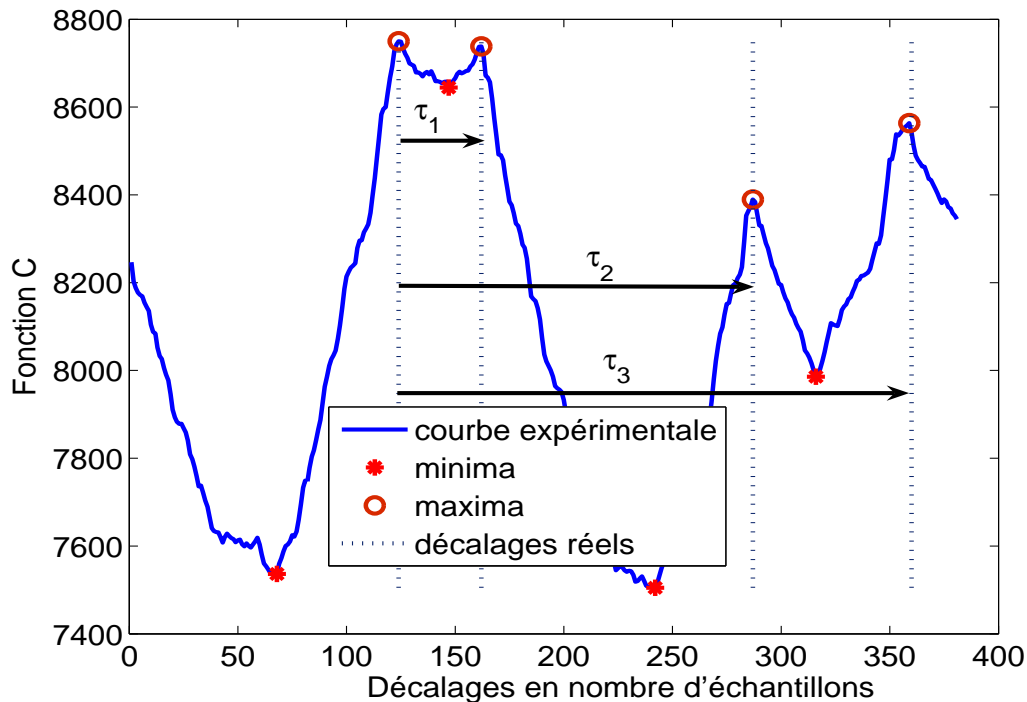


FIG. 5.22 – Fonction  $C$  traduisant le critère de synchronisation MEVB,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -5$  dB.

Connaissant les valeurs estimées des décalages, nous pouvons extraire de la matrice de taille double  $\mathcal{R}$ , les matrices de covariance  $\mathbf{R}$  induites, comme représentées sur la figure 5.23 par des rectangles. Le résultat obtenu est illustré sur la figure 5.24 qui représente l'une des matrices de covariance  $\mathbf{R}$  lorsqu'un utilisateur est synchronisé.

La figure 5.25 met bien en évidence  $2N_u^i - 1$  valeurs propres prépondérantes dont la plus grande correspond au vecteur propre qui contient la séquence utilisée à l'émission pour étaler le signal synchronisé. Les  $2N_u^i - 2$  autres valeurs propres sont dues aux autres utilisateurs. Puis, nous faisons de même avec les autres matrices induites par la synchronisation des autres utilisateurs.

A la fin de ce processus, nous obtenons  $N_u^i$  vecteurs propres associés aux plus grandes valeurs propres de chaque matrice de covariance induite par la synchronisation d'un utilisateur. Ainsi, nous avons, aux effets du canal de transmission près, les  $N_u^i$  vecteurs propres contenant les  $N_u^i$  séquences utilisées à l'émission pour étaler les signaux interférents. La phase d'estimation des séquences et des symboles, qui fait l'objet du prochain chapitre peut alors être mise en œuvre. Toutefois, afin de vérifier les résultats théoriques et donc de comparer expérimentalement les performances des deux critères de synchronisation, nous avons effectué plusieurs tests, dans divers cas de figures et en fonction du rapport signal sur bruit.

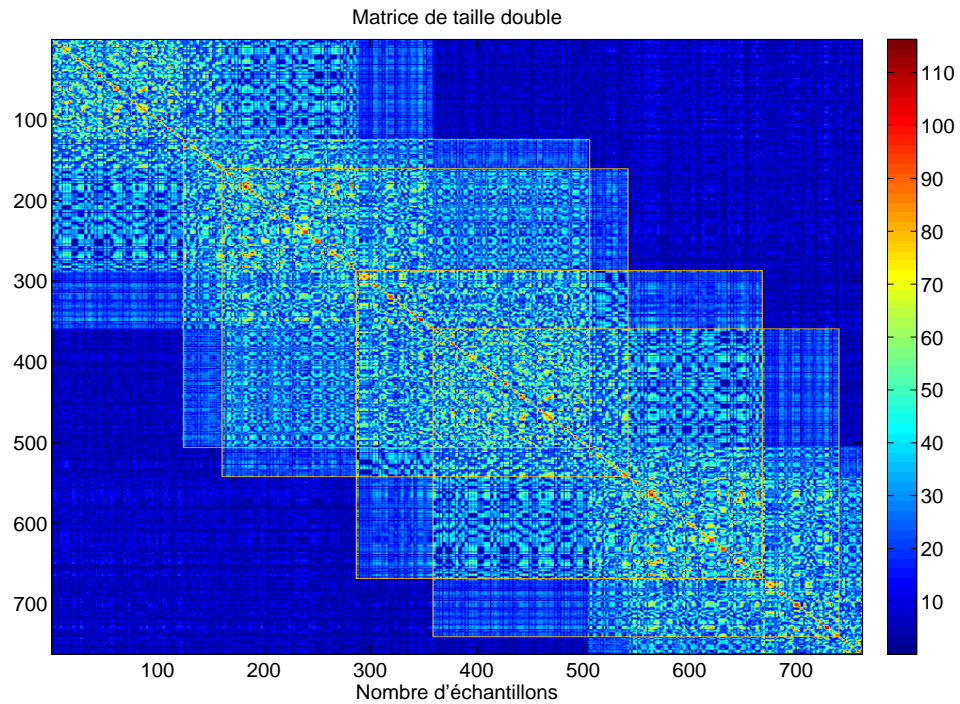


FIG. 5.23 – Matrices  $\mathbf{R}$  induites par la synchronisation des utilisateurs,  $RSB_{in} = -5 \text{ dB}$ .

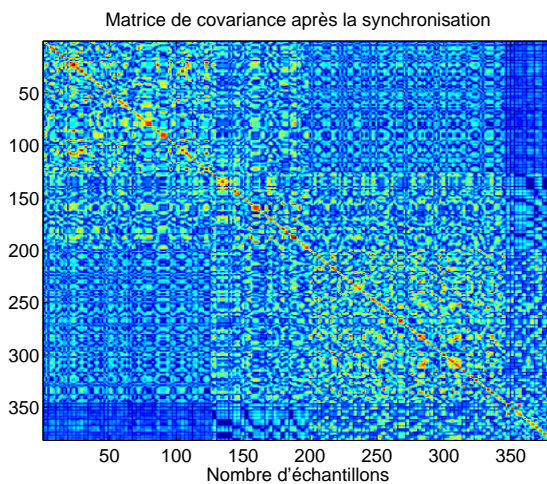


FIG. 5.24 – Matrice  $\mathbf{R}$  lorsqu'un utilisateur est synchronisé,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -5 \text{ dB}$ .

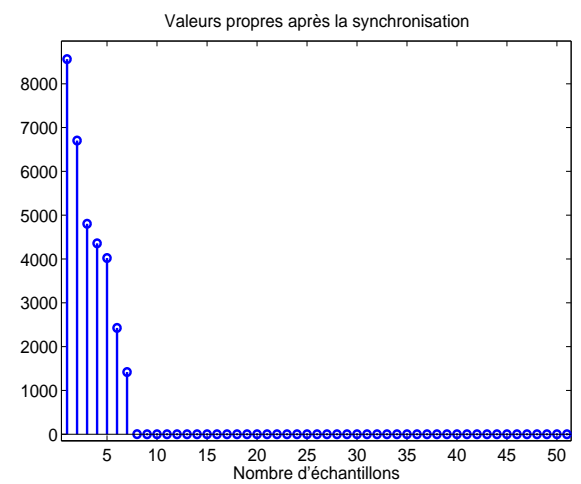


FIG. 5.25 – 50 premières valeurs propres de la matrice  $\mathbf{R}$  après la synchronisation,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -5 \text{ dB}$ .

La figure 5.26 représente l'écart-type entre les positions estimées de tous les pics de synchronisation et celles des pics réels. Nous pouvons voir que pour des  $RSB_{in}$  très faibles,  $-14$  et  $-12 \text{ dB}$ , l'écart-type est relativement faible, il est néanmoins plus faible pour le critère MEVB que pour le critère FSNB. Pour des  $RSB_{in}$  plus grands, mais toujours négatifs, nous constatons que l'écart-type est très faible pour les deux critères, mais encore plus faible avec le critère MEVB. Pour  $RSB_{in} = -5 \text{ dB}$ , c'est-à-dire, lorsque seul le bruit dû aux autres utilisateurs intervient, l'écart-type est  $\approx 1,9724 \cdot 10^{-5}$  avec le critère FSNB et  $\approx 6,558 \cdot 10^{-6}$  avec le critère MEVB. Donc, bien que les deux critères de synchronisation soient très performants, en



terme d'écart-type moyen entre les positions estimées de tous les pics de synchronisation et celles des pics réels, le critère MEVB est beaucoup plus robuste que le critère FSNB, ce qui est conforme aux résultats théoriques.

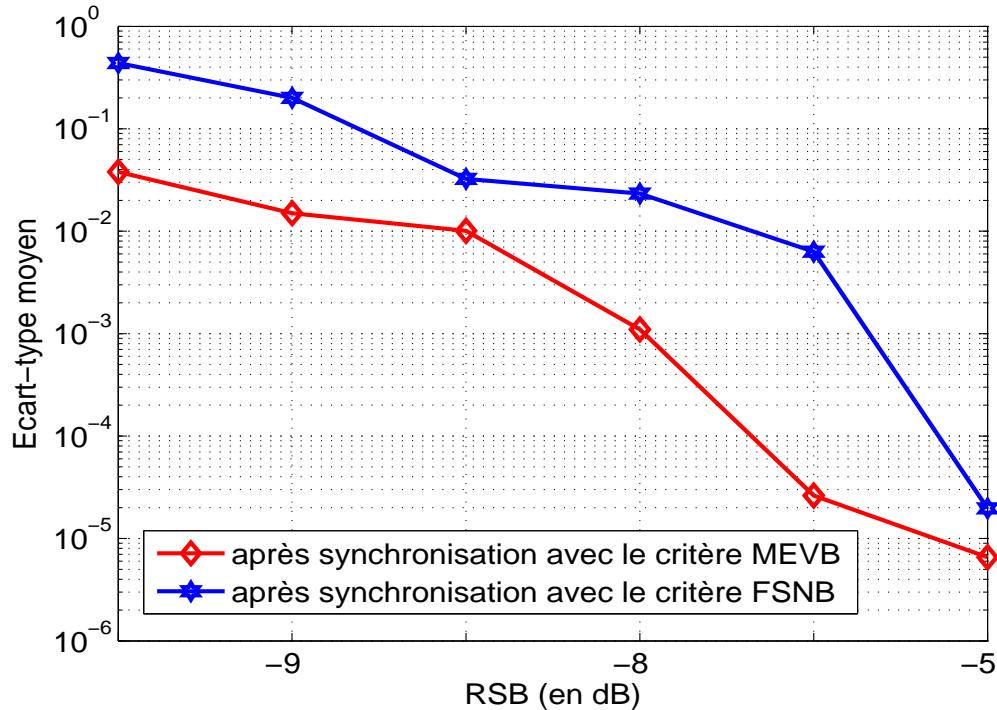


FIG. 5.26 – Ecart-type entre les positions estimées de tous les pics de synchronisation et celles des pics réels, en fonction du  $RSB_{in}$ ,  $N_u^i = 4$ .

Intéressons-nous à la probabilité de synchronisation, donc de détection des pics de synchronisation. Les deux critères peuvent alors être comparés dans trois cas significatifs, représentés sur les figures 5.27, 5.28 et 5.29.

La figure 5.27 montre que la probabilité de détection de tous les pics de synchronisation, pour les deux critères, augmente avec le  $RSB_{in}$ . Toutefois, la probabilité de détection obtenue avec le critère MEVB est toujours supérieure à celle obtenue avec le critère FSNB. En effet, elle va de 0,1667 (à  $-14$  dB) à 0,685 (à  $-5$  dB) pour le critère MEVB, tandis qu'avec le critère FSNB, elle va de 0,0575 à 0,5817. De plus, à partir de  $-9$  dB, le critère MEVB permet de synchroniser tous les utilisateurs au moins cinq fois sur dix, tandis qu'il faut augmenter le  $RSB_{in}$  jusqu'à au moins  $-7$  dB pour obtenir le même résultat avec le critère FSNB. Ainsi, le critère MEVB est le plus robuste des deux. Puisque tous les pics de synchronisation sont détectés environ sept fois sur dix, ce qui constitue un résultat très important dans la mesure où aucune information a priori n'est nécessaire (seule la période symbole estimée lors de la phase de détection est connue à cette étape), examinons alors la probabilité de synchroniser au moins un utilisateur.

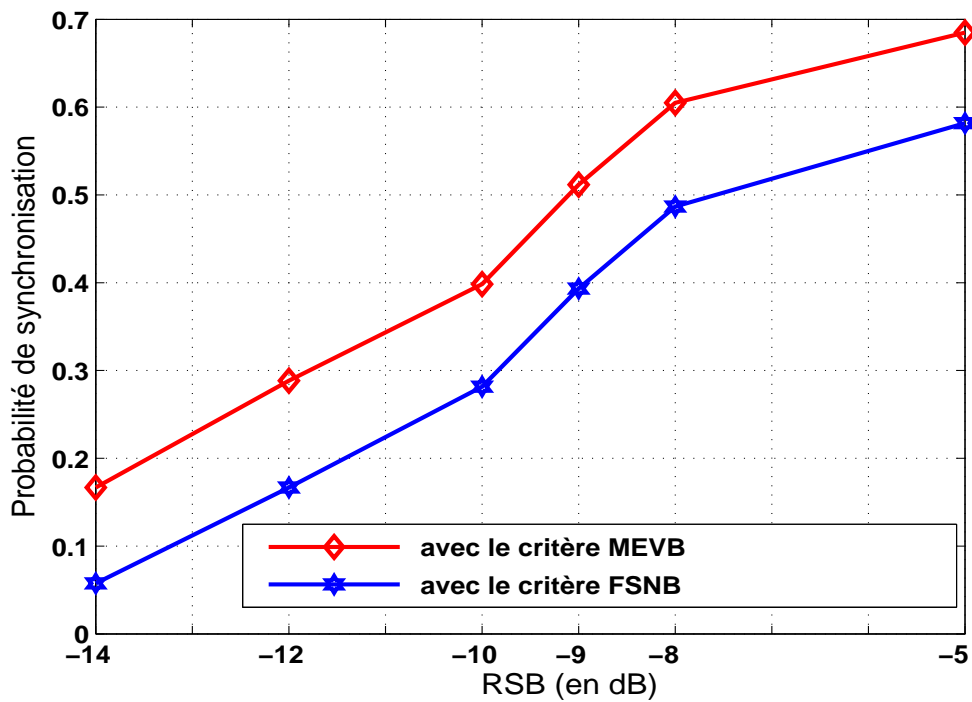


FIG. 5.27 – Probabilité de synchroniser tous les utilisateurs, en fonction du  $RSB_{in}$ ,  $N_u^i = 4$ .

