

UNIVERSITE PARIS-EST MARNE-LA-VALLEE

ÉCOLE DOCTORALE MSTIC

THÈSE Pour obtenir le grade de

Docteur de l'Université Paris-Est Spécialité : Électronique, optronique et systèmes Soutenue le 6 mars 2013

ANALYSE DE L'EXPOSITION AUX ONDES ELECTROMAGNETIQUES DES ENFANTS DANS LE CADRE DES NOUVEAUX USAGES ET NOUVEAUX RESEAUX

Amal GHANMI

Directrice de thèse : Odile PICON

Encadrant de thèse : Joe WIART

Rapporteurs:

Mr Christian Person	Professeur Télécom Bretagne.
Mr Alain Sibille	Professeur Télécom ParisTech.

Examinateurs:

Mme Odile PiconProfesseur Université Marne la vallée.Mme Elodie RichalotProfesseur Université Marne la vallée.Mr Hans WackernagelIngénieur de recherche Ecole des Mines de Paris.Mr David LautruMaître de conférences Université Pierre et Marie Curie.Mme Shermila MostarshediMaître de conférences Université de Marne la vallée.Mr Joe WiartIngénieur Expert Orange Labs

Sommaire

SOMMAIRE	
INDEX DES TABLEAUX ET DES FIGURES	7
ACRONYMES	
RESUME	
INTRODUCTION	
CHAPITRE I : QUANTIFICATION NUMERIQUE DE L'EX ELECTROMAGNETIQUES ET CHALLENGE DE LA VARIAN 23	XPOSITION AUX ONDES BILITE EN DOSIMETRIE.
I. CONTEXTE GLOBAL DE L'ETUDE	
II. INTERACTION ONDES-PERSONNES	
II.1. Contexte	
II.2. Débit d'Absorption Spécifique : DAS	
III. LA DOSIMETRIE ET LES NORMES	
III.1. Les limites d'exposition	
III.2. Standards de dosimétrie	
III.3. Les normes relatives aux téléphones mobiles	
IV. MODELISATION ELECTROMAGNETIQUE DES INTERACTIONS ON	NDES PERSONNES
IV.1. Méthode des différences finis dans le domaine temporel (FDTD) 30
IV.2. Modèles de corps humain	
IV.3. Modèle à l'aide d'un fantôme homogène : SAM	
IV.4. Modèles de tête / corps entier hétérogènes	
IV.5. Sources d'exposition proches	
V. CHALLENGE DE LA VARIABILITE EN DOSIMETRIE	
VI. PROJETS COLLABORATIFS ET CONTRIBUTION DE CETTE THESH	
VI.1. ANR Kidpocket	
VI.2. FP7 Mobi-Kids	
CHAPITRE II : CARACTERISATION DE L'EXPOSITION TELEPHONES PORTABLES GENERIQUES	CEREBRALE PAR DES
I. INTRODUCTION	
II. ETAT DE L'ART DES MODELES UTILISES	
II.1. Modèles numériques de téléphones portables	
II.2. Modèles numériques de têtes	
II.3. Calcul du DAS	
II.4. Normalisation du DAS	
III. INFLUENCE DE LA LATERALITE	

	III.1.	Mode « Voix »	. 46
	<i>III.2</i> .	DAS_{10g} IEEE et DAS_{1g}	. 46
	<i>III.3</i> .	DAS moyenné et puissance absorbée dans les structures cérébrales	. 49
	<i>III.4</i> .	Distribution de l'énergie RF absorbée par les différentes structures anatomiques	du
cerveau		52	
	<i>III.5</i> .	Mode « Data »	. 53
	<i>III.6</i> .	DAS_{10g} IEEE et le DAS_{1g}	. 53
	<i>III.7</i> .	DAS moyenné et la puissance absorbée dans les structures cérébrales	. 54
IV.		COMPARAISON ENTRE TETE D'ADULTE ET TETE D'ENFANT	. 56
V.		INFLUENCE DE LA POSITION DU TELEPHONE	. 57
	<i>V.1</i> .	Positionnement du téléphone	. 58
	<i>V.2</i> .	$DAS_{10g}IEEE$ et le DAS_{1g} cerveau	. 59
	V.3.	Analyse du DAS induit dans les différentes régions du cerveau	. 61
	<i>V.4</i> .	Comparaison de l'exposition du cerveau à 900 MHz et 1800 MHz	. 63
	V.5.	Localisation du DAS maximum	. 64
	V.6.	Discussion	. 66
VI.	•	METRIQUE DE RESSEMBLANCE OU «LIKELIHOOD CRITERION»	. 66
	VI.1.	Représentativité des 5 positions	. 68
	VI.2.	Comparaison inter-modèles	. 75
VI	I.	Conclusion	. 80
CHAPITRE CHEZ LES	III ENF	ANALYSE DE L'EXPOSITION DES ORGANES REPRODUCTEU	RS 83
L.	Co	NTEXTE DE L'ETUDE	. 83
II.		Modeles d'enfant	. 83
III.		Technique de positionnement du telephone	. 84
IV.	•	VALIDATION DES MODELES TRONQUES	. 87
V.		QUANTIFICATION DE L'EXPOSITION	. 88
	V.1.	Distribution spatiale du DAS dans le modèle tronaué	. 88
	V.2.	$DAS_{10\sigma}$ IEEE dans le modèle tronqué	. 90
	V.3.	DAS _{1a} dans les organes reproducteurs	. 91
	V.4.	Puissance absorbée et DAS _{mov} dans les organes reproducteurs	. 93
	V.5.	Localisation des maximums de DAS dans les organes reproducteurs	. 97
	V.6.	Distance entre l'antenne et le maximum du DAS	. 99
	V.7.	Position angulaire	100
VI.		Conclusion	101
CHAPITRE ETAT DE I	IV 'AR	GESTION DES INCERTITUDES EN DOSIMETRIE NUMERIQU	JE-
I	INT	RODUCTION	103
ı. II		PROPAGATION ET OLIANTIFICATION DES INCERTITUDES EN DOSIMETRIE	104
11.			1 U T

II.1. Notion d'incertitudes en simulation numérique1	04
II.2. Propagation de l'incertitude : méthodologie1	05
II.3. Méta-modèles pour la propagation d'incertitudes1	06
III. DEVELOPPEMENT SUR LA BASE DU CHAOS POLYNOMIAL 1	07
III.1. Base du chaos polynomial1	07
III.2. Estimation des coefficients du CP1	08
III.3. Plans d'expériences numériques1	10
III.4. Validation du méta-modèle1	12
IV. POST DE TRAITEMENT DU COEFFICIENT DU PC 1	15
IV.1. Analyse des moments statistiques1	15
IV.2. L'analyse de sensibilité1	17
V. FLEAU DE LA DIMENSION : ETAT DE LA QUESTION 1	18
V.1. Stratégie de troncature hyperbolique1	18
V.2. Régression itérative1	20
<i>V.3.</i> Le LAR adaptatif pour la construction des approximations par PC creux 1	23
CHAPITRE V : APPLICATIONS EN DOSIMETRIE NUMERIQUE	26
I. Cas d'application ${\tt N}^\circ{\tt 1}$: Telephone pres de la tete	26
I.1. Description du problème1	26
I.2. Procédure de la régression itérative1	28
I.3. Application de l'algorithme de LAR adaptative1	35
I.4. Analyse de sensibilité 1	42
II. Cas d'application $N^{\circ}2$: Telephone porte pres du corps 1	45
II.1. Description du problème1	45
II.2. Modélisation adaptative des réponses du DAS10g et DAS1g 1	47
II.3. Analyse de sensibilité 1	51
III. CONCLUSION	53
CHAPITRE VI : CONCLUSION ET PERSPECTIVES	55
I. CARACTERISATION DE L'EXPOSITION REELLE GENEREE PAR UN TELEPHONE PORTABLE 1	55
II. GESTION D'INCERTITUDE ASSOCIEE A LA VARIABILITE EN DOSIMETRIE NUMERIQUE 1	56
BIBLIOGRAPHIE	59
ANNEXES	68
- ANNEXE A - METHODE DES DIFFERENCES FINIES DANS LE DOMAINE TEMPOREL « FDTD » 1	70
- ANNEXE B - RESULTATS DES SIMULATIONS FDTD DE TELEPHONE	74
- ANNEXE C - CHOIX DE LA TRONCATURE HYPERBOLIQUE 1	76
- ANNEXE D - APPLICATION DE L'ALGORITHME « REGRESSION ITERATIVE » 1	79
- ANNEXE E - LEAST ANGLE REGRESSION « LAR » 1	84
- ANNEXE F - INDICES DE SENSIBILITE 1	88
PUBLICATIONS PERSONNELLES	90

Index des tableaux et des figures

Figures :

Figure I-1 : Quelques exemples d'utilisation du spectre électromagnétique (http://www.inrs.fr/)
Figure I-2 : Exemple d'articles de presse sur les inquiétudes sur les ondes électromagnétiques. 24
Figure I-3 : Banc de mesure de DAS en laboratoire
Figure I-4 : Répartition du DAS induit dans une tête hétérogène par un téléphone portable à 900 MHz (à droite) et dans un corps entier exposé à une onde plane (à gauche)
Figure I-5: Protocole de mesure du DAS selon la norme IEC 62209.1
Figure I-6 : Performance des GPU en fonction de la taille du problème
Figure I-7 : Modèle de la tête du fantôme SAM
Figure I-8 : Exemples de modèles de corps entier (de gauche à droite : Visible human, Zubal, modèle coréen, modèle masculin japonais, Norman, modèle féminin japonais)
Figure I-9 : Modèles de tête des enfants de différentes classes d'âge
Figure I-10 : Exemple des sources de radiofréquences
Figure I-11 : Exemples des modèles représentatifs de différentes catégories de téléphones commerciaux développés dans l'équipe d'Orange Labs
Figure I-12 : Propagation d'incertitudes en simulation numérique
Figure II-1 : Modèles génériques de téléphones portables
Figure II-2 : Coefficient de réflexion S11 en dB du modèle 1 en espace libre, à proximité du fantôme plan et avec la tête du SAM
Figure II-3 : Setup expérimental pour la validation du modèle de source
Figure II-4 : Distribution de DAS induit par le modèle 1.1 par mesure et par simulation FDTD
Figure II-5 : Illustration des modèles de tête utilisés
Figure II-6 : Le cerveau avec ses différents tissus et régions anatomiques
Figure II-7 : Résultats sur les modes d'usage des téléphones portables

Figure II-8 : Configurations d'usage « voix et data » du téléphone portable
Figure II-9 : Epaisseur des oreilles pour les deux modèles de tête
Figure II-10 : Influence du point d'excitation de l'antenne sur la distribution de DAS
Figure II-11 : DAS_{moy} induit par un téléphone en position « Cheek » dans les différentes régions cérébrales de la tête de Duke. 50
Figure II-12 : Répartition de la puissance absorbée par les différentes régions cérébrales dans la tête de Duke pour un téléphone en position « Cheek »
Figure II-13 : Distribution du Champ E induit par différents téléphones portables dans la tête de Duke pour un téléphone en position « Cheek » à 900 MHz et 1800 MHz
Figure II-14 : Exemple de la distribution de DAS générée par le modèle 1 en position Cheek (en haut) et Tilt (en bas) dans la tête de Duke à 900 MHz et 1800 MHz
Figure II-15 : Distribution du DAS induit par les modèle 1 (fermé) et 3 utilisés en mode « Data »
Figure II-16 : Répartition de la puissance absorbée dans le lobe frontal et temporal à 900 MHz pour un téléphone utilisé en mode « Data »
Figure II-17 : Valeurs de DAS_{moy} dans les lobes temporal et frontal de la tête de Duke 56
Figure II-18 : Variation avec l'âge de l'épaisseur du crâne [selon W.Koenig et al, 1995] 57
Figure II-19 : Méthodologie de positionnement de téléphone
Figure II-20 : Distribution du DAS_{10g} pour les 80 positions associées aux modèles 1 et 2 60
Figure II-21 : Distribution du DAS _{1g} pour les 80 positions associées aux modèles 1 et 2 61
Figure II-22 : Le DAS _{moy} dans les différentes régions du cerveau à 900 MHz
Figure II-23 : DAS _{moy} dans le lobe temporal et le cervelet du demi-hémisphère gauche à 1800 MHz
Figure II-24 : Distribution globale du DAS à une résolution de 1 mm
Figure II-25 : Localisation du maximum de DAS dans le cerveau
Figure II-26 : Distribution de la distance entre le maximum de DAS et le barycentre pour les 80 positions
Figure II-27 : Contours de à -6 dB avec différents types de filtre
Figure II-28 : Description simplifiée des critères de ressemblance
Figure II-29 : Zone d'observation dans le cerveau

Figure II-30 : Comparaison de la distribution du DAS associée aux 80 positions et 5 positions pour le modèle 1
Figure II-31 : Critères de ressemblance pour le modèle 2 de téléphone
Figure II-32 : Comparaison de la distribution du DAS pour les modèles 1 et 275
Figure II-33 : Comparaison de la distribution du DAS pour les modèles 1-1 et 377
Figure II-34 : Comparaison de la distribution du DAS pour les modèles 1 et 5
Figure II-35 : Comparaison de la distribution du DAS pour les modèles 2 et 379
Figure III-1 : Modèles de Louis (14 ans) et d'Eartha (8 ans)
Figure III-2 : Paramètres de positionnement du téléphone sur la cuisse
Figure III-3 : Modèle de téléphone PDA : (a): vue externe, (b) : vue interne
Figure III-4 : Distribution du DAS dans le modèle tronqué de Louis
Figure III-5 : Distribution du DAS dans le modèle tronqué d'Eartha
Figure III-6 : Distributions cumulatives du DAS_{10g} calculés à partir de deux modèles90
Figure III-7 : Distribution cumulatives du DAS _{1g}
Figure III-8 : Distribution de la puissance absorbée par l'appareil génital par rapport à la puissance absorbée totale pour les modèles de Louis et d'Eartha
Figure III-9 : Distribution de la puissance absorbée par les différents organes reproducteurs masculins
Figure III-10 : Distribution du DASmoy dans l'appareil reproducteur masculin
Figure III-11 : Distribution de la puissance absorbée par les différents organes reproducteurs chez Eartha
Figure III-12 : Distribution du DAS _{moy} dans les organes reproducteurs féminins
Figure III-13 : Distance entre le maximum du DAS et la source d'excitation
Figure III-14 : Evolution du DAS_{1g} en fonction de la distance gap-maximas
Figure IV-1 : Influence de la morphologie sur le DAS induit dans le corps entier [Conil, 2008]
Figure IV-2 : Méthodologie "incertitude"[Uncertainty in industrial practice- A guide to quantitative uncertainty management, E de Rocquigny, N.Devictor, S.Tarantola, John Wiley, 2008]

Figure IV-3 : Représentations des 30 (en haut) et 100 (en bas) premiers points obtenus par différents types d'échantillonnage (Monte Carlo, LHS et ILHS) en dimension 2 112
Figure IV-4 : Les 30 et 100 premiers points d'une suite de Sobol' en dimension 2 112
Figure IV-5 : Post-traitements déterminés avec le développement de la réponse sur le chaos polynomial
Figure IV-6 : Exemples des troncatures hyperboliques basée sur les q-normes (0 <q≤1) 119<="" td=""></q≤1)>
Figure IV-7 : Evolution de la base des CP en fonction du paramètre q de l'ensemble AqM, p pour les ordres polynomiaux p= 3, 5, 7 pour M=2
Figure IV-8 : Procédure itérative pour construire un Chaos Polynomial creux 122
Figure IV-9 : Principe du NLHS
Figure IV-10 : Procédure du LAR adaptatif pour construire un Chaos Polynomial creux [Blatman, 2011]
Figure V-1 : Description du problème
Figure V-2 : Evolution du cardinal de l'ensemble en fonction du degré p dans le cas de 4 paramètres aléatoires d'entrée
Figure V-3 : Evolution de l'estimateur de l'erreur (1-Q ²) dans le cas un développement par CP plein et creux pour le modèle de DAS10g
Figure V-4 : Courbes de la densité de probabilité (obtenues avec la méthode de Kernel [Wand, 1995]) du modèle de DAS10g obtenue avec la méthode Monte-Carlo (10 000 tirages)
Figure V-5: Estimation des coefficients de régression (ligne rouge discontinue correspond à la solution optimale par la validation croisée modifiée) sélectionnés avec par le LAR pour une précision cible Q2 de 0.99
Figure V-6: Courbes de la densité de probabilité du modèle de DAS _{10g} obtenue avec 10 000 tirages Monte-Carlo à partir des représentations par CP plein et CP creux (pour un Qcible2=0.999)
Figure V-7: Convergence de l'erreur empirique de la représentation par CP plein et creux pour la réponse DAS10g
Figure V-8: Courbe de la densité de probabilité des valeurs du DAS10g obtenue à partir des 122 simulations FDTD
Figure V-9 : Densité de probabilité du DAS1g avec 100 simulations FDTD (gauche) et 10 000 tirages Monte-Carlo (droite)
Figure V-10 : Paramètres du positionnement de téléphone

Figure V-11 : Indices de sensibilité estimés à partir d'une représentation par CP creu modèles du DAS10g et DAS1g générés par le LAR adaptatif	x pour les 145
Figure V-12 : Description du problème 2.	146
Figure V-13 : Densité de probabilité du DAS10g avec 100 simulations FDTD (g 10 000 tirages Monte-Carlo (droite)	gauche) et 149

Figure V-14: Indices de sensibilité totaux pour les réponses approchés du DAS10g (gauche) et du DAS1g (Droite) à partir de l'approximation par CP creux obtenu par le LAR adaptatif. 153

<u>Tableaux :</u>

Tableau I-1 : Restrictions de base pour les champs électriques et magnétiques alternatifs à desfréquences allant jusqu'à 10 GHz pour la population générale.27
Tableau I-2 : Temps de calcul dans le cas des simulations de tête avec un téléphone mobile en FDTD (à droite)
Tableau II-1 : Valeurs de DAS _{10g} IEEE estimés dans les têtes de Duke et Louis à 900 MHz et 1800 MHz
Tableau II-2 : Valeurs de DAS _{1g} estimés dans les têtes de Duke et Louis à 900 MHz et 1800 MHz
Tableau II-3 : Valeur du DAS_{moy} induit dans le lobe temporal de la tête de Duke pour une exposition ipsilatérale ou controlatérale pour un téléphone en position « Cheek »
Tableau II-4 : Valeurs du DAS_{10g} et du DAS_{1g} estimées dans la tête de Duke et de Louis pour chaque modèle de téléphone à 900 MHz
Tableau II-5 : Les valeurs maximales du DAS _{10g} et le DAS _{1g} et leurs positions correspondantes. 59
Tableau II-6 : Conditions de ressemblance pour la distance des points max
Tableau II-7 : Conditions de ressemblance pour la surface. 70
Tableau II-8 : Conditions de ressemblance pour le volume
Tableau II-9 : Condition de ressemblance pour l'angle d'orientation. 71
Tableau II-10 : Récapitulatif des critères de ressemblance pour le modèle 1 de téléphone à 900MHz et 1800 MHz
Tableau II-11 : Récapitulatif des critères de ressemblance pour le modèle 2 de téléphone à 900MHz et 1800 MHz
Tableau II-12 : Critère de ressemblance entre le modèle 1 et le modèle 2 pour les 80 positions.

Tableau II-13 : Critères de ressemblance pour le modèle 1 et le modèle 3. 77
Tableau II-14 : Critères de ressemblance pour le modèle 1 et le modèle 5
Tableau II-15 : Critères de ressemblance pour le modèle 2 et le modèle 3. 79
Tableau II-16 : Critères de ressemblance pour les modèles 1.1 et 1.2 79
Tableau II-17 : Critères de ressemblance pour le modèle 2 et le modèle 5. 80
Tableau III-1 : Caractéristiques physiques et morphologiques des modèles utilisés
Tableau III-2: Volume de chaque organe dans l'appareil reproducteur masculin
Tableau III-3 Volume de chaque organe dans l'appareil reproducteur féminin
Tableau III-4 : Comparaison des valeurs de DAS calculées selon la configuration utilisée pour placer le téléphone dans le cas du modèle de Louis
Tableau III-5 : Comparaison du nombre de cellules de 1mm ³ contenues dans chaque modèle.
Tableau III-6 : Comparaison des valeurs de DAS obtenues avec un modèle de corps entiers et un modèle tronqué pour une même position de téléphone
Tableau III-7 : Récapitulatif des calculs du DAS_{10g} induit dans le modèle de Louis
Tableau III-8 : Récapitulatif des calculs du DAS_{10g} induit dans le modèle d'Eartha
Tableau III-9 : Récapitulatif des calculs du DAS _{1g} induit dans l'appareil génital chez le modèle de Louis. 92
Tableau III-10 : Récapitulatif des calculs du DAS _{1g} induit dans l'appareil génital chez le modèle d'Eartha
Tableau III-11 : Nombre de maximas de DAS dans les organes reproducteurs chez Louis97
Tableau III-12 : Nombre de maximas de DAS dans les organes reproducteurs chez Eartha 98
Tableau III-13 : Classification des DAS _{1g} maximum dans les organes reproducteurs selon la position angulaire pour Louis. 100
Tableau III-14 : Classification des DAS_{1g} maximum dans les organes reproducteurs selon la position angulaire pour Eartha
Tableau IV-1 : Familles des polynômes du Chaos en fonction de la distribution des variables stochastiques
Tableau IV-2 : Nombre de simulation à réaliser en fonction de l'ordre de polynômes dans le cas de quatre variables incertaines [Aiouaz, 2011]

Tableau IV-3 : Nombres de polynômes P dans la base du chaos (M est le nombre de variables aléatoires de la base, p l'ordre maximal)
Tableau V-1 : Intervalle de variations des paramètres d'entrées
Tableau V-2 : Evolution du nombre de simulations N, les moments statistiques d'ordre 1 et 2 en fonction de la condition d'arrêt Q^2_{cible} pour un développement creux par CP de la réponse du modèle de DAS10g
Tableau V-3 : Estimation de la moyenne et l'écart type de générés par les deuxapproximations usuelle par CP pour la réponse de DAS10g.131
Tableau V-4 : Evolution du nombre de simulations N, de la moyenne et de l'écart-type en fonction de la condition d'arrêt Q ² _{cible} pour un développement creux par CP de la réponse du DAS1g
Tableau V-5 : Estimation de la moyenne et de l'écart-type générés par une approximationusuelle par CP pour la réponse du DAS1g.135
Tableau V-6 : Comparaison des valeurs de la moyenne, de l'écart-type et du quantile à 95% des distributions du DAS10g obtenues à partir des simulations FDTD et Monte-Carlo 140
Tableau V-7 : Comparaison des valeurs de la moyenne, écart-type et le quantile à 95% des distributions du DAS10g obtenues à partir des FDTD et de la méthode Monte-Carlo 142
Tableau V-8 : Estimation des indices de sensibilité générés par le développement par CP pleinet CP creux pour la réponse du DAS10g
Tableau V-9 : Estimation des indices de sensibilité générés par le développement par CP plein et CP creux pour la réponse de DAS1g. 144
Tableau V-10 : Intervalle de variations des paramètres d'entrées
Tableau V-11 : Estimation de la moyenne et l'écart-type générés par les deux approximations(usuelle et creuse) par CP pour la réponse du DAS10g.148
Tableau V-12 : Comparaison des valeurs de la moyenne, l'écart-type et le quantile à 95 % des distributions du DAS10g obtenues à partir des FDTD et de la méthode Monte-Carlo 150
Tableau V-13 : Estimation de la moyenne et l'écart type de générés par les deux approximations (usuelle et creuse) par CP pour la réponse du DAS1g
Tableau V-14 : Comparaison des valeurs de la moyenne, de l'écart-type et du quantile à 95% des distributions du DAS1g obtenues à partir des simulations FDTD et Monte-Carlo 151
Tableau V-15 : Estimation des indices de sensibilité (indices d'ordre 1, ordre 2) générés par les différentes approximations par CP pour la réponse du DAS (DAS10g et DAS1g) 152

Acronymes

ANFR	Agence National des FRéquences	
ANR	Agence National de la Recherche	
CDF	Fonction de Distribution Cumulative	
CENELEC	European Committee for Electrotechnical	
	Standardisation	
СР	Chaos Polynomial	
CPU	Central Processing Unit	
DAS	Débit d'absorption Spécifique	
DAS _{10g}	Débit d'absorption Spécifique moyenné sur 10g	
DAS_{1g}	Débit d'absorption Spécifique moyenné sur 1g de	
-	tissu contigu	
DCS	Digital Cellular System	
DECT	Digital Enhanced Cordless Telephone	
EM	Electromagnétique	
Err _{Loo}	Leave-one-out Error	
FCC	Federal Communications Commission	
FDTD	Finite Difference Time Domain	
GPU	Graphics Processing Unit	
GSM	Global System for Mobile Communications	
GSM1800	GSM à 1800MHz	
GSM900	GSM à 900MHz	
ICNIRP	International Commission on Non-Ionizing Radiation	
	Protection.	
IEC	International Electrotechnical Commission	
IEEE	Insitute of Electrical and Electronic Engineers	
iLHS	improved Latin Hypercube	
IS	Index Sparcity	
LAR	Least angle regression	
LHS	Latin Hypercube Sampling	
LTE	Long Term Evolution	
M C	Monte-Carlo	
NFC	Near field communication	
NLHS	Nested Latin Hypercube Sampling	
P _{abs}	Puissance absorbée	
PDF	Densité de Probabilité	
PML	Perfect Matched Layers	
RF	Radio Frequency	
RFID	radio frequency identification	
S	Densité de Puissance	
SAM	Specific Anthropomorphic Mannequin	
SAR	Specific Absorption Rate	

UMTSUniversal Mobile Telecommunications SystemWiFiWireless Fidelity

Résumé

Résumé : Dans un contexte d'évolution incessante des moyens de communications sans fil, les inquiétudes perdurent malgré les législations existantes. L'accroissement d'usages divers et variés des téléphones mobiles impliquent des questionnements sur l'exposition induite par ces nouveaux usages. Ce manuscrit permet d'enrichir les connaissances en dosimétrie numérique en prenant en considération la variabilité des conditions d'utilisation. Pour une évaluation précise de l'exposition, la méthode des Différences Finies dans le Domaine Temporel (FDTD) qui a prouvé son efficacité, est employée. L'objectif est de quantifier précisément le Débit d'Absorption Spécifique (DAS) induit dans des organes comme le cerveau et les organes reproducteurs. Dans cette analyse, une attention particulière sera portée sur les usages potentiels des téléphones portables par les enfants. Le choix des configurations couvre différentes technologies, usages et bandes de fréquences permettant d'étudier la sensibilité du DAS à la variabilité de ces paramètres, pour une meilleure maîtrise de l'exposition réelle, au-delà du problème de la conformité. Le nombre important des variables oblige à simplifier les modèles de simulation par la construction de méta-modèles statistiques afin de réduire les coûts de calcul. La méthode spectrale par Chaos Polynomial (CP) dédiée à la gestion des incertitudes et à l'analyse de sensibilité est adoptée pour la mise en place d'un modèle approché du DAS. Afin d'aboutir à une représentation par CP fiable et peu coûteuse en termes de simulations, l'utilisation par CP creux et adaptatif est appliquée. Seuls les termes les plus significatifs sont retenus dans la décomposition par CP. Cette approche est appliquée aux problèmes en dosimétrie numérique afin de propager les incertitudes portant sur les paramètres d'entrée dans les simulations et de quantifier l'impact de ces incertitudes sur l'exposition (e.g. impact de la localisation du téléphone sur la dispersion du DAS) avec un faible coût de calcul.

Mots clé : Exposition réelle, Débit d'absorption Spécifique (DAS), variabilité, FDTD, gestion d'incertitude, approximation par Chaos Polynomial, Conception creuse et adaptative.

Abstract: Nowadays, wireless communication systems are being more and more developed, however, concern about their effects persist, despite of existing legislations. Indeed, the increasing use of mobile phone leads to address exposure issues to these devices. The objective of this thesis is to give better insights on numerical dosimetry, based on its configurations' variability. In order to evaluate the real exposure, we employ the well-known Finite-difference time-domain method (FDTD), which has already proven its efficiency. We aim at quantifying precisely the generated Specific absorption rate (SAR) on some human organs such as the brain and reproductive organs. In this work, we particularly focus, among other aspects, on the impact of mobile phones on children. We investigate different configurations involving various technologies, usages and frequency bands, such that we can study the SAR sensitivity to these parameters and, consequently, has the best possible estimate of the actual exposure level, independently of conformity issues. Due to the large number of parameters to be considered to deal with such an analysis, we simplify our simulation model by building statistical meta-models that enable us to reduce the calculation cost. Such meta-model can be built using a polynomial expansion based on the Polynomial Chaos (PC). The challenge is then to estimate the weighting polynomials coefficients using a limited number of FDTD calculations. We therefore used parsimonious approximations, which aim to automatically identify the most significant terms in the PC decomposition, by a sparse and adaptive conception. Such approximations were applied to two numerical dosimetry problems such as the influence of the phone position on the SAR distribution in brain tissues or the SAR distribution in children reproductive organs. They were also used to analyze the SAR model sensitivity featuring different input parameters.