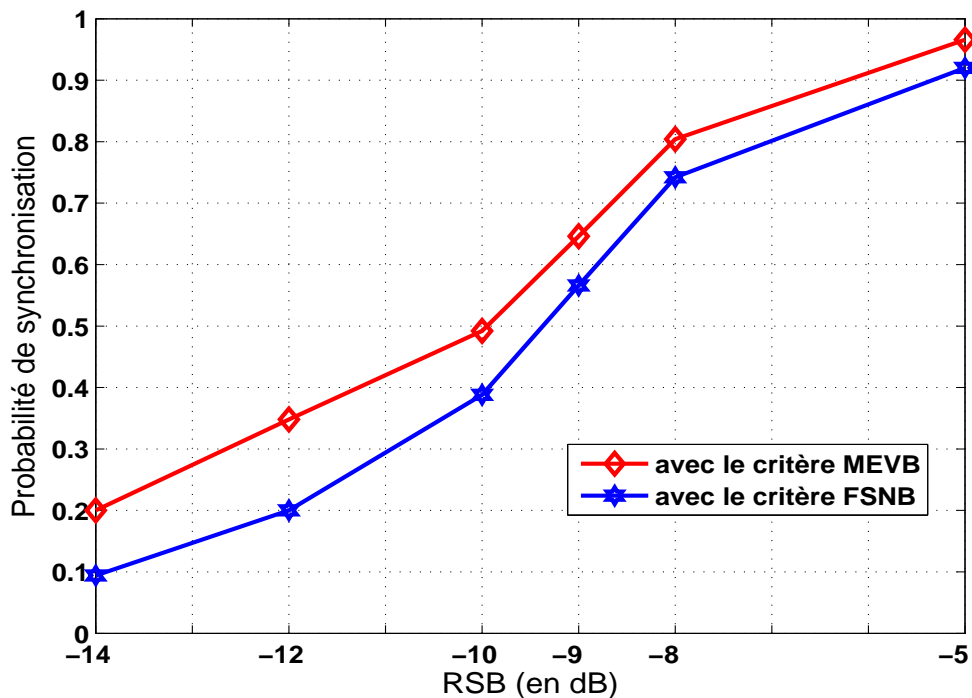


FIG. 5.28 – Probabilité de synchroniser au moins un utilisateur, en fonction du  $RSB_{in}$ ,  $N_u^i = 4$ .

La figure 5.28 illustre la dégradation de la probabilité de synchroniser au moins un utilisateur, pour les deux critères et à de très faibles  $RSB_{in}$ . Toutefois, cette probabilité à très faibles  $RSB_{in}$  (à  $-14$  dB, elle est

égale à 0,2 avec le critère MEVB et 0,1 avec le critère FSNB) est non négligeable compte tenu du contexte hostile dans lequel se situe ce travail, sachant aussi que pour des transmissions classiques le  $RSB_{in}$  est au moins égal à 9 dB. Pour des  $RSB_{in}$  élevés, cette probabilité augmente de façon très significative, et dépasse même 0,9 à  $-5$  dB avec les deux critères. Cependant, le critère MEVB présente de meilleures performances. En effet, cette probabilité va de 0,2 (à  $-14$  dB) à 0,966 (à  $-5$  dB) pour le critère MEVB, tandis qu'elle va de 0,094 (à  $-14$  dB) à 0,92 (à  $-5$  dB) pour le critère FSNB. Par ailleurs, cette probabilité, à  $-9$  dB, est quasiment égale à 0,5 pour le critère MEVB, mais elle est égale 0,4 pour le critère FSNB.

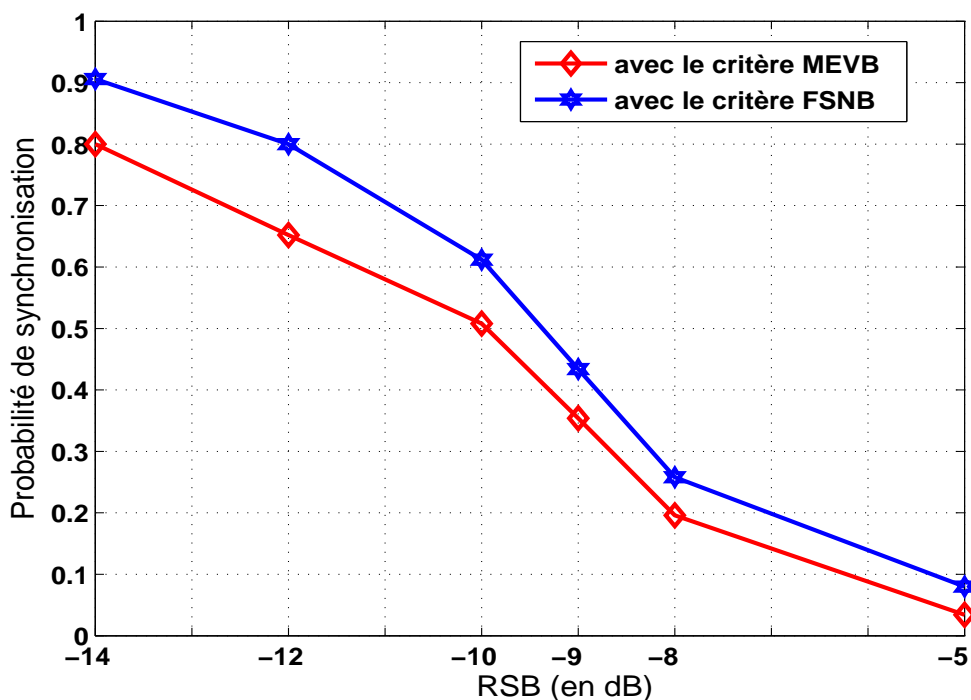


FIG. 5.29 – Probabilité de ne synchroniser aucun utilisateur, en fonction du  $RSB_{in}$ ,  $N_U^i = 4$ .

Par conséquent, le critère MEVB est une fois de plus le plus robuste des deux, en terme de probabilité de synchronisation d'au moins un utilisateur. Ce résultat nous amène donc à examiner la probabilité complémentaire, c'est-à-dire celle de ne détecter aucun pic de synchronisation.

La figure 5.29 montre que la probabilité de ne détecter aucun pic de synchronisation, pour les deux critères, est relativement élevée à de très faibles  $RSB_{in}$  ( $\approx 0,9$  pour le critère FSNB, et  $\approx 0,8$  pour le critère MEVB, à  $-14$  dB), mais diminue de façon significative lorsque le  $RSB_{in}$  augmente ( $\approx 0,08$  pour le critère FSNB, et  $\approx 0,034$  pour le critère MEVB, à  $-5$  dB). Ce qui confirme que le critère MEVB est le plus performant des deux. Pour obtenir le même résultat qu'avec le critère MEVB, il faut augmenter le  $RSB_{in}$  d'environ 0,5 dB. Au final, bien que les deux critères soient très performants dans l'ensemble, le critère MEVB est le plus robuste des deux car il permet d'avoir la plus faible probabilité de non synchronisation.

Enfin, dans le cas où certains pics de synchronisation sont masqués, nous utilisons l'algorithme PASTd-modifié afin de déterminer le nombre d'utilisateurs. Puisque chaque matrice  $\mathbf{R}$  induite par la synchronisation d'un signal contient de l'information sur les autres signaux, nous appliquons l'algorithme au signal construit comme décrit dans la sous-section 5.3.4.

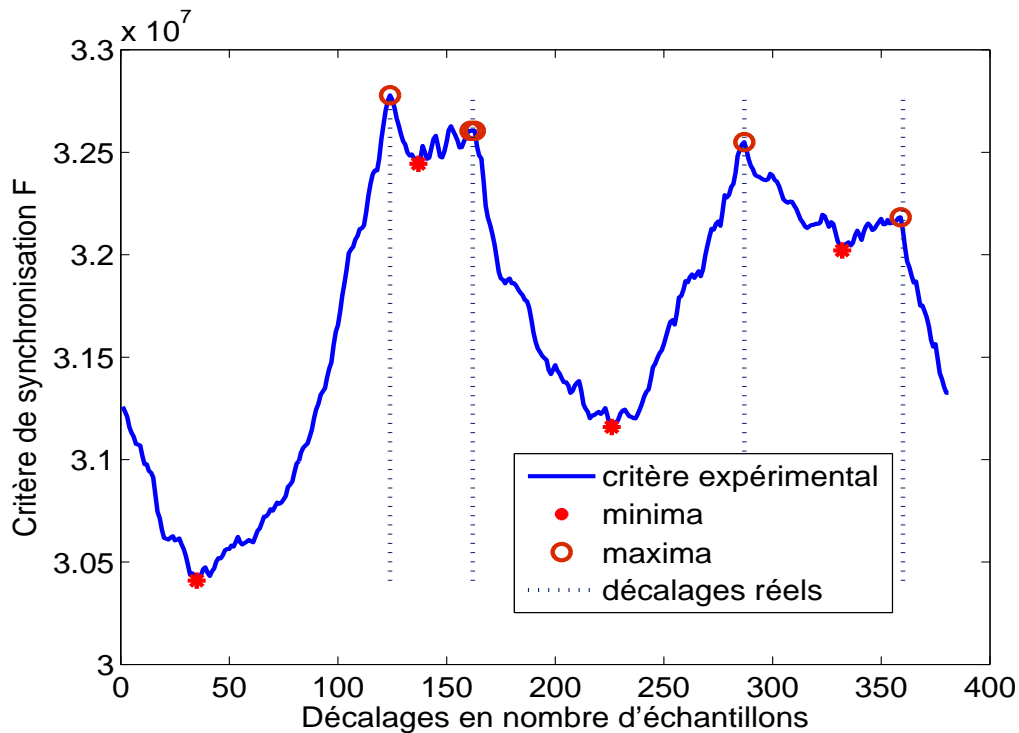


FIG. 5.30 – Critère FSNB : cas du masquage des pics de synchronisation,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -12$  dB.

La figure 5.30 représente le critère FSNB dans le cas où certains pics de synchronisation sont masqués. En effet, au point d'abscisse 162 il devrait y avoir un pic de synchronisation, cependant, l'algorithme de synchronisation en détecte deux, aux points d'abscisses 161 et 163 : le pic au point d'abscisse 162 n'est donc pas détecté. Le phénomène de masquage des pics de synchronisation engendre donc, dans le cas bruité, l'apparition de pics virtuels. Nous ne pouvons donc pas déterminer directement le nombre d'utilisateurs. Nous utilisons pour cela l'algorithme PASTd-modifié dont les résultats de simulation sont illustrés sur les figures 5.31, 5.32 et 5.33.

Les figures 5.31 et 5.32 donnent les critères d'AKAIKE (AIC) et MDL, respectivement, appliqués aux valeurs propres du signal estimées par l'algorithme PASTd-modifié. Sur les deux courbes 5.31 et 5.32, le minimum du critère est obtenu à la 4<sup>ème</sup> itération, donc le nombre d'utilisateurs  $N_u^i$  est égal à 4. En pratique, la connaissance du nombre d'utilisateurs permet d'estimer de nouveau les pics masqués.

La figure 5.33 représente la valeur propre maximale de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  lorsqu'un utilisateur est synchronisé. Nous constatons que, contrairement à un calcul classique de valeurs propres, l'algorithme

PASTd-modifié permet, grâce aux critères AIC ou MDL, d'extraire la valeur propre associée au vecteur propre qui contient l'information utile.

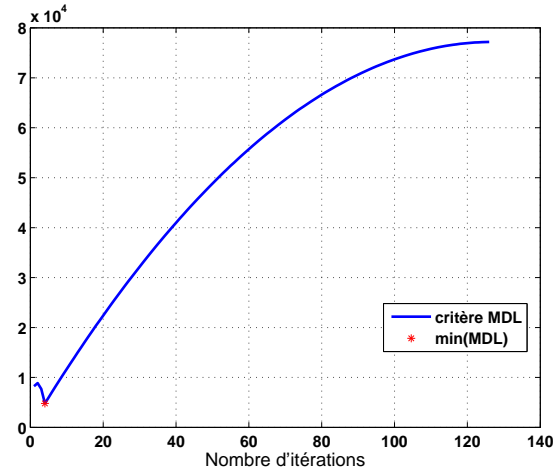
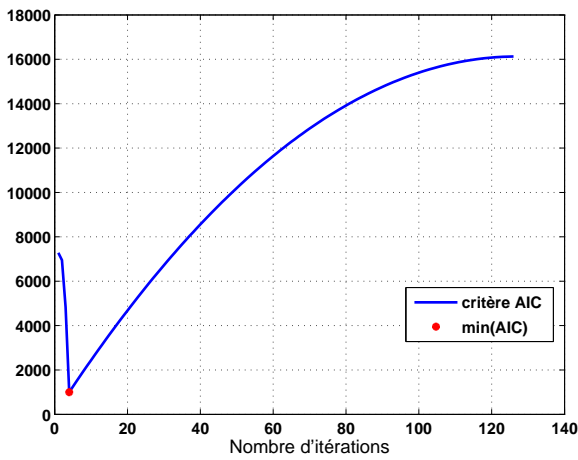


FIG. 5.31 – Critère AIC,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -12$  dB.

FIG. 5.32 – Critère MDL,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -12$  dB.

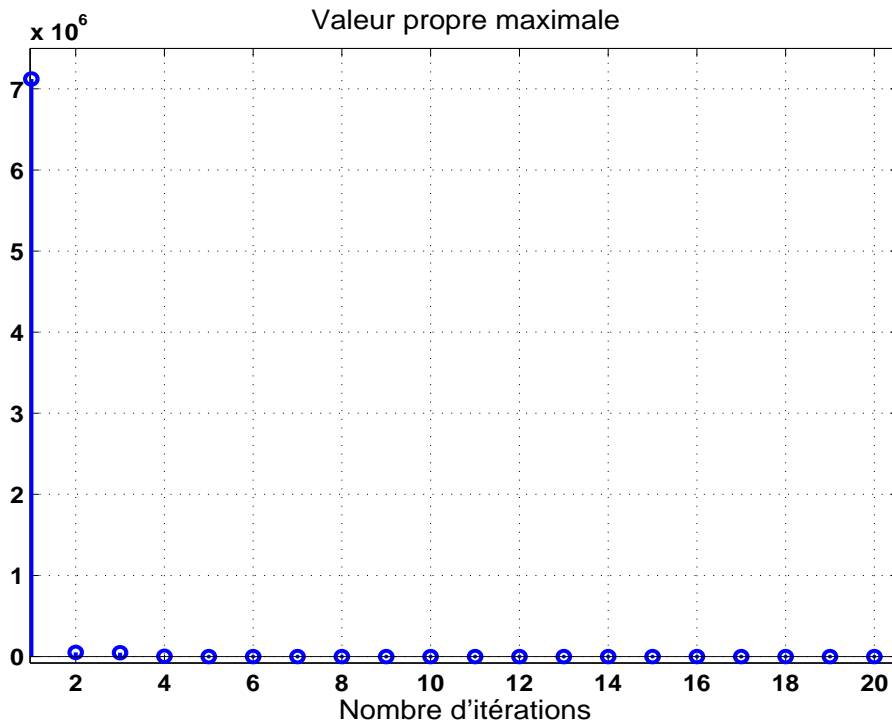


FIG. 5.33 – Valeur propre estimée avec l'algorithme PASTd-modifié,  $N_u^i = 4$ ,  $RSB_{in} = -12$  dB.

## 5.7 Conclusions

Ainsi, nous avons montré dans ce chapitre que la méthode de synchronisation basée sur la maximisation de la norme carrée de FROBENIUS (critère FSNB) pouvait être étendue au cas multi-utilisateurs. Cependant, de par sa définition même, le critère FSNB est limité par le phénomène de masquage des pics de

synchronisation, rendant difficile, voire impossible, la synchronisation de certains utilisateurs, ainsi que la détermination du nombre total d'utilisateurs transmettant au même débit.

Puis, nous avons étudié quelques méthodes de détection multi-utilisateurs utilisant l'algorithme PASTd pour la détermination du sous-espace signal et du nombre d'utilisateurs actifs. Cette étude nous a permis d'adapter l'algorithme PASTd à notre contexte d'étude. En effet, dans le cas où certains pics sont masqués, ce qui se produit si les retards de transmission sont très proches ou lorsque le bruit devient très important, cet algorithme permet de déterminer le nombre d'utilisateurs et ainsi de réestimer les pics masqués.

Par ailleurs, nous avons proposé une nouvelle méthode de synchronisation basée cette fois-ci sur la maximisation de la valeur propre dominante de chaque sous-matrice de covariance (critère MEVB), induite par les décalages de la fenêtre d'analyse. Ensuite, nous avons prouvé que le critère MEVB est robuste dans le sens où il n'est pas limité par le phénomène de masquage des pics de synchronisation.

Toutefois, nous avons montré que dans les cas particuliers de la liaison descendante et dans le cas où l'écart inter-retards de transmission est constant, les deux critères ont des performances similaires. Il n'y a pas de masquage de pics, donc tous les signaux peuvent être synchronisés et le nombre d'utilisateurs interférents déterminé.

Enfin, une fois les signaux interférents dans le même groupe de débit synchronisés, la phase d'estimation des séquences d'étalement et des symboles informatifs, qui constitue la dernière étape de l'identification et fait l'objet du prochain chapitre, peut alors être mise en œuvre.



## Chapitre 6

# Estimation des séquences d'étalement et des symboles

### 6.1 Introduction

L'estimation des séquences d'étalement et des symboles informatifs constitue donc la dernière étape de l'identification du signal multi-utilisateurs. Nous avons montré dans le chapitre précédent que la phase de synchronisation permet, entre autres, pour chaque signal interférent dans le groupe  $i$  d'utilisateurs transmettant au même débit, d'estimer le décalage entre le début d'un symbole entier et la fenêtre d'analyse. Par conséquent, pour chaque utilisateur du groupe  $i$ , nous calculons la matrice de covariance induite par sa synchronisation. Dans ce chapitre, nous montrerons que le vecteur propre dominant associé à la valeur propre dominante de chaque matrice de covariance après la synchronisation d'un utilisateur permet d'estimer la séquence utilisée à l'émission pour étaler l'utilisateur correspondant, et par la suite, de retrouver les symboles informatifs émis.

Toutefois, rappelons que cette phase n'est mise en œuvre qu'à condition que la phase précédente (synchronisation aveugle avec l'une ou l'autre des méthodes) se soit *correctement* déroulée. Comme le montrent les résultats de simulation, présentés dans le chapitre 5 précédent, la synchronisation est considérée *correcte* si l'erreur de détection des pics de synchronisation, en nombre d'échantillons, est inférieure au nombre d'échantillons par chip de la séquence d'étalement. Cette remarque trouvera toute son importance dans ce chapitre, surtout dans la sous-section 6.3.2 présentant les performances simulées. En effet, la probabilité de synchronisation avec le critère MEVB étant supérieure à celle obtenue avec le critère FSNB, les performances de ces deux critères ne seront comparées que dans les cas où la synchronisation sera considérée *correcte* avec ces deux critères (avec bien sûr les mêmes paramètres de simulations).



## 6.2 Description de la méthode d'estimation

L'estimation des séquences d'étalement s'effectue en plusieurs étapes. Pour une meilleure compréhension, et afin de ne pas alourdir inutilement ce document, nous ne détaillerons pas toutes les techniques d'algèbre linéaires mises en œuvre dans cette partie. Toutefois, et contrairement aux chapitres précédents, nous en illustrerons les principaux résultats au fur et à mesure du déroulement des différentes étapes de l'estimation.

### 6.2.1 Matrice de covariance après la synchronisation

Pour une meilleure compréhension, considérons le cas de  $N_u^i = 2$  utilisateurs en liaison montante, étalés chacun par une séquence complexe de GOLD de longueur  $L = 127$ . Les paramètres suivants sont utilisés pour la simulation : le nombre d'échantillons traités est 32768, la fréquence d'échantillonnage  $F_e = 200$  MHz, la fréquence chip  $F_c$  est égale à 40 MHz, le nombre de fenêtres d'analyse est 58 de durée  $T_F = T_s = 1,27 \mu\text{s}$ , la période symbole estimée lors de la phase de détection. Les signaux sont des QPSK de durée  $170 \mu\text{s}$ . Les décalages arbitraires suivants entre la fenêtre d'analyse et le début d'un symbole entier de chaque signal ont été introduits :  $\alpha_0 = 0,3228$  et  $\alpha_1 = 0,4226$ , et le  $RSB_{in} = -3$  dB.

Reprenons l'équation (5.2) du chapitre 5 qui donne l'expression de la matrice de covariance avant la synchronisation :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \sum_{n=0}^{N_u^i-1} \{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \} + \mathbf{I} \right\} \quad (6.1)$$

L'équation (6.1) montre qu'avant la synchronisation, sous l'hypothèse que les séquences sont faiblement corrélées entre elles, la matrice de covariance possède  $2N_u^i$  vecteurs propres associés aux  $2N_u^i$  valeurs propres prépondérantes, et  $M - 2N_u^i$  valeurs propres équivalentes à la puissance du bruit, où  $M$  est le nombre total de valeurs propres. Lorsqu'un utilisateur est synchronisé, par exemple l'utilisateur de référence, ce qui revient à poser  $\alpha_0 = 0$ , la matrice de covariance s'écrit :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \mathbf{v}_0 (\mathbf{v}_0)^* + \beta \sum_{n=1}^{N_u^i-1} \{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \} + \mathbf{I} \right\} \quad (6.2)$$

Comme dans le chapitre précédent, servons-nous de la figure 6.1 afin d'interpréter l'équation (6.2). Nous voyons donc que lorsque l'utilisateur de référence est synchronisé, c'est-à-dire pour  $\alpha_0 = 0$ , la fenêtre d'analyse est recalée sur le début d'un de ses symboles entiers.

Ainsi, lorsqu'un utilisateur est synchronisé, la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  possède une valeur propre maximale, dont le vecteur propre associé contient, aux effets du canal près, la séquence d'étalement, et  $M - 1$

valeurs propres égales en moyenne à la puissance du bruit, comme représenté sur la figure 6.2.

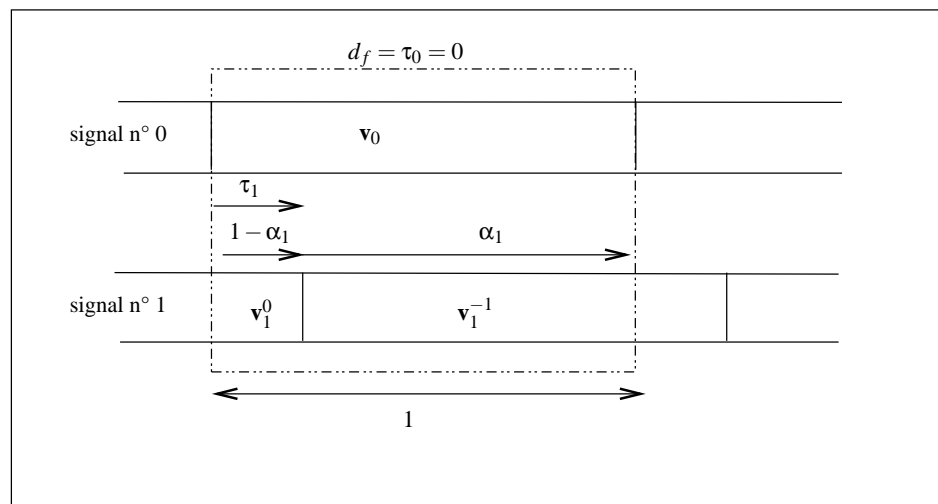


FIG. 6.1 – Position relative d’une fenêtre d’observation et de deux signaux après la synchronisation d’un signal,  $N_u^i = 2$ .

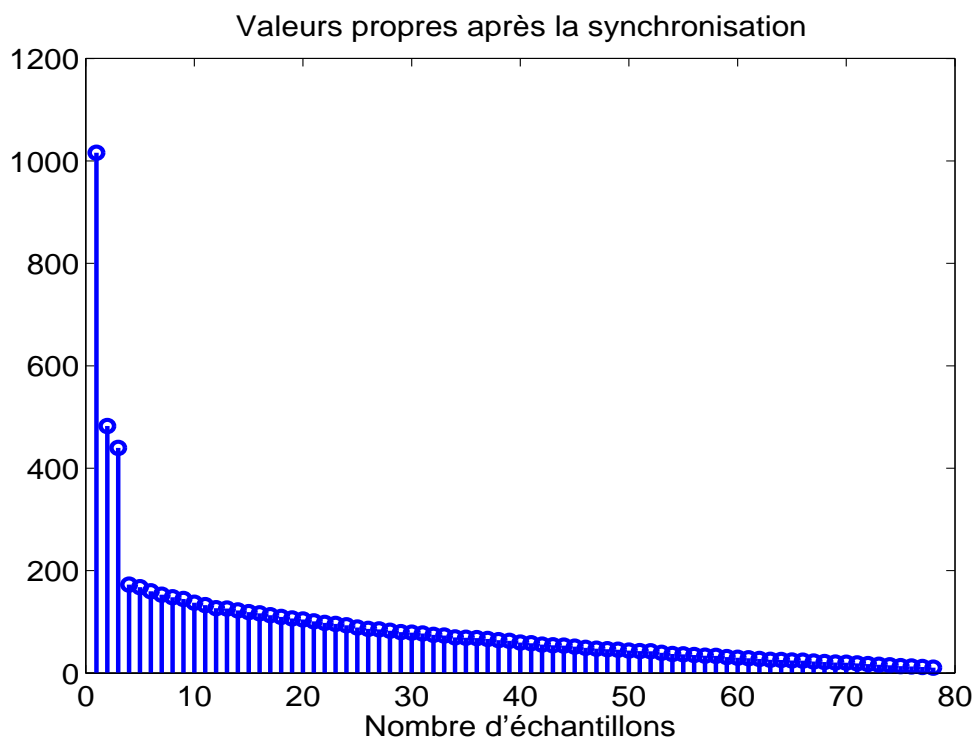


FIG. 6.2 – Valeurs propres de la matrice  $\mathbf{R}$  lorsqu’un utilisateur est synchronisé,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 127$ .

Pour une meilleure compréhension de la suite du chapitre, notons  $\mathbf{R}_\ell$  la matrice de covariance induite par la synchronisation du  $\ell^{\text{ième}}$  utilisateur du groupe  $i$ , et  $\mathbf{y}_\ell$  le vecteur signal correspondant, obtenu par extraction du vecteur signal global  $\mathbf{y}$  en entrée du détecteur, des échantillons du signal à partir du décalage  $\alpha_\ell$  sur une période symbole :

$$\mathbf{y}_\ell = \mathbf{y}(M + (\alpha_\ell \cdot T_s)) \quad (6.3)$$

Les différentes techniques mises en œuvre ont pour but, d'une part de corriger les effets du canal, d'autre part de rendre bipolaire la séquence estimée car les séquences utilisées à l'émission sont bipolaires, et enfin de retrouver les symboles informatifs émis. Puisque nous analyserons les vecteurs et valeurs propres, écrivons la décomposition en composantes principales de la matrice  $\mathbf{R}_\ell$  :

$$\mathbf{R}_\ell = \mathbf{U}\mathbf{\Lambda}\mathbf{U}^T \quad (6.4)$$

où la matrice  $\mathbf{\Lambda} = \text{diag}(\lambda_0, \dots, \lambda_{M-1})$  contient les valeurs propres rangées dans l'ordre décroissant, et  $\mathbf{U} = [\mathbf{u}_0, \dots, \mathbf{u}_{M-1}]$  est la matrice dont les colonnes sont les vecteurs propres associés. Le vecteur  $\mathbf{u}_0$  contient alors, aux effets du canal de propagation près, la séquence utilisée à l'émission pour étaler le  $\ell^{\text{ième}}$  utilisateur. La première étape de l'estimation de la séquence utilisée à l'émission est la phase de redressement.

### 6.2.2 Redressement du vecteur $\mathbf{u}_0$

Le but de cette étape est d'estimer et de corriger le déphasage inévitable entre la séquence estimée et celle utilisée à l'émission. Puisque les symboles à l'émission sont supposés être des signaux QPSK, redresser le vecteur  $\mathbf{u}_0$  consiste à ramener les phases de ses composantes à  $\frac{\pi}{4} + k\frac{\pi}{2}$ , au sens des moindres carrés. Pour cela, une rotation optimale d'angle  $\psi \in [-\frac{\pi}{4}, \frac{\pi}{4}]$  est calculée et appliquée au vecteur  $\mathbf{u}_0$ , nous obtenons :

$$\hat{\mathbf{u}}_0 = \mathbf{u}_0 \exp(j\psi) \quad (6.5)$$

Puis, nous appliquons une rotation de  $k\frac{\pi}{2}$  au vecteur  $\hat{\mathbf{u}}_0$  de manière à ce que le premier chip de la séquence qu'il contient, qui correspond alors à  $\hat{\mathbf{u}}_0(1)$ , soit dans le premier quadrant :

$$\tilde{\mathbf{u}}_0(1) = \hat{\mathbf{u}}_0(1) \exp(jk\frac{\pi}{2}) \quad (6.6)$$

Les figures 6.3 et 6.4 illustrent la séquence avant et après le redressement. Nous voyons que les phases des composantes de la séquence sont bien ramenées à  $\frac{\pi}{4} + k\frac{\pi}{2}$ . Nous avons ainsi une estimation de la séquence non binaire, comme illustré sur les figures 6.5 et 6.6.

Enfin, notons que la séquence d'étalement à l'émission peut être réelle ou complexe. Afin de le déterminer en réception, nous calculons au préalable le rapport de l'écart-type selon le petit axe sur celui selon le grand axe des composantes du vecteur propre  $\tilde{\mathbf{u}}_0$ . Il est alors décidé que la séquence est initialement réelle si ce rapport est supérieur à 2,5, sinon elle est complexe. Ce seuil semble suffisant dans la mesure où les vecteurs propres sont normalisés. Pour la séquence dont les composantes en phase et en quadrature sont représentées sur les figures 6.5 et 6.6, ce rapport vaut 1,4324. Nous en déduisons que la séquence utilisée à l'émission est complexe.

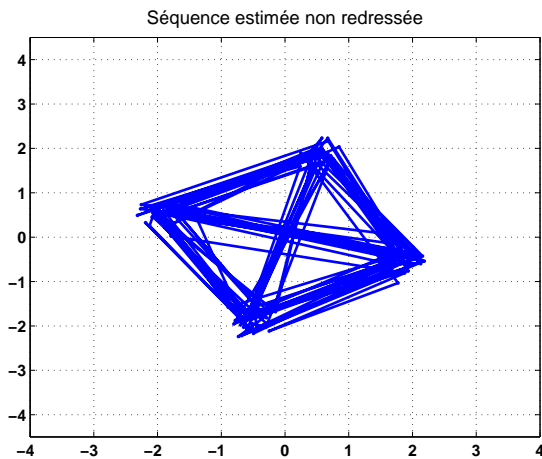


FIG. 6.3 – Séquence avant le redressement dans le plan complexe,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 127$ .

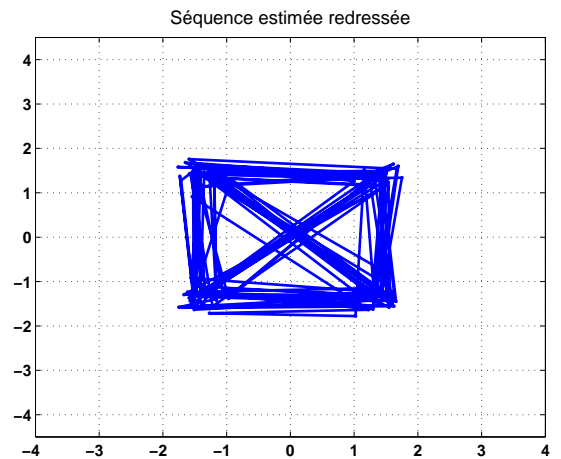


FIG. 6.4 – Séquence après le redressement dans le plan complexe,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 127$ .

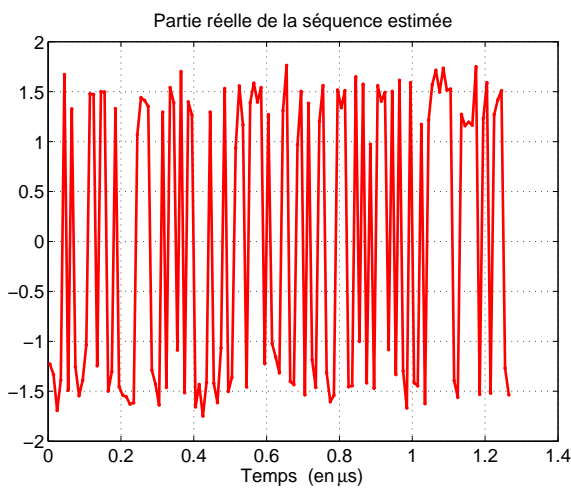


FIG. 6.5 – Composante en phase de la séquence estimée,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 127$ .