Key words: Real exposure, Specific absorption rate (SAR), variability, Finite-difference timedomain method (FDTD), uncertainty propagation, Polynomial Chaos (PC), sparse and adaptive conception.

Introduction

Les communications sans fil entre personnes sont au cœur de nombreuses activités professionnelles et ludiques. Aujourd'hui, au niveau mondial, près de 6 milliards de personnes utilisent un téléphone portable (Figure 1 :). En France, les utilisateurs de mobiles sont aujourd'hui plus de 50 millions. Face à cette réussite technologique et à l'arrivée permanente sur le marché de nouveaux systèmes sans fil utilisant les ondes électromagnétiques comme moyen de communication, il est légitime de se poser les questions relatives aux interactions des ondes avec la personne.



Figure 1 : Evolution de nombre des utilisateurs de téléphone portable dans le monde

En dépit des législations existantes, ces questions sont devenues très importantes avec l'évolution des usages et la multiplicité des sources d'exposition. Parmi ces questions se trouvent les inquiétudes liées à l'exposition des enfants aux systèmes de communication sans fil.

Aujourd'hui, les limites d'exposition aux radiofréquences pour les utilisateurs de téléphones portables sont définies avec la grandeur physique dénommée DAS ou Débit d'Absorption Spécifique, exprimée en W/kg. Les études biomédicales qui ont été menées jusqu'à maintenant n'ont pas apporté d'élément de preuve d'un effet sanitaire. Depuis maintenant plus de 10 ans, des efforts importants ont été menés pour quantifier ces expositions et évaluer les puissances absorbées dans les tissus biologiques. Des projets nationaux [www.kidpocket.fr][http://www.tsi.enst.fr/comobio/] et internationaux [Ahlbom, 2005][Cardis, 2010][Schüz, 2011](www.mbkds.com/) ont été consacrés à cette question. Des normes ont été établies afin de vérifier la conformité des systèmes mis sur le marché.

Cependant, les débats sur le DAS ne concernent plus seulement la conformité mais aussi le niveau d'exposition réel. Par exemple, l'usage du kit main libre est recommandé mais on ignore quelle est l'exposition des organes reproducteurs lorsqu'un mobile se situe dans une poche ou à la ceinture. Par ailleurs, les interrogations autour des enfants et des éventuels effets sur leur santé pendant leur croissance est une question redondante dans le débat public. Audelà du problème de conformité, qui est important d'un point de vue réglementaire, une dosimétrie afin de quantifier l'exposition réelle des personnes devient un besoin de plus en plus important.

Les études et modèles manquent pour analyser l'exposition spécifique de certains organes à proximité d'un terminal en utilisation. Ces études doivent être menées afin de fournir une base de données la plus exhaustive possible, notamment pour les études épidémiologiques. A noter l'absence d'études sur les organes génitaux chez l'enfant et que cette thèse s'inscrivant en partie dans ce sujet.

Avec les nouveaux usages, de multiples configurations d'exposition dépendant de plusieurs paramètres (différentes sources, différentes postures, différentes façons d'utiliser une même source...) deviennent envisageables et il devient rapidement complexe de spécifier et d'étudier toutes ces configurations lors de la quantification du DAS. Ce qui nous a conduit à nous poser la question suivante : Comment varie le DAS en fonction de ces paramètres ? De nombreuses études ont été et sont publiées sur ce sujet et tendent à montrer le caractère corrélé des paramètres. Beaucoup d'éléments sont à prendre en compte dans l'analyse de l'exposition tels que le type de source RF [Christ, 2010b] et la fréquence des ondes émises [Conil, 2008], le positionnement et l'orientation de la source RF [Hadjem, 2005], et enfin les grandeurs propres aux modèles de corps humains avec les différentes morphologies [Hadjem, 2008] et les différentes postures [Findlay, 2005]. Encore une fois, au-delà du problème de conformité, l'estimation du DAS doit être également menée au travers d'une analyse de la variation de l'exposition en fonction des configurations considérées. L'étude de cette variabilité permettra d'assurer une meilleure maitrise et une meilleure quantification de l'exposition réelle.

Les améliorations des capacités informatiques permettent aujourd'hui une évaluation du DAS local et global à l'aide de simulations numériques. La méthode numérique des différences finies dans le domaine temporel (FDTD) [Taflove, 2000] est couramment utilisée pour les problématiques en bio-électromagnétisme. Cette méthode a prouvé sa robustesse et sa capacité à traiter des problèmes de grandes tailles ainsi que sa pertinence dans la modélisation de la propagation des ondes dans le cadre des études bio-électromagnétiques. De plus, la FDTD est facile à implémenter et peut être portée sur des accélérateurs de calcul à hautes performances (basés sur GPU [Qizhi Yu, 2005] et Cuda [Manavski, 2008]) rendant les simulations de plus en plus rapides. Ces accélérateurs sont généralement multi-thread et permettent une parallélisation des calculs afin d'optimiser les simulations. En outre, les capacités mémoire de plus en plus importantes autorisent l'utilisation de volumes de calcul plus grands avec des maillages très fins.

Dès lors que le phénomène de variabilité pour la dosimétrie est compris et défini, le défi majeur devient la gestion et la propagation des incertitudes. Malgré les progrès des processeurs et des codes de calcul pour les méthodes numériques, le temps de calcul en FDTD ne permet pas d'utiliser des méthodes de type « Monte-Carlo » afin de couvrir l'ensemble des configurations possibles.

Pour prendre en considération l'ensemble des configurations sans un coût de calcul excessif, différentes approches stochastiques basées sur le développement de surface de réponse ou de modèles réduits restent un domaine exploratoire en plein essor en bioélectromagnétisme. Parmi ces approches se trouve la méthode du Chaos Polynomial qui a déjà montré son efficacité dans d'autres domaines tels que la mécanique.

Pendant de nombreuses années, l'utilisation du Chaos Polynomial a été limitée à la représentation de champs aléatoires pour résoudre des problèmes aux éléments finis stochastiques ciblant la variabilité spatiale. Des travaux récents ont permis d'étendre l'utilisation du Chaos Polynomial à la modélisation des incertitudes sur les paramètres d'entrée d'un modèle par des variables aléatoires de loi quelconque. De la même façon, les incertitudes sur le DAS peuvent être représentées en utilisant des variables aléatoires, elles aussi décomposées sur les polynômes du Chaos. Une fois le développement de la réponse sur la base du Chaos Polynomial obtenu, des analyses des moments statistiques et des indices de sensibilité sont réalisables très facilement à partir des coefficients du développement. Ces coefficients sont évalués efficacement au moyen de la technique de régression des moindres carrés. Les coefficients du développement de la réponse sont obtenus à partir d'un certain nombre de calculs déterministes définis à l'avance à partir d'un plan d'expériences bien choisi. L'avantage majeur d'une telle approche est le caractère non-intrusif. Cette approche permet d'utiliser simplement des codes tels que la FDTD pour réaliser ces calculs, sans avoir à implémenter d'éléments nouveaux dans le code de calcul. Néanmoins, dans le cas des problèmes de grande dimension (i.e. un nombre important de variables d'entrée), le coût de calcul (i.e. le nombre de tests à réaliser) est en général considérable. Par ailleurs, il est nécessaire de mettre en place une méthodologie peu coûteuse en termes de simulations numériques (i.e. tests FDTD) permettant de résoudre le problème de dimension et de prédire de manière efficace le comportement du système. Cet axe d'étude vise à établir le meilleur compromis entre la qualité de la modélisation de l'incertitude et le coût informatique.

Les grands thèmes de cette thèse sont divisés en deux volets. Le premier est d'étudier l'exposition aux ondes radiofréquence émises par les systèmes de communication sans fil en considérant les nouvelles technologies et les nouveaux usages, en particulier chez les enfants. De plus, l'étude se focalise sur l'influence de la variabilité associée au modèle de source RF et au positionnement de cette dernière pour les fréquences GSM et UMTS sur le DAS estimé quand la source est placée à coté du cerveau ou des organes génitaux. Le deuxième volet concerne le développement d'outils et de méthodes permettant l'évaluation des incertitudes associées à ces estimations. La finalité de ce volet est de contribuer à l'élaboration d'un métamodèle par Chaos Polynomial à partir d'un nombre limité de tests afin de contrôler le coût d'une étude de quantification d'incertitude pour des problèmes de grande taille.

Dans son objectif d'apporter des réponses à ces nombreux défis, ce manuscrit s'organise de la façon suivante :

Tout d'abord, le premier chapitre présente une vue globale de la thèse. En premier lieu, nous présentons un rappel des notions de base sur la quantification numérique de l'exposition, notamment, les outils et les méthodes sur lesquels sont basés les calculs de DAS. Dans une deuxième partie du chapitre, nous introduisons le problème du défi de la variabilité en dosimétrie et l'effet de cette variabilité sur la quantification de l'exposition aux champs électromagnétiques. Enfin, les projets dans lesquels ce travail de thèse s'inscrit sont abordés brièvement.

Le second chapitre caractérise l'exposition cérébrale induite par différents modèles de téléphone. Une première partie analyse l'influence de l'usage du téléphone sur le DAS induit. Ensuite, l'influence de la position du téléphone est discutée. Enfin, nous décrivons la métrique utilisée afin d'étudier l'impact du modèle de téléphone sur la dispersion de la distribution du DAS. Les résultats sont présentés à travers une étude comparative de l'exposition des différents lobes du cerveau humain.

Le troisième chapitre concerne l'analyse de l'exposition des organes reproducteurs, chez deux modèles d'enfants, aux ondes électromagnétiques émises par un téléphone porté prés du corps. La sensibilité du DAS au positionnement du téléphone aux fréquences GSM et UMTS est aussi discutée.

Dans le quatrième chapitre, une présentation non-exhaustive des principes des méthodes appliquées pour la propagation des incertitudes et l'analyse de sensibilité est effectuée. Nous expliquons notre attrait pour la technique d'approximation par Chaos Polynomial ainsi que l'approche non-intrusive de régression pour le calcul des coefficients. Par ailleurs, nous indiquons leurs limitations liées au fléau de la dimension dans le cas de la modélisation d'une réponse dépendante d'un nombre élevé de paramètres. La dernière partie du chapitre est dédiée aux solutions proposées pour pallier ces limites. Nous détaillons deux procédures adaptatives qui consistent à construire une approximation par régression sur une base creuse de Chaos Polynomial à partir d'un nombre réduit de simulations organisées selon un plan séquentiel d'expériences.

Le cinquième chapitre illustre l'application des techniques décrites dans le chapitre précédent. Deux cas-tests d'application en dosimétrie numérique sont envisagés pour l'étude d'incertitude en dosimétrie. Les deux zones exposées sont le cerveau et les organes reproducteurs proposés dans les précédents chapitres. Par ailleurs, nous étudions l'incertitude du positionnement des téléphones portables à partir de la construction, par modélisation adaptative, d'une approximation fiable et robuste de la réponse du DAS à moindre coût.

Enfin, le dernier chapitre est dédié aux conclusions de ces travaux de recherche et aux différentes perspectives envisagées.

L'ensemble de ces chapitres décrivent les travaux accomplis durant cette thèse. D'autres travaux sont exposés ou détaillés en annexe : l'annexe A détaille la méthode de différences finies dans le domaine temporel (FDTD). L'annexe B présente la suite des résultats de calcul du DAS, tandis que les annexes C et D illustrent des exemples de test pour valider respectivement le choix de la troncature et l'algorithme itératif. Finalement l'annexe E décrit le principe de l'algorithme LAR et l'annexe F fournit les resultats de l'analyse de sensibilité.

Chapitre I : Quantification numérique de l'exposition aux ondes électromagnétiques et challenge de la variabilité en dosimétrie.

I. Contexte global de l'étude

Du point de vue réglementaire, la directive européenne R&TTE (Radio and Terminal Telecommunication Equipment) impose aux équipements de télécommunications de satisfaire aux exigences essentielles pour être mis sur le marché européen. Pour la protection relative aux ondes électromagnétiques, ces exigences sont la conformité aux limites recommandées par la Commission Européenne basée sur les recommandations de l'ICNIRP (International Commission on Non-Ionizing Radiation Protection) [ICNIRP 1998].

En dépit de ces limites de protection et des législations existantes, les nouvelles technologies sans fil et la multiplicité des sources d'exposition inquiètent. Cette dimension sociétale à propos de l'exposition aux ondes électromagnétiques impose de meilleures anticipations, caractérisations et maîtrises de l'exposition réelle ainsi qu'une meilleure information des utilisateurs.

Pour les autorités locales, sanitaires ou de régulation, il est important de disposer d'études et d'outils permettant de quantifier les niveaux réels d'exposition afin de mieux protéger et informer le public et d'assurer une meilleure acceptabilité des réseaux du futur.

Au centre des questions actuelles se trouvent les problématiques de l'évaluation et la quantification de l'exposition qui doivent prendre en considération la variabilité des systèmes de communication sans fils et des configurations d'utilisation. La finalité de ce chapitre est de présenter de manière succincte les notions de base de bio-électromagnétisme ainsi que les outils nécessaires à la dosimétrie radiofréquence. Ce chapitre se propose également d'aborder la problématique liée au défi de la variabilité en bio-électromagnétisme.

II. Interaction ondes-personnes

II.1. Contexte

Un champ électromagnétique (EM) est constitué de deux composantes, l'une électrique, l'autre magnétique. Les amplitudes de ces deux composantes sont usuellement exprimées respectivement en Volt par mètre (V/m) et en Ampères par mètre (A/m). La fréquence d'oscillation du champ électromagnétique est exprimée en Hertz (Hz). C'est en fonction de leur fréquence que sont catégorisés les champs EM, comme le montre le spectre électromagnétique de la Figure I-1. La première catégorie du spectre regroupe les rayonnements ionisants (fréquence >> 300GHz), qui ont une énergie capable de casser des liaisons chimiques au niveau moléculaire. Par opposition, les champs EM qui figurent dans la deuxième catégorie sont qualifiés de non-ionisants (fréquence << 300GHz). Dans ces travaux,

nous nous intéressons dans cette bande des rayonnements non ionisants, aux radiofréquences, et plus particulièrement aux fréquences utilisées par les systèmes de télécommunication.



Figure I-1 : Quelques exemples d'utilisation du spectre électromagnétique (http://www.inrs.fr/)

Les sources de champs électromagnétiques radiofréquences se multiplient, et s'accompagnent de multiples questions en termes d'utilisation, de métrologie, d'effets biologiques possibles et d'acceptabilité. Depuis plus de 15 ans un énorme effort de recherche, coordonné au niveau mondial par l'Organisation Mondiale de la Santé, a été mis en œuvre pour répondre aux questions et inquiétudes (Figure I-2).



Figure I-2 : Exemple d'articles de presse sur les inquiétudes sur les ondes électromagnétiques.

Pour protéger les personnes des effets sanitaires connus (e.g. effets thermiques pour les radiofréquences au delà des niveaux de protection recommandés par l'ICNIRP) il est nécessaire de quantifier l'exposition. Ce besoin est également vrai pour l'étude des corrélations possibles entre exposition et effets sanitaires. Aujourd'hui les études ne montrent pas d'effet sanitaire autre que l'effet thermique mais les études menées telles que les études épidémiologiques se poursuivent afin de répondre aux questions et inquiétudes qui subsistent. L'évaluation de la puissance absorbée, des champs électromagnétiques induits dans les tissus sont autant de quantités à évaluer afin de maîtriser l'exposition aux champs radiofréquences.

II.2. Débit d'Absorption Spécifique : DAS

Dans le domaine des radiofréquences, les grandeurs fondamentales pour la quantification des interactions des ondes électromagnétiques avec les personnes sont les puissances absorbées par les tissus, le débit d'absorption spécifique ou DAS, exprimé en watts par kilogramme.

$$DAS = \frac{\sigma E^2}{2\rho} (W/kg)$$

Où σ est la conductivité du milieu (S/m), ρ sa densité (kg/m³) et E la valeur du champ électrique (V/m).

L'évaluation du DAS et du champ incident qui l'induit est fondamental pour évaluer le niveau d'exposition d'une personne. Ainsi, pour quantifier l'exposition des personnes aux champs électromagnétiques radiofréquences, on peut distinguer deux configurations :

- En zone de champ proche, de nombreuses mesures de DAS sont réalisées en laboratoire pour des émetteurs comme les téléphones mobiles, les téléphones sans fil DECT, les interphones bébé, les cartes WiFi, les clés USB 3G, etc. (Figure I-3).



Figure I-3 : Banc de mesure de DAS en laboratoire.

- En zone de champ lointain, le DAS n'est pas une valeur facile à mesurer en raison de la complexité du système de mesure et particulièrement dans un environnement

variable (mesure in situ de champs électromagnétiques). L'exposition est dans ce cas évaluée au travers soit du champ électrique (exprimé en Volt par mètre, V/m) soit du champ magnétique (Ampères par mètre, A/m) ou de la densité de puissance (Watt par mètre carré, W/m²) conformément aux recommandations de l'ICNIRP et en fonction de la fréquence. Le respect des normes en champs permet directement la conformité en DAS, mais l'inverse n'est pas vrai.

L'évaluation de l'exposition est scindée en deux catégories. D'une part, l'exposition globale évaluée par le calcul du « DAS corps entier » correspondant à l'absorption totale sur tout le corps. Et d'autre part, le DAS local (ou le DAS_{10g} ou le DAS_{1g}) correspondant à l'absorption dans une certaine quantité de masse. L'exposition locale permet de prendre en compte l'exposition des parties spécifiques du corps (exemple de la tête, du cerveau, des organes reproducteurs, fœtus...).



Figure I-4 : Répartition du DAS induit dans une tête hétérogène par un téléphone portable à 900 MHz (à droite) et dans un corps entier exposé à une onde plane (à gauche).

Dans le cadre de la mesure du DAS induit par des terminaux mobiles, pour vérifier le respect des réglementations en vigueur, les méthodologies de mesure sont régies par des normes internationales.

III. La dosimétrie et les normes

Dans le domaine des interactions des ondes avec les personnes, les limites ont été recommandées par l'ICNIRP qui dépend de l'organisation mondiale de la Santé (OMS). Ces recommandations définissent les niveaux de protection des personnes. En Europe la conformité à ces niveaux, des appareils émettant des champs électromagnétiques de 10kHz à 300 GHz doivent être vérifiés. Une série de standards techniques ont été élaborés depuis une quinzaine d'années afin de normaliser les méthodes et les procédures de mesure de la

conformité. La dosimétrie est un procédé permettant d'évaluer le niveau de l'exposition des personnes suivant ses normes.

Les parties suivantes décrivent brièvement les normes et les recommandations concernant l'exposition des personnes aux champs radiofréquences.

III.1. Les limites d'exposition

Les valeurs limites d'exposition aux champs électromagnétiques sont appelées restrictions de base déterminées directement à partir des effets sur la santé avérés. Selon la fréquence du champ, les grandeurs physiques utilisées pour spécifier ces limites sont la densité de courant (J) et le débit d'absorption spécifique (DAS). Pour des raisons de simplicité et d'applicabilité, L'ICNIRP, chargée d'élaboration des recommandations internationales pour l'établissement des limites d'exposition, a définit des limites d'exposition données simplement en termes de niveaux de référence déduites des restrictions de base. Ces niveaux de références sont basés sur les champs électriques et magnétique incident exprimés en V/m et en T.

On donne ci-dessous un tableau récapitulatif des différentes valeurs limites de DAS et de champs électriques préconisées dans les différentes normes et recommandations fournies par l'ICNIRP, lorsqu'elles sont disponibles (Figure I-4). En particulier, pour une exposition par un téléphone portable (entre 10MHz-10GHz), le DAS corps entier est limité à 0.08 W/kg et le DASmax local 10g à respecter est de 2 W/kg pour le public.

Tableau I-1 : Restrictions de base pour les champs électriques et magnétiques alternatifs à des fréquences allant jusqu'à 10 GHz pour la population générale.

DOMAINE DE FRÉQUENCES	DENSITÉ DE COURANT (TÉTE ET TRONC) (mA.m ⁻²) (mms)	DAS MOYEN CORPS ENTIER (W.kg ⁻¹)	DAS LOCAL (TÊTE ET TRONC) (W.kg ⁻¹)	DAS LOCAL (MEMBRES) (W.kg ⁻¹)
jusqu'à 1 Hz	8			
1-4 Hz	8/f	**		(
4 Hz-1kHz	2	• •		1002
1-100 kHz	f/500	-5	-	-
100 kHz-10MHz	f/500	0,08	2	4
10 MHz-10 GHz-	-	0,08	2	4

L'ICNIRP met périodiquement à jour l'évaluation des connaissances scientifiques et modifie les recommandations quand cela se justifie.

L'organisation mondiale de la santé (OMS), dans le domaine de la protection des personnes vis à vis des électromagnétiques, se réfère à l'ICNIRP. Les limites d'exposition adoptées par la communauté européenne ont pour base les recommandations de l'ICNIRP émises en 1998.

L'IEEE, « *Institute of Electrical and Electronics Engineers* », est un organisme professionnel et technique dont l'une des activités est de développer des standards appliqués en informatique et en ingénierie électrique et électronique. Le comité IEEE est chargé

notamment d'émettre des recommandations en matière de valeurs limites d'exposition. Il contribue à l'établissement de normes reconnues internationalement.

III.2. Standards de dosimétrie

Les standards définissent les spécifications techniques qui permettent d'évaluer la conformité des équipements émettant des champs électromagnétiques aux valeurs limites définies par la recommandation européenne. Ces méthodes s'appuient de façon complémentaire sur des outils de mesure et des outils de simulation. Pour les simulations, les méthodes de calcul et les modèles doivent être validés et reconnus. Les normes définissent les critères généraux d'évaluation de la conformité pour des équipements ayant des caractéristiques techniques similaires, par exemple, les téléphones mobiles utilisés près de l'oreille. Ces normes spécifient également en détails le protocole à suivre, la méthode d'évaluation de l'incertitude et les critères d'évaluation de la conformité par rapport aux valeurs limites.

III.3. Les normes relatives aux téléphones mobiles

Les critères d'évaluation de la conformité des téléphones mobiles utilisés près de l'oreille ou portés près du corps sont définis par la norme IEC 62209[IEC, 2005]. Le protocole technique de mesure y est spécifié.

- Téléphone près de l'oreille :

Le protocole expérimental défini par cette norme repose sur l'estimation de la distribution de champ électrique dans un modèle synthétique de corps humain, couramment appelé fantôme. Le fantôme normalisé par la norme Std 1528 se nomme « SAM » pour « Specific Anthropomorphic Mannequin ». SAM est constitué d'une coque transparente aux rayonnements EM, dont la forme représente la tête et qui est remplie d'un liquide diélectrique à pertes dont les propriétés sont représentatives des tissus biologiques. Un téléphone mobile est mis en service de façon à ce qu'il émette au niveau de puissance maximum. Il est placé contre le fantôme (des deux cotés gauche et droit de la tête) dans deux positions standards représentant deux extrêmes des positions communément utilisées [IEEE, 2002]. La première position correspond à la position « Cheek » (« Touché ») où le téléphone est en contact avec la joue de SAM. La deuxième position est la position « Tilt » (« incliné ») et correspond à un téléphone placé à un angle de 15° par rapport à la position « Cheek » (Figure I-5). Le volume intérieur du fantôme est balayé au moyen d'une sonde miniature de mesure du champ électrique E. La quantité recherchée est le maximum du DAS moyen sur 10g (ou 1g) de tissu exposé, déduite des valeurs du champ E(x, y, z) acquises au cours du balayage en chaque point sur les trois axes (x, y et z). En pratique, la moyenne est effectuée par intégration sur un cube de 10 (ou 1g) grammes de tissu contigu. Les volumes cubiques sur lesquels les mesures de DAS sont moyennées doivent être aussi proches de la surface du fantôme que possible, afin d'inclure les valeurs les plus élevées de DAS local.



Figure I-5: Protocole de mesure du DAS selon la norme IEC 62209.1

- Téléphone porté prés du corps :

Il s'agit du cas où le téléphone portable est situé près du torse ou des membres du corps lors d'une utilisation particulière. Par exemple, un téléphone dans une poche, porté à la ceinture ou porté en bandoulière autour du cou. Dans cette configuration d'utilisation, le protocole de mesure de DAS [IEC 62209-2] spécifie des tests de mesure à une distance de séparation d'un fantôme plan qui ne doit pas dépasser 25 mm. La distance couramment utilisée pour des téléphones mobiles portés prés du corps est de 15mm telle qu'elle est recommandée par les différents organismes de réglementation. Ce test doit être effectué sur chacune des surfaces de l'appareil directement contre un fantôme plan.

Afin de maitriser les différents paramètres du dispositif expérimental et d'obtenir les mesures les plus précises possibles, des travaux de normalisation ont été entrepris sur :

- la représentativité des fantômes homogènes
- les propriétés du liquide équivalent qui diffèrent selon la fréquence
- les travaux sur la sonde de mesure (étalonnage, isotropie, linéarité)

L'ensemble de ces points entre dans le cadre des travaux du projet ADONIS [http://www.adonis.telecom-paristech.fr/] qui ont servi au développement de la norme européenne EN50492. Ces travaux ont aussi aidé à élaborer des protocoles pour les techniques de balayage du robot de mesure, de positionnement de la source RF (la norme EN50360), d'acquisition et de post traitement des données (processus d'interpolation et d'extrapolation,...) (EN62209-1). Des études sont actuellement en cours afin d'introduire l'influence de la main et l'usage des sources RF prés du corps dans les normes de mesure.

L'évolution très rapide des technologies et des usages des systèmes de télécommunications sans fil nécessite une adaptation progressive des normes de mesure de

DAS et des protocoles d'évaluation des niveaux d'exposition RF. Cette évolution s'accompagne d'une volonté croissante de réponses dès l'introduction de nouvelles technologies ou d'usage non-conventionnel des terminaux. Typiquement, l'aspect « multifonction » d'un mobile récent fait percevoir de nouvelles zones exposées du corps humain (téléphone autour du cou, au niveau de la ceinture, sur le bras,...).

Pour anticiper ces prochaines normes, les études doivent absolument être en avance de phase sur les interrogations de la population.

IV. Modélisation électromagnétique des interactions ondes personnes

La mesure du DAS dans les tissus vivants n'est pas une tâche possible, car invasive, c'est donc en associant simulations numériques et mesures par sonde dans des modèles équivalents que la détermination du DAS dans les tissus est envisageable.

Le principal avantage des méthodes numériques par rapport à la dosimétrie expérimentale réside dans la capacité à obtenir des résultats sur des structures fortement inhomogènes [Dimbylow, 1994]. Ainsi est-on capable de modéliser un corps humain avec un pas de maillage relativement fin (de l'ordre d'un millimètre) en tenant compte des caractéristiques diélectriques des tissus. De plus, les progrès des moyens de calcul (vitesse et mémoire) associés à la maturité des méthodes numériques font que la dosimétrie numérique est devenue un outil communément utilisé et fiable dans la quantification de l'exposition. D'ailleurs, la norme IEC62232 introduit la simulation pour l'évaluation de l'exposition

La modélisation électromagnétique est indispensable dans l'évaluation des interactions des ondes RF avec les personnes. L'utilisation de plus en plus intensive et proche des personnes des technologies sans fil ouvre une grande variété de situations à analyser dans les études de conformité, de compréhension des phénomènes ou d'élaboration de systèmes d'exposition.

IV.1. Méthode des différences finis dans le domaine temporel (FDTD)

Parmi les techniques numériques utilisées en dosimétrie numérique, on trouve la FEFD : Eléments Finis dans le Domaine Fréquentiel, la DGTD : Galerkin Discontinu dans le Domaine Temporel [Bernacki 2006a et 2006b] et la FDTD : Finite Difference Time Domain. La FDTD adaptée par Yee [Yee, 1966] est la plus populaire pour résoudre directement les équations de Maxwell des systèmes d'exposition. Ces équations sont approximées à l'aide de différences finies du second ordre pour les dérivées spatiales et temporelles. L'espace de calcul constitué de matériaux hétérogènes à 3 dimensions est maillé par des parallélépipèdes orthogonaux. Le maillage des cellules peut être uniforme (taille constante) ou non-uniforme (taille variable). Les calculs s'effectuent itérativement dans le domaine temporel avec un pas de temps constant qui dépend de la fréquence. Une description plus détaillée du principe de la FDTD est donnée dans l'Annexe I.