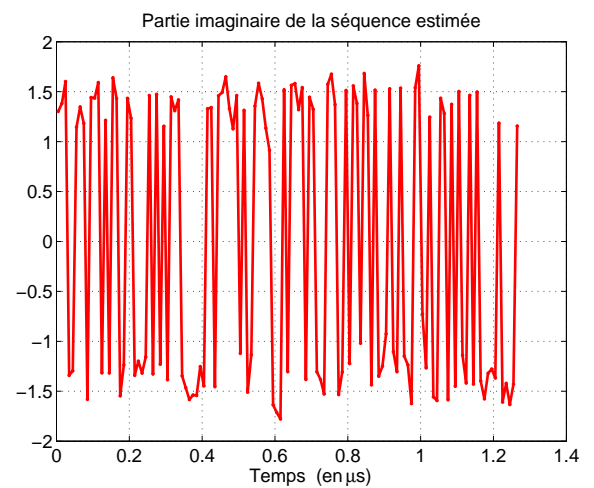


FIG. 6.6 – Composante en quadrature de la séquence estimée,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 127$ .

Une fois la séquence redressée, nous la rendons binaire, ou plus exactement bipolaire : c'est la phase dite de *binarisation*, décrite dans la sous-section qui suit.

### 6.2.3 Binarisation de la séquence

Posons  $L$  la taille du vecteur  $\tilde{\mathbf{u}}_0$ . La *binarisation* consiste à déterminer la séquence binaire de longueur  $L$  qui correspond *au mieux* à la séquence estimée, au sens des moindres carrés. Puis, nous calculons l'erreur quadratique moyenne (EQM) et la corrélation entre la séquence estimée et toutes les séquences binaires possibles. Enfin, parmi celles dont l'erreur quadratique ne dépasse pas de plus de 10 fois la meilleure erreur quadratique, nous retenons celle dont la corrélation avec la séquence estimée non *binarisée* est la meilleure.

Les séquences binaires sont générées grâce à des polynômes primitifs de degré  $n$ , elles sont alors de longueurs  $2^n - 1$  [27]. La figure 6.7 montre que l'erreur commise est minimale avec des séquences binaires de longueur  $2^7 - 1$ , donc  $L = 127$ . Puis, nous gardons celle dont la corrélation avec la séquence estimée non *binarisée* est la plus grande.

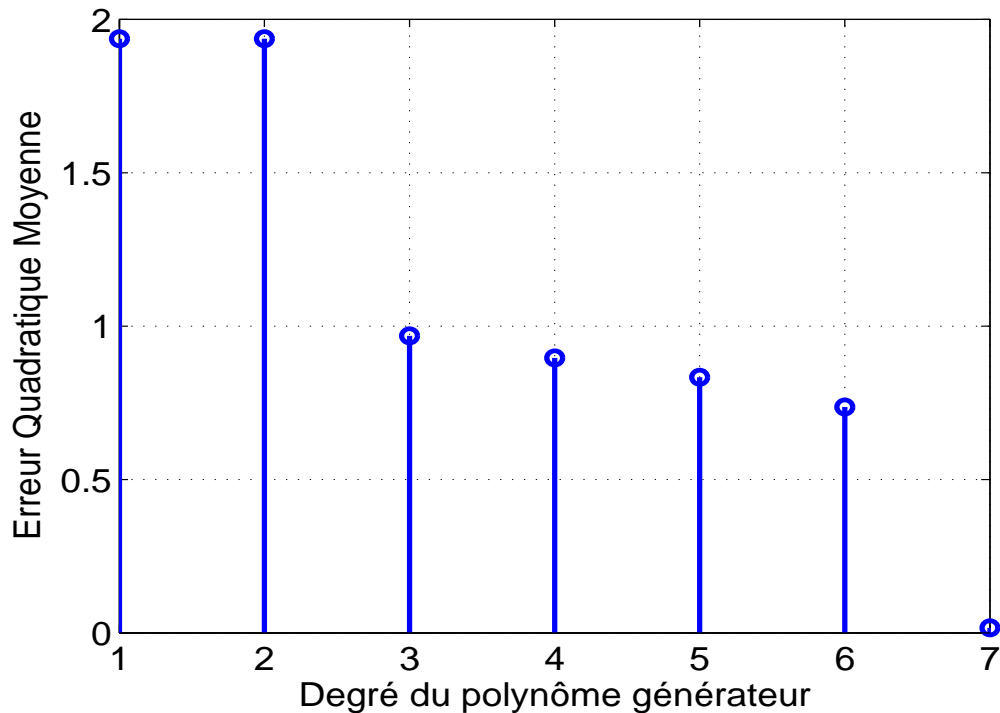


FIG. 6.7 – EQM entre la séquence estimée et les séquences binaires possibles.

Cette étape permet également d'estimer la période chip  $T_c$ , en se basant sur les propriétés de cyclostationnarité des signaux de télécommunication. Nous ne détaillons pas cette procédure dans ce rapport. Le lecteur intéressé trouvera de plus amples informations dans [12]. Toutefois, nous rappelons la définition générale de la cyclostationnarité. Un signal est dit cyclostationnaire à l'ordre deux si son autocorrélation est périodique par rapport au temps, à l'opposé des signaux stationnaires, dont l'autocorrélation ne dépend que du retard [81].

Le résultat de la phase de *binarisation* est représenté sur les figures 6.8 et 6.9. Nous constatons visuellement que les composantes en phase et en quadrature de la séquence estimée *binarisée* correspondent à celles de la séquence utilisée à l'émission.

Afin d'estimer l'erreur commise, nous calculons le critère suivant :

$$\arg \max_n \left\{ \frac{\tilde{\mathbf{u}}_0^T \cdot \mathbf{c}_n}{|\tilde{\mathbf{u}}_0| |\mathbf{c}_n|} \right\} \quad (6.7)$$

où  $\mathbf{c}_n = [c_n(0), \dots, c_n(L-1)]$  est la séquence d'étalement du  $n^{\text{ième}}$  utilisateur du groupe  $i$ , et  $\tilde{\mathbf{u}}_0$  la séquence estimée *binarisée*. Le critère 6.7 représente la corrélation entre la séquence estimée *binarisée* et les séquences émises  $\mathbf{c}_n$ . Nous retenons celle pour laquelle le critère est maximum. Sur les figures 6.8 et 6.9 l'erreur commise est nulle.

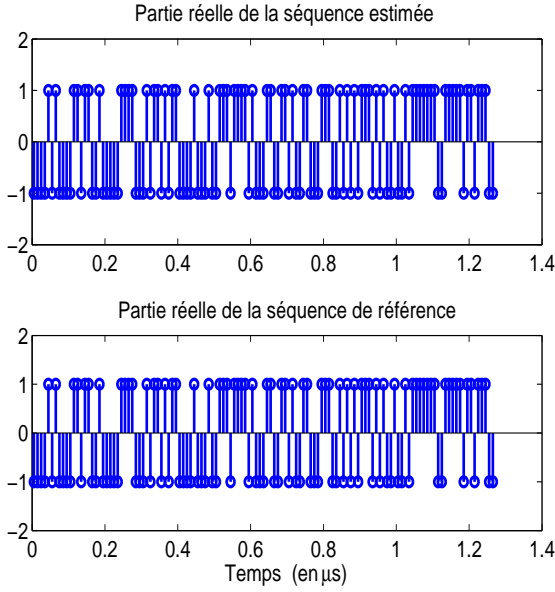


FIG. 6.8 – Composante en phase *binarisée* de la séquence estimée et de la séquence de référence,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 127$ .

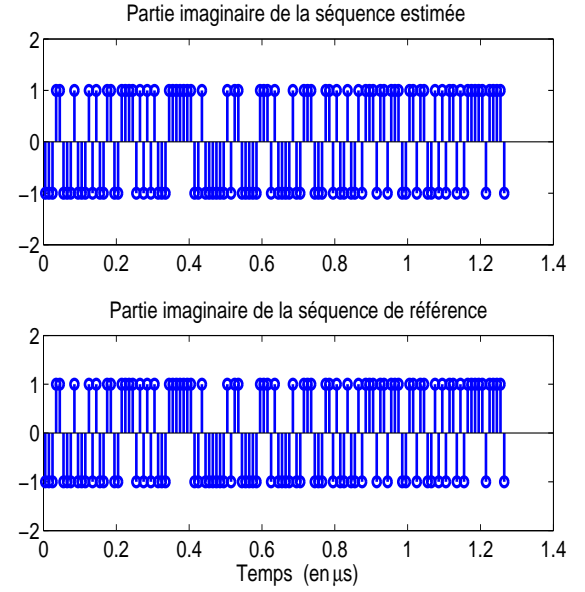


FIG. 6.9 – Composante en quadrature *binarisée* de la séquence estimée et de la séquence de référence,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 127$ .

## 6.2.4 Estimation des symboles

Le vecteur  $\mathbf{y}_\ell$  contient le signal synchronisé, et échantillonné à un échantillon par chip. Les symboles émis  $\mathbf{a}_\ell$  sont alors estimés par projection de la séquence estimée  $\hat{\mathbf{u}}_0$  sur le vecteur  $\mathbf{y}_\ell$ . En notant  $\hat{\mathbf{a}}_\ell$  le vecteur symbole estimé du  $\ell^{\text{ième}}$  utilisateur du groupe  $i$ , nous pouvons écrire :

$$\begin{cases} \mathcal{R}_e \{ \hat{\mathbf{a}}_\ell \} = \mathcal{R}_e \{ \hat{\mathbf{u}}_0^T \} \cdot \mathbf{y}_\ell \\ \mathcal{I}_m \{ \hat{\mathbf{a}}_\ell \} = \mathcal{I}_m \{ \hat{\mathbf{u}}_0^T \} \cdot \mathbf{y}_\ell \end{cases} \quad (6.8)$$

Puis ces deux vecteurs sont redressés, comme décrit dans la sous-section 6.2.2. La figure 6.10 représente la constellation estimée, la dispersion des points sur cette figure est due à la puissance du bruit. Enfin, les symboles estimés sont suréchantillonnés, et nous appliquons le détecteur linéaire MEQM qui minimise l'erreur quadratique moyenne (EQM) entre les symboles émis  $\mathbf{a}_\ell$  et les symboles estimés  $\tilde{\mathbf{a}}_\ell$  :

$$\text{EQM}(\mathbf{a}_\ell, \tilde{\mathbf{a}}_\ell) = \mathcal{E} \left\{ (\mathbf{a}_\ell - \tilde{\mathbf{a}}_\ell)^2 \right\} \quad (6.9)$$

Dans la section suivante, nous utiliserons ce critère, et ceux établis dans les sous-sections précédentes

afin de donner les performances de notre méthode d'estimation des séquences d'étalement et des symboles. Dans l'exemple qui nous a servi à illustrer cette méthode d'estimation, nous avons supposé que les séquences d'étalement à l'émission étaient complexes. Pour être tout à fait complet sur la phase d'estimation des séquences, nous allons présenter les résultats obtenus dans le cas où les séquences à l'émission sont réelles.

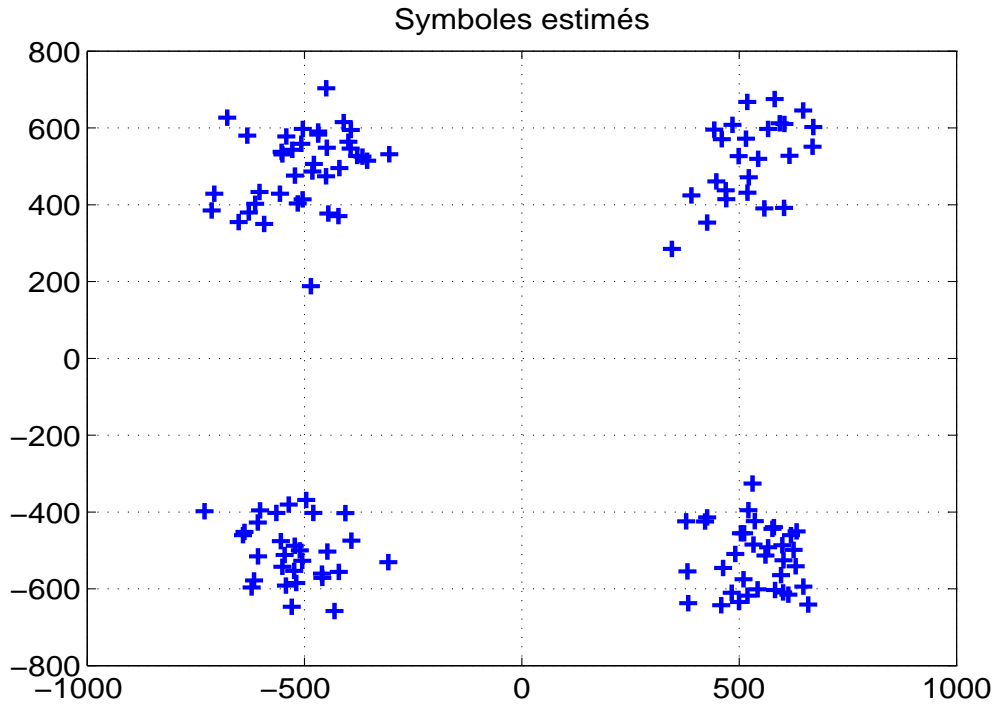


FIG. 6.10 – Symboles estimés,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 127$ .

### 6.2.5 Cas d'une séquence réelle à l'émission

Pour une meilleure compréhension, les simulations sont effectuées avec  $N_u^i = 2$  signaux de durée  $170 \mu s$ , étalés chacune par une séquence réelle de GOLD de longueur  $L = 31$ . Les paramètres suivants ont été utilisés :  $F_c = 40 \text{ MHz}$ ,  $F_e = 200 \text{ MHz}$ , ce qui correspond à 32768 échantillons du signal,  $RSB_{in} = -3 \text{ dB}$ , le nombre de fenêtres est égal 58, chaque fenêtre a une durée de  $550 \mu s$ . La période symbole estimée par le détecteur est  $T_s = 0,775 \mu s$ .

La figure 6.11 montre que la direction de plus forte dispersion est l'axe horizontal. Cela suppose que la séquence utilisée à l'émission est réelle. Ce qui est d'ailleurs confirmé par le calcul du rapport de la variance de la partie réelle sur celle de la partie imaginaire de la séquence estimée, qui est égal à 9,3523 sur cet exemple. Les composantes en phase et en quadrature de la séquence estimée non *binarisée* sont alors représentées sur les figures 6.12 et 6.13. La figure 6.13 montre bien que la composante en quadrature de la séquence estimée ne possède pas les propriétés d'une séquence d'étalement.

Puis, nous effectuons la procédure de *binarisation* de la séquence estimée, et nous estimons les symboles, comme précédemment décrit. La séquence estimée *binarisée* et la constellation obtenue sont représentées sur les figures 6.14 et 6.15.

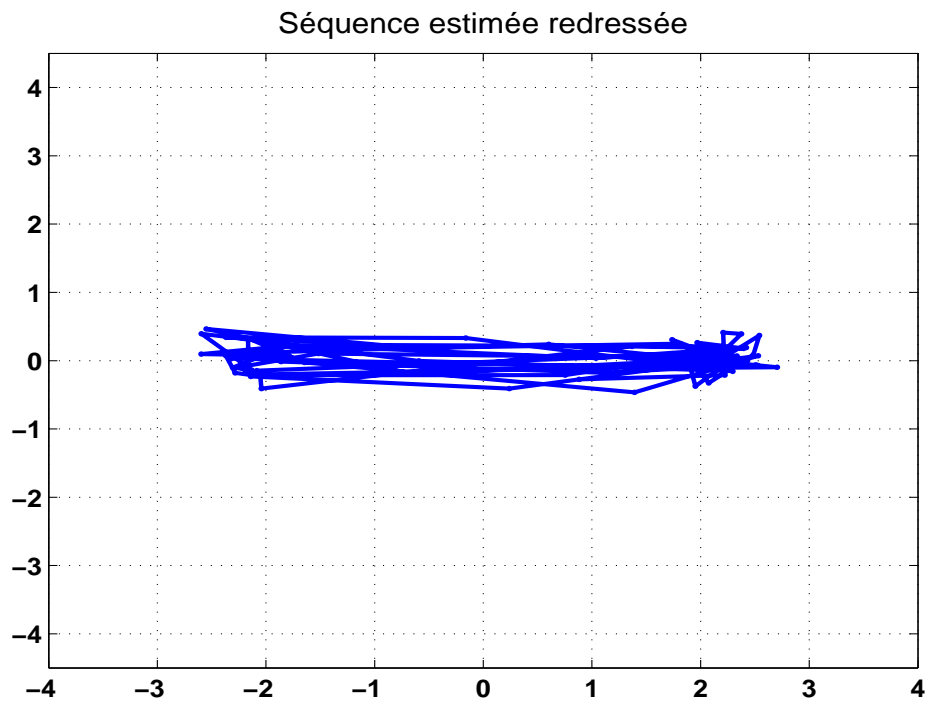


FIG. 6.11 – Séquence après le redressement dans le plan complexe,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 31$ .