La FDTD est une méthode volumique explicite et robuste car elle ne nécessite pas d'inversion de matrice [Taflove, 2005]. Elle présente l'avantage de traiter des structures de grande taille sur une large bande de fréquences.

Page | 30

Dans le cas où le milieu réel est infini, les capacités des mémoires étant finies le volume de calcul est borné. Dans ce cas, il est limité par des surfaces sur lesquelles des conditions aux limites dites absorbantes simulent une propagation à l'infini. Il existe plusieurs types de couches absorbantes employés pour tronquer le calcul tels que les PML (Perfect Matched Layers) [Bérenger 1996] ou encore les UPML (Uniaxial Perfectly Matched Layer).

L'équipe d'Orange Labs dispose de moyens de calculs importants permettant de mener à bien les simulations numériques. Ces moyens informatiques sont constitués de 8 stations de travail multiprocesseurs (dual quadri-processeurs) dédiés à la FDTD. Ces systèmes de calcul sont basés sur des cartes graphiques (GPU) qui réduisent significativement le temps de calcul grâce au principe de programmation parallèle.

La Figure I-6 montre l'avantage en termes de vitesse de traitement pour les programmes parallèles calculés sur des GPUs en fonction de la taille du problème dans le cas du calcul FDTD. Les cartes graphiques sont suffisamment avancées pour être employées en tant qu'accélérateurs efficaces pour le calcul FDTD à haut débit.



Figure I-6 : Performance des GPU en fonction de la taille du problème.

A titre d'exemple, dans le cas d'un calcul du champ induit dans une tête exposée aux ondes électromagnétiques émises par un téléphone portable, le temps de simulation FDTD décroit considérablement quand on passe d'un calcul sur GPUs par rapport à un calcul sur CPUs (Tableau I-2).

 Tableau I-2 : Temps de calcul dans le cas des simulations de tête avec un téléphone mobile en FDTD (à droite).



	FDTD_CPU	FDTD_GPU
2 processeurs	5h30	3h.20
4 processeurs	3h	1h40

IV.2. Modèles de corps humain

Pour évaluer le DAS local ou global via les méthodes numériques, l'utilisation d'un modèle numérique de corps humain est indispensable. Ce modèle est connu sous le nom de fantôme. C'est une représentation du corps humain avec ses tissus. En résumé, le corps humain est « voxélisé » avec une résolution donnée. Un voxel représente une maille d'un tissu avec des propriétés diélectriques données.

Différents modèles numériques 3D de corps (ou de tête) d'enfant ou d'adultes existent au niveau international [ITIS 2008, Kim 2008, Lee 2006 et 2009, Nagaoka 2004, Dimbylow 2005 et 1995, Ackermann 1995, Zubal 1995]. Certains de ces modèles sont homogènes, d'autres sont des modèles hétérogènes laissant apparaître les différentes couches de tissus. De plus, certains ont été réalisés à partir de données IRM (Imagerie par Résonance Magnétique) tandis que d'autres sont établis à partir des données morphologiques d'une population. Ces modèles anthropomorphiques doivent respecter certains critères pour une meilleure représentativité du corps humain.

IV.3. Modèle à l'aide d'un fantôme homogène : SAM

Le mannequin anthropomorphique spécifique SAM (Specific Anthropomorphic Mannequin) [IEC, 2005] est utilisé lors de mesures de DAS. Sa forme a été établie en considérant les dimensions d'un adulte masculin de grande taille. Ces dimensions découlent de statistiques dressées au $90^{\text{éme}}$ centile à la suite d'une étude anthropométrique du personnel de l'armée américaine en 1988 (Figure I-7 a).

L'enveloppe du fantôme utilise des matériaux à faible perte et de permittivité relative proche de 1 afin d'être perméable aux rayonnements électromagnétiques. Les propriétés diélectriques des matériaux liquides contenus dans l'enveloppe sont semblables à celles du cerveau. Ces propriétés dépendent de la fréquence d'utilisation.



Figure I-7 : Modèle de la tête du fantôme SAM

(a) : modèle réel ; (b) : modèle numérique

Des études internationales [Comobio, 1992] ont validé le caractère « conservatif » de ce model SAM. Le liquide homogène remplissant le fantôme, la forme du fantôme et les positions garantissent que le DAS mesuré dans ce modèle surestime toujours le DAS que l'on pourrait obtenir dans une vraie tête humaine.

Le modèle SAM a été modélisé numériquement afin de pouvoir être incorporé dans les codes de calcul de champs électromagnétiques.

SAM est aujourd'hui utilisé par le CENELEC (Comité Européen de Normalisation Electrotechnique) [CENELEC, 2001] et l'IEEE (Institut Of Electrical and Electronics Engineers) [IEEE, 2003] pour vérifier la conformité des radiotéléphonies.

IV.4. Modèles de tête / corps entier hétérogènes

Les avancées de l'imagerie médicale ont permis de créer, il y a quelques années, des fantômes numériques hétérogènes. Avec le progrès des performances des codes de calcul et des calculateurs, les fantômes voxélisés prennent une place grandissante dans le domaine de la dosimétrie des rayonnements non-ionisants.

Grâce à de nombreuses collaborations, l'équipe d'Orange Labs dispose à présent de 18 fantômes (10 modèles d'adultes et 8 enfants), ce qui constitue l'une des plus grandes bases de données au niveau international, la Figure I-8 illustre quelques exemples de ces modèles. Ces modèles ont été utilisés afin de mener de nombreuses études en dosimétrie numérique pour évaluer l'exposition du corps humain aux ondes électromagnétiques.



Figure I-8 : Exemples de modèles de corps entier (de gauche à droite : Visible human, Zubal, modèle coréen, modèle masculin japonais, Norman, modèle féminin japonais).

Les fantômes existants restent insuffisants pour représenter l'ensemble des configurations et des populations (différentes classe d'âges, différentes morphologies, différentes postures, etc.). Dans le cadre du projet ADONIS (Analyse dosimétrique des

systèmes de téléphonie mobile de troisième génération – projet RNRT 2003-2006) consacré à l'étude de l'exposition chez les enfants, des modèles de tête d'enfants à différents âges ont été développés à partir d'acquisitions d'images par résonance magnétique comme le présente la Figure I-9.



Figure I-9 : Modèles de tête des enfants de différentes classes d'âge.

De nouvelles recherches s'appliquent désormais à la reconstruction d'une collection de nouveaux fantômes numériques d'âge et de sexe variés.

IV.5. Sources d'exposition proches

Plusieurs études ont prouvé que le DAS est très sensible au modèle de la source d'exposition [Hadjem, 2009][Yu, 2010][M. Siegbahn, 2010]. La modélisation des sources d'exposition joue un rôle très important sur les résultats de DAS. A ce jour, avec la multiplication et la diversité des sources RF (Figure I-10) (téléphones mobiles, ordinateurs avec dispositifs WiFi, consoles de jeux avec connexion Wifi, des applications médicales, etc.), le développement de modèles numériques offre de nouveaux axes d'étude dans la dosimétrie numérique afin d'obtenir des estimations de DAS. La modélisation des sources d'exposition doit donc prendre en considération les nouvelles technologies (par exemple les téléphones portables 3G et 4G) et la diversification des modes d'utilisation (ports à la ceinture ou autour du cou). D'ailleurs, le nombre de publications traitant de ces problématiques est en continuelle augmentation [Monebhurrun, 2008].



Figure I-10 : Exemple des sources de radiofréquences.

Dans le cadre des projets ANR Kidpocket et FP7 Mobi-Kids, différents modèles d'équipements RF représentatifs d'équipements réels (téléphone mobile, tablette, ordinateur, console de jeux) sont développés. Ces modèles de sources sont réalisés en respectant les caractéristiques des dispositifs commercialisés, dimensions, localisation et forme de l'antenne en particulier.

Dans le cas des téléphones portables, les modèles génériques sont développés de façon à être représentatifs d'une variété de classes de téléphones commerciaux existants (différents styles et configurations). Pour les simulations FDTD, la Figure I-11 représente différents modèles numériques correspondant à différentes classes de téléphones commerciaux. Le choix de différentes classes de téléphone est basé sur certains critères dont font partie la taille et la géométrie du téléphone ainsi que le type et la localisation de l'antenne.



Figure I-11 : Exemples des modèles représentatifs de différentes catégories de téléphones commerciaux développés dans l'équipe d'Orange Labs.

V. Challenge de la variabilité en dosimétrie

L'évaluation précise du niveau de DAS dans un organe humain est très complexe. Les résultats de différentes études ont montré que le DAS dépend fortement de plusieurs

paramètres comme la morphologie [El Habachi, 2010][Wiart, 2008], la posture[Findlay, 2005], la fréquence [Conil, 2009], les caractéristiques des sources et leurs modes d'utilisation. La variabilité de ces paramètres ne permet pas une évaluation exacte mais seulement l'obtention d'une valeur avec une certaine incertitude. En outre, aujourd'hui les questions ne concernent plus seulement la conformité des appareils de radiocommunication mais également l'exposition réelle, en particulier les niveaux d'exposition locale ou globale. L'analyse d'une telle question nécessite obligatoirement une prise en compte de la variabilité des différents paramètres. Le manque d'études prenant en compte le phénomène de la variabilité entraine des limitations pour les études épidémiologiques. Celles ci nécessitent de connaître les niveaux d'exposition dans des situations données avec des paramètres précis (e.g position du téléphone, morphologie du modèle,...).

Etant donné le nombre réduit de modèles anatomiques et le temps de calcul associé aux simulations, l'utilisation de méthodes telles que « Monte Carlo » ne sont pas envisageables. Eu égard aux difficultés et à la complexité de la caractérisation de l'exposition ajoutées au défi de variabilité, la réelle maîtrise de l'exposition impose une évaluation de l'incertitude associée à cette variabilité. L'évaluation de ce type d'incertitude reste du domaine exploratoire. L'analyse de sensibilité globale des différentes variables ayant le plus d'influence sur la variabilité du DAS_{10g} ou moyenné est un outil intéressant dans l'exploration de l'exposition.



Figure I-12 : Propagation d'incertitudes en simulation numérique.

Des nouvelles approches telles que celles fondées sur les surfaces de réponses doivent être mises en œuvre pour évaluer l'incertitude liée à la variabilité des sources et des usages sur l'exposition (Figure I-12). Il est donc nécessaire de proposer des approches stochastiques ou des modèles comportementaux permettant cela et de traiter au final la complexité du problème dans un temps réaliste.

VI. Projets collaboratifs et contribution de cette thèse

Page | 36
Les travaux de recherche développés dans ce manuscrit sont inscrits dans le cadre de deux projets collaboratifs : le projet "Kidpocket" financé par l'Agence Nationale de la Recherche et le projet international "Mobikid". Ces travaux contribuent également aux échanges avec le NICT (Japon), le HPA(Angleterre) et l'ETRI (Corée).

VI.1. ANR Kidpocket

Les travaux de ce projet bénéficient du soutien de l'ANR en France. Son objectif est d'étudier l'exposition liée aux nouveaux usages et en particulier celle des enfants. L'exposition du cerveau des enfants a été étudiée dans le cadre du projet ADONIS [<u>http://www.adonis.telecom-paristech.fr/]</u>, et cette étude est complétée dans le cadre de KidPocket avec de nouveaux modèles d'enfants et de sources d'expositions. KidPocket s'intéresse également à d'autres organes tels que les organes génitaux. Il s'agit de développer des outils permettant de mener les études nécessaires à une meilleure caractérisation des niveaux d'exposition des enfants associés à l'utilisation de systèmes de communication sans fil.

Le projet répond aux problématiques suivantes :

- mettre au point des outils permettant de déformer des modèles existants mais aussi de construire de nouveaux modèles corps entier d'enfants à partir d'acquisitions de sujets différents.
- étudier, dans les bandes de fréquences allant de 900 MHz à 6 GHz, l'exposition locale ou globale liée aux nouveaux usages et l'influence de la morphologie et de la posture, l'influence de la position de la source sur l'exposition associée aux nouveaux systèmes et nouveaux usages.
- évaluer l'incertitude associée à l'exposition en analysant l'influence de la morphologie, de la posture et de la position de la source sur l'exposition associée aux nouveaux systèmes et nouveaux usages.

Les résultats obtenus dans le cadre du projet KidPocket devraient aider à identifier les paramètres les plus influents afin de développer des modèles réduits permettant une analyse de sensibilité et une approche probabiliste novatrice de l'analyse de l'incertitude en dosimétrie.

VI.2. FP7 Mobi-Kids

Ce projet est une étude épidémiologique internationale de type cas-témoins. Cette étude vise à évaluer pour la première fois, chez les enfants et les adolescents, les éventuels effets cancérigènes des radiofréquences émises par des sources de communication sans fils. L'étude « Mobi-Kids » rassemble des équipes de 13 pays différents (France, Italie, Allemagne, Israël, Australie, Canada, Nouvelle-Zélande,...) et inclura 2000 patients âgés de 10 à 24 ans atteints de tumeurs (bénigne ou maligne) du cerveau et autant de témoins provenant de 11 pays, sur une période de 5 ans (2009-2014). Le but premier de « Mobi-Kids » est d'étudier les relations cause à effet entre les technologies de communication sans fil (et surtout les téléphone portables) et la survenue de tumeurs du cerveau.

Mobi-Kids comporte les objectifs opérationnels suivants :

- Mener une enquête épidémiologique prospective sur les tumeurs cérébrales diagnostiquées chez les sujets jeunes liées à l'exposition aux RF générées par les téléphones mobiles et par d'autres sources de radiofréquences (RF), en tenant compte de facteurs de confusion potentiels.
- Analyser la relation entre le risque de tumeur cérébrale et l'exposition aux champs électromagnétiques générés par les téléphones portables ainsi que par toute autre source patente d'exposition dans l'environnement des jeunes.

Les travaux de recherche menés durant cette thèse apportent une contribution, dans le domaine de la dosimétrie, aux objectifs de ces deux projets à travers lesquels l'accent est mis sur l'évolution de ces populations et notamment leur façon d'utiliser des sources RF. Ainsi, la réflexion est poussée sur l'anticipation de ces usages. Il s'agit d'étudier, dans les bandes de fréquences allant de 900 MHz à 6 GHz, l'exposition générée par des téléphones portables, liée aux nouveaux usages (téléphone placé près de l'oreille, avec kit main libre, dans la poche, devant les yeux...) et aux différentes technologies (GSM, UMTS, wifi, ...). Dès lors, il est compréhensible que l'ensemble des combinaisons éventuelles d'utilisation devienne extrêmement démesuré même par simulation numérique.

Dans le cadre de ces projets, notre mission est de proposer des protocoles valables pour toutes campagnes de simulations à réaliser. La thèse répondra en effet à la question de l'évaluation de l'exposition réelle (en termes de DAS max local, DAS max global et de distribution spatiale du DAS) associée à différentes configurations. L'idée est de fournir des outils simplifiés pour les études épidémiologiques garantissant un résultat suffisamment robuste avec des incertitudes faibles de l'exposition réelle avec ces nouveaux usages. Néanmoins, ces outils vont s'appuyer sur des méthodes statistiques puissantes demandant de connaitre parfaitement l'ensemble des paramètres variant en vue d'observer la variabilité sur l'estimation de l'exposition.

Chapitre II : Caractérisation de l'exposition cérébrale par des téléphones portables génériques.

I. Introduction

L'exposition cérébrale demeure un thème clé dans les études épidémiologiques sur lequel se focalise de nombreuses inquiétudes concernant les effets sanitaires des téléphones portables. Face à ces inquiétudes, depuis maintenant deux décennies, des études épidémiologiques internationales ont examiné et examinent les risques potentiels à long et à court terme liés à l'exposition aux radiofréquences du cerveau et de ses différentes régions. Ces études se sont surtout concentrées sur un lien éventuel entre les tumeurs cérébrales et l'utilisation du téléphone portable. Plusieurs projets de grande envergure ont été menés à bien et certains se poursuivent. On distingue des études cas-témoins [Cardis, 2010] et des études de cohorte [Johansen, 2001] prospectives examinant un certain nombre de paramètres sanitaires liés à l'exposition cérébrale. Cependant, l'évaluation de l'exposition cérébrale aux radiofréquences est encore compliquée vis-à-vis de la forte dépendance du DAS à divers facteurs géométriques, morphologiques, etc. Plusieurs publications montrent que l'exposition RF et en particulier le DAS induit dans les tissus biologiques dépendent fortement de plusieurs paramètres associés au modèle de téléphone (sa géométrie, la fréquence et son mode d'utilisation) [Hadjem, 2009] [Christ, 2010] et d'autres paramètres liés au modèle de corps humain (morphologie, posture,...) [Wiart, 1998] [Conil, 2009]. Pour résumer, dans des conditions réelles d'utilisation et en raison de ces notions de variabilité et de représentativité, il est difficile d'évaluer avec précision l'exposition de la tête aux radiofréquences. La simple connaissance de la position du téléphone et de la puissance d'émission n'est pas suffisante si on omet les autres facteurs. Afin d'atteindre l'objectif de la caractérisation de l'exposition réelle, ces éléments ont conduit à se poser la question suivante : Comment varie le DAS en fonction de ces paramètres ? Pour apporter des réponses à cette problématique, la prise en compte de la variabilité des paramètres devient indispensable. Ceci requiert une analyse par paramètre, en particulier une analyse précise de l'exposition en fonction du type de technologie utilisée, de l'usage et de la morphologie de l'utilisateur afin d'obtenir une information fiable sur l'exposition réelle.

Ce chapitre porte sur l'évaluation de l'exposition du cerveau au téléphone portable. Cette évaluation repose sur la prise en compte des problèmes de variabilité des usages et de représentativité des terminaux modélisés. Au final, ce chapitre est consacré à l'étude des émissions d'une variété de téléphones portables de types 2G ou 3G positionnés près de la tête. Il traite de l'influence du type de téléphone portable, de son mode d'utilisation (latéralité, mode voix, mode data) et de la fréquence sur le DAS induit dans le cerveau dans le cas d'une tête d'adulte et d'une tête d'enfant. L'influence de la position du téléphone ainsi que l'influence de sa géométrie sur la répartition du DAS sont également abordées et discutées.

II. Etat de l'art des modèles utilisés

II.1. Modèles numériques de téléphones portables

Afin d'étudier l'exposition RF du cerveau aux ondes électromagnétiques de téléphones portables, des modèles numériques de téléphones représentatifs d'une classe donnée ont été utilisés. Ces modèles numériques ont été développés afin de représenter un maximum de téléphones disponibles sur le marché aujourd'hui.

Le modèle de téléphone a un impact important sur l'évaluation du DAS [Yu, 2010][Gosselin, 2011]. Avec la grande diversité des téléphones existants de nos jours, il est important de mettre en exergue cette influence du modèle sur le DAS induit. Dans le cadre du projet KidPocket, plusieurs modèles numériques de téléphone ont été développés [Yenny, 2011]. Ces modèles sont représentatifs de différentes classes réelles de téléphones portables existant sur le marché. Afin d'analyser l'influence du modèle de téléphone sur l'exposition du cerveau, nous avons choisi différents modèles simplifiés. En effet, le choix de ces modèles dans les travaux menées dans cette thèse est basé sur plusieurs critères de classification des téléphones. Ces critères prennent en compte les caractéristiques structurelles liées au téléphone (forme et géométrie) et en particulier à son antenne (type et localisation) qui peuvent avoir une influence sur le rayonnement.

La modélisation de sources est réalisée en prenant en considération les caractéristiques réelles des téléphones, les dimensions et la localisation des principaux éléments internes (batterie, écran, PCB, antenne).

Le boitier et le châssis sont modélisés sous la forme d'une couche de plastique, l'écran est implémenté sous la forme d'une couche de plastique laminée avec une couche de métal à l'arrière, la batterie est une boîte métallique couverte de plastique. Le PCB (*"Printed Circuit Board"*) est une feuille métallique. Quant aux antennes, elles sont implémentées sur un support correspondant à un matériel sans pertes (soit du plastique ou soit un substrat mince).

Dans cette étude, nous disposons de cinq modèles génériques de téléphone, ces modèles sont représentés dans la Figure II-1 :

- Modèle 1 : Il s'agit d'un téléphone coulissant avec deux utilisations possibles (fermé (1-1)
 ouvert (1-2)). La différence entre les deux utilisations se résume à la différence de dimensions du modèle (51x18x107 ou 51x18x137 mm). Ce modèle possède une antenne de type « patch » située en en haut de la partie inférieure coulissante. A noter, ce téléphone est un modèle quadri-bande (850/900/1800/1900MHz).
- Modèle 2 : Ce téléphone est de style PDA avec une antenne de type « Dipôle » localisée en bas du PCB. Ses dimensions sont 58x13x117 mm. Il fonctionne dans les 3 bandes de fréquence (GSM_900 ; GSM_1800 et UMTS).
- **Modèle 3** : Ce téléphone est un téléphone à clapet (« Flip-flop »), de dimensions 46x14x170 mm, son antenne est filaire 3G.
- **Modèle 4** : ce téléphone est un modèle coulissant ouvert (51x15x152 mm). Son antenne est de type filaire et située dans la partie inférieure du téléphone. Il est également quadribande.
- **Modèle 5** : Le modèle 5 est un téléphone classique (49x21x114 mm) avec une antenne patch bi-bande (850MHz/1900MHz) localisée dans la partie haute du téléphone.

Tous ces modèles peuvent être utilisés avec un kit main libre.



Figure II-1 : Modèles génériques de téléphones portables.

La représentativité de ces modèles a été étudiée à l'aide de comparaisons avec des mesures de DAS (réalisés sur des modèles commerciaux équivalents) et l'analyse des caractéristiques des téléphones. Les caractéristiques techniques des modèles simplifiés utilisés dans ces travaux ainsi que les performances des antennes (adaptation/impédance de l'antenne et efficacité de rayonnement) ont été validées numériquement avec la méthode FDTD en espace libre et avec un fantôme plan [Pinto, 2010].

La Figure II-2 représente le coefficient de réflexion S11 dans le cas du modèle de téléphone 1. Ce modèle présente des résonances à 900 MHz et 1800 MHz avec une largeur de bande suffisante pour un bon fonctionnement dans ces bandes de fréquence. On remarque une bonne adaptation de l'antenne en espace libre et dans le cas où le téléphone est placé à proximité du fantôme plan rempli de liquide équivalent ou de la tête SAM en position « Cheek ».



Figure II-2 : Coefficient de réflexion S11 en dB du modèle 1 en espace libre, à proximité du fantôme plan et avec la tête du SAM.

Les différents modèles numériques de téléphones ont également été validés en termes de distribution de DAS. La distribution du DAS induit par le modèle réel de téléphone (modèle commercial) dans un fantôme plan est comparée à l'aide de mesures avec la distribution de DAS obtenue par simulation numérique. Les configurations de mesures et de simulation sont représentées Figure II-3.

La 0 présente les distributions de DAS induit par le modèle 1.1 par simulation numérique et par mesure. La comparaison montre une bonne concordance entre les résultats de mesure et de simulation à 900 MHz et 1800 MHz.



Figure II-3 : Setup expérimental pour la validation du modèle de source.



Figure II-4 : Distribution de DAS induit par le modèle 1.1 par mesure et par simulation FDTD.

II.2. Modèles numériques de têtes

Les modèles numériques de têtes utilisés dans ces travaux sont des modèles issus de la « Virtual Family » [Christ, 2010]. Ces modèles ont été développés par la Fondation pour la recherche sur les technologies de l'information dans la société (IT'IS) [http://www.itis.ethz.ch].

Les paramètres diélectriques de chaque tissu et organe sont des valeurs admises par la FCC (Federal Communications Comission) et sont issus de l'article de Camelia Gabriel [Gabriel, 1996].

Ce chapitre est consacré à l'évaluation de l'exposition du cerveau quand le téléphone est placé à proximité de la tête. Les deux modèles de tête proposés dans ces travaux correspondent à une tête d'adulte prénommé « Duke », âgé de 34 ans, et la tête d'un adolescent de 14 ans prénommé « Louis » (0Figure II-5). Le choix de ces deux modèles s'est fait sur le nombre de tissus segmentés dans le cerveau et sur la résolution (1*1*1 mm³⁾.

Le choix d'un modèle adulte et d'un modèle enfant permet aussi d'évaluer l'influence de la morphologie et de l'âge sur l'exposition.



Figure II-5 : Illustration des modèles de tête utilisés.

Dans le cadre des études épidémiologiques, il est intéressant d'analyser et de comparer l'exposition des différentes régions du cerveau aux champs RF émis par les téléphones portables lors des communications. Pour mener à bien cette analyse, le cerveau de chacun des modèles de tête est divisé en différents lobes correspondant aux parties anatomiques majeures de chaque hémisphère cérébral. Ces lobes sont nommés comme suit : lobe frontal, lobe temporal, lobe occipital, lobe pariétal, cervelet et tronc cérébral comme l'illustre la Figure II-6.



Figure II-6 : Le cerveau avec ses différents tissus et régions anatomiques.

II.3. Calcul du DAS

Dans ce chapitre, à l'aide de la méthode FDTD, nous évaluons les DAS IEEE moyennés sur 10g dans la tête (nommé DAS_{10g}) et le DAS moyenné sur 1g de tissus contigus du cerveau (nommée DAS_{1g}). Cette dernière quantité est calculée en prenant le DAS local maximum contenu dans une masse de 1g. On s'intéresse également au calcul du DAS moyen (DAS_{moy}) sur tous les cubes de 1 mm dans chaque lobe du cerveau ainsi qu'à la puissance absorbée par ces différents lobes. Ces valeurs sont estimées aux fréquences 900 MHz et 1800 MHz.

Page | 44

II.4. Normalisation du DAS

Afin de comparer le DAS induit par chaque modèle de téléphone, toutes les valeurs de DAS calculées dans cette étude pourraient être normalisées par rapport à la puissance injectée dans le téléphone (Pinc). Dans la réalité, cette valeur dépend de la puissance réellement émise par l'amplificateur mais aussi du couplage à l'antenne. Etant donné que cette valeur de puissance injectée n'est pas publique, il est beaucoup plus simple de normaliser ces valeurs de DAS avec un puissance injectée dans l'antenne telle que le DAS_{10g} IEEE soit égal à 1 W/kg induit dans le modèle SAM quand le téléphone est en position « Cheek » à 900 MHz et 1800 MHz.

III. Influence de la latéralité

La latéralité, ou le côté de la tête où l'on utilise le téléphone durant la communication, est une information particulièrement pertinente pour les études épidémiologiques de type castémoins [Cardis, 2008]. La caractérisation de la latéralité permet d'approfondir la connaissance sur l'usage des mobiles et le côté à observer pour d'éventuelles tumeurs cérébrales [Hardell, 2006][Schutz, 2009][Cardis, 2011].

Le graphique Figure II-7 présente les résultats d'un post traitement des données recueillies, dans le cadre de l'étude Mobi Expo[http://www.creal.cat], de manière prospective chez des volontaires qui utilisent des Smartphones. Ces Smartphones permettent l'accès à des informations sur la puissance reçue, le protocole utilisé lors de la communication, l'utilisation de kits mains libres, la durée des appels, le type d'utilisation (voix / données), le type de réseau (2G/ 3G/ Wifi), la position du téléphone (près de la tête ou non). Ces informations permettent d'obtenir une base de données suffisamment précise sur les usages et les conditions d'usage. La Figure II-7 indique la part d'utilisation à droite, à gauche, en utilisant le haut-parleur, ou en utilisant un kit main-libre. Les données montrent la large variabilité des modes d'utilisation du téléphone.



Figure II-7 : Résultats sur les modes d'usage des téléphones portables.

La latéralité est donc un paramètre important qu'il faut prendre en considération lors de l'évaluation du DAS induit par un téléphone portable. Afin de prendre en compte cette latéralité, nous analysons l'exposition du cerveau aux ondes électromagnétiques d'un téléphone selon son mode d'usage. On distingue, dans cette étude, deux modes : le mode « voix », quand le téléphone est placé à proximité de l'oreille pour les deux cotés (gauche et droit) de la tête et le mode « Data », quand le téléphone est à l'écart de la tête d'une distance de 30 cm (Figure II-8).



Figure II-8 : Configurations d'usage « voix et data » du téléphone portable.

III.1. Mode « Voix »

Pour répondre à l'objectif de l'analyse de la latéralité, nous comparons d'une part l'exposition à gauche et à droite dans le cas où le téléphone est collé à l'oreille. D'autre part nous évaluons le DAS induit pour une exposition ipsilatérale (exposition du côté du téléphone) et pour une exposition controlatérale (exposition du côté opposé).

Pour évaluer la latéralité, les différents modèles de téléphones sont placés des deux côtés de la tête, pour les deux positions standards « Cheek » et « Tilt » (avec un angle d'inclinaison de 15° par rapport à la position « Cheek ») [IEC, 2005]. La distribution du DAS et la puissance absorbée dans les deux hémisphères du cerveau sont calculées pour les deux modèles de têtes à 900 MHz et 1800 MHz.

III.2. DAS_{10g} IEEE et DAS_{1g}

Les résultats de l'analyse de latéralité, en utilisant les 5 modèles de téléphone, obtenus à l'aide de la méthode FDTD, montrent une faible variation entre les valeurs de DAS (DAS_{10g} IEEE et DAS_{1g}) induit par un téléphone placé du côté droit « D » et un téléphone placé du côté gauche de la tête « G ». Ceci est valable pour les deux positions standard de téléphone et pour les deux modèles de tête. Cette variation est estimée à moins de 5 % pour tous les modèles de téléphones proposés à 900 MHz. Elle est plus importante à 1800 MHz, elle peut atteindre 20 %, par exemple pour les modèles 1 et 2, comme le montre le Tableau II-1.

		900 MHz		1800) MHz
		Cheek	Tilt	Cheek	Tilt
		D/G	D/G	D/G	D/G
Modèle 1_1	Tête_Duke	0.47 / 0.51	0.27 / 0.31	0.73 / 0.90	0.83 / 1.00
	Tête_Louis	0.67 / 0.68	0.42 / 43	0.87 / 0.9	0.94 / 0.99
Modèle 2	Tête_Duke	0.54 / 0.61	0.40 / 0.38	0.69 / 0.88	0.40 / 0.46
	Tête_Louis	0.78 / 0.78	0.56 / 0.59	0.80 / 0.86	0.47 / 0.50
Modèle 3	Tête_Duke	0.48 / 0.48	0.37 / 0.38	0.54 / 0.77	0.47 / 0.51
	Tête_Louis	0.52 / 0.53	0.37 / 0.37	0.61 / 0.81	0.52 / 0.56

Tableau II-1 : Valeurs de DAS_{10g} IEEE estimés dans les têtes de Duke et Louis à 900 MHz et 1800 MHz.

*Tableau II-2 : Valeurs de DAS*_{1g} estimés dans les têtes de Duke et Louis à 900 MHz et 1800 MHz.

		900 MHz		1800	MHz
		Cheek	Tilt	Cheek	Tilt
		D/G	D/G	D/G	D/G
Modèle	Tête_Duke	0.27 / 0.29	0.25 / 0.27	0.44 / 0.64	0.48 / 0.64
1_1	Tête_Louis	0.36 / 0.35	0.30 / 0.33	0.49 / 0.56	0.56 / 0.61
Modèle 2	Tête_Duke	0.28 / 0.31	0.13 / 0.14	0.18 / 0.25	0.11 / 0.15
	Tête_Louis	0.37 / 0.38	0.28 / 0.28	0.20 / 0.27	0.13 / 0.16
Modèle 3	Tête_Duke	0.12 / 0.11	0.12 / 0.13	0.11 / 0.17	0.08 / 0.09
	Tête_Louis	0.13 / 0.17	0.11 / 0.14	0.12 / 0.19	0.10 / 0.12

Les résultats de DAS obtenus avec les autres modèles de téléphone sont présentés dans l'annexe I.

L'écart de DAS observé entre le coté gauche et le côté droit pour une exposition ipsilatérale peut s'expliquer par :

 L'asymétrie de la tête qui est due essentiellement à la différence de morphologie des oreilles. La 0 montre la différence d'épaisseur « e » entre les deux oreilles, gauche et droite.



Figure II-9 : Epaisseur des oreilles pour les deux modèles de tête

L'asymétrie de l'antenne. En effet, le point d'excitation de l'antenne change entre les deux cotés de la tête. La Figure II-10 présente le contour à -12 dB obtenu à 900 MHz et 1800 MHz dans le cerveau quand le téléphone est utilisé du côté droit et du côté gauche. On observe bien que la distribution du DAS est très sensible aux changements liés au design de l'antenne et en particulier au point d'excitation.



Figure II-10 : Influence du point d'excitation de l'antenne sur la distribution de DAS.

Il est important de faire remarquer qu'avec les deux modèles de têtes, le côté gauche, pour une exposition ipsilatérale, est souvent plus exposé que le coté droit. L'écart observé

avec la tête de Louis est moins important par rapport à celui observé avec la tête de Duke étant donné que la différence d'épaisseur entre les deux oreilles est plus faible pour Louis (Figure II-9).

III.3. DAS moyenné et puissance absorbée dans les structures cérébrales

Dans cette section, la puissance absorbée et le DAS moyen calculés dans chaque région du cerveau pour les deux hémisphères sont estimés pour une exposition ipsilatérale et une exposition controlatérale.

Etant donné l'importance d'évaluer l'exposition dans chaque structure cérébrale en fonction de la latéralité et du type d'exposition (ipsilatérale/controlatérale), on distingue les différentes régions du cerveau pour chaque hémisphère comme suit : Lobe_Temp_D; Lobe_Temp_G; Lobe_Front_D; Lobe_Front_G; Lobe_Pariet_D; Lobe_Pariet_G; Lobe_Occip_D; Lobe_Occip_G; Cerv_D; Cerv_G; Tronc_D et le Tronc_G.

En comparant les valeurs de DAS_{moy} dans les différents lobes cérébraux, on observe une légère variation du DAS (À peine 7 % de différence) entre les deux hémisphères pour une exposition ipsilatérale à 900 MHz. Néanmoins cette variation devient plus significative à 1800 MHz. On trouve que le DAS induit par un téléphone placé à proximité de l'oreille gauche peut dépasser de 25 % le DAS induit quand on l'utilise du côté droit. A titre d'exemple, le DAS moyenné dans le lobe temporal varie de moins de 5 % à 900 MHz et de plus de 20 % à 1800 MHz entre le coté droit et le coté gauche pour tous les modèles de téléphone et avec les deux têtes. Le Tableau II-3 présente les valeurs de DAS calculées dans le lobe temporal pour 3 modèles de téléphones utilisés en position « Cheek ».

Tableau II-3 : Valeur du DAS_{moy} induit dans le lobe temporal de la tête de Duke pour une exposition ipsilatérale ou controlatérale pour un téléphone en position « Cheek ».

	900 MHz		1800 MHz	
	ipsilatérale	Controlatérale	ipsilatérale	Controlatérale
Modèle 1_1 DAS_moy_Temp_D DAS_moy_Temp_G	0.49e-1 0.5e-1	0.2e-2 0.2e-2	0.51e-1 0.63e-1	0.7e-3 0.64e-3
Modèle 2 DAS_moy_Temp_D DAS_moy_Temp_G	0.33e-1 0.36e-1	0.1e-2 0.13e-2	0.24e-1 0.29e-1	0.11e-3 0.10e-3
Modèle 3 DAS_moy_Temp_D DAS_moy_Temp_G	0.11e-1 0.15e-1	0.04e-2 0.07e-2	0.13e-1 0.18e-1	0.047e-3 0.077e-3

Il est aussi important de noter que l'exposition des deux hémisphères est différente selon que l'on considère une exposition ipsilatérale ou controlatérale (voir Tableau II-3 et Figure II-11).



Figure II-11 : DAS_{moy} induit par un téléphone en position « Cheek » dans les différentes régions cérébrales de la tête de Duke.

Les résultats obtenus montrent bien que le DAS est toujours important dans du côté où se trouve le mobile et beaucoup plus faible du coté opposé. La Figure II-12 représente la puissance absorbée par les différentes régions cérébrales gauches et droites pour tous les modèles de téléphone à 900 MHz et 1800 MHz. Ces figures montrent que les puissances absorbées sont plus importantes pour les lobes du demi-hémisphère du côté du téléphone. Par exemple, on trouve que le DAS induit par le modèle 1 (respectivement la puissance absorbée) dans le lobe temporal est de l'ordre de 0.5e-1 W/kg (respect. 61 % de la puissance totale) du côté du téléphone et de 0.2e-2 W/kg (respect. moins de 3 % de la puissance absorbée totale) du côté opposé à 900 MHz quand le téléphone est placé en position « Cheek » du côté gauche de la tête de Duke.



Figure II-12 : Répartition de la puissance absorbée par les différentes régions cérébrales dans la tête de Duke pour un téléphone en position « Cheek ».

La différence de DAS observée entre une exposition ipsilatérale et une exposition controlatérale est due à l'atténuation du champ RF à travers les tissus. Cette atténuation est plus importante à 1800 MHz, et elle diminue considérablement quand la fréquence diminue.

Page | 50

Par ailleurs, à 1800 MHz, l'absorption de l'énergie est plus superficielle qu'à 900 MHz. La Figure II-13 met en évidence le comportement de la distribution de champ électrique émis par les différents téléphones dans la tête en fonction de la fréquence.



Figure II-13 : Distribution du Champ E induit par différents téléphones portables dans la tête de Duke pour un téléphone en position « Cheek » à 900 MHz et 1800 MHz.

En raison aussi de la plus grande atténuation à 1800 MHz, le DAS estimé à cette fréquence dans les différents lobes pour une exposition controlatérale est beaucoup moins important qu'à 900 MHz. D'après la Figure II-11 et le Tableau II-3, on constate en effet que la puissance absorbée (ainsi que le DAS_{moy}) par les différents lobes pour une exposition controlatérale est plus faible à 1800 MHz par rapport à 900 MHz. Ceci est toujours vrai quelque soit le type de téléphone et le modèle de tête utilisé.

Compte tenu des configurations étudiées pour l'analyse de la latéralité de l'exposition, on déduit en général une légère variation du DAS entre les deux côtés de la tête (à peine 20%). Les résultats concluent également qu'une analyse de l'exposition ipsilatérale aux rayonnements des téléphones cellulaires est plus pertinente qu'une analyse de l'exposition controlatérale. L'utilisation d'un téléphone d'un côté de la tête entraîne une exposition négligeable du côté opposé surtout à 1800 MHz en raison de l'atténuation plus importante à cette fréquence.

III.4. Distribution de l'énergie RF absorbée par les différentes structures anatomiques du cerveau

Les résultats obtenus dans cette étude montrent que pour les deux positions standards (« Cheek » et « Tilt »), l'absorption du champ RF est toujours la plus importante dans le lobe temporal localisé du côté du téléphone. Cette région du cerveau absorbe généralement plus de 50 % de la puissance totale absorbée par le cerveau à 900 MHz et 1800 MHz en raison de sa proximité à la source d'émission de l'onde incidente. Ceci est cohérent avec les résultats d'études antérieures [Rothman, 1996] [Kuster, 2004] [Wiart, 1998]. Cette constatation reste toujours valable à l'exception du modèle 3 de téléphone comme le montre la Figure II-12. Du fait de l'emplacement de l'antenne, qui se trouve plus éloignée du lobe temporal par rapport aux antennes des autres modèles de téléphone, l'absorption dans le lobe temporal ipsilatéral est inférieure à 50 % de la puissance totale absorbée pour le modèle 3. Après le lobe temporal, les régions les plus exposées sont le lobe frontal et le lobe pariétal. Le lobe occipital et le tronc cérébral sont les régions les moins exposées (ils absorbent moins de 5 % de la puissance totale absorbée) puisqu'ils sont suffisamment éloignés de la source RF. Les résultats des comparaisons montrent également qu'en fonction de la localisation de l'antenne et de la fréquence, le cervelet peut être plus exposé que les lobes frontal et pariétal. En particulier, celà est vérifié avec le modèle 1 (quand il est utilisé en topologie fermée) et le modèle 5. Ceci s'explique par le fait que ces deux modèles possèdent une antenne localisée dans la partie supérieure du boitier du téléphone engendrant une distance plus réduite entre la source d'émission et le cervelet.

A noter aussi qu'à 1800 MHz, la répartition des champs est étroitement liée à la position de l'antenne. Il est intéressant de noter que le rayonnement de la source RF dépend de la fréquence en termes de couplage entre l'antenne et le PCB. En effet, à 900 MHz, l'antenne n'est pas dissociée du PCB en termes de rayonnements à cause de la présence d'un couplage important. Néanmoins, à 1800 MHz et en hautes fréquences généralement, les courants RF sont beaucoup plus concentrés dans la zone de l'antenne comme le montrent Figure II-13 et Figure II-14. Dans ce cas, la localisation de l'antenne et la distance entre cette dernière et les tissus exposés sont très importantes. Ceci explique les faibles valeurs de DAS induit dans le cerveau à la fréquence 1800 MHz dans le cas d'un modèle de téléphone ayant une antenne en bas tel que les modèles 2, 3 et 4 et l'exposition plus élevée du lobe frontal avec ces modèles qu'avec les autres modèles de téléphone.



Figure II-14 : Exemple de la distribution de DAS générée par le modèle 1 en position Cheek (en haut) et Tilt (en bas) dans la tête de Duke à 900 MHz et 1800 MHz.

Ces interprétations sont aussi vérifiées avec la tête de Louis. La répartition de la puissance absorbée par la tête dans les différents lobes du cerveau est quasiment la même dans les deux modèles de tête.

Ces résultats sont très comparables aux travaux précédents de [Varsier, 2009] [Cardis, 2010] qui sont basés sur des mesures de DAS effectuées dans un fantôme homogène et extrapolées vers des modèles numériques de têtes hétérogènes.

Cette analyse permet de mettre en évidence l'impact de la variabilité liée au modèle de téléphone, en fonction de la fréquence, sur la valeur de DAS induit dans les différentes régions du cerveau.

III.5. Mode « Data »

Dans cette partie, nous analysons l'exposition du cerveau à un téléphone portable quand il est placé à 30 cm de la tête. Comme dans la première partie (mode « voix »), notre intérêt porte sur les valeurs de DAS (DAS_{10g} , DAS_{1g} et le DAS_{moy}) et la distribution du DAS dans les différentes régions cérébrales. Cette analyse est réalisée seulement avec les trois premiers modèles de téléphones à 900 et 1800 MHz.

III.6. DAS_{10g} IEEE et le DAS_{1g}

Il ressort des différentes simulations effectuées aux fréquences 900 MHz et 1800 MHz que le DAS au niveau de la tête n'est jamais plus important en mode « Data » par rapport au mode « Voix ». Le DAS_{10g} (respectivement le DAS_{1g}), avec ce mode d'utilisation, varie à 900 MHz entre 0,9e-2 et 0.13e-1 W/Kg (respect. entre 0.016e-2 et 0.05e-2 W/Kg) selon les configurations d'utilisation (type de téléphone et fréquence) (Tableau II-4). A 1800 MHz le DAS_{10g} (respectivement le DAS_{1g}) varie de 0.3e-2 à 0.7e-2 W/kg (respect. de 0.1e-3 à 0.35e-3 W/kg).

		DAS _{10g} (W/kg)	DAS _{1g} (W/kg)
	Tête_Duke	0.011	0.005
Modele 1_1	Tête_Louis	0.013	0.006
Modèle 1-2	Tête_Duke	0.011	0.051
	Tête_Louis	0.014	0.055
Modèle 2	Tête_Duke	0.011	0.006
	Tête_Louis	0.012	0.007
Modèle 3	Tête_Duke	0.009	0.0016
	Tête_Louis	0.009	0.0018

Tableau II-4 : Valeurs du DAS_{10g} et du DAS_{1g} estimées dans la tête de Duke et de Louispour chaque modèle de téléphone à 900 MHz

La réduction moyenne des valeurs du DAS obtenues en mode « Data » par rapport au mode « Voix » est de l'ordre d'un facteur 50 dans les conditions normales d'utilisation.

III.7. DAS moyenné et la puissance absorbée dans les structures cérébrales

Avec ce mode d'usage, il apparait clairement que la répartition du DAS n'est pas du tout la même que pour le mode « voix » (Figure II-15).



Figure II-15 : Distribution du DAS induit par les modèle 1 (fermé) et 3 utilisés en mode « Data ».

Le lobe frontal, en mode « Data » est le plus exposé quelque soit le téléphone utilisé étant donné sa proximité au téléphone (il absorbe environ 60 % de la puissance totale dans le cerveau) (Figure II-16, Figure II-17). Cependant, le lobe temporal est le second lobe le plus exposé (il absorbe 30-35 % de la puissance totale). Les autres régions du cerveau sont faiblement exposées puisque très éloignées de la source (elles absorbent moins de 10 % de la puissance totale).



Figure II-16 : Répartition de la puissance absorbée dans le lobe frontal et temporal à 900 MHz pour un téléphone utilisé en mode « Data ».

A noter qu'à 1800 MHz les valeurs du DAS_{moy} dans les différents lobes sont beaucoup plus faibles qu'à 900 MHz en raison de la plus grande atténuation du champ électromagnétique à cette fréquence.



Figure II-17 : Valeurs de DAS_{moy} dans les lobes temporal et frontal de la tête de Duke.

On remarque aussi à partir des figures présentées ci-dessus que les valeurs de DAS calculées dans les hémisphères gauche et droit sont presque identiques. Cette différence de moins de 5 % est vraisemblablement due à la position du point d'excitation qui ne se trouve pas au milieu de la zone de l'antenne.

IV. Comparaison entre tête d'adulte et tête d'enfant

A partir des résultats montrés précédemment (Tableau II-2, Tableau II-3 et Tableau II-4), nous remarquons que les valeurs de DAS estimées dans la tête, le cerveau ainsi que dans ses différentes régions sont différentes entre les deux têtes. Les valeurs obtenues avec la tête d'adulte restent toujours plus faibles comparées à celles obtenues avec la tête d'enfant (pour toutes les configurations étudiées). La tête d'enfant surestime le DAS par rapport au modèle de tête adulte, en restant toujours au dessous des normes (2 W/kg). Ceci s'explique par la différence de morphologie (forme de la tête, dimension de l'oreille) et surtout par la différence d'épaisseur des tissus qui sont plus fins chez l'enfant. En particulier, l'épaisseur de la peau de la tête de Louis ne dépasse pas 1.8 mm.

La Figure II-18 illustre l'évolution de l'épaisseur du crâne en fonction de l'âge. Elle montre que de 5 à 20 ans, l'épaisseur du crâne augmente de plus de 70 %.



Figure II-18 : Variation avec l'âge de l'épaisseur du crâne [selon W.Koenig et al, 1995].

En termes de DAS calculé sur 1g dans le cerveau, la valeur dans la tête d'enfant est presque 30 % supérieure à celle obtenue dans la tête d'adulte à 900 MHz. En revanche, à 1800 MHz, une légère différence (5-15%) est observée entre les deux têtes. A cette fréquence, l'absorption est plus superficielle et donc l'épaisseur des tissus n'influe pas de la même manière qu'à 900 MHz.

Les résultats trouvés ici sont similaires aux résultats obtenus par Wang et al [Wang, 2003], Hamid et al [Hamid, 2005] et Wiart et al [Wiart, 2008], qui concluaient notamment qu'une différence est observée en termes de DAS_{1g} dans le cerveau alors que la différence en terme de DAS_{10g} n'est pas fondamentale.

V. Influence de la position du téléphone

Les comités internationaux de normalisation tels qu'IEEE (Institute of Electrical and Electronics Engineers) [IEEE, 2002] et le CENELEC (Comité Européen de Normalisation Electrotechnique) [CENELEC, 2001] recommandent deux positions standards (position « Cheek » et position « Tilt ») de mesure du DAS, définies dans les normes et les règlements internationaux ([IEEE, 2003] et [IEC, 2005]). Ces positions de référence sont utilisées pour déterminer le DAS moyenné sur 10g induit par les téléphones portables dans une tête homogène (fantôme SAM) pour les tests de vérification de la conformité des systèmes de communication sans fils aux recommandations en vigueur. Néanmoins, l'usage courant d'un téléphone implique une multitude de positions possibles. Nous proposons donc, dans cette partie, d'étudier l'influence de la position du téléphone sur le DAS induit dans la tête de Duke, pour deux modèles de téléphones, aux fréquences GSM (900 MHz et 1800 MHz).

Afin de mettre en exergue l'effet de la position du téléphone sur l'exposition, nous évaluons le DAS dans les différentes régions cérébrales pour une variété de positions.

V.1. Positionnement du téléphone

Les deux positions standards ne sont pas suffisantes pour évaluer l'exposition dans le cadre d'un usage réel du téléphone portable. A l'aide de la méthode FDTD, nous caractérisons les distributions de DAS induit par deux modèles différents de téléphone pour 80 positions différentes. Ces positions sont définies et caractérisées automatiquement à partir de 4 paramètres (θ , ϕ , X1 and X2). Ces paramètres permettent de décrire une position réaliste du téléphone près de la tête comme le décrit la Figure II-19.



Figure II-19 : Méthodologie de positionnement de téléphone.

Les 80 positions sont calculées à partir d'une position de référence « Cheek ». Le paramètre φ représente l'angle de rotation dans le plan incluant l'oreille et la bouche. Θ est l'angle tilté par rapport à la position de référence. Les paramètres X1 and X2 décrivent respectivement le déplacement du mobile sur l'axe bouche-oreille et le déplacement orthogonal à cet axe. θ et φ sont choisis respectivement dans les intervalles [0°, 30°] and [-15°, 15°]. Ces angles de rotations sont appliqués à la tête afin d'éviter de tourner le téléphone à cause de problème de modélisation (effet d'escalier au niveau de l'antenne). X1 and X2 varient respectivement dans les intervalles [5 mm, -30 mm] et [-10 mm, +10 mm] par rapport à un point de référence (EEC « Entrance to Ear Canal » : l'entrée du conduit auditif) pour prendre en compte la position relative du mobile ainsi que la variation de la position du point d'excitation de l'antenne.

Une méthode d'échantillonnage basée sur la technique du LHS ("Latin Hypercube Sampling") [McKay MD et al 1979] est utilisée afin de choisir l'ensemble des 80 positions les plus représentatives et les plus optimales. Le LHS est utilisé afin d'assurer un bon choix de l'ensemble des positions garantissant une meilleur exploitation de l'espace. Le principe de cette technique d'échantillonnage sera plus détaillé dans le chapitre IV.

Dans la section sur l'influence de la latéralité, nous avons remarqué un DAS induit supérieur pour un téléphone placé du côté gauche de la tête de Duke. Dans cette partie, nous gardons cette configuration.

On s'intéresse ici au calcul du DAS_{10g} et du DAS_{1g} dans le cerveau ainsi qu'au calcul du DAS moyenné dans chaque structure du cerveau. Ces valeurs sont calculées à 900 MHz et

1800 MHz. Les deux modèles de téléphones utilisés dans cette étude sont le modèle 1.1 (téléphone coulissant en topologie fermée) et le modèle 2 (téléphone PDA).

Les valeurs de DAS calculées dans cette étude sont normalisées par rapport à la puissance injectée dans le téléphone quand il est en position "Cheek" avec la tête de SAM.

V.2. DAS_{10g}IEEE et le DAS_{1g} cerveau

Dans le Tableau II-5, les valeurs de DAS $(DAS_{10g} \text{ et } DAS_{1g})$ générés par les deux modèles de téléphone en position « Cheek » sont plus élevées ou équivalentes aux valeurs obtenues en position « Tilt ». Pour cette raison, dans cette partie, les valeurs du DAS estimées sont comparées aux valeurs correspondantes pour la position standard « Cheek ».

L'analyse des résultats des 80 simulations FDTD associées aux différentes positions montre que Le DAS maximum sur 10g dans la tête (DAS_{10g} IEEE) n'excède pas les normes internationales (2 W/kg) pour les différentes positions.

Les valeurs maximales de DAS_{10g} et le DAS_{1g} obtenues pour les 80 positions sont présentées dans le tableau ci-dessous :

	DAS _{10g}		DAS _{1g}	
Modele, Frequence	Max (W/kg)	Position [θ , ϕ , X1, X2]	Max (W/kg)	Position $[\theta, \phi, X1, X2]$
Modèle 1, 900 MHz	0.57	[2°, 2°,12 mm, 5 mm]	0.41	[0°, 12°, 22 mm, 7 mm]
<u>Modèle 1, 1800 MHz</u>	1.007	[3°, -7°, 6 mm, -8 mm]	0.70	[5°, 10°, 15mm,10 mm]
Modèle 2, 900 MHz	0.71	[0°, 10°, 23 mm, 6 mm]	0.44	[3°, 8°, 25 mm, 8 mm]
<u>Modèle 2, 1800 MHz</u>	1.125	[2°, -10°, 18 mm, 9 mm]	0.22	[5°, 13°, 30 mm, 9 mm]

Tableau II-5 : Les valeurs maximales du DAS_{10g} et le DAS_{1g} et leurs positions correspondantes.

Ces résultats sont très importants car, selon les positions, il est possible d'obtenir un DAS plus élevé que celui trouvé avec les deux positions standards, et ce pour les deux modèles de téléphone et les deux fréquences.

Les résultats montrent également que pour 5 % des positions le DAS_{10g} IEEE est presque 20 % supérieur au DAS_{10g} obtenu en position standard « Cheek » à 900 MHz et 1800 MHz comme l'illustre la Figure II-20.

Il est important de faire remarquer que, pour les deux modèles de téléphone, plus de 95 % des positions présentent un DAS_{10g} inferieur à 1 W/kg. Cette valeur correspond à la valeur du DAS induit dans la tête pour un téléphone en position « Cheek » [comme décrit dans la partie « normalisation du DAS »]. Pour le reste des configurations, le DAS estimé ne dépasse pas 11 % du DAS_{10g} IEEE dans SAM. Ceci prouve que le modèle SAM est conservatif pour plus de 95 % des configurations.

De plus, les résultats confirment que la position de la source de rayonnement (téléphone) influe fortement sur les valeurs du DAS (DAS_{10g} IEEE et le DAS_{1g} dans le

cerveau) pour les deux types de téléphone et les deux fréquences utilisées (Figure II-20). Les valeurs de DAS_{10g} IEEE varient entre 0.25 W/kg et 0.57 W/kg à 900 MHz et entre 0.58 W/kg et 1 W/kg à 1800 MHz pour le modèle 1 de téléphone. Pour le modèle 2, on observe quasiment la même distribution de DAS que pour le modèle 1 (le DAS_{10g} varie entre 0.25 W/kg et 0.68 W/kg). Cependant, la tendance des variations globalement n'est pas la même à 1800 MHz, pour le modèle 2 les valeurs de DAS varient plus fortement, entre 0.23 W/kg et 1.15 W/kg (Figure II-20).



Figure II-20 : Distribution du DAS_{10g} pour les 80 positions associées aux modèles 1 et 2.

De la Figure II-20, on peut déduire aussi que :

- Pour le modèle 1, pour plus de 80 % des positions, le DAS_{10g} est inférieur au DAS estimé en position standard « Cheek » avec la tête de Duke pour les deux fréquences. Notons que le DAS_{10g} obtenu pour la position « Cheek » dans la tête de Duke est inférieur à celui obtenu dans la tête de SAM (i.e. 1 W/kg).
- Pour le modèle 2, 85 % à 900 MHz et 94 % à 1800 MHz des positions testées présentent des valeurs de DAS_{10g} en-dessous de la valeur du DAS induit en position « Cheek » dans la tête de Duke.

Concernant la distribution du DAS_{1g} dans le cerveau, l'analyse des résultats confirme que l'exposition du cerveau est aussi sensible à la position du téléphone. Dans la Figure II-21, nous pouvons remarquer que :

- A 900 MHz, le DAS_{1g} dans le cerveau peut dépasser de 25 % le DAS calculé pour une position « Cheek » pour les deux modèles de téléphone. A cette fréquence on observe quasiment la même distribution du DAS_{1g} pour les deux modèles de sources ; 70 % des positions testées ont un DAS 1g inférieur à celui obtenu en position standard « Cheek » dans la tête de Duke. De plus, le DAS moyen est d'environ 30 % inférieur à la valeur du DAS estimé en position « Cheek » (Figure II-21).
- A 1800 MHz, pour plus de 95 % des cas, les valeurs du DAS_{1g} sont inférieures à la valeur obtenue en position « Cheek » pour les deux modèles de téléphone. On remarque que le DAS moyen est de 40 à 50 % inférieur au DAS en position « Cheek ».

Page | 60



*Figure II-21 : Distribution du DAS*_{1g} pour les 80 positions associées aux modèles 1 et 2.

D'après l'analyse des distributions de DAS, nous remarquons également que, pour le premier modèle de téléphone, pour 25 % des positions étudiées le DAS_{10g} calculé est proche de 0.2 W/kg à 900 MHz alors qu'à 1800 MHz, nous voyons que presque la moitié des positions correspondent à des valeurs de DAS_{10g} entre 0.65 W/kg et 0.8 W/kg. Pour le deuxième modèle de téléphone, la distribution de DAS_{10g} obtenue dans la fréquence 900 MHz est presque équiprobable sur toute l'intervalle de variation du DAS entre 0.25 W/kg et 0.7 W/kg alors qu'à 1800 MHz, la moitié des positions correspondent à un DAS_{10g} inférieur à 0.4 W/kg. A cette fréquence, nous remarquons également que les valeurs de DAS_{10g} sont beaucoup plus faibles que les valeurs obtenues avec le premier modèle de téléphone. Cela s'explique par l'influence de la localisation de l'antenne sur le DAS induit, en particulier à 1800 MHz. Notons aussi que cette large variation entre les deux modèles de téléphone à 1800 MHz est aussi valable pour le DAS_{1g} dans le cerveau.