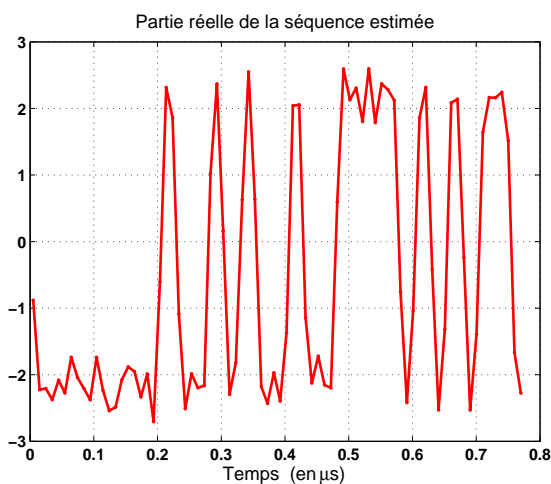


FIG. 6.12 – Composante en phase de la séquence estimée,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 31$ .

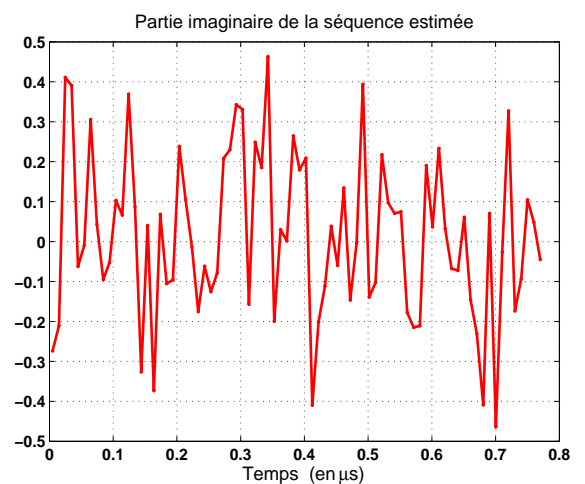


FIG. 6.13 – Composante en quadrature de la séquence estimée,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 31$ .

La figure 6.14 montre qu'une fois que la phase de synchronisation s'est *correctement* déroulée, la procédure de *binarisation* de la séquence estimée permet de retrouver parfaitement la séquence binaire utilisée à l'émission pour étaler le signal de l'utilisateur correspondant. Par conséquent, la constellation estimée est



très proche de celle utilisée à l'émission, la dispersion des points étant tout simplement due à la puissance du bruit.

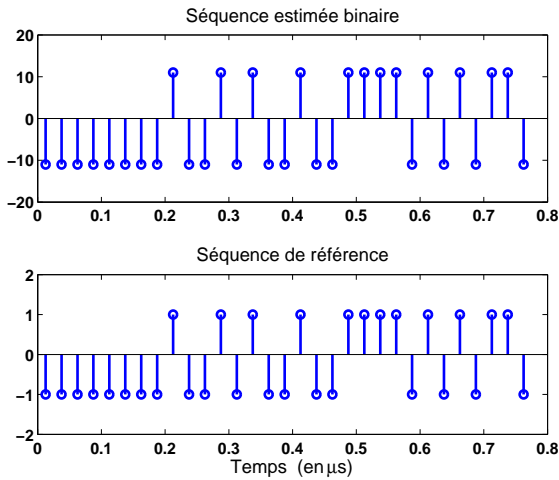


FIG. 6.14 – Séquence *binarisée* de la séquence estimée,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 31$ .

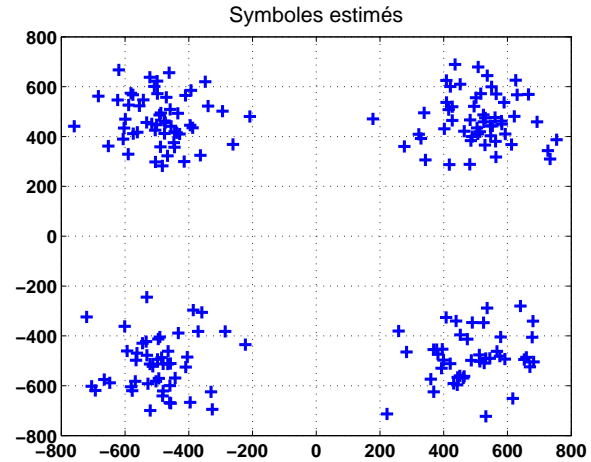


FIG. 6.15 – Symboles estimés,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 31$ .

### Annulation de la combinaison linéaire

Dans la sous-section 4.3.5 du chapitre 4, nous avons indiqué que dans le cas de deux séquences réelles, il pouvait y avoir une combinaison linéaire des deux séquences. Ce qui entraîne une mauvaise estimation des séquences et des symboles. Dans cette sous-section nous illustrons la méthode décrite dans l'annexe A permettant de pallier à ce problème. Nous nous focalisons sur la constellation estimée.

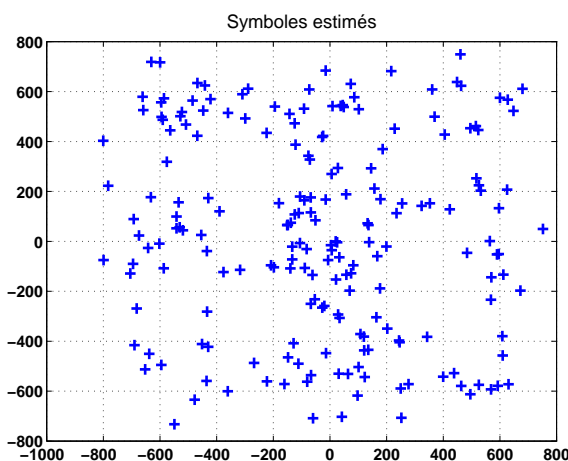


FIG. 6.16 – Symboles estimés,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 31$ .

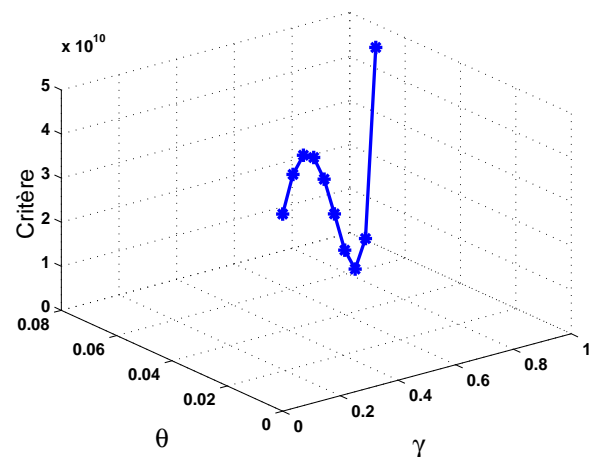


FIG. 6.17 – Critère  $\mathcal{B}$ ,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 31$ .

La figure 6.16 représente les symboles estimés. Nous constatons une superposition des deux constellations QPSK-4, due à la combinaison des deux vecteurs propres. Nous appliquons alors la méthode décrite

dans l'annexe A. La figure 6.17 montre le critère  $\mathcal{B}$ . Dans cet exemple, les valeurs qui minimisent ce critère sont :  $\gamma = 0,8182$ ,  $\theta = 0,1468$ , et  $\delta = \sqrt{1 - \gamma^2} = 0,5749$ . Nous calculons alors le vecteur contenant la nouvelle constellation, comme illustré sur la figure 6.18. Enfin, ces symboles sont redressés, nous obtenons finalement la constellation représentée sur la figure 6.19, la dispersion des points étant due au faible rapport signal sur bruit. Les vecteurs propres non combinés sont également obtenus comme décrit à l'annexe A.

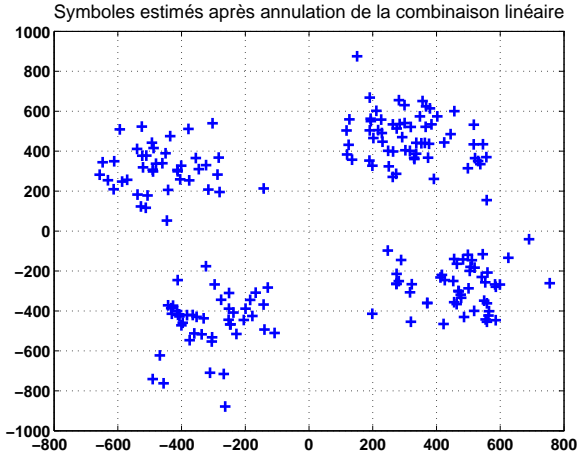


FIG. 6.18 – Symboles après annulation de la combinaison linéaire,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 31$ .

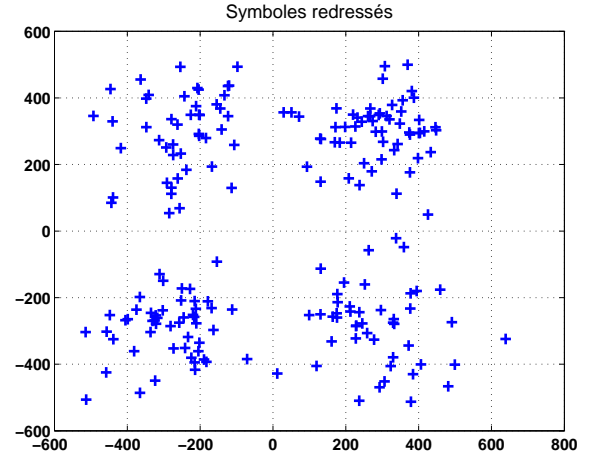


FIG. 6.19 – Symboles après annulation de la combinaison linéaire et redressement,  $N_u^i = 2$ ,  $L = 31$ .

Après avoir décrit les différentes étapes de l'estimation des séquences d'étalement et des symboles, il est alors nécessaire d'étudier les performances de notre récepteur en fonction du rapport signal sur bruit. Nous en présentons les résultats dans la section suivante.

## 6.3 Etude des performances

Dans cette partie, nous montrons qu'il est possible d'étudier théoriquement les performances de la méthode proposée dans ce manuscrit. Cependant, le problème est très complexe et dépasse largement le cadre de ce travail. Par conséquent, nous analysons les performances obtenues en simulation.

### 6.3.1 Analyse théorique des performances

Rappelons que lorsqu'un utilisateur est synchronisé, par exemple l'utilisateur de référence, ce qui revient à poser  $\alpha_0 = 0$ , la matrice de covariance s'écrit :

$$\mathbf{R} = \sigma_b^2 \left\{ \beta \mathbf{v}_0 (\mathbf{v}_0)^* + \beta \sum_{n=1}^{N_u^i - 1} \left\{ (1 - \alpha_n) \mathbf{v}_n^0 (\mathbf{v}_n^0)^* + \alpha_n \mathbf{v}_n^{-1} (\mathbf{v}_n^{-1})^* \right\} + \mathbf{I} \right\} \quad (6.10)$$

Cette équation montre que la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  induite par la synchronisation d'un utilisateur

contient des informations sur les autres signaux interférents. Elle possède alors une valeur propre maximale et  $M - 1$  valeurs propres générées par les autres signaux et le bruit.

De plus, les critères de synchronisation FSNB et MEVB proposés dans ce rapport, sont basés sur l'étude des valeurs propres de la matrice de covariance  $\mathbf{R}$ . Or, numériquement cette dernière est seulement approchée, en raison notamment du nombre limité de fenêtres d'analyse. L'erreur d'estimation de la matrice de covariance se répercute ainsi sur le calcul de ses éléments propres [82].

Il apparaît donc nécessaire de caractériser les erreurs d'estimation des valeurs propres et vecteurs propres de la matrice de covariance en fonction du nombre de fenêtres d'analyse. En s'appuyant sur quelques résultats de la théorie des perturbations des matrices et des propriétés des matrices de WISHART [83], cette étude a été faite dans le cas mono-utilisateur [12].

Cependant, dans le cas multi-utilisateurs où se situe ce travail, cette étude est beaucoup plus complexe. En effet, dans les deux chapitres précédents, nous avons montré que les valeurs propres de la matrice  $\mathbf{R}$  dépendent des décalages  $\alpha_n$  entre le début d'un symbole entier et une fenêtre d'observation. Par conséquent, elles dépendent à la fois des variations  $d_f$  de la fenêtre d'analyse et des retards de transmissions, qui sont fixes durant l'analyse, comme résumé dans l'équation suivante :

$$\boxed{\begin{cases} \alpha_n = \langle d_f - \tilde{\tau}_n \rangle \\ \lambda_n^k = f(\alpha_n), \quad k = 0, -1 \end{cases}} \quad (6.11)$$

Ainsi, étudier les perturbations des valeurs propres de la matrice  $\mathbf{R}$  revient à étudier les perturbations des décalages  $\alpha_n$ , et donc celles des positions de la fenêtre d'analyse pour des retards  $\tilde{\tau}_n$  fixes. Or, d'après l'équation (6.10), lorsqu'un utilisateur est synchronisé, la matrice de covariance  $\mathbf{R}$  possède également les valeurs propres générées par les autres utilisateurs interférents, qui constituent le bruit d'interférence d'accès multiple. Il faudrait donc en tenir également compte dans l'étude des perturbations des valeurs propres. Le problème posé devient alors de plus en plus complexe, et fait partie des perspectives données à ce travail.

Toutefois, dans la sous-section suivante, nous présenterons les performances expérimentales des deux critères de synchronisation. Nous n'avons pas fait de comparaisons avec d'autres méthodes, car dans le contexte hostile de notre étude, seules les deux approches d'identification que nous proposons ne nécessitent aucune information a priori sur les paramètres de la transmission.

### 6.3.2 Etude des performances expérimentales

Les simulations ont été effectuées sur 200 tirages pour chaque  $RSB_{in}$  (noté simplement  $RSB$  dans la suite) et pour chaque critère. Les symboles et les séquences sont les mêmes pour chaque critère, afin de comparer leurs performances. Nous avons utilisé les paramètres suivants :  $N_u^i = 4$  signaux étalés par des séquences complexes de GOLD de longueur  $L = 127$ . Le nombre d'échantillons traités est 131072, la fréquence d'échantillonnage  $F_e = 300$  MHz. Le facteur de suréchantillonnage est de 3 (donc 3 échantillons représentent un chip de la séquence). La fréquence chip  $F_c$  est égale à 150 MHz, le nombre de fenêtres d'analyse est 438, de durée  $T_F = T_s = 0,846 \mu s$ , la période symbole estimée lors de la phase de détection. Les signaux sont des QPSK de durée  $750 \mu s$ . Les décalages arbitraires suivants ont été introduits :  $\alpha_0 = 0,3228$ ,  $\alpha_1 = 0,4226$ ,  $\alpha_2 = 0,7533$ ,  $\alpha_3 = 0,9423$ .