Ces résultats confirment que la distribution du DAS est très sensible au design du téléphone et plus particulièrement à l'emplacement de son antenne ceci de façon plus importante à 1800 MHz qu'à 900 MHz comme cela a été démontré précédemment dans ce chapitre (Partie 2). Il est donc intéressant d'évaluer l'influence de cette sensibilité sur l'exposition des différentes structures du cerveau et sur la localisation du maximum.

V.3. Analyse du DAS induit dans les différentes régions du cerveau

Les valeurs de DAS moyen calculées dans les différentes structures anatomiques du cerveau sont ici comparées pour différentes positions du téléphone, pour les deux fréquences. Comme le téléphone est placé du coté gauche de la tête, les résultats présentés ici sont ceux obtenus dans l'hémisphère gauche du cerveau.

Les valeurs de DAS_{moy} calculées sont très variables et sensibles à la position du mobile, au modèle de téléphone et ainsi qu'à la fréquence. La Figure II-22 montre que, pour toutes les positions étudiées, le lobe temporal est la structure la plus exposée, que ce soit à 900 ou 1800 MHz.



Figure II-22 : Le DAS_{moy} dans les différentes régions du cerveau à 900 MHz.

A 900 MHz, pour plus de 30 % des positions, le DAS_{moy} induit dans le lobe temporal est compris entre 0.035 et 0.045 W/Kg pour le modèle 1. Cependant, pour le second modèle, plus de la moitié des positions donnent un DAS_{moy} compris entre 0.025 et 0.04 W/Kg.

A 1800 MHz, pour plus de 50 % des positions, le DAS_{moy} est compris entre 0.035 et 0.045 W/kg pour le téléphone 1 et entre 0.01 et 0.013 W/kg pour le téléphone 2. A cette fréquence, le DAS_{moy} dans le lobe temporal est plus élevé avec le modèle 1, ce qui est du à la localisation de l'antenne, comme expliqué auparavant.

A 900 MHz, les distributions de DAS_{moy} induit dans le lobe frontal sont comparables pour les deux modèles. Le DAS_{moy} induit par le modèle 2 dans le cervelet est plus faible que pour le modèle 1, ceci étant du, encore une fois, à la position de l'antenne.

A 1800 MHz, les valeurs obtenues pour le second modèle restent toujours faibles comparées aux valeurs de DAS obtenues pour le premier modèle (et ce pour toutes les positions étudiées). Comme le montre la Figure II-23, à cette fréquence, les valeurs de DAS_{moy} induit dans le lobe temporal gauche et le cervelet gauche par les deux modèles sont significativement plus élevées avec le modèle 1. On en revient une dernière fois à l'influence de la localisation de l'antenne sur le DAS absorbé par les tissus, en particulier à 1800 MHz.



Figure II-23 : DAS_{moy} dans le lobe temporal et le cervelet du demi-hémisphère gauche à 1800 MHz.

V.4. Comparaison de l'exposition du cerveau à 900 MHz et 1800 MHz

Dans cette partie, nous comparons les distributions spatiales du DAS dans le cerveau exposé aux ondes électromagnétiques émises par les deux modèles de téléphone (modèle 1 et modèle 2) à 900 MHz et 1800 MHz pour les 80 positions.

La distribution spatiale globale pour chaque téléphone est obtenue par la moyenne des 80 distributions correspondant aux 80 positions à une résolution de 1 mm. La Figure II-24 présente la projection de la distribution du DAS dans le cerveau avec un maillage de 1 mm. La référence « 0dB » correspond au maximum obtenu par la moyenne des 80 distributions pour chaque modèle.



Figure II-24 : Distribution globale du DAS à une résolution de 1 mm.

En comparant les résultats obtenus pour les deux modèles aux 2 fréquences, on note une large variabilité des zones exposées. Les contours à -5 dB, -10 dB et -15dB varient en fonction de la fréquence. L'exposition du lobe temporal est plus importante à 900 MHz qu'à 1800 MHz pour les deux modèles. A partir de la distribution globale, on peut déduire également que le cervelet et le tronc cérébral sont plus exposés à 1800 MHz qu'à 900 MHz. A cette fréquence, le lobe pariétal et le cervelet sont plus exposés avec le modèle 1 qu'avec le modèle 2. On observe encore une fois que le DAS induit dans le lobe frontal est supérieur avec le modèle 2 pour les deux fréquences.

V.5. Localisation du DAS maximum

La localisation précise du maximum de DAS est considérée comme une information importante pour les études épidémiologiques dans la mesure où une estimation de la corrélation éventuelle entre position du maximum et position de l'origine de la tumeur est alors possible [Cardis, 2011].

La localisation du maximum de DAS correspondant à chacune des 80 positions est déterminée pour les deux modèles de téléphones à 900 MHz et 1800 MHz.

Dans la Figure II-25, les triangles et les carrés représentent la position du maximum respectivement à 900 MHz et à 1800 MHz pour chaque configuration donnée. En comparant les différentes positions du maximum, on observe que, pour les deux modèles, les 80 maximums sont toujours localisés dans le lobe temporal, la région cérébrale la plus proche au téléphone, comme démontré dans des études précédentes [Kuster, 2004 ; Varsier, 2009]. Les autres régions anatomiques ne contiennent jamais de maximum dans notre plan d'expérience.



Figure II-25 : Localisation du maximum de DAS dans le cerveau.

On observe également sur la Figure II-25 que la position du maximum n'est pas toujours identique aux deux fréquences. On trouve qu'à 900 MHz les maximums de DAS sont proches du centre du téléphone. Ceci s'explique par le fait qu'à cette fréquence le maximum est généré par le courant induit dans le PCB du mobile. A 1800 MHz, la densité importante du courant circule autour du point d'excitation de l'antenne et le maximum de DAS est localisé selon ces courants. Il est à noté également que la plupart des maximums (63 maximums), pour le modèle 1, sont localisés dans la partie supérieure du lobe temporal et proches du cervelet. Concernant le modèle 2, une partie des maximums (29 maximums) se situent vers la partie inférieure du lobe temporal, proche de la zone de l'antenne, et d'autres maximums (45 maximums) sont localisés en haut du lobe temporal. A partir de ces résultats, on déduit qu'à 1800 MHz, la position du maximum de DAS est fortement liée à l'emplacement de l'antenne.

En considérant le barycentre des 80 maximums comme référence, on trouve que :

- à 900 MHz, la distance entre les 80 maximums et la référence (le barycentre) est comprise entre 4 et 33 mm pour le premier modèle et entre 4 et 34 mm pour le deuxième. Plus de 30 % des 80 maximums sont à une distance inferieure à 4 mm du barycentre (voir Figure II-26).



Figure II-26 : Distribution de la distance entre le maximum de DAS et le barycentre pour les 80 positions.

à 1800 MHz, la distance varie entre 7 et 42 mm et entre 8 et 37 mm respectivement pour le modèle 1 et le modèle 2. Pour le modèle 1, plus de 50 % des maximums sont à moins de 7 mm de la référence. Cependant, dans le cas du modèle 2, on trouve que 50 % des maximums sont à une distance comprise entre 12 et 16 mm et 30 % sont à 35 mm de la référence.

En conclusion, pour les deux modèles de téléphone utilisés, les résultats montrent que la localisation du maximum change éventuellement avec la position de mobile tout en étant toujours pour plus de 50% des configurations, localisés dans le lobe temporal avec une distance de 1.5cm à partir du barycentre.

V.6. Discussion

Le positionnement de la source est un paramètre important pour l'évaluation de l'exposition du cerveau. Nous venons de démontrer l'influence de ce paramètre sur la distribution du DAS dans le cas de deux modèles différents de téléphone. Les résultats présentés et discutés dans cette partie montrent que le DAS est sensible à la position du téléphone quelque soit le modèle de téléphone et la fréquence utilisés. La généralisation de cette conclusion demanderait de plus ample travaux car ces résultats sont ceux observés avec ce modèle de tête et aux modèles de téléphone utilisés. Bien que les deux téléphones testés soient différents (forme, position de l'antenne), les résultats obtenus avec seulement 2 modèles et un modèle de tête ne permettent pas de donner une interprétation générale. Dans le même temps, si l'on devait refaire les 80 simulations pour plus de modèles, cela deviendrait vite ingérable. Nous proposons donc une approche permettant de réduire le nombre de positions testées.

VI. Métrique de ressemblance ou «likelihood criterion»

Nous proposons ici de réduire le nombre de positions nécessaires à 5 positions. Cette partie est consacrée à l'étude d'une métrique pour comparer les résultats associés aux 5

Page | 66

positions choisies par rapport aux résultats obtenus avec 80 positions dans la partie précédente. Cette métrique permet d'établir un critère de ressemblance et donc de vérifier la représentativité des 5 positions face aux 80. Les critères de comparaison ne se basent pas sur les valeurs de DAS mais plutôt sur la caractérisation de la répartition spatiale du DAS dans le cerveau.

Les cinq positions choisies sont les suivantes :

- Position 1 : Position « Cheek»
- Position 2 : Position « Tilt » inclinée de +15°
- Position 3 : position inclinée de +25°
- Position 4 : $\theta = 8^{\circ}$ et $\phi = +10^{\circ}$
- Position 5 : $\theta = 8^{\circ}$ et $\varphi = -10^{\circ}$

Ces positions sont basées uniquement sur des rotation pas de translations du téléphone dans le plan « bouche-oreille



n'y a

Un lissage est effectué sur la distribution du DAS associée à chaque position. Pour rappel, une configuration est définie par plusieurs paramètres géométriques. Le lissage (par moyenne glissante) des résultats pour une configuration donnée revient à transcrire les résultats obtenus avec de légères variations des paramètres de cette configuration. Ainsi, l'intérêt est de couvrir un maximum d'informations produites par les 80 positions avec uniquement 5 simulations. Reste à définir le filtre à utiliser. Pour ce faire, nous proposons d'étudier différentes résolutions de filtre. Ce filtre ne doit pas être trop grand par risque de perdre trop d'informations. La Figure II-27 présente le contour à -6 dB obtenu par la somme des distributions de DAS des 5 positions à l'aide de différentes moyennes glissantes (2, 4 et 6 mm) et celui des 80 positions non-lissées.



Figure II-27 : Contours de à -6 dB avec différents types de filtre.

En comparant les cartographies obtenues pour les différentes résolutions, il apparait que le filtre de 4 mm est le meilleur compromis entre la conservation des données et l'adéquation à la moyenne des 80 simulations. En effet, le filtre de 2 mm ne décrit pas suffisamment la réponse pour les 80 positions tandis que le filtre à 6 mm le fait au détriment d'une perte d'information majeure par rapport au filtre de 4 mm.

VI.1. Représentativité des 5 positions

Le but de la métrique est de pouvoir établir un pourcentage de ressemblance entre deux distributions spatiales de DAS (distribution moyenne 80 positions et celle des 5 positions). Nous proposons alors la construction d'une métrique où le critère de ressemblance (CR) est calculé à partir de la moyenne des différents critères comparatifs. Ces critères comparatifs représentent différents paramètres géométriques caractérisant la distribution spatiale du DAS (Figure II-28) :



Figure II-28 : Description simplifiée des critères de ressemblance.

A noter que la notion de critère de ressemblance était introduite par [Yenny, 2011] pour comparer les distributions spatiales du DAS induit par des modèles (génériques et réelles) de téléphones portables dans un fantôme plan obtenus par des mesures et des

simulations FDTD. A partir de cette méthode, nous avons employé certains de ces critères auxquels nous la complétons avec d'autres métriques géométriques de type volumique.

- CR₁: La distance entre des points max:

Ce premier paramètre correspond à la distance entre les points $Pmax_{80}$ (position du maximum pour la moyenne des 80 positions) et $Pmax_5$ (position du maximum pour la moyenne des 5 positions).

Cette distance apporte une information importante sur la variation de la position du maximum de. Nous considérons qu'une distance inférieure à 2 mm est tolérable pour deux distributions différentes. Un pourcentage de ressemblance CR_1 égale à 100% est attribué dans ce cas. Les valeurs de ressemblance selon la valeur de la distance sont indiquées dans le Tableau II-6.

$$\Delta d = \sqrt{\left(Pmax_{80_x} - Pmax_{5_x}\right)^2 + \left(Pmax_{80_y} - Pmax_{5_y}\right)^2 + \left(Pmax_{80_z} - Pmax_{5_z}\right)^2}$$

Tableau II-6 : Conditions de ressemblance pour la distance des points max.

Condition	CR ₁ (%)
$ riangle d \leq 2mm$	100
$2mm \ll d \leq 5mm$	85
$5mm \ll d \leq 7mm$	70
$7mm \leq d \leq 10mm$	60
$10 \text{mm} \le d \le 15 \text{mm}$	50
$15mm \leq d \leq 20mm$	40
$20 \text{mm} \leq d \leq 25 \text{mm}$	30
$25mm \ll d \leq 30mm$	5
30mm<∆d	1

- CR₂: La surface du contour à -1dB, -3dB et -6dB:

La comparaison de deux distributions en termes de zone ou de surface de répartition du DAS est aussi un paramètre important. Il s'agit ici de comparer la différence de surface des contours à -1 dB (CR₂_1dB), à -3 dB(CR₂_3dB) et à -6 dB(CR₂_6dB) obtenus par projection sur le plan sagittal (perpendiculaire au plan frontal). Le CR₂ est donné par la somme des 3 CR pour les différents contours considérés (Eq 2.1).

$CR_2 = CR_2_1dB + CR_2_3dB + CR_2_6dB \qquad (2.1)$

La surface correspondant au contour le plus proche du maximum (-1 dB) a plus de poids que les deux autres. Pour obtenir un CR_2 maximal (égal à 100 %), il faut avoir une

différence de puissance inférieure à 0.1 sur tous les contours. Ce critère se détermine à partir de la formule suivante :

$$\Delta S = \frac{|S_{80} - S_5|}{S_{80}}$$

Les valeurs de ressemblance sont indiquées dans le Tableau II-7.

Condition	CR ₂ _1dB	CR ₂ _3dB	CR ₂ _6dB
$\triangle S \leq 0.1$	45	30	25
$0.1 \le \triangle S \le 0.3$	35	30	23
$0.3 < \triangle S \leq 0.4$	30	25	23
$0.4 < \triangle S \leq 0.5$	25	20	18
$0.5 < \triangle S \leq 0.6$	18	12	9
$0.6 < \triangle S \leq 0.8$	10	9	7
$0.8 < \triangle S \leq 0.9$	2	1	1
$0.9 \le \triangle S$	0.5	0.25	0.25

Tableau II-7 : Conditions de ressemblance pour la surface.

- CR₃: Le volume du contour à -1 dB, -3 dB et -6 dB:

Le but est de déterminer le volume 3D en commun entre les deux distributions du DAS pour les différences zones (à -1 dB (CR3_1dB), à -3 dB (CR3_3dB) et à -6 dB (CR3_6dB).

$$\Delta V = \frac{|V_{80} - V_5|}{V_{80}}$$

Le critère CR₃ est calculé selon l'équation suivante (Eq2.2) :

$$CR_3 = CR3_1dB + CR3_1dB + CR3_1dB \qquad (2.2)$$

Tableau II-8 : Conditions de ressemblance pour le volume.

Condition	CR ₂ _1dB	CR ₂ _3dB	CR ₂ _6dB
$\triangle V \leq 0.1$	45	30	25
$0.1 < \triangle V \leq 0.3$	35	30	23
$0.3 < \triangle V \leq 0.4$	30	25	23
$0.4 < \triangle V \leq 0.5$	25	20	18
$0.5 < \triangle V \leq 0.6$	18	12	9
$0.6 < \triangle V \leq 0.8$	10	9	7
$0.8 < \triangle V \leq 0.9$	2	1	1
$0.9 < \triangle V$	0.5	0.25	0.25

- CR₄: La distance du point le plus éloigné du max sur chaque contour:

Ce paramètre détermine la distance du point le plus éloigné du maximum (Pmax) pour les différentes surfaces (-1 dB, -3 dB et -6 dB) (Figure II-28).

$$\Delta Rmax = \frac{|Rmax_{80} - Rmax_5|}{Rmax_{80}}$$

Les conditions fixées pour ce paramètre sont fixées de la même manière que pour le CR2 et le CR3.

- CR₅: L'orientation du point le plus éloigné

Nous nous intéressons aussi au calcul de l'angle α entre les deux rayons liant chaque maximum avec le point le plus éloigné pour les deux distributions.

La valeur de cet angle détermine la différence d'orientation entre les deux contours. Le critère CR₅ dépend de la plage de variation de ces angles comme le montre le Tableau II-9.

Condition	CR ₅ _1dB	CR ₅ _3dB	CR ₅ _6dB
$\alpha \leq 20^{\circ}$	45	30	25
$20^{\circ} \le \alpha \le 45^{\circ}$	35	25	20
$45^{\circ} \le \alpha \le 90^{\circ}$	27	18	15
$90^{\circ} \le \alpha \le 120^{\circ}$	5	2.5	2.5

Tableau II-9 : Condition de ressemblance pour l'angle d'orientation.

Le critère de ressemblance final est calculé à partir de chaque critère par la formule (Eq 2.3.) et est donné en pourcentage.

 $120^{\circ} \le \alpha \le 180^{\circ}$ 1 0.25

$$CR = (CR_1 + CR_2 + CR_3 + CR_4 + CR_5)/5$$
(2.3)

0.25

Le critère est appliqué dans une zone précise du cerveau englobant une grande partie du lobe temporal puisqu'il s'agit de la région la plus exposée quelque soit le type de téléphone et la fréquence utilisée (Figure II-29).



Figure II-29 : Zone d'observation dans le cerveau.

Ce critère est alors utilisé pour comparer les deux distributions moyennes, celle des 80 positions et celle des 5 positions, pour les deux modèles de téléphone, « Modèle 1 » et « Modèle 2 ».

- Résultats

Ce critère est testé aux fréquences 900 MHz et 1800 MHz, les résultats associés sont illustrés dans les Figure II-30, Figure II-31 et les Tableau II-10

Tableau II-10 et Tableau II-11. Les 5 positions présentent un critère de ressemblance supérieur à 80 % pour les deux modèles de téléphone à 900 MHz et 1800 MHz.


Caractérisation de l'exposition cérébrale par des téléphones portables génériques.

Figure II-30 : Comparaison de la distribution du DAS associée aux 80 positions et 5 positions pour le modèle 1.

Paramètre	1dB	3dB	dB	CR(%)	aramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)
$\triangle d (mm)$		0.9		CR1=100	$\triangle d \text{ (mm)}$		3.8		CR1=85
$ riangle \mathbf{S}$	0.3	0.33	0.1	CR2=85	$\triangle S$	0.32	0.37	0.27	CR2=78
riangle V	0.39	0.43	0.23	CR3=78	riangle V	0.33	0.39	0.31	CR3=78
$\triangle \mathbf{R}$	0.28	0.16	0.032	CR4=90	$\triangle \mathbf{R}$	0.4	0.44	0.12	CR4=68
(°)	0.35	8.36	0.44	CR5=100	α (°)	22.1	11.1	0.0.68	CR5=100
900 MHz CR		=90.6 %	1800 MH	łz		Cl	R=81.8%		

Tableau II-10 : Récapitulatif des critères de ressemblance pour le modèle 1 de téléphone à 900 MHz et 1800 MHz.

A 1800 MHz, cette ressemblance se dégrade légèrement pour le cas de deux modèles de téléphone comme le montre le Tableau II-10 et Tableau II-11. Ceci peut être expliqué par le fait qu'à cette fréquence, la distribution du DAS est beaucoup plus sensible au faible changement de position du téléphone comme démontré partie 4 de ce chapitre. Les 5 positions sont donc justifiées et seront utilisées dans le cadre de l'étude épidémiologique Mobi-Kids.



Figure II-31 : Critères de ressemblance pour le modèle 2 de téléphone.

Tableau II-11 : Récapitulatif des critères de ressemblance pour le modèle 2 de téléphone à 900 MHz et 1800 MHz.

Paramètre	1 B	3dB	6dB	CR(%)	Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)
$\triangle d(mm)$		1.2		CR1=100	$\triangle d(mm)$		3.1		CR1=85
$ riangle \mathbf{S}$	0.4	0.3	0.1	CR2=85	$\triangle \mathbf{S}$	0.32	0.39	0.27	CR2=78
riangle V	0.9	0.5	0.23	CR3=68	riangle V	0.33	0.39	0.31	CR3=78
$\triangle \mathbf{R}$	0.41	0.16	0.032	CR4=80	$\triangle \mathbf{R}$	0.39	0.14	0.12	CR4=83
$\alpha(^{\circ})$	0.3	8.36	0.44	CR = 100	$\alpha(^{\circ})$	22.1	11.1	0.68	CR5=100
900 MHz CR		R=86.6%	1800 M	Hz		CR	R= 84.8%		

VI.2. Comparaison inter-modèles

La même métrique que précédemment peut être utilisée pour comparer les distributions de DAS obtenues pour chaque modèle de téléphone utilisé. L'application de cette métrique permet de retirer des informations importantes, au-delà de la valeur de DAS, pour une meilleure caractérisation de l'exposition telle que le déplacement du maximum, la surface et le volume communs, etc.

- Modèle 1-1 et modèle 2

Comme on dispose des mêmes 80 positions pour chacun des modèles 1 et 2, il est très important d'établir initialement la même métrique pour comparer la répartition du DAS correspondant au deux modèles de téléphone. Les résultats obtenus avec la métrique détaillée ci-dessus sont donnés dans la Figure II-32 et leTableau II-12.



Figure II-32 : Comparaison de la distribution du DAS pour les modèles 1 et 2.

Paramètre	1dB	3 B	6dB	CR(%)		Paramètre	1dB	3dB	dB	CR(%)
$\triangle d (mm)$		7.1		CR1=60	•	$\triangle d (mm)$		9.27		CR1=60
$ riangle \mathbf{S}$	0.8	0.34	0.52	CR2=31		$\triangle S$	0.79	0.81	0.73	CR2=26
riangle V	0.857	0.44	0.51	CR3=45		riangle V	0.88	0.82	0.77	CR3=26
$\triangle \mathbf{R}$	0.3	0.36	0.35	CR4=88		$\triangle \mathbf{R}$	0.83	0.85	0.58	CR4=28
α (°)	24.11	18.56	13.7	CR5=88		α (°)	142	28	169	CR5=26.2
900 MHz CR=		62.2%		1800 N	/Hz		CR=	= 33.24%		

Tableau II-12 : Critère de ressemblance entre le modèle 1 et le modèle 2 pour les 80positions.

On peut dégager une certaine cohérence entre les résultats obtenus et les résultats présentés dans les parties 4.2 et 4.3. Le critère de ressemblance est de 62.2 % à 900 MHz et de 33.24 % à 1800 MHz. La position de l'antenne explique principalement ces résultats. La distance entre les deux points d'excitation est de 10.7 cm. La position du maximum et le volume exposé varient considérablement en fonction de cette distance. L'influence de la position de l'antenne est accentuée à 1800 MHz et entraine un critère de ressemblance très faible.

Pour les autres modèles de téléphone (modèle 1-1, modèle 3, modèle 4 et modèle 5), nous avons réalisées des simulations pour les mêmes 5 positions du téléphone (les 5 positions décrites partie 5).

- Modèle 1-1 et modèle 3 (modèle à clapet)

Les critères de ressemblance calculés pour le modèle 1 (en configuration fermé) et le modèle 3 confirment les résultats obtenus pour le modèle 1 et le modèle 2. Cependant, les critères de ressemblance sont plus faibles que dans le cas précédent (i.e. CR=22.3 % et CR=8.5 % respectivement à 900 MHz et 1800 MHz). Une forte dissemblance est observée pour les contours à -1 et -3 dB. Rappelons que le modèle 1 (Longueur L= 107) possède une antenne en haut et que le modèle 3 est un téléphone à clapet (Longueur L=170 mm) dont l'antenne est localisée dans la partie inférieure du téléphone. La large distance (15.2 cm) entre les deux points d'excitation explique tout à fait les critères de ressemblance très faibles obtenus.

Caractérisation de l'exposition cérébrale par des téléphones portables



Figure II-33 : Comparaison de la distribution du DAS pour les modèles 1-1 et 3.

Le Tableau II-13 montre que la distance entre le maximum de chaque mobile est supérieure à 5 cm et que l'orientation de la distribution spatiale du DAS varie largement. Ceci explique la large variation de la distribution du DAS dans les différentes régions cérébrales montrée dans la partie 4.4. Dans cette partie, nous avons constaté que le lobe frontal est plus exposé avec le modèle 3 qu'avec le modèle 1-1.

Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)	Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)
$\triangle d \text{ (mm)}$		51.39		CR1=1	$\triangle d (mm)$		70.34		CR1=1
$ riangle \mathbf{S}$	0.9	0.86	0.65	CR2=10	$\triangle \mathbf{S}$	0.99	0.85	0.48	CR2=19.5
riangle V	0.9	0.83	0.77	CR3=10	riangle V	0.99	0.95	0.60	CR3=10
$\triangle \mathbf{R}$	0.5	0.42	0.23	CR4=68	$\triangle \mathbf{R}$	0.98	0.88	0.56	CR4=10.5
α (°)	118	114	46	CR5=22.5	α (°)	177	196	187	CR5=1.5
900 MHz			С	R= 22.3%	1800 MH	[z			CR=8.5%

 Tableau II-13 : Critères de ressemblance pour le modèle 1 et le modèle 3.

- Modèle 1-1 et modèle 5 (modèle classique)

Les critères de ressemblance obtenus avec ces deux modèles de téléphone sont de 84,4 % à 900 MHz et 53 % à 1800 MHz (Figure II-34 et Tableau II-14). Etant donné que ces téléphones possèdent tous les deux une antenne localisée dans la partie supérieure du téléphone, il y a une bonne ressemblance pour chaque paramètre à 900 MHz.



Figure II-34 : Comparaison de la distribution du DAS pour les modèles 1 et 5.

Tableau II-14 : Critères de ressemblance pour le modèle 1 et le modèle 5

Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)	Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)
$\triangle d(mm)$		1		CR1=100	$\triangle d(mm)$		6.1		CR1=70
$ riangle \mathbf{S}$	0.65	0.25	0.06	CR2=65	$ riangle \mathbf{S}$	0.6	0.58	0.5	CR2=37
riangle V	0.68	0.4	0.11	CR3=58	riangle V	0.6	0.54	0.59	CR3=31
$\triangle \mathbf{R}$	0.07	0.05	0.01	CR4=100	$\triangle \mathbf{R}$	0.13	0.69	0.33	CR4=67
α(°)	2.82	2	1.27	CR5=100	$\alpha(^{\circ})$	57	55.4	89	CR5= 60
900 MHz CR			R= 84.6%	1800 MI	Ηz		0	CR=53 %	

A 900 MHz, CR3 est relativement faible. Ce résultat s'explique par la différence d'épaisseur des deux téléphones. De plus, pour cette même raison, le critère de ressemblance est beaucoup plus faible à 1800 MHz. Sachant que l'absorption est plus superficielle à cette fréquence, plus la distance entre l'antenne et la tête est importante plus l'exposition en profondeur est faible.

- Modèle 2 et Modèle 3

Les modèles 2 et 3 ont tous les deux une antenne en bas. En dépit de cette caractéristique commune, le critère de ressemblance reste faible et se dégrade en montant en fréquence (29 % à 900 MHz et environ 12 % à 1800 MHz). La différence de longueur des deux téléphones (estimée à 7 cm) et de largeur (estimée à 1.2 cm) explique cette faible ressemblance (Figure II-35, Tableau II-15).



Figure II-35 : Comparaison de la distribution du DAS pour les modèles 2 et 3.

Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)	Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)
$\triangle d (mm)$		37.01		CR1=1	$\triangle d (mm)$		53.15		CR1=1
$ riangle \mathbf{S}$	0.95	0.75	0.61	CR2=165	$ riangle \mathbf{S}$	0.98	0.94	0.50	CR2=20.25
riangle V	0.98	0.72	0.68	CR3=165	riangle V	0.98	0.98	0.72	CR3=7.75
$\triangle \mathbf{R}$	0.59	0.38	0.09	CR4=68	$\triangle \mathbf{R}$	0.88	0.54	0.55	CR4=23
$\alpha(^{\circ})$	109	65.1	44.3	CR5=43	$\alpha(^{\circ})$	110	105	164	CR5=7.75
900 MHz C		CR= 29%	1800 MH	Z		(CR = 11.95%		

- Modèle 1-1 et Modèle 1-2

Bien qu'il s'agisse d'un même téléphone dans ce cas, la position de l'antenne change selon la configuration (ouvert/fermé) d'usage. L'antenne est placée en haut quand le téléphone est utilisé en configuration « fermé » et au milieu quand ce dernier est utilisé en configuration « ouvert ». La distance entre les deux antennes est de 4.7 cm. Cette distance entraine des critères de ressemblance très moyens (65.5 % à 900 MHz et 44% à 1800 MHz).