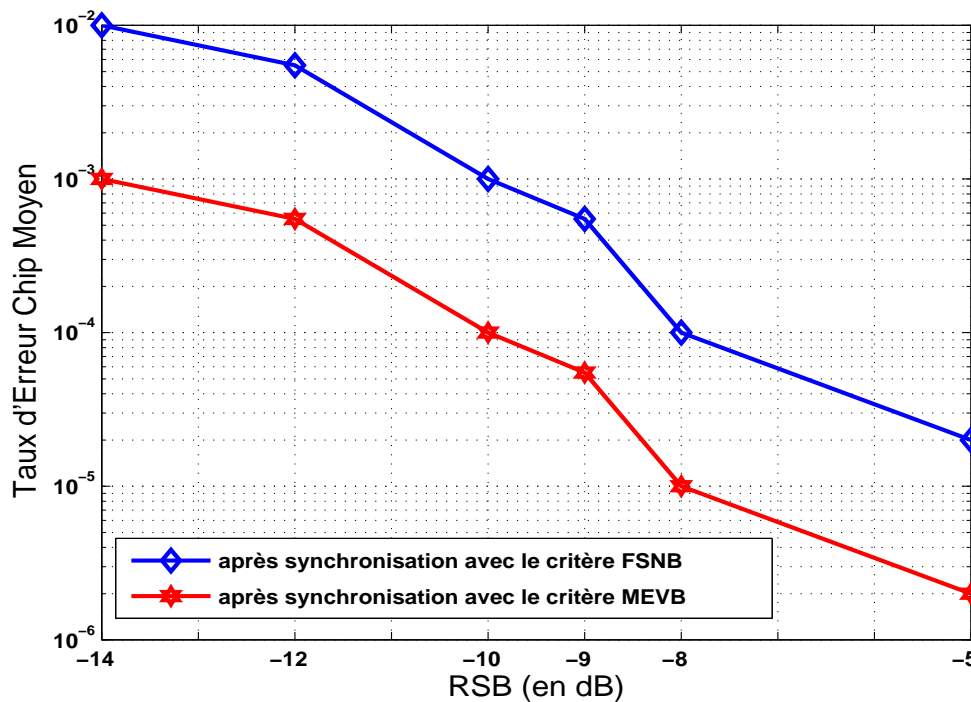


FIG. 6.20 – TECM sur les séquences estimées après la phase de *binarisation*,  $N_u^i = 4$ ,  $L = 127$ .

La figure 6.20 représente le TECM sur les séquences estimées pour l'ensemble des utilisateurs à différents  $RSB$ , c'est-à-dire la moyenne du nombre de chips erronés sur le nombre total de chips des séquences, à l'issue de la phase de *binarisation*.

Nous pouvons voir qu'après la synchronisation à l'aide du critère FSNB, le TECM sur les séquences estimées va de  $10^{-2}$  (à  $-14$  dB) à moins de  $10^{-4}$  (à  $-5$  dB), et pour une synchronisation à l'aide du critère MEVB, il décroît de  $10^{-3}$  (à  $-14$  dB) à moins de  $10^{-5}$  (à  $-5$  dB). Ce qui confirme qu'une synchronisation *correcte* (c'est-à-dire, à un nombre d'échantillons inférieur à celui correspondant à un chip) à l'aide d'un des

deux critères, permet d'obtenir de très bonnes performances en terme de TECM sur les séquences estimées. Cependant, une synchronisation correcte à l'aide du critère MEVB donne de meilleures performances en terme de TECM, puisque celui-ci permet une synchronisation plus fine que celle effectuée à l'aide du critère FSNB.

Si nous ramenons les TECM (à très faibles  $RSB$ ,  $-14$  et  $-12$   $dB$  par exemple) à la longueur de la séquence utilisée dans cet exemple, nous constatons qu'au plus un chip de la séquence estimée sur 127 (qui est la longueur des séquences utilisées dans nos simulations) est en moyenne erroné après la phase de *binarisation*. Pour des  $RSB$  relativement élevés ( $-8$  et  $-5$   $dB$  par exemple), la courbe des TECM montre que la *binarisation* est quasi parfaite. Ce résultat est très important compte tenu du contexte hostile dans lequel se situe cette étude. En effet, cela montre que lorsque la synchronisation est *correctement* effectuée, alors l'erreur d'estimation des séquences est très faible et ce, quelle que soit la puissance du bruit.

Enfin, la figure 6.20 montre aussi qu'en moyenne, il faut augmenter d'environ 3  $dB$  le  $RSB$  avec une synchronisation à l'aide du critère FSNB pour obtenir des performances identiques à celles obtenues avec une synchronisation effectuée à l'aide du critère MEVB, ce qui reviendrait quasiment à doubler la puissance du signal de l'utilisateur d'intérêt. Ces résultats démontrent une fois de plus l'importance d'une bonne synchronisation.

Une fois les séquences estimées, la phase d'estimation des symboles est alors mise en œuvre. Nous en présentons les performances en terme de taux d'erreur binaire moyen (TEBM). La figure 6.21 représente les TEBM sur l'ensemble des constellations estimées après décision sur les symboles des  $N_u^i = 4$  utilisateurs et *binarisation* des séquences estimées.

Comme dans le cas de l'estimation des séquences, les résultats obtenus sont conditionnés au critère de synchronisation utilisé. En effet, les phases de synchronisation, d'estimation des séquences et des symboles sont séquentielles et chacune d'elles est étroitement liée aux résultats de la phase précédente. Ainsi, la qualité de la phase de synchronisation va influencer sur la qualité de la phase d'estimation des séquences qui à son tour a des répercussions sur la qualité de l'estimation des symboles.

Nous constatons donc qu'après une synchronisation correcte à l'aide d'un des deux critères et l'estimation des séquences, les performances en terme de taux d'erreur binaire moyen sont très bonnes. Toutefois, après une synchronisation effectuée à l'aide du critère MEVB, nous obtenons de meilleures performances qu'avec une synchronisation faite à l'aide du critère FSNB. Ce qui est en accord avec les résultats obtenus lors de la phase d'estimation des séquences, puisque ces étapes de l'identification sont liées.

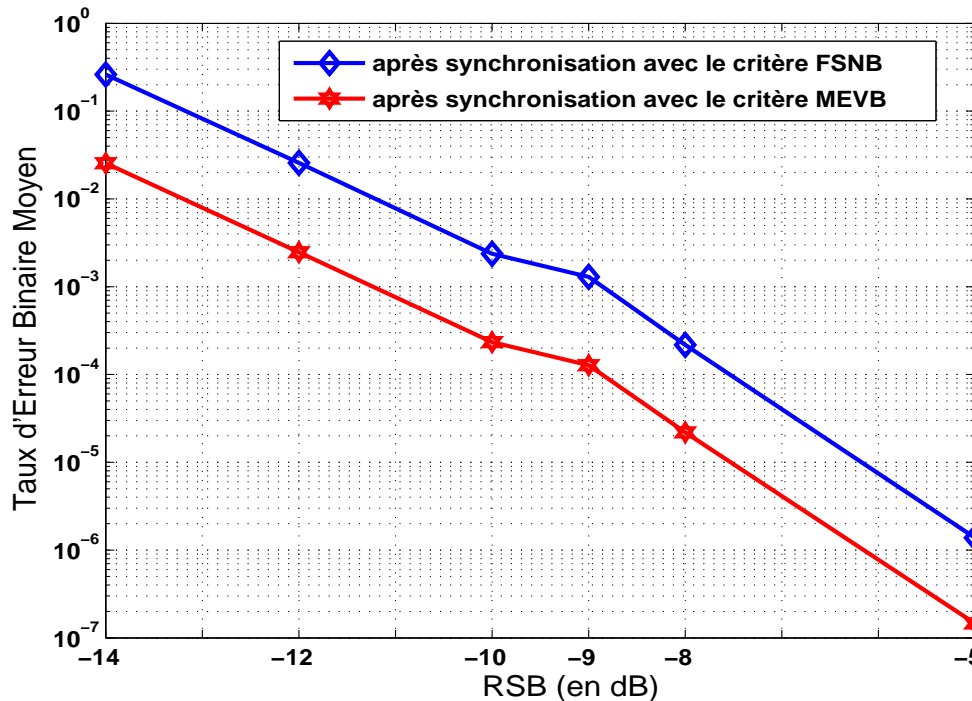


FIG. 6.21 – TEBM après décision sur les symboles estimés,  $N_u^i = 4$ ,  $L = 127$ .

En effet, le TEBM décroît de  $\approx 10^{-1}$  (à  $-14$  dB) à  $\approx 10^{-6}$  (à  $-5$  dB) pour une synchronisation effectuée à l'aide du critère FSNB, et de  $\approx 10^{-2}$  (à  $-14$  dB) à  $\approx 10^{-7}$  (à  $-5$  dB) pour celle effectuée à l'aide du critère MEVB. Notons qu'à  $-5$  dB par exemple, les performances obtenues après la synchronisation à l'aide du critère MEVB ne sont pas très éloignées de celles que l'on aurait obtenues en contexte coopératif (TEBM  $\approx 10^{-8}$ ), avec la même modulation.

Notons de plus qu'en moyenne, il faudrait augmenter d'environ  $2$  dB le RSB avec une synchronisation effectuée à l'aide du critère FSNB pour obtenir des performances identiques à celles obtenues après une synchronisation utilisant le critère MEVB. Ainsi, nous constatons une fois de plus qu'une synchronisation effectuée à l'aide du critère MEVB permet d'obtenir de meilleures performances, exprimées ici en terme de taux d'erreur binaire moyen, ce qui confirme les résultats théoriques.

## 6.4 Conclusion

Nous avons ainsi décrit dans ce chapitre des techniques d'algèbre linéaire mises en œuvre pour l'estimation des séquences d'étalement et des symboles. De plus, bien que les rapports signal sur bruit soient très faibles, nous avons montré que les deux critères de synchronisation aveugle développés dans ce rapport permettent d'obtenir de très bonnes performances en terme de taux d'erreur chip (sur les séquences estimées)

et binaire (sur les symboles informatifs estimés), à condition que la synchronisation se soit *correctement* déroulée.

Toutefois, le critère MEVB, bien que légèrement plus coûteux en calculs, est plus robuste que le critère FSNB, surtout à de très faibles rapports signal sur bruit. En effet, une synchronisation effectuée à l'aide du critère MEVB permet d'avoir en moyenne un gain de  $3\text{ dB}$  sur la courbe de taux d'erreur chip (sur les séquences estimées) et un gain de  $2\text{ dB}$  sur la courbe de taux d'erreur binaire (sur les symboles informatifs estimés), par comparaison aux courbes de taux d'erreur chip et binaire obtenues après une synchronisation à l'aide du critère FSNB, ce qui est non négligeable compte tenu du contexte hostile où se situe cette étude. Par conséquent, ce gain pourrait permettre une meilleure estimation d'autres paramètres de la transmission. Ainsi, le choix entre l'une ou l'autre de ces deux méthodes résultera d'un compromis entre les performances escomptées et le coût en calculs.

Enfin, toute l'analyse théorique est basée sur le calcul de la matrice de covariance, qui est en pratique seulement estimée. Cela induit de fait une erreur sur le calcul des vecteurs et valeurs propres. Cependant, l'évaluation de cette erreur du point de vue théorique dans le cas multi-utilisateurs est loin d'être simple, et fera l'objet de futures études. Toutefois, les résultats obtenus en simulations démontrent la pertinence de notre approche et ses bonnes performances.

# Conclusion générale

Le but de ce travail a été de concevoir un récepteur adaptatif multi-standards et auto-configurant, sans connaissance a priori des paramètres de la transmission. Par soucis de simplicité, nous avons amputé volontairement la chaîne de transmission du bloc de codage et d'entrelacement, pour se focaliser sur les autres parties, et en particulier sur la partie étalement de spectre. De plus, la réalisation de ce récepteur a été scindée en trois principales étapes : la détection, la synchronisation, et l'estimation.

Pour cela, nous avons au préalable étudié les caractéristiques de quelques systèmes de télécommunications dits de troisième génération (3G) qui, grâce à l'utilisation de la technique d'accès multiple DS-SS-SS-SS, permettent de transmettre des données diverses à des débits élevés, et de répondre au problème de l'augmentation du nombre d'utilisateurs. Ainsi, nous en avons mis en évidence et décrit les parties similaires de leur chaîne de transmission respective. Puis, les techniques de partage de la bande de fréquence allouée ou techniques d'accès multiple ont été succinctement présentées, avant de s'attarder sur la technique d'accès multiple DS-SS-SS-SS, qui est basée sur l'étalement de spectre par séquence directe, et qui est également la technique commune à la majorité des systèmes 3G. Par ailleurs, quelques propriétés des signaux étalés par séquence directe ont également été présentées dans ce rapport.

Puis, nous avons montré que les signaux à spectre étalé peuvent être détectés par comparaison de leurs propriétés statistiques, lorsqu'ils ne sont pas bruités, avec celles d'un bruit seul. Cette méthode permet également d'estimer les périodes symboles des signaux interceptés, et donc de différencier les divers standards de télécommunications cohabitant dans une large et même bande de fréquence. Par conséquent, les groupes d'utilisateurs transmettant au même débit peuvent être isolés.

S'appuyant sur ce résultat, nous avons étendu la méthode de synchronisation initialement développée dans le cas mono-utilisateur, au cas de deux utilisateurs, suivant le sens de la communication (liaisons montante et descendante) et dans chaque groupe d'utilisateurs transmettant au même débit. Cette étape consiste à affiner les périodes symboles obtenues lors de la phase de détection et à estimer, pour chaque utilisateur interférent dans le groupe, le décalage entre le début d'un symbole entier et une fenêtre d'analyse. Ce



qui revient à maximiser la norme au carré de la matrice de covariance : c'est le critère de synchronisation aveugle FSNB (FROBENIUS Square Norm Behavior). Le critère FSNB présente l'avantage d'être simple de mise en œuvre et moins coûteux en calculs, puisqu'il est juste nécessaire de calculer la somme des carrés des éléments diagonaux de la matrice de covariance, au lieu de calculer explicitement ses valeurs propres.

Nous avons alors prouvé qu'en liaison descendante, lorsqu'un utilisateur est synchronisé, le nombre de valeurs propres prépondérantes de la matrice de covariance est égal au nombre d'utilisateurs, et les vecteurs propres associés contiennent les séquences d'étalement. Tandis qu'en liaison montante, c'est le nombre de pics de synchronisation qui est égal au nombre d'utilisateurs, et le vecteur propre associé à la valeur propre maximale de chaque matrice de covariance induite par la synchronisation d'un utilisateur, contient la séquence d'étalement correspondante. De plus, les écarts entre le décalage le plus faible et les suivants donnent une estimation des retards de transmission.

Par la suite, et dans l'optique de généraliser la méthode de synchronisation multi-utilisateurs au cas de plus de deux utilisateurs, nous avons d'abord prouvé que les positions d'une fenêtre d'analyse et les retards de transmission influent directement sur le calcul des valeurs propres de la matrice de covariance. Ce qui a permis de reformuler le critère de synchronisation FSNB. Puis, nous avons montré que de par sa définition même, le critère FSNB est, dans le cas général de la liaison montante, limité par le phénomène de masquage des pics de synchronisation. Par conséquent, la synchronisation de certains utilisateurs d'une part, et la détermination du nombre d'utilisateurs interférents dans un groupe d'utilisateurs transmettant au même débit d'autre part, deviennent difficiles, voire impossibles. Partant de ce constat, nous avons étudié et adapté au contexte hostile où se situe ce travail, l'algorithme PASTd (Projection Approximation Subspace Tracking by deflation) qui permet de déterminer dans ce cas le nombre d'utilisateurs interférents dans chaque groupe d'utilisateurs transmettant au même débit.

Nous avons poursuivi notre étude, en exposant une nouvelle méthode de synchronisation aveugle multi-utilisateurs, notée MEVB (Maximum EigenValue Behavior), basée non plus sur la maximisation de la norme au carré de la matrice de covariance, mais plutôt sur celle de chaque valeur propre prépondérante de la matrice de covariance en fonction des positions de la fenêtre d'analyse. Nous avons prouvé que le critère MEVB est beaucoup plus robuste que le critère FSNB, dans le sens où il n'est pas limité par le phénomène de masquage des pics de synchronisation en liaison montante. Le critère MEVB permet ainsi de pallier le problème de la détermination du nombre d'utilisateurs. En effet, puisque dans ce cas il existe toujours des pics de synchronisation, leur nombre est directement égal au nombre d'utilisateurs interférents. Puis, nous avons montré que dans le cas particulier de la liaison descendante, ou lorsque l'écart inter-retards de transmission est constant, les performances théoriques des critères FSNB et MEVB sont similaires dans le sens

où il n'y a pas de masquage de pics de synchronisation.

Finalement, une fois les signaux synchronisés, le vecteur propre associé à la plus grande valeur propre de chaque matrice de covariance induite permet d'estimer la séquence utilisée à l'émission pour étaler le signal correspondant, ainsi que les symboles émis. Grâce à des techniques d'algèbre linéaire, nous avons montré que cette dernière phase de l'identification des signaux est très performante en terme de taux d'erreur chip sur les séquences estimées et binaire sur les symboles informatifs estimés.