Tableau II-16 : Critères de ressemblance pour les modèles 1.1 et 1.2

Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)	-	Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)
$\triangle d (mm)$		6.9		CR1=70		$\triangle d (mm)$		9.27		CR1=60
$ riangle \mathbf{S}$	0.56	0.31	0.20	CR2=66		$ riangle \mathbf{S}$	0.79	0.79	0.38	CR2=42
riangle V	0.5	0.45	0.17	CR3=68		riangle V	0.87	0.53	0.36	CR3=36
$\triangle \mathbf{R}$	0.52	0.02	0.32	CR4=71		$\triangle \mathbf{R}$	0.64	0.27	0.21	CR4=63
$\alpha(^{\circ})$	55	173	1.20	CR5= 52.5		$\alpha(^{\circ})$	148	54.04	124	CR5=19.2
900 MHz CR		R=65.5%	•	1800 MI	Ηz			CR=44%		

Modèle 2 et Modèle 5

Les mêmes conclusions peuvent être tirées si on compare les modèles 2 et 5. La différence de position de l'antenne (distance entre les deux point d'excitation = 8.1 cm) ainsi que la différence d'épaisseur des téléphones (8 mm) vont influencer directement la position du maximum, la surface et le volume commun aux 2 distributions de DAS. Les dissemblances sont accentuées à 1800 MHz.

Tableau II-17 : Critères de ressemblance pour le modèle 2 et le modèle 5.

Paramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)	aramètre	1dB	3dB	6dB	CR(%)
$\triangle d(mm)$		20.63		CR1=30	$\triangle d(mm)$		38.4		CR1=1
$ riangle \mathbf{S}$	0.65	0.31	0.20	CR2=58	$\triangle S$	0.98	0.97	0.78	CR2=7.75
riangle V	0.58	0.63	0.28	CR3=50	riangle V	0.98	0.98	0.72	CR3=7.75
$\triangle \mathbf{R}$	0.47	0.036	0.17	CR4=78	$\triangle \mathbf{R}$	0.84	0.19	0.64	CR4=39
$\alpha(^{\circ})$	141	166	1.6	CR5=26.5	$\alpha(^{\circ})$	90	11	139	CR5= 57.25
900 MH	[z		CR	R= 48.5%	1800 MH	Z		(CR = 22.55%

Discussion :

Suite à l'application de la métrique de ressemblance, les conclusions suivantes peuvent être tirées :

- Les 5 positions choisies sont considérées comme représentatives des 80 positions pour les modèles 1 et 2.
- Le design du téléphone et la position de l'antenne sont les paramètres principaux responsables des dissemblances entre les distributions de DAS. Ces paramètres sont non seulement susceptibles d'influer sur la dose cumulative de DAS absorbée par le cerveau mais aussi sur la répartition spatiale du DAS. Les dissemblances sont particulièrement accentuées à 1800 MHz.

VII. Conclusion

Ce chapitre a contribué à apporter des réponses aux questions soulevées dans les objectifs des projets Kidpocket et Mobikids au sujet de la caractérisation de l'exposition du cerveau aux champs électromagnétiques des téléphones portables. Ce chapitre a permis d'évaluer et de quantifier l'exposition des tissus cérébraux dans le cas d'une tête d'enfant et d'une tête d'adulte aux fréquences 900 MHz et 1800 MHz. Afin d'évaluer au mieux l'exposition, l'étude a mis en évidence l'importance des différents éléments clés liés à l'usage, à la latéralité et à la technologie utilisée (type de téléphone et fréquence utilisés). La prise en compte de la variabilité de ces paramètres a été un des objectifs de cette étude.

L'analyse de l'influence de la latéralité de l'utilisation de téléphone sur la distribution du DAS a été présentée à partir des deux têtes exposées aux champs électromagnétiques émis par différents modèles de téléphones. Pour un mode d'usage « voix », les résultats montrent que le DAS induit dans le cerveau peut varier légèrement selon le coté utilisé pendant la communication. Cette variation se situe au alentour de 5 %, et elle est principalement due à l'asymétrie de la tête et de l'antenne. De plus, cette variation du DAS entre le coté droit et gauche pour une utilisation ipsilatérale est plus importante à 1800 MHz. Elle peut atteindre 20 % entre les deux cotés. L'étude menée avec les différents modèles de téléphone démontre que le coté ipsilatéral du cerveau est toujours plus exposé que le coté controlatéral. L'écart observé entre une utilisation ipsilatérale et controlatérale s'explique par l'atténuation du champ RF à travers les tissus. De fait, l'absorption du champ électromagnétique est nettement moindre du coté opposé au coté de communication. Cette atténuation est plus élevée à 1800 MHz. Les résultats montrent également que le maximum de l'énergie est absorbé par le lobe temporal (plus de 50 % de la puissance totale). Le lobe frontal, pariétal et le cervelet sont ensuite les plus exposés selon la localisation de l'antenne et la fréquence utilisée. Cependant, pour un mode d'usage « Data », les valeurs du DAS sont généralement moitié moins qu e pour une utilisation « Voix ». Ceci s'explique par la distance (30 cm) entre le téléphone et la tête dans le cas du mode « Data ». Ainsi il est important de signaler que la distribution du DAS dans les régions cérébrales est aussi différente en fonction du mode utilisé. Dans le mode d'utilisation « Data », le lobe frontal est le plus exposé et absorbe plus de 60 % de la puissance totale absorbée par le cerveau. On trouve ensuite le lobe temporal qui absorbe environ 30-35% de la puissance totale absorbée. L'exposition des autres régions reste plus faible quelque soit le type de téléphone utilisé.

La comparaison de la distribution du DAS dans la tête d'un adulte et d'un enfant est également intéressante. Il ressort de cette comparaison que les niveaux de DAS dans les tissus d'une tête d'enfant sont légèrement plus élevés par rapport à ceux observés dans la tête d'adulte. Le modèle de tête d'enfant surestime le DAS induit dans le cerveau d'environ 30 % par rapport au modèle de tête d'adulte. L'épaisseur de la peau et celle du crane sont moins importantes chez l'enfant, ce qui entraine cette différence. Du point de vue dosimétrique, cette étude montre, qu'avec les modèles de tête et de téléphone utilisés, on va trouver des différences entre l'exposition d'un adulte et celle d'un enfant en termes de DAS_{1g} dans le cerveau qui ne seront pas observées en termes de DAS_{10g} dans la tête. Il faut souligner que cette constatation est basée seulement sur deux modèles de têtes, il serait donc intéressant de comparer ces résultats avec d'autres modèles de têtes d'enfant de différentes classes d'âge.

Quant à l'influence de la position de téléphone, les résultats discutés montrent que le DAS est sensible à la position du téléphone. Dans 5-10 % des positions étudiées, le DAS estimé dans la tête et dans le cerveau dépasse de 20 % le DAS estimé en position standard « Cheek ». De plus, une analyse détaillée concernant le déplacement du maximum de DAS

dans le cerveau montre que plus que 50 % des maximas de DAS sont localisés à une distance de moins de 15 mm du barycentre de l'ensemble des maximas.

D'autre part, bien que les travaux aient été effectués sur un nombre relativement limité de téléphones portables, le choix de ces différents modèles a permis de mettre en exergue l'influence du type de téléphone sur l'exposition. Au regard des résultats obtenus, il apparaît clairement que les caractéristiques « morphologiques » particulières des modèles de téléphone, notamment s'il s'agit d'un téléphone pliable ou non, et de l'emplacement de l'antenne sont des variables prédictives importantes de l'exposition aux RF. Nous avons mis l'accent sur la dépendance de la répartition du DAS dans les différentes régions cérébrales vis-à-vis de l'emplacement de l'antenne dans le boitier du téléphone. La localisation de l'antenne reste la variable responsable des principaux écarts de distribution du DAS et notamment à 1800 MHz.

Chapitre III : Analyse de l'exposition des organes reproducteurs chez les enfants

I. Contexte de l'étude

Des questions sont souvent exprimées quant aux effets des champs électromagnétiques radiofréquences sur la santé des enfants et des adolescents. En plus des inquiétudes portant sur l'exposition du cerveau, des questions spécifiques existent pour les enfants dont les organes génitaux sont en développement. Ce problème de l'exposition des organes reproducteurs a été abordé jusqu'à aujourd'hui dans des études effectuées sur des animaux exposés aux ondes électromagnétiques, mais aucune étude n'avait été menée sur l'analyse de l'exposition de ces organes chez l'enfant. Face à cette situation, il apparait important de s'intéresser aux niveaux d'exposition des organes reproducteurs et de mettre en place des études dosimétriques spécifiques permettant de mieux évaluer l'exposition réelle.

Les travaux présentés dans ce chapitre sont consacrés à l'évaluation du DAS au niveau des organes reproducteurs masculins et féminins en fonction des conditions d'usage du téléphone et de sa localisation. Ce chapitre répond à un objectif fondamental du projet Kid Pocket, financé par l'ANR, concernant l'analyse de l'exposition des enfants aux ondes RF.

La première partie est consacrée aux modèles d'enfant utilisés et décrit la méthode de positionnement du téléphone. La deuxième partie porte sur l'analyse des résultats des simulations FDTD associées au calcul du DAS. La dernière partie consiste à débattre sur des valeurs caractéristiques ou observations d'ordre général pour proposer de nouveaux axes possibles de recherche.

II. Modèles d'enfant

L'évaluation de l'exposition a été réalisée avec deux modèles d'enfant issus de la famille virtuelle de sexes et d'âges différents. Le premier modèle est celui d'un garçon, prénommé Louis, âgé de 14 ans et le second modèle est celui d'une fille, prénommée Eartha et âgée de 8 ans. Les deux modèles utilisés possèdent des structures hétérogènes bien segmentées et maillées finement avec une résolution de 1 mm. Ces modèles ont été choisis car ils présentent l'avantage d'inclure les différents organes des appareils de reproduction masculin et féminin.



Figure III-1 : Modèles de Louis (14 ans) et d'Eartha (8 ans).

Tableau III-1 : Caractéristiques physiques et morphologiques des modèles utilisés.

Nom	Sexe	Age [année]	Taille [m]	Poids [kg]	Nombre de tissus
Louis	mâle	14	1,69	50,4	77
Eartha	femelle	8	1,36	30,7	75

Les organes reproducteurs masculins présents dans le modèle de Louis sont le pénis, les testicules, la prostate, l'épididyme et l'urètre.

Tableau III-2: Volume de chaque organe dans l'appareil reproducteur masculin

	Pénis	Prostate	Epididyme	Urètre	Testicules
Volume (cm ³)	35.8	11.0	2.1	4.5	16.6

Les organes reproducteurs féminins présents dans le modèle d'Eartha sont le vagin, l'utérus et les ovaires.

Tableau III-3 Volume de chaque organe dans l'appareil reproducteur féminin.

	Ovaire	Utérus	Vagin
Volume (cm ³)	3.7	20.3	11.1

III. Technique de positionnement du téléphone

Page | 84

Dans cette section, l'exposition des organes reproducteurs aux ondes électromagnétiques émises par un téléphone portable placé dans la poche est étudiée en fonction de la position du téléphone. La prise en compte de la variabilité de la position du téléphone est essentielle dans le cadre de nos travaux sur l'utilisation possible et réelle des téléphones à proximité de cette région du corps.

Le téléphone ne reste pas dans une position fixe quand il est placé dans une poche de pantalon ou sur une ceinture (Figure III-2). En fonction des vêtements portés, il est possible de placer un téléphone dans une poche latérale/frontale/arrière plus ou moins profonde par exemple. Pour s'affranchir de cette variété de configurations possibles, nous définissons toute partie de la cuisse comme position possible pour un téléphone. Ainsi, la modélisation du positionnement du téléphone passe par une description paramétrique. Ce paramétrage consiste à représenter au mieux la position et l'orientation du téléphone au moyen des coordonnées géométriques et spatiales.

La caractérisation de l'exposition des organes génitaux est basée sur une étude de variations du DAS en fonction de la position du téléphone. Pour ce faire, nous avons développé une routine Matlab permettant le positionnement automatique du téléphone sur la cuisse à partir de 4 différents paramètres. Ces derniers sont choisis comme des référentiels pour définir des positions relatives du téléphone, ils sont définis comme suit :

- Le premier paramètre décrit la hauteur Z d'un plan horizontal de référence. Ce paramètre sert de base pour les autres paramètres. A noter que Z est compris entre la hauteur de la taille du modèle et la hauteur à mi-cuisse comme le montre la zone en rouge dans la 0.
- Le second paramètre définit une position angulaire. Nous définissons un centre pour la coupe de la jambe étudiée. Chaque point du contour (X_i, Y_i) de cette coupe de jambe est représenté en coordonnées cylindriques (r_i, θ_i) par rapport au centre. Ainsi, nous recherchons l'élément du contour approchant le second paramètre. Ce dernier permet d'obtenir une position absolue (X, Y, Z) en surface de la cuisse. Afin de positionner le téléphone le long de la cuisse, nous récupérons la normale n à la surface au point (X, Y, Z). Par changement de repère par rotation, la normale n nous permet d'obtenir trois angles de rotation pour placer le téléphone.
- Le troisième paramètre est la distance entre la peau et le mobile. Cette distance est déterminée à partir du centre de la face du téléphone et le point de référence (X, Y, Z), suivant la normale n. Elle varie entre 1 et 10 mm.
- Le dernier paramètre est une rotation du téléphone de 0 à 360° avec pour axe de rotation la normale \vec{n} passant par le centre du téléphone. Ce paramètre traduit l'orientation aléatoire du téléphone dans une poche ou sur une ceinture. Il permet également de mettre en exergue l'influence de la position de l'antenne sur le DAS induit. Ainsi, nous nous sommes interrogés sur l'intérêt d'utiliser plusieurs modèles de téléphone. L'élément le plus important dans la distribution de champ électromagnétique d'un téléphone portable est la localisation de l'antenne comme démontré dans le chapitre précédent. Néanmoins, dans notre cas de figure, une localisation d'antenne différente revient à une autre position de téléphone avec une autre orientation. L'utilisation d'un seul modèle de téléphone devient donc suffisante.
- Les différentes positions sont toutes choisies sur une seule jambe, la jambe gauche.

A noter que l'ensemble des scénarios possibles pour les 4 paramètres est le même pour Louis et Eartha. Néanmoins, leur différence de morphologie implique que la normale à la surface diffère d'un modèle à l'autre. Ainsi, le positionnement et les rotations associées ne sont pas forcément les mêmes.



Figure III-2 : Paramètres de positionnement du téléphone sur la cuisse.

Dans ce travail, l'évaluation du DAS est réalisée avec un modèle de téléphone de type PDA. Ce modèle est le même utilisé que dans le précédent chapitre. Pour rappel, le PDA est référencé comme étant le modèle 2. Cette étude a été réalisée pour les deux fréquences, 900 MHz et 1940 MHz. A l'aide de la FDTD, nous avons simulé, pour 100 positions différentes du téléphone, pour chaque fréquence, l'exposition des parties génitales aux ondes RF d'un téléphone placé dans la poche.



Figure III-3 : Modèle de téléphone PDA : (a): vue externe, (b) : vue interne

Il existe deux configurations possibles pour placer le téléphone. Soit l'écran est côté peau, soit c'est la batterie. Ces deux configurations ont été testées pour les deux fréquences avec les modèles « Louis » et « Eartha ». Pour rappel, le DAS_{10g} représente le DAS IEEE moyennés sur 10g de tissus et le DAS_{1g} le DAS moyenné sur 1g de tissus contigus des organes reproducteurs dans cette étude. Les résultats issus de la comparaison des valeurs de DAS associés à chaque configuration montrent que ces valeurs sont plus élevées (au minimum de 6%) quand la batterie du téléphone est côté peau (Tableau III-4).

Ceci s'explique par la distance réduite entre la peau et l'antenne qui est placée sur la partie inférieure du téléphone (la même que la batterie). Afin de tester le pire cas, le téléphone a donc été mis dans cette configuration (côté batterie) pour toutes les positions testées.

DAS (W/kg)	Fréquence (MHz)	Ecran côté peau	Batterie côté peau
DAS _{10g} IEEE	900	0.848	0.938
	1940	0.972	1.035
DAS _{1g} _genit	900	0.016	0.026
	1940	0.0107	0.0154

Tableau III-4 : Comparaison des valeurs de DAS calculées selon la configuration utilisée pour placer le téléphone dans le cas du modèle de Louis.

IV. Validation des modèles tronqués

Afin d'accélérer les simulations FDTD, nous avons proposé d'utiliser des modèles « corps entier » tronqués. Ceci conduit à restreindre le volume d'analyse à une partie du corps (coupe dans le plan sagittal passant par le ventre jusqu'au niveau des genoux) en prenant en compte la zone d'intérêt (organes reproducteurs) (cf. 0). Le modèle tronqué a été adopté pour les simulations FDTD en raison de la réduction de l'espace mémoire occupé par rapport à celui occupé si l'on avait réalisé toutes les simulations avec un modèle corps entier complet. Le tableau suivant indique le nombre de cellules contenant les valeurs de DAS dans chaque maille de 1 mm pour un modèle de corps entier et un autre tronqué.

Tableau III-5 : Comparaison du nombre de cellules de 1mm3 contenues dans chaque modèle.

	Modèle corps entier	Modèle tronqué
Nombre	260e ⁶	71e ⁶

Cette modification du volume de calcul nous oblige à valider notre démarche. L'utilisation du modèle tronqué (pour Louis et Eartha) permet d'obtenir un DAS_{10g} avec moins de 3 % d'écart par rapport à la valeur obtenue avec le modèle de corps entier aux fréquences 900 MHz et 1940 MHz. De même, la comparaison des valeurs du DAS_{1g} obtenues avec le modèle de corps entier et le modèle tronqué montre un écart d'environ 4% pour les deux fréquences comme l'illustre le 0. Ainsi, l'écart observé reste négligeable, les modèles tronqués peuvent donc être utilisés pour les simulations FDTD.

Tableau III-6 : Comparaison des valeurs de DAS obtenues avec un modèle de corpsentiers et un modèle tronqué pour une même position de téléphone.

		Louis		Louis Earth		tha
DAS (W/kg)	Fréq(MHz)	Modèle corps	Modèle	Modèle corps	Modèle	
		entier	tronqué	entier	tronqué	
DAS _{10g} IEEE	900	0.938	0.931	0.772	0.769	
	1940	1.035	1.038	0.964	0.964	
DAS _{1g} _genit	900	0.0262	0.0251	0.028	0.025	
	1940	0.0154	0.0149	0.026	0.024	

V. Quantification de l'exposition

L'étude présentée dans cette section repose sur les résultats des différentes simulations FDTD. Elle présente une analyse sur la variabilité inhérente à l'évaluation du DAS induit dans le corps des enfants et plus particulièrement dans leurs organes reproducteurs. A partir des simulations réalisées, nous nous intéressons au calcul du DAS_{10g} IEEE et le DAS_{1g} induit dans ces organes ainsi que la puissance absorbée et le DAS moyen dans chacun des organes.

L'objectif n'est pas simplement de vérifier une conformité à un niveau recommandé, l'objectif de cette étude est d'exploiter un maximum d'informations dans le cadre des nouveaux usages des systèmes sans fil.

V.1. Distribution spatiale du DAS dans le modèle tronqué

Nous nous intéressons ici à la distribution spatiale du DAS dans le modèle tronqué. Nous représentons la moyenne des distributions spatiales du DAS au voisinage du téléphone (Figure III-4 et Figure III-5).

- La première observation est que l'exposition est toujours plus concentrée dans la zone de la poche quelque soit le modèle de corps étudié. De plus, à partir des Figure III-4 et Figure III-5, nous pouvons aussi observer que la forme et l'intensité de la tâche varie considérablement en fonction de la fréquence. Comme déjà expliqué pour le cerveau, la distribution du DAS est plus superficielle à 1940 MHz qu'à 900 MHz. D'ailleurs, à cette fréquence, les zones en profondeur sont beaucoup moins exposées.



Figure III-4 : Distribution du DAS dans le modèle tronqué de Louis



Figure III-5 : Distribution du DAS dans le modèle tronqué d'Eartha.

- La seconde observation sur la distribution spatiale du DAS est que la main absorbe une quantité de puissance non négligeable. La puissance absorbée par la main apparait plus importante à 900 MHz.

V.2. DAS_{10g} IEEE dans le modèle tronqué

Il apparait que, quelque soit le modèle numérique d'enfant ou la position du téléphone, le maximum de DAS est systématiquement obtenu dans la cuisse. Les figures suivantes résument les résultats de DAS pour les différentes configurations obtenus simulations FDTD. Ils montrent une grande variabilité des résultats. Nous savons déjà que la position de la source RF est l'élément prépondérant de cette variabilité.



*Figure III-6 : Distributions cumulatives du DAS*_{10g} calculés à partir de deux modèles.

On observe que pour les deux modèles de corps, les positions testées présentent des valeurs de DAS_{10g} en dessous de 2 W/Kg, la valeur du DAS limite fixée par les normes de vérification de la radiotéléphonie. Cette constatation est vérifiée pour les deux fréquences, 900 MHz et 1940 MHz.

Les résultats montrent également que, pour 80 % des positions, le DAS_{10g} généré par le téléphone portable est inférieur à 1 W/kg aux deux fréquences d'étude dans le cas de Louis. Pour Eartha, on trouve même que 80 % des cas présentent un DAS_{10g} inférieur à cette même valeur.

Les valeurs extrêmes et les valeurs moyennes sont importantes mais dans le cadre d'études bio médicales potentielles, une caractérisation complète de la distribution statistique est importante pour permettre des études in vitro ou animales. Pour cela et à partir des courbes des CDF tracées (Figure III-6), nous calculons les valeurs correspondantes à la moyenne, la médiane et le quantile à 95 % déduites des distributions du DAS_{10g} pour chaque modèle, détaillées dans les Tableau III-7 et Tableau III-8.

Tableau III-7 : Récapitulatif des calculs du DAS_{10g} induit dans le modèle de Louis.

DAS_{10g} Moyenne Médiane Quantile 95%

900 MHz	0.744	0.750	1.044
1940 MHz	0.757	0.746	1.288

Tableau III-8 : Récapitulatif des calculs du DAS_{10g} induit dans le modèle d'Eartha.

DAS _{10g}	Moyenne	Médiane	Quantile 95%
900	0.646	0.645	1.026
1940	0 .629	0.603	1.117

Les tableaux précédents montrent que les valeurs moyennes et médianes ne différent que de moins de 10 % quelque soit la fréquence. Les valeurs des quantiles à 95 % montrent aussi que la variabilité importante de l'exposition pouvant aller dans les configurations étudiées, jusqu'à 75% de la moyenne.

V.3. DAS_{1g} dans les organes reproducteurs

Apportons tout d'abord quelques précisions sur le choix du DAS_{1g} comme mesure de référence pour l'étude de l'exposition des organes reproducteurs. Lors de la présentation générale des modèles Louis et Eartha, nous avons présenté les volumes des organes reproducteurs. Il faut comprendre que certains de ces organes sont relativement petits et fins (par exemple, les ovaires chez Eartha, l'épididyme chez Louis). La méthode de calcul des DAS implique de calculer sur un volume de tissu contigu. Or, travailler avec le DAS_{10g} oblige à utiliser un volume de calcul plus grand avec pour risque d'intégrer des tissus n'appartenant pas aux organes reproducteurs.

Comme pour le DAS_{10g} induit dans les différents tissus, on constate l'influence significative du positionnement du téléphone sur le DAS généré dans les organes reproducteurs. De plus, la comparaison des résultats obtenus pour les deux modèles, aux deux fréquences, semble montrer que le DAS_{1g} induit dans l'appareil génital masculin est plus élevé par rapport au DAS_{1g} induit dans l'appareil génital féminin (Figure III-7). Ceci peut s'expliquer par le fait que, pour le modèle masculin, la plupart des organes reproducteurs sont proches de la surface (le pénis, les testicules, l'épididyme, l'urètre) et donc plus proches du téléphone que ne le sont les ovaires ou l'utérus.

On observe aussi que, pour le modèle Louis, 85 % des positions produisent un DAS_{1g} inférieur à 0.1 W/kg pour les deux fréquences d'étude. Pour le modèle d'Eartha, pour 90 % et 80 % des tests respectivement à 900 MHz et 1940 MHz, on obtient également un DAS_{1g} inférieur à 0.1 W/kg.



*Figure III-7 : Distribution cumulatives du DAS*_{1g}.

De plus, au vue des CDF pour Louis, nous constatons des distributions de DAS_{1g} semblables aux deux fréquences. Par contre, pour Eartha, on observe un décrochage entre les deux distributions. L'explication vient du fait que les organes reproducteurs féminins sont internes, ce qui implique que, pour certains scénarii, les ondes doivent franchir plusieurs tissus avant d'atteindre ces organes. A partir du même raisonnement, les résultats obtenus pour Louis montrent que les ondes traversent peu de tissus.

Tableau III-9 : Récapitulatif des calculs du DAS_{1g} induit dans l'appareil génital chez le modèle de Louis.

DAS _{1g}	Moyenne	Médiane	Quantile 95%
900	0.043	0.019	0.168
1940	0.051	0.023	0.197

*Tableau III-10 : Récapitulatif des calculs du DAS*_{1g} induit dans l'appareil génital chez le modèle d'Eartha.

DAS _{1g}	Moyenne	Médiane	Quantile 95%
900	0.038	0.0085	0.183
1940	0.079	0.0048	0.410

Comme pour le DAS_{10g} , nous nous intéressons au calcul de la moyenne, médiane et le quantile de 95 du DAS_{1g} . Les deux tableaux ci-dessus illustrent ces calculs pour les modèles Louis et de Eartha. On observe que la moyenne est toujours beaucoup plus importante que la médiane, elle peut dépasser la valeur de la médiane d'environ 50 % et 95 % respectivement chez Louis et Eartha. Cet écart entre la moyenne et médiane exprime dissymétrique de la

distribution du DAS_{1g}. De plus, les valeurs de quantile à 95 % est environ 4 fois (respect. 3 fois) la valeur de la moyenne du DAS_{1g} pour Louis (respectivement pour Eartha) pour les deux fréquences d'étude.

En étudiant l'exposition des parties génitales pour différentes positions du téléphone, nous avons mis en exergue la sensibilité du DAS induit à la position du téléphone. En effet, les résultats fournis dans cette partie conduit à approfondir cette analyse et à mettre l'accent sur l'étude de la puissance absorbée par chaque organe génital ainsi que la caractérisation de la distribution spatiale de DAS et la position des maximas de DAS dans l'appareil génital.

V.4. Puissance absorbée et DAS_{moy} dans les organes reproducteurs

Nous nous intéressons dans cette partie à la part de la puissance absorbée par l'appareil génital (P_{abs} genit) par rapport à la puissance totale absorbée par les différents tissus des modèles d'enfant.

Pour les différentes configurations étudiées, la (P_{abs} genit) est fortement variable entre les deux modèles d'enfant (Figure III-8). On trouve, par exemple, à la fréquence de 1940 MHz, que cette quantité peut dépasser 4 % de la puissance totale absorbée pour le modèle de Louis, alors qu'elle reste généralement inferieure à 2 % pour Eartha. L'écart d'âge entre les deux modèles ainsi que la localisation et la taille des organes génitaux sont responsables de cette variation. En effet, la plupart des organes génitaux masculins sont volumineux, plutôt localisés en surface et donc proches du téléphone. Par contre, l'appareil génital féminin est interne et plus petit.



Figure III-8 : Distribution de la puissance absorbée par l'appareil génital par rapport à la puissance absorbée totale pour les modèles de Louis et d'Eartha.

Nous avons également calculé la puissance absorbée par chaque organe de l'appareil génital, ceci pour les deux modèles d'enfant. Pour le modèle « Louis », il en ressort que le pénis est l'organe le plus exposé. Dans 50 % des tests, la puissance absorbée par le pénis représente entre 60 et 80 % à 900 MHz et entre 40 et 60 % à 1940 MHz de la puissance totale absorbée par l'appareil génital masculin. Après le pénis, les testicules sont les plus exposées. Ces dernières absorbent entre 20 et 30 % pour 50 % des cas à 900 MHz et entre 30 et 50 % à 1940 MHz. On observe aussi que les puissances absorbées par l'épididyme et l'urètre représentent en moyenne moins de 4 % et 7 % respectivement à 900 MHz et à 1940 MHz. En

revanche, on trouve que la puissance absorbée par la prostate varie énormément entre les deux fréquences. Ceci s'explique par l'influence de la profondeur des tissus pour les hautes fréquences. En effet, l'exposition devient plus superficielle à 1940 MHz et donc la puissance absorbée par la prostate est moindre qu'à 900 MHz (Figure III-9).