Ainsi, le récepteur proposé dans ce rapport est non seulement auto-configurant, mais également adaptatif et multi-standards. En effet, le processus de détection multi-utilisateurs aveugle, qui constitue la première phase d'identification, permet de sélectionner un standard parmi ceux co-existant dans la même bande de fréquence, puis, d'auto-configurer le récepteur en fonction des paramètres déduits de la différenciation du dit standard.

Une perspective à court terme à ce travail serait de poursuivre l'étude théorique de la méthode de détection multi-utilisateurs aveugle afin d'établir un critère de qualité en terme, par exemple, de probabilité de fausse alarme. De plus, il serait souhaitable d'estimer non pas les séquences d'étalement, mais directement le polynôme générateur. Le nombre de coefficients à estimer serait alors nettement inférieur au nombre de chips de la séquence, et par conséquent le taux d'erreur chip également. D'autre part, il serait intéressant d'améliorer la phase de *binarisation* des séquences afin de l'étendre au cas des séquences qui ne sont pas générées à l'aide de polynômes primitifs, telles que les séquences de WALSH ou HADAMARD.

A moyen terme, il est primordial d'une part, de poursuivre l'étude théorique de ces deux critères afin d'évaluer les erreurs induites par l'estimation des éléments propres de la matrice de covariance, et d'autre part, d'examiner la propagation des erreurs commises durant la phase de détection sur les autres blocs du récepteur proposé dans ce document. En somme, il serait intéressant, bien que très complexe, d'analyser théoriquement les performances de ce récepteur.

Enfin, à plus long terme, il est nécessaire d'étudier la chaîne de transmission complète en y incluant le bloc de codage et d'entrelacement. En effet, des travaux en cours au sein de l'équipe ont permis de mettre au point une méthode d'identification aveugle des paramètres du codeur et de l'entrelaceur. Ainsi, les performances de la chaîne de transmission complète pourraient être étudiées.



## Annexe A

# Suppression de la combinaison linéaire entre deux vecteurs

Notons  $\mathbf{V}$  la matrice de dimension  $q \times 2$  dont les colonnes contiennent les deux séquences estimées,  $\mathbf{Y}$  la matrice de dimension  $q \times N$  dont les lignes contiennent les échantillons du signal extraits du signal global après la synchronisation successive des deux signaux, et  $\mathbf{Z} = \mathbf{V}^* \mathbf{Y}$  la matrice contenant les symboles estimés.

### A.1 Estimation des symboles

Les vecteurs propres étant calculés à un facteur multiplicatif complexe près, la matrice  $\mathbf{V}$  est alors à composantes complexes. Considérons, sans perte de généralité, la matrice unitaire  $\mathbf{A}$  de dimension  $2 \times 2$ , c'est-à-dire telle que  $\mathbf{A}\mathbf{A}^* = \mathbf{I}$  :

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} \gamma & -\delta e^{j\theta} \\ \delta & +\gamma e^{j\theta} \end{pmatrix} \quad (\text{A.1})$$

où  $0 \leq \gamma \leq 1$ , et  $\delta = \sqrt{1 - \gamma^2}$ . Définissons alors le critère  $\mathcal{B}$  de la façon suivante :

$$\mathcal{B} = \left| \overline{(|z_1|^2 \cdot |z_2|^2)} - \overline{(|z_1|^2)} \cdot \overline{(|z_2|^2)} \right| \quad (\text{A.2})$$

où  $z_1$  et  $z_2$  représentent respectivement la première et la seconde ligne de la matrice  $\mathbf{Z}$ ,  $\overline{(\cdot)}$  représente la moyenne de  $(\cdot)$ . Puis, nous procédons par itération sur l'ensemble des valeurs possibles de  $\gamma$ . Pour chaque valeur de  $\gamma$ , la matrice  $\mathbf{A}$  est calculée et la matrice estimée  $\hat{\mathbf{Z}}$  devient :

$$\boxed{\hat{\mathbf{Z}} = \mathbf{Z}^* \cdot \mathbf{A}} \quad (\text{A.3})$$

A la fin du processus, seules les valeurs de  $\gamma$ ,  $\delta$  et  $\theta$  qui minimisent le critère  $\mathcal{B}$  sont retenues. Ainsi, la

matrice  $\widehat{\mathbf{Z}}$  correspondant à ces valeurs contient la constellation estimée, donc les symboles estimés.

## A.2 Estimation des séquences

La matrice  $\widehat{\mathbf{V}}$  des vecteurs propres à la fin du processus est déterminée de la façon suivante. Réécrivons l'équation (A.3) en faisant apparaître  $\widehat{\mathbf{V}}$ . Nous obtenons après quelques simplifications :

$$\widehat{\mathbf{Z}} = \mathbf{Y}^* \widehat{\mathbf{V}} \mathbf{A} \quad (\text{A.4})$$

Puisque la matrice  $\mathbf{Y}$  n'est pas de rang plein, à cause de la combinaison linéaire, nous calculons alors sa pseudo-inverse  $\mathbf{Y}^+$  définie par :

$$\mathbf{Y}^+ = (\mathbf{Y}^* \mathbf{Y})^{-1} \mathbf{Y}^* \quad (\text{A.5})$$

Comme la matrice  $\mathbf{A}$  est unitaire, et en introduisant l'expression (A.5) dans l'équation (A.4), l'expression de la matrice contenant les vecteurs propres est alors :

$$\widehat{\mathbf{V}} = (\mathbf{Y} \mathbf{Y}^*)^{-1} \mathbf{Y} \widehat{\mathbf{Z}} \mathbf{A}^* \quad (\text{A.6})$$

## Annexe B

# Méthode de la puissance

La méthode de la puissance est une méthode itérative qui permet d'estimer la plus grande valeur propre et le vecteur propre associé d'une matrice. Faisons quelques rappels avant de la présenter.

### B.1 Quelques rappels

Sur la base de la définition des valeurs propres, soient  $\mathbf{A} \in \mathbb{C}^{N \times N}$  une matrice diagonalisable,  $\mathbf{U}$  la matrice dont les colonnes sont les vecteurs propres de  $\mathbf{A}$ , et  $\Lambda = \text{diag}(\lambda_0, \dots, \lambda_{N-1})$  la matrice dont les éléments sur la diagonale sont les valeurs propres associées aux vecteurs propres, et tous les autres éléments sont nuls. Nous avons alors :

$$\mathbf{AU} = \mathbf{A}\Lambda \quad (\text{B.1})$$

Rappelons quelques propriétés matricielles :

- Si la matrice  $\mathbf{A}$  est réelle et symétrique, alors ses valeurs propres sont réelles et la matrice  $\mathbf{U}$  est orthogonale.
- Si elle est symétrique et définie positive, alors ses valeurs propres sont positives.
- Enfin, si les vecteurs propres sont linéairement indépendants, alors la matrice  $\mathbf{U}$  est non singulière et son inverse est donnée par :

$$\mathbf{U}^{-1}\mathbf{AU} = \Lambda \quad (\text{B.2})$$

### B.2 Algorithme de la puissance

Supposons les valeurs propres rangées dans l'ordre décroissant :  $|\lambda_0| \geq |\lambda_1| \geq \dots \geq |\lambda_{N-1}|$ , où  $\lambda_0$  a une multiplicité algébrique égale à 1. L'idée de la méthode est de convertir la relation de base (B.1) en une procédure itérative.

Soit  $\hat{\mathbf{u}}_{-1} = [1, \dots, 1]^T$  la valeur approchée initiale du vecteur propre  $\mathbf{u}$ , alors nous calculons l'approximation suivante à la  $n^{\text{ième}}$  itération :

$$\mathbf{v}_n = \mathbf{A}\hat{\mathbf{u}}_{n-1} \quad (\text{B.3})$$

La méthode consiste alors à itérer jusqu'à la convergence. Etant donné qu'un vecteur propre est défini à une constante multiplicative près, nous pouvons normaliser le vecteur  $\mathbf{v}_n$  :

$$\hat{\mathbf{u}}_n = \frac{\mathbf{v}_n}{\mathbf{v}_{n-1}^m} \quad (\text{B.4})$$

où  $\mathbf{v}_n^m$  est la composante de  $\mathbf{v}_n$  ayant le plus grand module, donc  $|\hat{\mathbf{u}}_n^m| = 1$ .

Soit  $\hat{\mathbf{u}}_{N-2}$  le vecteur propre normalisé qui approche le vecteur propre dominant à l'itération  $N-2$ , nous calculons alors :

$$\mathbf{v}_{N-1} = \mathbf{A}\hat{\mathbf{u}}_{N-1} = \mathbf{A}\frac{\mathbf{v}_{N-1}}{\mathbf{v}_{N-2}^m} \quad (\text{B.5})$$

Nous obtenons donc à la fin, les approximations  $\hat{\lambda}_N$  et  $\hat{\mathbf{u}}_N$  de la valeur propre dominante et du vecteur propre associé, respectivement :

$$\boxed{\begin{cases} \hat{\lambda}_N = \frac{\mathbf{v}_N^m}{\hat{\mathbf{u}}_{N-1}^m} \\ \hat{\mathbf{u}}_N = \frac{\mathbf{v}_N}{\mathbf{v}_N^m} \end{cases}} \quad (\text{B.6})$$

# Bibliographie

- [1] R. Pickholtz, D. Schilling, and L. Milstein, "Theory of spread spectrum communications-A Tutorial," *IEEE Trans. on Communications*, vol. 30, no. 5, pp. 855–884, May 1982.
- [2] D. T. Magill, F. D. Natali, and G. P. Edwards, "Spread-Spectrum Technology for Commercial Applications," *Proceedings of the IEEE*, vol. 82, no. 4, pp. 572–584, April 1994.
- [3] E. Fourn, "Etude et Conception de Systèmes de Communication Adaptatifs à Base de MEMS aux Longueurs d'Ondes Millimétriques," Thèse de Doctorat, Université de Bretagne Occidentale, Décembre 2004.
- [4] F. Mahe, "Etude et Réalisation de Dispositifs Microondes Agiles à Commande Magnétique Utilisant des Composites Ferromagnétiques," Thèse de Doctorat, Université de Bretagne Occidentale, Décembre 2002.
- [5] N. Martin, "Matériaux pour Dispositifs Agiles en Fréquence à Commande Electrique : Caractérisation et Applications," Thèse de Doctorat, Université de Bretagne Occidentale, Décembre 2004.
- [6] M. Hotti, J. Kaukuvuori, J. Ryynanen, K. Kivekas, J. Jussila, and K. Halonen, "A Direct Conversion RF Front-End for 2-GHz WCDMA and 5.8-GHz WLAN Applications," in *IEEE RFIC Symposium*, 2003, pp. 45–48.
- [7] C. Kim, Y.-K. Jang, and H.-J. Yoo, "Design of Multi-standards (IEEE 802.11a/b/g and WCDMA) RF Front-end Using Reconfigurable Mixer," in *ICCE*, 2005.
- [8] X. Li and M. Ismail, *Multi-Standards CMOS Wireless Receivers-Analysis and Design*. Kluwer Academic Publishers, 2002.
- [9] B. Brannon, "Wide-Dynamic-Range A/D Converters pave the way for Wideband Digital Radio Receivers," *EDN Magazine*, November 1996.
- [10] C. Dick and F. J. Harris, "Configurable Logic for Digital Communications : Some Signal Processing Perspective," *IEEE Communications Magazine*, vol. 37, no. 8, pp. 107–114, August 1999.
- [11] J. Mitola III, "Guest Editorial - Software Radios," *IEEE Communications Magazine*, vol. 33, no. 5, pp. 24–25, May 1995.



- [12] C. Boudier, "Estimation, en Contexte Non Coopératif, des Paramètres d'une Transmission à Spectre Etalé," Thèse de Doctorat, Université de Bretagne Occidentale, Décembre 2001.
- [13] D. T. Magill, F. D. Natali, and G. P. Edwards, "Spread-Spectrum Technology for Commercial Applications," *IEEE Trans. on Communications*, vol. 47, no. 12, December 1999.
- [14] 3GPP-201, "TS.25.201 UMTS ; Physical Layer-General Description," 3GPP Technical Specification, Tech. Rep., March 2001, version 4.0.0.
- [15] IEEE11.b, "IEEE Standard 802.11b," IEEE Standardization, Tech. Rep., 1999.
- [16] IEEE15.1, "IEEE Standard 802.15.1, Specification of the Bluetooth System, Version1.2," IEEE Standardization, Tech. Rep., November 2003.
- [17] IEEE15.4, "IEEE Standard 802.15.4," IEEE Standardization, Tech. Rep., May 2003.
- [18] J. Lee and L. Miller, *CDMA Systems Engineering Handbook*, Mobile Communications Series, Ed. Artech House Publishers, 1998, no. ISBN 0-59006-990-5.
- [19] N. Faggion, *Le GPRS, du WAP à l'UMTS*. Paris, France : Dunod, 2002.
- [20] N. Andersen and K. Rosenbrock, ETSI/SMG/SMG2, Tech. Rep., 1998.
- [21] 3GPP-213, "TS.25.213 UMTS ; Spreading and Modulation (FDD)," 3GPP Technical Specification, Tech. Rep., March 2001, version 4.0.0.
- [22] 3GPP-223, "TS.25.223 UMTS ; Spreading and Modulation (TDD)," 3GPP Technical Specification, Tech. Rep., March 2001, version 4.0.0.
- [23] G. Cohen, J. Dornestetter, and P. Goldlewski, *Codes Correcteurs d'Erreurs : Une Introduction au Codage Algébrique*. Masson, 1992, no. ISBN 2-225-82538-6.
- [24] J. Ramsey, "Realization of Optimum Interleavers," *IEEE Trans. on Information Theory*, vol. 16, no. 3, pp. 338–345, May 1970.
- [25] G. Burel and R. Gautier, "Blind Estimation of Encoder and Interleaver Characteristics in a Non Cooperative Context," in *IASTED International Conference on Communications, Internet and Information Technology*, Scottsdale, AZ, USA, November 2003.
- [26] E. Filiol, "Reconstruction of Punctured Convolutional Encoders," in *International Symposium on Information Theory and Its Applications*, Hawaii, USA, November 2000.
- [27] R. Gold, "Optimal Binary Sequences for Spread Spectrum Multiplexing," *IEEE Trans. on Information Theory*, vol. 13, pp. 619–621, October 1967.
- [28] B. J. Wysocki and T. A. Wysocki, "Modified Walsh-Hadamard Sequences for DS-CDMA Wireless Systems," *International Journal of Adaptive Control and Signal Processing, Special Issue on Advances in Signal Processing for Mobile Communication Systems*, vol. 16, pp. 589–602, 2002.

- [29] L. Brunel, "Algorithmes de Décodage de Canal pour l'Accès Multiple à Etalement de Spectre," Thèse de Doctorat, Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications, Paris, Décembre 1999.
- [30] E. H. Dinan and B. Jabbari, "Spreading Codes for Direct Sequence and Wideband CDMA Cellular Networks," *IEEE Communications Magazine*, vol. 36, no. 9, pp. 48–54, September 1998.
- [31] D. V. Sarwate and M. B. Pursley, "Crosscorrelation Properties of Pseudorandom and Related Sequences," in *Proceedings of the IEEE*, vol. 68, no. 5, May 1980, pp. 593–698.
- [32] R. Gautier, G. Burel, J. Letessier, and O. Berder, "Blind Estimation of Scrambler Offset Using Encoder Redundancy," in *Thirty-Sixth Annual Asilomar Conference on Signals, Systems, and Computers*, Pacific Grove, California, USA, November 3-6 2002.
- [33] J. G. Proakis, *Digital Communications*, 4th ed. McGraw-Hill International Edition, 1995, no. ISBN 0-07-113814-5, ch. 2, pp. 61–62.
- [34] R. A. Scholtz, "The Origins of Spread Spectrum Communications," *IEEE Trans. on Communications*, vol. 30, no. 5, May 1982.
- [35] C. E. Cook and H. S. Marsh, "An Introduction to Spread Spectrum," *IEEE Communications Magazine*, vol. 29, no. 7, pp. 8–6, March 1983.
- [36] D. D. Falconer, F. Adachi, and B. Gumundson, "Time Division Multiple Access for Wireless Personal Communications," *IEEE Communications Magazine*, vol. 33, no. 1, pp. 50–57, January 1995.
- [37] R. D. Gaudenzi, C. Elia, and R. Viola, "Bandlimited Quasi-Synchronous CDMA - A Novel Satellite Access Technique for Mobile and Personal Communication Systems," *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, vol. 10, no. 2, pp. 328–343, 1992.
- [38] A. J. Viterbi, "When Not to Spread Spectrum - A Sequel," *IEEE Communications Magazine*, vol. 23, no. 4, pp. 12–17, April 1985.
- [39] O. Berder, C. Boudier, and G. Burel, "Identification of Frequency Hopping Communications," in *Problems in Modern Applied Mathematics*, ser. ISBN 960-8052-15-7. World Scientific Press, 2000, pp. 259–264.
- [40] D. A. Shedd and D. V. Sarwate, "Construction of Sequences with Good Correlation Properties," *IEEE Trans. on Information Theory*, vol. IT-25, no. 1, pp. 94–97, January 1979.
- [41] G. Angelopoulos, "Etude d'un Récepteur à Etalement de Spectre à Faible Débit," Thèse de Doc. 3ème cycle, Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications, Décembre 1983.
- [42] E. Dahlman, B. Gudmondson, M. Nilsson, and J. Skold, "UMTS/IMT-2000 based on Wideband CDMA," *IEEE Personal Com. Mag.*, vol. 36, pp. 70–80, September 1998.
- [43] Chih-Lin I and R. D. Gitlin, "Multi-Code CDMA Wireless Personal Communications Networks," in *IEEE-ICC*, Seattle, WA, USA, June 1995, pp. 1060–1064.

- [44] Urbashi Mitra, "Comparison of Maximum Likelihood-based Detection for Two Multi-Rate Access Schemes for CDMA Signals," *IEEE Trans. Comm.*, vol. 46, pp. 67–77, January 1999.
- [45] U. Mitra, "Comparative Study of Maximum Likelihood-based Detection for Two Multi-Rate DS/CDMA Systems," in *Int. Symp. Inform. Theory*, Ulm, Germany, June 1997.
- [46] S. Buzzi, M. Lops, and A. Pauciuolo, "Iterative Cyclic Subspace Tracking for Blind Adaptive Multiuser Detection in Multirate CDMA Systems," *IEEE Transactions on Vehicular Technology*, vol. 52, no. 6, pp. 1463–1475, November 2003.
- [47] G. Burel, "Detection of Spread Spectrum Transmission using Fluctuations of Correlation Estimators," in *IEEE-ISPACS*, November 2000.
- [48] C. Williams, M. Beach, D. Neirynek, K. C. A. Nix, K. Morris, D. Kitchener, M. Presser, Y. Li, and S. McLaughlin, "Personal Area Technologies for Internetworked Services," *IEEE Communication Magazine*, vol. 42, no. 12, pp. 15–32, December 2004.
- [49] J. G. Proakis, *Digital Communications*, 4th ed. McGraw-Hill, 1995, no. ISBN 0-07-113814-5, ch. 13, pp. 716–717.
- [50] M. Tsatsanis and G. Giannakis, "Blind Estimation of Direct Sequence Spread Spectrum Signals in Multipath," *IEEE Trans. on Signal Processing*, vol. 45, no. 5, pp. 1241–1252, May 1997.
- [51] E. Moulines, P. D. P., J. Cardoso, and S. Mayrargue, "Subspace Methods for the Blind Identification of Multichannel FIR Filters," *IEEE Trans. on Signal Processing*, vol. 43, pp. 516–525, February 1995.
- [52] H. Bourlard and Y. Kamp, "Auto-Association by Multilayer Perceptrons and Singular Value Decomposition," *Biological Cybernetics*, vol. 59, no. 4-5, pp. 291–294, September 1988.
- [53] P. Gallinari, S. Thiria, and F. Fogelman Soulie, "Multilayer Perceptrons and Data Analysis," in *IEEE International Conference on Neural Networks*, vol. 1, 1988, pp. 391–399.
- [54] P. Baldi and K. Hornik, "Neural Networks and Principal Component Analysis : Learning from Examples without Local Minima," *Neural Networks*, vol. 2, pp. 53–58, 1989.
- [55] E. Oja, "Neural Networks, Principal Components, and Subspaces," *International Journal of Neural Networks Systems*, vol. 1, no. 1, pp. 61–68, 1989.
- [56] H. Abdi, *Les Réseaux de Neurones*, ser. ISBN : 2-7061-0554-2. Presses Universitaires de Grenoble, 1994.
- [57] C. Boudier and G. Burel, "Spread Spectrum Codes Identification by Neural Networks," in *Proceedings of the Multiconference on Circuits, Systems, Communications and Computers (CSCC'2000)*, Vouglia-  
meni, July 10-15 2000, pp. 3901–3906.
- [58] S. Ulukus and R. D. Yates, "A Blind Decorrelating Detector for CDMA Systems," in *IEEE-GlobeCom*, Phoenix, Arizona, USA, November 1997.

- [59] M. Honig, U. Madhow, and S. Verdù, "Blind Adaptive Multiuser Detection," *IEEE Transactions on Information Theory*, vol. 41, no. 14, pp. 944–960, December 1995.
- [60] U. Madhow and M. L. Honig, "MMSE Interference Suppression for Direct-Sequence Spread-Spectrum CDMA," *IEEE Trans on Comm.*, vol. 42, no. 12, pp. 3178–3188, December 1994.
- [61] W. Karen and Maité Brandt-Pearce, "New-User Identification in CDMA System," *IEEE Trans on Comm.*, vol. 46, no. 1, pp. 144–155, January 1998.
- [62] R. T. Causey and J. R. Barry, "Blind Multiuser Detection Using Linear Prediction," *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, vol. 16, no. 9, pp. 1702–1710, December 1998.
- [63] D. Reynolds and X. Wang, "Adaptive Group-Blind Multiuser Detection Based on a New Subspace Tracking Algorithm," *IEEE Trans on Comm.*, vol. 49, no. 7, pp. 1135–1141, July 2001.
- [64] X. Wang and H. Poor, "Blind Multiuser Detection : A Subspace Approach," *IEEE Transactions on Information Theory*, vol. 44, no. 2, pp. 677–690, March 1998.
- [65] X. Wang and Anders H-M, "Group-Blind Multiuser Detection for Uplink CDMA," *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, vol. 17, no. 11, pp. 1971–1984, November 1999.
- [66] Y. Song and S. Roy, "Blind Adaptive Reduced-Rank Detection for DS-CDMA Signals in Multipath Channels," *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, vol. 17, no. 11, pp. 1960–1970, November 1999.
- [67] Bin Yang, "Projection Approximation Subspace Tracking," *IEEE Trans. on Signal Processing*, vol. 43, no. 1, pp. 95–107, January 1995.
- [68] B. Yang, "An extension of the PASTd algorithm to both Rank and Subspace Tracking," *IEEE Signal Processing Letters*, vol. 2, pp. 179–182, September 1995.
- [69] ETSI TS 101475 (v1.3.1), "Broadband Radio Access Networks (BRAN) ; HiperLAN Type 2 ; Physical (PHY) Layer," ETSI, Tech. Rep., December 2001.
- [70] S. Buzzi, M. Lops, and A. M. Tulino, "Blind Adaptive Multiuser Detection for Asynchronous Dual-Rate DS-CDMA Systems," *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, vol. 19, no. 2, pp. 233–244, February 2001.
- [71] M. El-Khamy, S. Elnoubi, and O. A. Alim, "Cyclic Minimum Variance Detection of Multi-Rate DS-CDMA in Multipath Fading Channels," in *XXVIIth URSI General Assembly 2002*, MECC, Maastricht, The Netherlands, August 2002.
- [72] S. Buzzi, V. Krishnamurthy, M. Lops, and H. V. Poor, "Blind Period Selection for Cyclic Adaptive Multiuser Detection in Multi-Rate Multi-Media CDMA Systems," in *2002 IEEE Int. Symp. on Spread Spectrum Theory and its Applications (ISSSTA 2002)*, Prague, Czech Republic, September 2002.
- [73] F. Howard and X. Li, "Direct Blind Multiuser Detection for CDMA without Channel Estimation," *IEEE Trans. on Signal Processing*, vol. 49, no. 1, pp. 1241–1252, January 2001.

- [74] Xiang-Guo Tang and Zhi Ding, "Error Propagation in Blind Sequence Estimation," *IEEE Communications Letters*, vol. 6, no. 6, pp. 265–267, June 2002.
- [75] U. Madhow and M. Honig, "MMSE Interference Suppression for Direct Sequence Spread Spectrum CDMA," *IEEE Transactions on Communications*, vol. 42, no. 12, pp. 3178–3188, December 1994.
- [76] R. Lupas and S. Verdù, "Linear Multi-User Detectors for Synchronous Code-Division Multiple-Access Channels," *IEEE Trans. on Inform. Theory*, vol. 35, pp. 123–136, January 1989.
- [77] G. L. Turin, "Introduction to Spread-Spectrum : Anti-Multipath Techniques and their Applications to Urban Digital Radio," *IEEE Proc.*, vol. 68, no. 3, pp. 328–53, March 1980.
- [78] P. B. Rapajic and B. S. Vucetic, "Adaptive Receiver Structures for Asynchronous CDMA Systems," *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, vol. 12, pp. 685–697, May 1994.
- [79] M. L. Honig, M. J. Shensa, S. L. Miller, and L. B. Milstein, "Performance of Adaptive Linear Interference Suppression for DS-SS-SS in the presence of Flat Rayleigh Fading," in *IEEE Vehicular Technology Conference*, Arizona, USA, May 1997, pp. 2191–2195.
- [80] Bin Yang, "Asymptotic Convergence Analysis of Projection Approximation Subspace Tracking Algorithms," *Signal Processing, Special Issue on Subspace Methods*, vol. 50, pp. 123–136, 1996.
- [81] L. Bouillot and M. Sidahmed, "Approches Cyclostationnaire et Bilinéaire des Signaux Vibratoires d'Engrenage," *Revue Française de Mécanique*, 1998.
- [82] H. Krim and J. G. Poakis, "Smoothed Eigenspace-based Parameter Estimation," *Automatica, Special Issue on Statistical Signal Processing and Control*, January 1994.
- [83] S. Marcos, *Les Méthodes à Haute Résolution-Traitement d'Antenne et Analyse*, ser. ISBN : 2-86601-662-9. Hermès, 1998.

# Liste de publications

## Communications dans des conférences internationales à comité de lecture

- R. GAUTIER, C. Nsiala Nzéza et G. BUREL. Synchronisation et Estimation Aveugle de Séquences d'Étalement pour une Transmission de type CDMA en Liaison Descendante , *IEEE-SCS (Signaux, Circuits, Systèmes)*, Monastir, Tunisie, Mars 2004.
- C. Nsiala Nzéza, R. GAUTIER and G. BUREL. Blind Synchronization and Sequences Identification in CDMA Transmissions, *IEEE-AFCEA-MilCom*, Monterey, California, USA, November 2004, vol. 3, pp. 1384 - 1390.
- C. Nsiala Nzéza, R. GAUTIER and G. BUREL. Blind Multiuser Detection in Multirate CDMA Transmissions Using Fluctuations of Correlation Estimators, *49<sup>th</sup> Annual IEEE-GlobeCom*, San Francisco, California, USA, November 2006.
- C. Nsiala Nzéza, R. GAUTIER and G. BUREL. Parallel Blind Multiuser Synchronization and Sequences Estimation in Multirate CDMA Transmissions, *40<sup>th</sup> Annual IEEE- Asilomar Conference on Signals, Systems, and Computers*, Pacific Grove, California, USA, October 2006.
- C. Nsiala Nzéza, R. GAUTIER and G. BUREL. Blind Multiuser Identification in Multirate CDMA Transmissions : A New Approach, *40<sup>th</sup> Annual IEEE-Asilomar Conference on Signals, Systems, and Computers*, Pacific Grove, California, USA, October 2006.

## Articles soumis à des revues internationales à comité de lecture

- C. Nsiala Nzéza, R. GAUTIER et G. BUREL. Récepteur Adaptif Multi-Standards pour les Transmissions AMRC en Contexte non Coopératif, *Revue Traitement du Signal*, en cours de soumission.







## Résumé

**Mots clés : Étalement de spectre, accès multiple par répartition de code (AMRC), détection multi-utilisateurs aveugle, identification des standards de télécommunication, synchronisation aveugle, identification aveugle de séquences d'étalement, estimation aveugle, surveillance de spectre, interception.**

L'étalement de spectre par séquence directe occupe une place prépondérante dans les systèmes de télécommunication utilisant la technique d'accès multiple par répartition de code : ce sont les systèmes dits de troisième génération (3G). En effet, ces systèmes permettent des trafics de données diverses à très hauts débits et l'accès simultané d'un très grand nombre d'utilisateurs. Dans le cadre de la surveillance du spectre radio fréquence, se posent alors les problèmes de la différenciation de ces systèmes et de la reconnaissance automatique des signaux à spectre étalé par séquence directe, sans connaissance a priori sur les systèmes de transmission. C'est dans ce contexte dit non coopératif que se situe le cadre de ce travail.

La première phase de l'identification est la détection multi-utilisateurs aveugle des signaux à spectre étalé interférents. Nous avons montré que ces signaux peuvent être détectés grâce à leur effet sur les fluctuations d'estimateurs statistiques. Cette méthode permet également d'estimer les périodes symboles et ainsi d'isoler les groupes de signaux transmis au même débit (c'est-à-dire, les différents systèmes).

La seconde phase est la synchronisation dans chaque groupe. Elle consiste à affiner la période symbole obtenue lors de la première phase et, pour chaque signal du groupe, à évaluer de manière précise le début du premier symbole. Nous avons d'abord étendu au cas multi-utilisateurs la technique consistant à maximiser la norme carrée de la matrice de covariance du signal intercepté. La courbe de synchronisation obtenue présente alors des pics, dont le nombre correspond au nombre d'utilisateurs interférents. Toutefois, nous avons montré que certains de ces pics pouvaient être masqués. Partant de ce constat, nous avons développé une méthode originale de synchronisation consistant à maximiser les valeurs propres prépondérantes de la matrice de covariance. Une étude théorique des performances de ces deux techniques, après la synchronisation, prouve la robustesse de la nouvelle méthode.

Enfin, une fois les signaux synchronisés, nous avons présenté une méthode d'estimation des séquences d'étalement utilisées à l'émission ainsi que des symboles transmis. Les performances simulées, en terme de taux d'erreurs chip et binaire moyens, confirment les résultats théoriques.



## Abstract

**Keywords : Spread spectrum, code division multiple access (CDMA), blind multiuser detection, identification of telecommunication systems, blind synchronization, blind spread spectrum sequences identification, blind estimation, spectrum surveillance, interception.**

Direct-sequence spread spectrum (DS-SS) is widely used in CDMA-based systems for third generation (3G) networks. Indeed, the 3G systems allow high data rates transmissions and the simultaneous access of a very large number of users. In the spectrum surveillance context, i.e. without prior knowledge about the transmitters, we present new methods for differentiating telecommunication standards and estimating all the parameters of a DS-SS transmission.

First, a blind DS-SS multiuser detection scheme is performed. It is based on DS-SS signals effects on the fluctuations of statistical estimators. Furthermore, this method is able to estimate symbol periods, and thus, to determinate the groups of users transmitting at the same data rate (i.e. telecommunication systems).

Then, a fast and efficient blind synchronization scheme is performed within each group. It consists in adjusting more precisely the symbol period, and, for each interfering user within a group, in estimating the beginning of the first whole symbol. We initially extended to the multiuser case the technique consisting in maximizing the square norm of the intercepted signal covariance matrix. The synchronization curve obtained presents peaks, the number of which is equal to the number of interfering users. However, we showed that some of these peaks could be masked. These considerations led us to develop an original synchronization method. It consists in maximizing the largest eigenvalues of the covariance matrix. Theoretical analysis of the performances of both schemes, after the synchronization process, proved the robustness of the new method.

Finally, once the synchronization process has been performed, linear algebra techniques allowed us to estimate the spreading sequences of the transmitters and the transmitted symbols. The simulated performances, in term of mean bit error and mean chip error rates, confirmed the theoretical results, and showed the efficiency of the new synchronization method.