Figure III-9 : Distribution de la puissance absorbée par les différents organes reproducteurs masculins.

Les travaux ont également été réalisés afin évaluer le DAS_{moy} au niveau de chaque organe de l'appareil reproducteur en fonction des conditions d'usage (position et fréquence). Au vue des premiers résultats sur le DAS_{moy} , nous constatons que les testicules sont l'organe avec le DAS_{moy} le plus important (Figure III-10). Pour expliquer ce résultat, nous avons vu précédemment que la grande majorité de puissance absorbée par organe se résume dans le pénis et les testicules. Or, le volume des testicules étant moindre par rapport au pénis et comme les propriétés diélectriques de ces organes sont comparables alors la concentration de puissance absorbée, et donc le DAS_{moy} , est nettement plus importante pour les testicules. Par ailleurs, le DAS_{moy} observé est inférieur à 0.30 W/kg.



Figure III-10 : Distribution du DAS_{mov} dans l'appareil reproducteur masculin.

Pour le modèle d'Eartha (Figure III-11), l'utérus est l'organe qui absorbe le plus de puissance. Pour 2/3 des positions, il absorbe plus de 50 % à 900 MHz et plus de 80 % à 1940 MHz de la puissance totale absorbée totale dans l'appareil génital. Ces valeurs élevées de puissance absorbée s'expliquent par le volume de l'utérus qui est relativement important par rapport aux autres organes. Le vagin, le second organe exposé, absorbe entre 30 et 50 % pour 2/3 des positions, et pour 10 % des positions cette puissance dépasse 50 % de la puissance totale. A la fréquence 1940 MHz, cet organe absorbe beaucoup moins qu'à 900 MHz, ce qui cohérent avec une distance de pénétration des ondes électromagnétiques qui est inversement proportionnelle à la fréquence. Pour 2/3 des cas, la puissance absorbée est inferieure à 15 % de la puissance totale absorbée totale dans l'appareil génital. Les ovaires restent les moins exposés pour les deux fréquences d'études. La puissance absorbée par cet organe reste faible

par rapport aux deux autres, elle se situe aux alentours de 5 % à 900 MHz pour les 2/3 des positions réalisées et est inférieure à 3 % pour 3/4 des tests.



Figure III-11 : Distribution de la puissance absorbée par les différents organes reproducteurs chez Eartha.

Pour le modèle d'Eartha, en termes de valeurs de DAS_{moy} , les valeurs déduites dans chaque organe sont présentées dans la figure suivante (Figure III-12). Le DAS_{moy} dans l'ensemble des organes est concentrée autour de valeurs très faibles. Néanmoins, la seule observation notable est que l'utérus possède les plus grandes valeurs de DAS_{moy} . Une seule occurrence est trouvée avec un DAS de 0.28 W/kg.



Figure III-12 : Distribution du DAS_{moy} dans les organes reproducteurs féminins.

V.5. Localisation des maximums de DAS dans les organes reproducteurs

Nous analysons dans cette partie la localisation des maximums de DAS dans l'appareil génital en fonction de la position du téléphone et de la fréquence utilisée. Les tableaux suivants (Tableau III-11 et Tableau III-12) fournissent pour chaque modèle de corps, le nombre de maximas dans chaque organe pour les 100 simulations effectuées selon la fréquence utilisée. Il est important de remarquer que ce nombre de maxima change considérablement selon la fréquence. Par ailleurs, la comparaison des résultats obtenus pour le modèle « Louis » aux deux fréquences semble montrer qu'environ la moitié des maximas de DAS sont localisés dans les testicules à 900 MHz ce qui n'est pas le cas à 1940 MHz. A cette fréquence, les maximas dans cet organe ne représentent que 25 % des cas. Cela est dû, encore une fois, à l'absorption moindre à 1940 MHz, où l'absorption est plus superficielle qu'à 900 MHz. Par contre, d'après le tableau, on constate que le pénis présente un nombre élevé de maximas pour les deux fréquences et plus particulièrement à 1940 MHz. On trouve environ 40 % et 60 % des maximas de DAS respectivement pour 900 MHz et 1940 MHz localisés dans le pénis. Le nombre de maximas localisés dans la prostate, l'épididyme et l'urètre demeure faible par rapport aux testicules et au pénis.

Tableau III-11 : Nombre de maximas de DAS dans les organes reproducteurs chez Louis.

Fréq	Pénis	Testicules	Prostate	Epididyme	Urètre
1				1 0	

900 MHz	40	49	1	7	2
1940 MHz	61	25	0	11	3

Pour les simulations réalisées avec le modèle Eartha, la différence de localisation du maximum de DAS est également marquée entre les fréquences 900 MHz et 1940 MHz. Le maximum de DAS n'est pas toujours localisé au même endroit et varie énormément selon la fréquence utilisée. Le tableau suivant fournit les résultats concernant le nombre de maximas de DAS par organe. On y trouve qu'environ la moitié (46 maximas) et 2/3 (72 maximas) des maximas sont localisés dans l'utérus respectivement à 900 MHz et 1940 MHz. En deuxième position, le vagin contient environ 1/3 des maximas (31 maximas) à 900 MHz. A 1940 MHz, ce nombre de maximas se trouve dans les ovaires, en particulier à 1940 MHz en raison de leurs dimensions réduites et de leur localisation plus en profondeur que l'utérus et le vagin.

Tableau III-12 : Nombre de maximas de DAS dans les organes reproducteurs chez Eartha.

Fréquence	Utérus	Ovaires	Vagin
900 MHz	46	23	31
1940 MHz	72	7	21



V.6. Distance entre l'antenne et le maximum du DAS.

Figure III-13 : Distance entre le maximum du DAS et la source d'excitation

Parmi les interrogations suscitées dans l'étude de l'exposition des organes reproducteurs générée par un téléphone portable, se trouve celle relative à l'évolution du DAS en fonction de la position du téléphone. Il est donc important de mettre en évidence l'impact de la position de ce dernier et plus particulièrement de son antenne, sur le DAS induit. Il conviendrait donc d'établir la corrélation entre la localisation de l'antenne et le DAS maximum induit dans les organes reproducteurs. Dans cette partie, cela revient à caractériser l'évolution du DAS en fonction de la distance entre le gap de l'antenne (le point d'excitation) et la localisation du maximum de DAS dans les différents organes de l'appareil génital. La figure suivante (Figure III-14) illustre la variation du DAS_{1g} en fonction de cette distance pour les deux modèles d'enfants, aux deux fréquences d'étude. Cette variation est relativement linéaire à 1940 MHz. A cette fréquence, on constate que les distances inférieures à 10 cm correspondent à des valeurs élevées de DAS. Ceci s'explique par le faite qu'en haute fréquence, en particulier à 1940 MHz, le maximum du courant généré circule autour de la zone de l'antenne et le maximum de DAS dépend fortement de la distance des tissus exposés à l'antenne. Pour les distances importantes, cette constatation n'est pas toujours vérifiée.



Figure III-14 : Evolution du DAS_{1g} *en fonction de la distance gap-maximas.*

V.7. Position angulaire

Lors de l'explication du positionnement du téléphone, nous avons évoqué un paramètre de position angulaire. Nous avons souhaité étudier quel est l'impact de ce paramètre sur les valeurs de DAS. Sur un plan visuel, nous décomposons ces angles par :

- l'intérieur de la cuisse pour une position angulaire comprise entre 60° et 10°.
- l'extérieur de la cuisse pour une position angulaire comprise entre -40° et -90°.
- entre ces deux zones pour une position angulaire comprise entre 10° et -40°.

Pour chacune de ces zones, nous évaluons la valeur maximale ainsi que la valeur moyenne des DAS_{1g} . Les tableaux suivants récapitulent l'ensemble de ces valeurs selon les configurations étudiées (modèles et fréquences).

Tableau III-13 : Classification des DAS_{1g} maximum dans les organes reproducteurs selon la position angulaire pour Louis.

L outio 900		900		00
Louis -	Maximum	Moyenne	Maximum	Moyenne
[60°, 10°]	0.40	0.14	0.55	0.13
Page 100				

[10°, -40°]	0.25	0.05	0.32	0.05
[-40°, -90]	0.15	0.04	0.17	0.02

Tableau III-14 : Classification des DAS_{1g} maximum dans les organes reproducteurs
selon la position angulaire pour Eartha.

Fartha	900		1800	
Eartha	Maximum	Moyenne	Maximum	Moyenne
[60°, 10°]	0.37	0.10	0.42	0.15
[10°, -40°]	0.19	0.04	0.30	0.05
[-40°, -90]	0.12	0.02	0.27	0.01

Il apparait de ces résultats que les DAS maximum pour la zone intérieure de la cuisse sont supérieurs aux valeurs obtenues pour l'extérieur de la cuisse et l'entre-deux zone, pour les deux fréquences d'étude et pour les deux modèles d'enfant. Ceci s'explique par l'idée développée précédemment qu'une faible distance entre la source RF et les organes génitaux impliquent des DAS plus élevés.

VI. Conclusion

Cette analyse présente une première étude en dosimétrie sur les organes reproducteurs chez des enfants. Les premiers résultats abordent l'effet de la distance entre la source et les organes génitaux sur les valeurs de DAS. De plus, cette étude montre que les organes les plus profonds sont peu exposés par rapport aux autres organes extérieurs ou proches de la peau. Ceci est important pour les études biomédicales qui pourraient être menées avec des modèles animaux.

Il est également important de noter que la fréquence de fonctionnement des sources RF modifie la répartition de puissance absorbée dans chaque organe. Les conséquences peuvent être importantes : un organe peut être le plus exposé à 900 MHz sans pour autant l'être à 1940 MHz.

Cette première étude devra être complétée avec d'autres dispositifs fonctionnant à d'autres fréquences. Par exemple, il sera intéressant d'évaluer l'exposition pour des sources LTE à 2,6 GHZ mais aussi à la fréquence de 400 MHz (fréquence pouvant être utilisée par le LTE dans le futur), fréquence pour laquelle la pénétration des ondes EM est plus importante.

Chapitre IV : Gestion des incertitudes en dosimétrie numérique- Etat de l'art.

I. Introduction

Les simulations numériques sont confrontées à des incertitudes relatives aux données d'entrée (méconnaissance ou imprécision des données sur les sources, les propriétés diélectriques des tissus, variabilité de la morphologie, etc.). Ces incertitudes induisent des imprécisions sur le calcul du DAS. Par conséquent, l'existence de ces incertitudes doit être prise en charge lors de l'évaluation du DAS.

Dans le cas de la dosimétrie numérique, il est courant de disposer d'une multitude de variables explicites (morphologie, ...) dont dépend le DAS. En dépit des progrès accomplis dans les méthodes numériques telles que la méthode des différences finies dans le domaine temporel (FDTD) et en dépit des progrès des calculateurs la dosimétrie numérique ne permet pas de couvrir toutes les configurations possibles par manque de ressources (temps, mémoire, matériels,...).

La propagation des incertitudes apparaît donc comme une nouvelle tendance pour l'amélioration des outils numériques en charge de la prédiction de phénomènes physiques. Ce problème de variabilité apparait en dosimétrie numérique afin d'évaluer l'influence des incertitudes des paramètres d'entrées (position et type de la source, géométrie du modèle, posture, propriétés diélectriques...) sur la variabilité des paramètres de sortie (champs électromagnétique, DAS...).

Dans ce chapitre, nous nous intéressons aux méthodes permettant la propagation des incertitudes appliquées à des problèmes de dosimétrie, plus particulièrement au développement spectral en polynômes de Chaos. Cette méthode fournit une représentation explicite de la réponse du système en fonction des variables aléatoires incertaines caractérisant au mieux le comportement réel du processus. Elle permet également d'opérer d'autres analyses a posteriori telle que l'estimation de la densité de probabilité, l'analyse de la sensibilité, la caractérisation probabiliste d'une quantité d'intérêt, etc. Néanmoins, l'augmentation du nombre de paramètres aléatoires d'entrée reste une contrainte majeure pour telle méthode. Cette contrainte liée au coût de calcul est une des limites de cette méthode spectrale en polynômes de chaos qui est renforcée par l'augmentation de la dimension du système à modéliser. Pour pallier les limitations des approches spectrales classiques, nous proposons une famille de méthodes alternatives récemment implémentées. Ces méthodes reposent sur la construction d'une représentation creuse par Chaos Polynomial conduisant à la construction automatique d'une base réduite de fonctions qui est optimale pour la représentation de la solution permettant ainsi la réduction du coût du calcul FDTD.

Ce chapitre pose les bases théoriques de la méthode spectrale par Chaos Polynomial pour la propagation d'incertitudes. Cette étude permet d'appréhender la sensibilité de cette approche par la quantification des incertitudes et l'analyse de sensibilité. La première partie présente un bref état de l'art sur les techniques des méta-modèles prédictifs dédiées à la prise en compte des incertitudes dans les simulations. La deuxième partie décrit le développement sur la base du Chaos Polynomial (CP) adopté pour la construction des modèles statistiques pertinents. En particulier nous abordons dans cette partie la technique non-intrusive de régression pour l'estimation des coefficients. La dernière partie est consacrée aux problématiques liées au fléau de la dimension dans le développement du CP et les solutions existantes pour introduire le Chaos Polynomial creux afin de réduire le coût de calcul.

II. Propagation et quantification des incertitudes en dosimétrie

II.1. Notion d'incertitudes en simulation numérique

Aujourd'hui, l'essor de la simulation numérique utilisée dans l'évaluation de l'exposition repose sur les progrès et la robustesse des méthodes numériques de calcul ainsi que sur les hautes performances des calculateurs. La simulation numérique s'impose comme un outil essentiel et primordial pour la quantification de l'exposition permettant dans certaine configurations de s'affranchir de l'utilisation des études expérimentales qui sont considérés souvent comme longues et difficiles à mettre en œuvre. A cette fin, et pour une meilleure précision, les simulations numériques incitent donc à beaucoup de soin et de vérifications pendant la phase de préparation.

De fait, la confiance que nous pouvons avoir dans un calcul est un aspect clé de l'interprétation et de l'analyse des résultats. Les simulations numériques sont souvent affectées par des nombreuses sources d'erreurs et d'incertitudes (géométrie, dimensions, propriétés diélectriques, positionnement des sources,....) dues principalement aux limites dans la connaissance du fonctionnement du système ou aussi à la variabilité ses paramètres [Soize, 2005]. L'incertitude associée à la variabilité de la configuration est un aspect important de l'évaluation de l'exposition dans la mesure où nous cherchons à développer des méthodes permettant de caractériser l'impact de la variabilité des données en entrée sur la réponse du modèle qui caractérise le DAS. Ainsi, la quantification et la caractérisation des incertitudes liées à cette variabilité constituent incontestablement une étape cruciale dans le processus de modélisation.

Nous donnons ici un exemple de la réponse du DAS pour illustrer l'influence d'une incertitude sur les paramètres ou les variables d'entrée. Il est évident qu'une telle incertitude sur les modèles numériques ou les configurations utilisées aura un impact sur la qualité de l'évaluation réelle du DAS. La Figure IV-1, montre l'influence de la morphologie des modèles humains ainsi que la fréquence d'utilisation sur la variabilité de DAS induit dans le corps entier.



Figure IV-1 : Influence de la morphologie sur le DAS induit dans le corps entier [Conil, 2008].

II.2. Propagation de l'incertitude : méthodologie

L'introduction de la variabilité dans la quantification de l'exposition est devenue un enjeu important en dosimétrie numérique car elle intéresse à la fois les épidémiologistes, les biologistes mais aussi les personnes en charge de la vérification de la conformité des équipements.

Les modèles déterministes utilisés actuellement dans l'évaluation de l'exposition sont très affectés par des incertitudes dues à la variabilité des configurations de plus en plus complexes. Il est donc difficile de prédire comment les incertitudes sur les paramètres du modèle (les données en entrée : géométrie, position, etc.) influent sur le résultat (la puissance absorbée, le DAS). Etant donné que ces paramètres d'entrée sont affectés par des incertitudes, ils pourraient être considérés comme des variables aléatoires dans une approche probabiliste. Il s'agit de simplifier et d'exploiter plus facilement la réponse de système à modéliser (ie le DAS) au moyen des fonctions explicites des variables aléatoires. Cette approche conduit à des nombreuses analyses aussi intéressantes dans le processus de modélisation et de caractérisation du système en particulier, la caractérisation de la distribution de probabilité de la réponse, analyse de sensibilité de cette réponse par rapport à ses variables d'entrées, estimation de la probabilité de dépassement, etc.

La méthodologie de la modélisation des incertitudes et de leur propagation à travers un modèle physique peut se résumer essentiellement en quatre étapes [De Rocquigny, 2008] (Figure IV-2) :



Figure IV-2 : Méthodologie "incertitude"[Uncertainty in industrial practice- A guide to quantitative uncertainty management, E de Rocquigny, N.Devictor, S.Tarantola, John Wiley, 2008].

La première étape (Etape A) est une étape d'identification du système étudié et de modélisation via des calculs déterministes (modèle analytique, modèle élément finis, modèle différence finie, etc.). L'étape B est une étape de quantification des sources d'incertitudes, c'est-à-dire identifier les données ou les variables d'entrée (à partir d'une base de données : des simulations FDTD) ainsi que leur lois de probabilité les plus adaptées [Saporta, 2006]. L'étape C présente l'étape de propagation des incertitudes, dans cette étape l'objectif fondamental est de caractériser une ou plusieurs quantités d'intérêt (e.g moments statistiques). A la fin, on trouve l'étape d'hiérarchisation des incertitudes (Etape C'). Il s'agit classer les paramètres ou combinaisons de paramètres selon leurs influence sur la quantité d'intérêt.

La Figure IV-2 illustre le principe de la propagation d'incertitudes à travers un modèle mathématique. Formellement, nous cherchons à déterminer la densité de probabilité de la solution Y du modèle induite par les données aléatoires paramétrées X.

II.3. Méta-modèles pour la propagation d'incertitudes

Afin d'aboutir à une gestion maitrisée des incertitudes, il est nécessaire de mettre en place une méthodologie peu coûteuse en terme d'expériences permettant de prédire de manière efficace des comportements de réponse non-régulières. Cette partie propose une synthèse critique de l'état de l'art dans le domaine de l'incertitude en ingénierie. Nous présentons et commentons les principales méthodes de propagation de l'incertitude de type paramétriques dans un modèle.

Les méta-modèles connus aussi sous le nom « Méthode des Surface de Réponse » [Myers, 2009] sont des méthodes standards notamment étudiées pour leur apport potentiel à la propagation d'incertitudes et à l'analyse de sensibilité. Elles seront exposées brièvement dans la partie suivante ainsi que leur pertinence pour les modèles de simulations numériques.

II.3.1. Méthode de Monte-Carlo

L'approche Monte-Carlo (MC) est l'une des méthodes statistiques les plus communément utilisées pour la propagation d'incertitudes provenant des paramètres entrants

dans un modèle [Caflisch, 1998]. C'est une méthode moins complexe que les méthodes analytiques, mais elle requiert beaucoup plus de ressources en calcul informatique.

Le principe de base est plutôt simple. On assigne d'abord une densité de probabilité à chaque paramètre entrant du modèle sur lequel est effectuée une simulation Monte-Carlo. Ensuite, présumant que les paramètres entrants soient indépendants, chaque paramètre entrant provient d'un échantillonnage en fonction de sa densité de probabilité. De plus, à partir de la loi des grands nombres, l'expérience est répétée un nombre considérable de fois afin d'obtenir une confiance assez grand dans les valeurs sortantes pour estimer la distribution de probabilité du résultat. Cette méthode non-intrusive, simple à implémenter et d'autre part très robuste, permet l'utilisation directe de solveur comme la FDTD sans avoir à modifier le code. Néanmoins, les méthodes de type Monte-Carlo ont pour inconvénient de requérir un grand nombre de simulation car ayant un faible taux de convergence avec le nombre N de réalisations (\sqrt{N} avec N est le nombre d'échantillons).

Pour le calcul du DAS, une simulation avec la FDTD demande un temps de calcul relativement important. Cette problématique est inhérente à la FDTD qui est une méthode très coûteuse en termes de temps et de mémoire compte tenu de la complexité des objets à simuler. Par conséquent, la recherche de méthodes plus rapides qui optimisent le nombre de simulation FDTD est nécessaire.

Parmi les modèles les moins coûteuses et les plus utilisées pour ajuster les réponses de codes de calcul, on trouve également les modèles linéaires généralisées [Ratkowsky, 1983], krigeage [Matheron, 1962], réseaux de neurones [Cybenko, 1988], les polynômes de chaos [Winer, 1938]. Ces derniers sont adoptés dans notre étude pour la quantification des incertitudes en bio-électromagnétisme. Dans les sections suivantes, nous réalisons la mise en pratique de cette méthode dans la propagation des incertitudes.

III. Développement sur la base du Chaos Polynomial

III.1. Base du chaos polynomial

On suppose qu'un modèle numérique donné dépend de M paramètres (avec M est le nombre de paramètres d'entrée) incertains et est représenté par un ensemble de variables aléatoires indépendantes regroupées dans un vecteur aléatoire X. La réponse du modèle notée $Y = \mathcal{M}(X)$ est alors elle aussi aléatoire et de variance finie. Cette réponse Y peut être approchée par un développement en série appelé approximation par Chaos Polynomial comme suit [Soize, 2004] [Berveiller, 2005] :

$$Y = \widehat{\mathcal{M}}(X) \equiv \sum_{\alpha \in \mathbb{N}^M} \widehat{\beta}_{\alpha} \psi_{\alpha}(X)$$
(4.1)

Les β_{α} sont les coefficients du développement à calculer et les ψ_{α} sont des polynômes multidimensionnels. Ces polynômes sont orthogonaux par rapport à la densité $f_{X}(x)$, i.e. tel que : $\mathbb{E} [\psi_{\alpha}(X) \psi_{\beta}(X)] = 1$ si $\alpha = \beta$ et 0 sinon. Les polynômes de Chaos forment la base du Chaos Polynomial obtenus par tensorisation des familles de polynômes unidimensionnels (Tableau VI.1) de degré α_{i} tel que $\alpha = (\alpha_{1}, \alpha_{2}, ..., \alpha_{M})$ avec $||\alpha||_{1} \equiv \sum_{i=1}^{M} \alpha_{i}$ (*M* est nombre de variable d'entrée)

Distribution	Polynômes {\v(X)}	Support
Gaussienne	Hermite-Chaos	$[-\infty,\infty]$
Gamma	Laguerre-Chaos	$[0,\infty]$
Beta	Jacobi-Chaos	[1,1]
Uniform	Legendre-Chaos	[-1,1]

Tableau IV-1 : Familles des polynômes du Chaos en fonction de la distribut	tion	des					
variables stochastiques							

Le Chaos Polynomial de dimension M et d'ordre p [Ghanem, 1991, Soize, 2004, Berveiller, 2005] est défini comme l'ensemble des polynômes multidimensionnels en M variables aléatoires, dont l'ordre ne dépasse pas p.

Quand les *M* variables aléatoires d'entrée sont indépendantes, une transformation dite isoprobabiliste est nécessaire. Elle permet de transformer les variables aléatoires d'entrée (physique) dans un espace normé de variables aléatoires indépendantes [HongShuang, 2008]. Néanmoins, quand il s'agit de variables corrélées, une transformation de Nataf [Nataf, 1962] est utilisée afin de construire une fonction de densité de probabilité multidimensionnelle qui respecte les distributions marginales faisant appel aux matrices de corrélation des éléments qui composent le vecteur *X*.

III.2. Estimation des coefficients du CP

Les méthodes de calcul des coefficients spectraux se séparent en deux catégories : les méthodes dites intrusives qui nécessitent des modifications particulières du code « solveur » [Ghanem, 1991] et les méthodes non-intrusives [Berveiller, 2005] qui permettent des appels au solveur sans avoir à modifier ou à adapter les codes existants qui sont considérés dans ce cas comme des boîtes noires. Le calcul des coefficients avec l'approche non-intrusive est basé sur les expériences testées. De plus, il est en général possible de planifier les simulations de modèles déterministes de telle sorte que l'exécution peut être menée en parallèle. Ces caractéristiques rendent les méthodes non-intrusives très attrayantes dans les modèles complexes telles que les applications industrielles et les situations où on a uniquement accès à des codes déterministes.

Parmi ces méthodes non intrusives, il existe la méthode de collocation stochastique. Des travaux de thèse menés dans l'équipe d'Orange Labs [Silly-Carette, 2008] ont abordé le problème de la quantification des incertitudes en dosimétrie en utilisant l'approche spectrale. Dans ces travaux, la technique de collocation stochastique [Nobile, 2006] était utilisée pour le calcul des coefficients dans le cas où le nombre de variables incertaines est faible (à savoir M=2, 3). Cependant, cette méthode statistique devient généralement délicate à mettre en œuvre et très coûteuse en nombre de simulations s'il s'agit d'un problème de grande dimension (c'est-à-dire M>5).

On trouve également l'approche de projection non intrusive pour le calcul des coefficients spectraux. Cette méthode utilise l'orthogonalité des bases de Polynômes du Chaos pour calculer les coefficients du développement par approximation de produits scalaires. Ce

Page | 108
qui revient à approcher numériquement des intégrales. Dans le cadre de travaux de thèse [Aiouaz, 2011] réalisés aussi au sein de notre équipe, cette approche reste encore trop coûteuse pour les problèmes stochastiques faisant intervenir un grand nombre de variables aléatoires. Il subsiste un coût numérique important pour gérer les cas à grande dimension ce qui est généralement le cas en propagation d'incertitudes. Le Tableau IV-2 présente l'évolution de nombre de simulation FDTD à effectuer en fonction de l'ordre de polynômes de Chaos dans le cas d'un problème à 4 variables. Il apparait clairement que la technique de projection conduit à un nombre de lancement de FDTD très élevé avec un nombre de paramètres assez faible.

Ordre	Nombre de simulations
1	19
2	41
3	137
4	401
5	441

Tableau IV-2 : Nombre de simulation à réaliser en fonction de l'ordre de polynômesdans le cas de quatre variables incertaines [Aiouaz, 2011].

Étant donné que nous cherchons à construire un modèle approché du DAS par une fonction polynomiale des paramètres à faible coût, les méthodes statistiques basées sur les techniques de projection ou la collocation statistique sont généralement délicates à mettre en œuvre. Par conséquence, et pour des raisons de coût de calcul, nous envisageons donc une autre approche plus empirique et moins coûteuse en termes de simulations numériques. Cette approche consiste à calculer les coefficients au moyen de la méthode régression par des moindres carrés.

III.2.1. Méthode de régression

La méthode de régression ne nécessite pas l'évaluation d'une intégrale contrairement au cas de la méthode de projection [Mahadevan, 2003]. L'estimation des coefficients d'un modèle peut être formulée par la résolution d'un problème de minimisation au sens des moindres carrés. Cette approche est un outil fréquemment utilisé en statistiques où l'on cherche à déterminer les paramètres d'un modèle à partir d'un ensemble des observations.

Cette méthode nécessite une troncature de la série des polynômes à un ordre polynomial p pour que le développement CP soit fini. En pratique, on tronque souvent le développement par CP (Eq 4.3) en ne retenant que les polynômes de ordre inferieur ou égal à p, ce qui conduit à l'ensemble de troncature $\mathcal{A}^{M,p}$ tel que :

$$\mathcal{A}^{M,p} \equiv \left\{ \alpha \in \mathbb{N}^M \colon \|\alpha\|_1 \equiv \sum_{i=1}^M \alpha_i \le p \right\}$$
(4.2)

Le développement en PC tronqué peut être exprimé par :

$$Y \equiv \mathcal{M}(X) = \sum_{\alpha=0}^{P-1} \hat{\beta}_{\alpha} \psi_{\alpha}(X)$$
(4.3)

Le cardinal, P, est donné par :

$$P = \operatorname{card}(\mathcal{A}^{M,p}) = \binom{M+p}{p}$$
(4.4)

La technique de régression consiste à minimiser l'écart quadratique entre la réponse exacte $\mathcal{M}(X)$ (calculé par FDTD dans notre cas) et son approximation $\widehat{\mathcal{M}}(X)$. Les coefficients peuvent être approchés par la solution d'un problème d'optimisation pour la somme des carrés des résidus.

$$\hat{\beta}_{\alpha} = Arg \min_{\alpha \in \mathbb{R}^{P}} \sum_{i=1}^{N} \left(\mathcal{M}(x^{(i)}) - \hat{\beta}_{\alpha}^{T} \psi(x^{(i)}) \right)^{2}$$
(4.5)

La résolution de ce système permet d'obtenir les coefficients { β_{α} , $\alpha = 0, ..., M$ }. La méthode de régression optimise les coefficients en tenant compte de la troncature (Eq 4.5). Les coefficients sont donc calculés au mieux, au sens des moindres carrés, pour la troncature considérée (Eq 4.7).

$$(\psi^{\mathrm{T}}\psi)\hat{\beta}_{\alpha} = \psi^{\mathrm{T}}Y \tag{4.6}$$

$$\hat{\beta}_{\alpha} = (\psi^T \psi)^{-1} \psi^T Y \tag{4.7}$$

Compte tenu de la dépendance du nombre de termes P intervenant dans le développement en PC de Y avec la dimension M et l'ordre p (Eq 4.6), la représentation PC sera efficace d'un point de vue numérique si des valeurs modérées de l'ordre p sont suffisantes pour approcher précisément Y.

Tableau IV-3 : Nombres de polynômes P dans la base du chaos (M est le nombre de variables aléatoires de la base, p l'ordre maximal).

	<i>p</i> =1	<i>p</i> =2	<i>p</i> =3	<i>p</i> =4
<i>M</i> =2	3	6	10	15
<i>M</i> =4	5	15	35	70
<i>M</i> =6	7	28	84	210

Nous nous sommes intéressés en particulier à cette technique non-intrusive pour le calcul des coefficients dans l'approximation par Chaos Polynomial. Cette technique de régression nécessitant un nombre de points idéalement repartis sur l'ensemble du domaine de définition fait que le choix des expériences reste une étape intéressante dans la conception du modèle. Avec cette approche se pose donc la question d'un plan d'expériences.

III.3. Plans d'expériences numériques

La planification d'expérience (ou "experimental design") est une méthodologie de sélection et de répartition des expériences afin de choisir au mieux les combinaisons de paramètres incertains à modéliser. La sélection est construite de telle manière qu'un maximum d'informations soit extrait d'un nombre minimal de simulations rigoureusement organisées. En effet, un plan d'expériences efficace doit être capable d'approcher une assez

grande variété de modèles et d'explorer efficacement l'espace afin de fournir une information sur tout le domaine expérimental avec un nombre de simulations le plus faible possible.

Pour remplir l'espace des expériences, on utilise soit des plans classiques (tels que les plans factoriels [Myers, 1995], composites [Myers, 1995]) qui sont très coûteux en nombre de simulations soit des plans numériques optimaux. Nous évoquons dans la suite quelques plans d'expériences numériques (utilisés dans ces travaux de thèse) qui permettent d'assurer le bon choix des expériences à réaliser en particulier le recouvrement de l'espace entre autre une convergence rapide de la réponse d'un méta-modèle avec un coût réduit de simulations.

III.3.1. Hypercuble Latins

La méthode d'échantillonnage par Hypercube Latin [Mac Kay, 1979] est un cas particulier des techniques d'échantillonnage stratifié. Il permet de sélectionner d'une manière uniforme un sous-ensemble des échantillons équiprobables toute en garantissant un meilleur recouvrement de l'espace sans redondance des données. Le LHS méthode présente l'avantage d'être simple et plus précis que l'échantillonnage aléatoire classique avec la méthode de Monte-Carlo.

Des critères d'uniformité peuvent être appliqués sur cette technique de sélection, ce qui revient à améliorer la qualité du plan Hypercube Latin en introduisant des bonnes propriétés d'uniformité. [Johnson, 1990][Fang, 1993] proposent une construction d'Hypercubes Latins plus optimaux. Parmi les plus connus on trouve les hypercubes latins améliorés (Ilhs : « Improved LHS ») et Les hypercubes latins maximin (MLHS : « Maximin LHS »). Ces hypercubes latins améliorés sont meilleurs et plus avantageux à propos les critères de distance entre les points que les hypercubes latins usuels [Franco, 2008].

La figure ci-dessous (Figure IV-3) présente des exemples des plans d'expériences générés par un échantillonnage de type aléatoire (Monte Carlo), Latin Hypercube usuel (LHS) et Latin hypercube amélioré (ILHS). Il apparait que l'échantillonnage Monte Carlo ne donne pas de bons résultats surtout comparativement à ceux obtenus avec les hypercubes latins (usuel et amélioré). Ces derniers génèrent des points bien répartis dans l'espace. Il est intéressant d'observer aussi que le ILHs est le meilleur notamment au regard des critères de distance. On remarque que les points sont tous éloignés les uns des autres avec un recouvrement de l'espace optimal.



Figure IV-3 : Représentations des 30 (en haut) et 100 (en bas) premiers points obtenus par différents types d'échantillonnage (Monte Carlo, LHS et ILHS) en dimension 2.

III.3.2. Les suites à faible discrépance

Elles sont générées par des algorithmes déterministes permettant de sélectionner des points les plus uniformément répartis dans l'espace [Thiémard, 2000]. Selon Franco [Franco, 2008] « la discrépance est la déviation de la répartition des observations par rapport à une répartition uniforme. Elle mesure en d'autres termes l'irrégularité de la distribution ». Des exemples de suites à faible discrépance sont données par Halton [Halton, 1960], Sobol' [Sobol', 1967] (Figure IV-4).



Figure IV-4 : Les 30 et 100 premiers points d'une suite de Sobol' en dimension 2.

Ces méthodes de suites à faible discrépance sont simples à mettre en œuvre et sont intéressantes vis-à-vis de l'aspect itératif quand nous souhaitons rajouter des points à un plan initial de taille N. C'est notamment cet aspect qui va conserver le plan d'expérience initial tout en ajoutant des nouveaux points sans redondance.

III.4. Validation du méta-modèle

La validité d'un modèle approché est une question qui se pose obligatoirement pendant le processus de la modélisation. En effet, nous avons besoin d'estimateurs d'erreur afin d'estimer quantitativement l'approximation d'une variable aléatoire par des polynômes de chaos. Un premier diagnostic consiste à étudier les valeurs du modèle aux points du plan d'expériences : nous parlerons dans ce cas d'ajustement du modèle. Pour ce faire, il existe des

Page | 112

critères permettant de tester la bonne adéquation entre les observations et les prévisions sur les données utilisées pour la construction du modèle tels que les critères d'ajustement et de prédiction.

III.4.1. Erreur de généralisation et l'erreur empirique

Nous considérons un plan d'expérience donné $\mathcal{X}=\{x^{(i)}, ..., ..., x^{(N)}\}^{T}$ où *N* représente le nombre de calculs déterministes. Soit $\mathcal{Y}=\{y^{(i)} \equiv \mathcal{M}(x^{(i)}), i=1, ..., N\}^{T}$, le vecteur correspondant aux évaluations effectuées. Comme décrit dans la section précédente que ces données peuvent être utilisées pour la construction du modèle avec l'approximation par Chaos Polynomial.

$$\widehat{\mathcal{M}}_{\mathcal{A}}(X) \equiv \sum_{0 \le |\alpha| \le p} \widehat{\beta}_{\alpha} \psi_{\alpha}(X)$$
(4.8)

Où \mathcal{A} est l'ensemble fini non-vide de N^M qui contient les multi-indices de la base polynomiale retenue.

Dans ce travail, l'erreur de généralisation est donnée par [Vapnik, 1995] tel que:

$$Err \equiv \mathbb{E}\left[\left(\mathcal{M}(X) - \widehat{\mathcal{M}}_{A}(X)\right)^{2}\right]$$
(4.9)

Avec $\mathcal{M}(X)$ est la vrai réponse obtenue à partir d'un calcul déterministe et $\widehat{\mathcal{M}}_{A}(X)$ est la réponse approchée par CP.

L'approximation de l'erreur quadratique moyenne correspond à la moyenne des erreurs de prédiction au carré (critère de type norme \mathcal{L}^2). Elle est connue sous le nom de l'erreur empirique (ou erreur d'apprentissage), et elle est définie comme suit :

$$Err_{emp} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[\left(\mathcal{M}(x^{(i)}) - \widehat{\mathcal{M}}_{A}(x^{(i)}) \right)^{2} \right]$$
(4.10)

Dans (Eq 4.10), $x^{(i)}$ sont les points selectionnés dans le plan d'expérience X.

Ce critère mesure l'erreur quadratique moyenne commise sur les vraies valeursvaleurs approchées. Il permet de quantifier la proximité de la solution approchée par rapport aux données simulées. Concrètement, une faible valeur de la Err_{emp} signifie que les valeurs prédites sont proches des valeurs réelles.

L'erreur relative d'apprentissage s'écrit donc :

$$\varepsilon_{emp} = \frac{Err_{emp}}{\widehat{\mathbb{V}}[v]}$$
(4.11)

 $\widehat{\mathbb{V}}[\mathcal{Y}]$ représente la variance empirique de la réponse \mathcal{Y} :

$$\widehat{\mathbb{V}}[\mathcal{Y}] \equiv \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\mathcal{M}(x^{(i)}) - \overline{\mathcal{Y}} \right)^2$$
(4.12)

$$\bar{y} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y^{(i)}$$
 (4.13)

III.4.2. Le coefficient de détermination R^2

Le coefficient R^2 est un critère généralement utilisé en régression linéaire pour tester l'ajustement du modèle, il est défini donc par :

$$R^2 = 1 - \varepsilon_{emp} \tag{4.14}$$

Ce critère permet de mesurer le pourcentage de la variabilité totale de la réponse approchée par le modèle. Cependant, ce coefficient ne prend pas en considération la robustesse du méta-modèle, c'est-à-dire sa capacité à prédire efficacement la réponse du modèle à tout point qui n'appartient pas à la conception expérimentale. En effet, le R^2 augmente lorsque le nombre de termes P grandit entre autre quand l'ordre de polynôme paugmente même si tous les prédicateurs ne sont pas significatifs.

Le problème réside dans le fait que le R^2 n'est pas sensible au phénomène de surapprentissage dû au manque d'expériences. Pour y remédier, nous utilisons une technique de prédiction du méta-modèle. Il s'agit de la technique de validation croisée qui va garantir une meilleure qualité de la surface ajustée en termes de prédiction.

III.4.3. L'erreur Leave-one-out

Une fois le modèle accepté, il est nécessaire de quantifier la qualité de la surface ajustée en termes de prédiction [Geisser, 1975]. Il s'agit ici de comparer les prévisions du modèle en des points différents de ceux du plan d'expériences. Dans le cas où le nombre de simulations réalisables n'est pas contraint, il est alors possible de définir un ensemble de points tests sur lequel évaluer des critères d'erreur en prédiction. Étant donné que les tests d'évaluations (i.e. simulations FDTD) restent coûteux, nous sommes toujours limités en nombre de simulations à effectuer. Il est possible d'utiliser les techniques de validation croisée qui permettent de faire les tests de prédiction sur les évaluations déjà effectuées.

Il existe différents types de validations croisées qui diffèrent selon le nombre d'expériences utilisées comme des échantillons de test [Stone, 1974]. Ici, nous nous concentrons sur la méthode du « Leave-one-out » dont le principe est décrit comme suit : chaque solution i calculée exactement est successivement retirée du méta-modèle $X \setminus \{x^{(i)}\}$, et un nouveau méta-modèle est reconstruit en son absence.

La différence entre la solution exacte $\mathcal{M}(x^{(i)})$ et celle $\widehat{\mathcal{M}}^{(-i)}$ obtenue par le métamodèle sans sa contribution (Eq 4.15) donne une idée sur l'erreur de prédiction du métamodèle [Batmaz, 2003]. Alors l'erreur de validation croisée Err_{Loo} s'écrit :

$$Err_{Loo} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left(\mathcal{M}(x^{(i)}) - \widehat{\mathcal{M}}_{\mathcal{A}}^{(-i)}(x^{(i)}) \right)^2$$
(4.15)

Dans le contexte de la régression linéaire, il est possible de calculer analytiquement l'erreur « Leave-one-out » comme suit [Saporta, 2006] :

$$Err_{Loo} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left(\frac{\mathcal{M}(x^{(i)}) - \widehat{\mathcal{M}}_{\mathcal{A}}(x^{(i)})}{1 - h_i} \right)^2$$
(4.16)

Avec h_i est le terme diagonal de la matrice $\Psi (\Psi^T \Psi)^{-1} \Psi^T$ en utilisant la notation :

Page | 114

$$\Psi_{i,j} \equiv \left(\psi_{\alpha j}(x^{(i)})\right)_{\substack{i=1,\dots,N\\j=0,\dots,card(A)-1}}$$
(4.17)

Le coefficient de prédiction Q^2 équivalent de R^2 est noté par :

$$Q^2 = 1 - \varepsilon_{Loo} \tag{4.18}$$

Avec :

$$\varepsilon_{Loo} = \frac{Err_{Loo}}{\widehat{\mathbb{V}}[y]}$$
(4.19)

IV. Post de traitement du coefficient du PC

Une fois la réponse du système Y construite sur la base du Chaos Polynomial, plusieurs post-traitements sont possibles. Ces post-traitements s'effectuent facilement avec une expression analytique et ont un coût de calcul quasi négligeable. On peut ainsi se focaliser sur une analyse en tendance centrale (les premiers moments statistiques de la réponse) ou bien effectuer des analyses de sensibilité (et donc s'intéresser aux contributions de chaque paramètre d'entrée sur la réponse du système).

La Figure IV-5 rassemble les différents post-traitements disponibles à partir du développement de la réponse dans le Chaos Polynomial.



Figure IV-5 : Post-traitements déterminés avec le développement de la réponse sur le chaos polynomial.

IV.1. Analyse des moments statistiques

On considère la réponse d'un modèle Y approché par Chaos Polynomial d'ordre p :

$$Y = \widehat{\mathcal{M}}_{A}(X) \equiv \sum_{\alpha=1}^{P-1} \widehat{\beta}_{\alpha} \psi_{\alpha}(X)$$
(4.20)

Où les coefficients $\hat{\beta}_{\alpha}$ peuvent être estimés en utilisant la méthode non-intrusive de régression par moindre-carrés présentée dans la section précédente.

A partir de l'équation précédente, nous pouvons calculer les moments statistiques de la quantité choisie.

Le moment d'ordre 1 est la moyenne. Il est donné par :

$$\hat{\mu}_{Y,p} \equiv \hat{\beta}_0 \tag{4.21}$$

Le moment centré d'ordre 2 est la variance :

$$Var[Y] = \hat{\sigma}_{Y,p}^2 \equiv \sum_{\alpha=1}^{P-1} \hat{\beta}_{\alpha}^2 \mathbb{E}[\psi_{\alpha}^2]$$
(4.22)

IV.2. L'analyse de sensibilité

B.Sudret [Sudret, 2008] propose d'évaluer les indices de Sobol' après décomposition de la réponse sur la base du Chaos Polynomial. Les indices de Sobol' sont basés sur la décomposition de la variance du modèle [Sobol', 1993]. Une fois les coefficients de la décomposition sur le chaos sont déterminés, les indices de Sobol' peuvent être facilement calculés, les simulations générées par la méthode de Monte-Carlo ne sont plus nécessaires pour évaluer ces indices. En effet, une simple combinaison des coefficients du chaos permet d'obtenir les sensibilités.

Considérons désormais que le modèle étudié est linéaire, et qu'il s'écrit sous la forme suivante :

$$Y \equiv \mathcal{M}(X) = \sum_{0 \le |\alpha| \le p} \hat{\beta}_{\alpha} \psi_{\alpha}(X_i)$$
(4.23)

Comme les variables X_i sont supposées indépendantes et grâce à l'orthogonalité des polynômes, la variance de Y s'obtient explicitement à partir des coefficients du développement et s'écrit alors :

$$V(Y) \equiv \sum_{0 \le |\alpha| \le p} \beta_{\alpha}^2 V(X_i)$$
(4.24)

Où $\beta_{\alpha}^2 V(X_i)$ est la part de variance due à la variable X_i . La sensibilité de Y à X_i peut donc simplement être quantifiée par le rapport de la part de variance due à X_i sur la variance totale. Autrement, elle exprime la part de variance de la réponse Y due à la variance de la variable X_i . On peut alors définir les indices de Sobol'.

- Indices du premier ordre sont définis par :

$$S_{i} = \frac{V_{i}}{V(Y)} = \frac{V(E[Y|X_{i}])}{V(Y)}$$
(4.25)

Avec : - V(Y) est la variance totale de la réponse Y

- $V(E[Y|X_i])$ est la variance de l'espérance conditionnelle de Y par rapport à X_i

Indices du second ordre, mesurant la sensibilité de la variance de Y par rapport à deux variables X_i et X_j

$$S_{ij} = \frac{V_{ij}}{V(Y)} = \frac{V(E[Y|X_i, X_j]) - V(E[Y|X_i]) - E([Y|X_j])}{V(Y)}$$
(4.26)

- Indices du troisième ordre :

$$S_{ijk} = \frac{V_{ijk}}{V(Y)}$$
(4.27)

$$=\frac{V(E[Y|X_i, X_j, X_k]) - V(E[Y|X_i, X_j]) - V(E[Y|X_i, X_k]) - V(E[Y|X_j, X_k])}{V(Y)}$$

etc, jusqu'à l'ordre M.

Le nombre d'indices de sensibilité ainsi construit, de l'ordre 1 à l'ordre M, est égal à 2^{M} - 1. L'interprétation de ces indices est facile. La somme de ces indices vaut 1, et étant tous positifs, plus l'indice sera grand (proche de 1), plus la variable ou combinaison de deux ou plusieurs variables aura d'importance.

Les indices de sensibilité totaux S_i^T sont définis comme la somme de tous les indices relatifs à une variable X_i .

$$S_i^T = \sum_{k \neq i} S_k \tag{4.28}$$

Avec \neq i est l'ensemble de touts les indices contenant l'indice i.

Dans le cas d'un modèle de quatre variables d'entrée, la sensibilité totale de la variable X_1 est donnée par (Eq 4.29):

$$S_1^T = S_1 + S_{1,2} + S_{1,3} + S_{1,4} + S_{1,2,3} + S_{1,3,4} + S_{1,2,4} + S_{1,2,3,4}$$
(4.29)

Cette décomposition est analogue à la décomposition ANOVA qui a été discutée dans le cadre de calcul d'indices de sensibilité [Saltelli, 2004].

V. Fléau de la dimension : Etat de la question

Les méthodes classiques de développement de réponses sur un Chaos Polynomial ne permettent pas de réaliser des études ayant un grand nombre de paramètres aléatoires d'entrée, c'est ce qu'on appelle le fléau de la dimension. Ainsi, l'ensemble des termes CP, et par la suite le nombre de tests à réaliser, augmente considérablement avec le nombre des variables aléatoires d'entrée et l'ordre du polynôme (Eq 4.6). Ce problème est souvent rencontré en dosimétrie lorsque le nombre des données d'entrée dont dépend le DAS est supposé élevé. Il est donc nécessaire de trouver des moyens et des techniques qui cherchent à résoudre le problème de dimension et de réduire le nombre de termes de la base du Chaos et par conséquence le nombre de simulations lors de la modélisation du la réponse du DAS.

V.1. Stratégie de troncature hyperbolique

Avec le schéma usuel de troncature (Eq 4.4)(Eq 4.5)(Eq 4.6), le nombre de termes du CP augmente fortement avec le nombre des variables aléatoires d'entrées M et l'ordre p du CP. Par conséquent, la taille du plan d'expériences (i.e. le nombre d'évaluations) requises pour obtenir une solution précise du problème de régression s'accroit considérablement. Pour résoudre ce problème, nous utilisons une stratégie de troncature basée sur le principe de hiérarchie des effets [Montgomery, 2004] selon lequel un modèle dépend principalement des

effets principaux et des interactions simples. La stratégie proposée permet de fournir une décomposition CP plus optimale avec un nombre réduit de termes.

L'ensemble de troncature usuelle $\mathcal{A}^{M,p}$ pour la base de polynômes a donc été défini à partir de la norme $\|\alpha\|_1$, qui correspond à la somme des degrés des polynômes unidimensionnels α_i .

$$\mathcal{A}^{M,p} \equiv \left\{ \alpha \in \mathbb{N}^M \colon \|\alpha\|_1 \equiv \sum_{i=1}^M \alpha_i \le p \right\}$$
(4.30)

Un nouveau schéma de troncature est introduit pour réduire la taille de la base du chaos. [Blatman, 2009] définit une troncature hyperbolique à partir de quasi-normes q, 0 < q < 1.

$$\mathcal{A}_{q}^{M,p} \equiv \left\{ \alpha \in \mathbb{N}^{M} \colon \|\alpha\|_{q} \le p \right\}$$
(4.31)

Tel que :
$$\|\alpha\|_{q} \equiv \left(\sum_{i=1}^{M} \alpha_{i}^{q}\right)^{/q}$$
(4.32)

Le principe de la norme q est de pénaliser d'autant plus les interactions croisées d'ordre élevé que q est faible, ceci permet de sélectionner les polynômes de faible ordre d'interaction comme le montre la Figure IV-6 pour un cas bidimensionnel (M=2). Notons que le cas q = 1 correspond à la troncature usuelle (i.e. $\mathcal{A}_1^{M,p} = \mathcal{A}^{M,p}$). Pour q < 1, la base des polynômes retenus est située sous une hyperbole. A titre d'exemple, les termes de la base retenus dans les expansions CP de divers ordres p sont tracés dans la 0 pour q=1, q=0.8, q=0.6 et q=0.4.

Notons aussi que quel que soit le choix de la valeur q, le sous ensemble $(\mathcal{A}_q^{M,p})$ converge toujours vers l'ensemble \mathbb{N}^M . Par conséquent, l'approximation par CP correspondant convergera nécessairement vers la réponse du modèle en norme \mathcal{L}^2 .



Figure IV-6 : *Exemples des troncatures hyperboliques basée sur les q-normes (* $0 \le q \le 1$ *)*

L'évolution du cardinal de l'ensemble $\mathcal{A}_q^{M,p}$ en fonction de l'ordre de polynômes et des valeurs de q pour M = 2 est montrée dans la figure ci-dessous.



Figure IV-7 : Evolution de la base des CP en fonction du paramètre q de l'ensemble $\mathcal{A}_{a}^{M,p}$ pour les ordres polynomiaux p=3, 5, 7 pour M=2.

V.2. Régression itérative

Le concept de la régression itérative permet d'affiner l'analyse de régression. L'objectif est de rechercher les éléments qui déterminent significativement l'erreur estimée tout en proposant les meilleurs coefficients de détermination Une procédure itérative est présentée par [Blatman, 2009] pour construire une approximation de la réponse du modèle tout en détectant automatiquement le jeu des termes CP les plus significatifs.

Le principe d'algorithme se résume en 4 niveaux de base :

Niveau 1 :

- Choisir le plan d'expériences X contenant toutes les évaluations et rassembler toutes les évaluations du modèle correspondant dans un vecteur Y.

- Fixer l'ordre maximal p_{max} du PC, la quasi-norme de troncature q et le coefficient Q_{cible}^2 .

Niveau 2 :

- Initialiser l'algorithme : approcher initialement la réponse du modèle par CP d'ordre p=0, l'ensemble de troncature est $\mathcal{A}^0 = \{0\}$ avec 0 est l'élément nul de l'ensemble \mathbb{N}^M .

Niveau 3 : - Pour chaque ordre $p \in [1, p_{max}]$:

• Etape ascendante :

⁻ Enrichir progressivement la base du CP en introduisant terme par terme dans l'ensemble $\mathcal{A}_q^{M,p-1}$ dont la q-norme est inférieure ou égale à p. Estimer les coefficients CP par régression et calculer le coefficient de détermination R² correspondant.

- Retenir les termes qui conduisent à une augmentation significative du coefficient R^2 (dépassant une valeur seuil significative ε_1), éliminer le reste des termes et garder à ce stade l'ensemble final de troncature $\mathcal{A}_q^{M,p+}$.

• Etape descendante :

- Enlever à chaque itération tous termes de l'ensemble $\mathcal{A}_q^{M,p+}$ de degré inferieur ou égal à p, calculer les coefficients et le R² associés

- Retirer de $\mathcal{A}_q^{M,p+}$ les termes CP qui contribuent à une diminution non-significative de R² (inferieure à une valeur seuil ε_2).

- Garder l'ensemble de troncature $\mathcal{A}_a^{M,p}$.

Niveau 4 : - S'arrêter quand $Q^2 > Q_{cible}^2$: L'algorithme s'arrêtera dès que la condition d'arrêt (la précision-cible Q_{cible}^2) est atteinte.

L'algorithme proposé permet de détecter automatiquement les termes les plus importants dans la base du Chaos Polynomial. Pendant la phase d'enrichissement la base du CP, le nombre P de termes retenus peut être assez proche de la taille N du plan d'expériences X engendrant un risque de sur-apprentissage (qui peut être identifié par un mauvais conditionnement du problème de régression). Afin d'éviter ce problème, une stratégie séquentielle d'échantillonnage est adopté (voir le détail dans la section suivante) ceci va ajouter des évaluations au plan d'expérience existant (étape 1 du niveau 1) de telle sorte à satisfaire la règle heuristique N \geq 2.P (P étant le nombre des termes du chaos). Lorsqu'on change la valeur de N, l'ensemble de troncature \mathcal{A} est réinitialisé à {0} et la procédure

d'enrichissement de la base du CP est relancée.

Précisons que la structure creuse du CP peut être obtenue avec un nombre fixe d'évaluations (sans l'étape d'enrichissement) sauf que l'avantage d'une telle amélioration par rapport à un plan d'expériences fixe est qu'elle permet de bien contrôler le nombre de tests suffisants pour une meilleure approximation. Un schéma synthétique résume la procédure de la régression itérative dans la Figure IV-8.



Figure IV-8 : Procédure itérative pour construire un Chaos Polynomial creux.

Un exemple d'application avec la fonction d'Ishigami [Ishigami, 1990] est étudié et est présenté, avec les résultats associés, dans la partie annexe (cf.ANNEXE D).

Notons que cette procédure a été aussi adaptée à la l'ensemble de faible indice $\mathcal{A}^{M,p,j}$ comme décrit dans [Blatman, 2008]. Concrètement, dans l'étape ascendante, il s'agit retenir les termes dans l'ensemble $\mathcal{A}^{M,p,j}$ pour chaque rang d'interaction j. Un autre type de troncature anti-isotrope prenant en compte le calcul de la sensibilité de différentes variables peut également être introduit [Blatman, 2009].

V.2.1. Conception séquentielle des expériences

Le principe repose sur une adaptation de la conception expérimentale du plan d'expériences. Etant donné que les évaluations du modèle (pour nous les simulations FDTD) peuvent prendre beaucoup de temps, il est d'une importance majeure de développer une stratégie séquentielle, c'est à dire de créer un nouveau design en recyclant toutes les expériences déjà réalisés afin d'éviter de refaire un nouveau plan d'expérience de taille de plus grande. L'utilisation des suites à faible discrépance (i.e. suite de Sobol', suite de Haure, etc.) est une méthode efficace pour ajouter des nouvelles expériences au plan initial. Sinon, nous pouvons également utiliser l'échantillonnage Latin Hypercube Imbriqué (NLHS : Nested Latin Hypercube) qui est inspiré des travaux de [Wang, 2003]. Le NLHS vise à renforcer les modèles expérimentaux à partir d'une LHS initial par le recyclage de tous les échantillons précédents et en ajoutant des points tels que le nouvel ensemble a une structure pratiquement LHS.

Page | 122

Le principe de la technique NLHS est expliqué ici dans le cas de deux variables aléatoires indépendantes et uniformément distribuées dans un carré unité. Supposons que le LHS initial est de taille N = 3. Le plan est complété en ajoutant un nouveau point utile de sorte qu'il soit bien réparti dans l'Hypercube unité et fournisse une information là où il manque et que les propriétés de LHS restent conservées. La Figure IV-9 schématise le principe du LHS.



Figure IV-9 : Principe du NLHS.

V.3. Le LAR adaptatif pour la construction des approximations par PC creux

Récemment, des nouvelles méthodes de sélection de variables en statistique ont été envisagées pour produire des approximations de type creux. En particulier, l'utilisation du LAR [Efron, 2004] est très efficace en temps de calcul pour les problèmes de très grande dimension. De plus, il est bien adapté aux cas où le nombre P de termes PC dans le méta-modèle est de proche du nombre N d'évaluations du modèle. Il peut aussi être appliqué dans le cas où P>N. Cette propriété s'avère conforme à notre objectif de minimisation du nombre de tests du modèle. Une description synthétique plus détaillée de l'algorithme du LAR développé par [Efron, 2004] est présentée dans l'ANNEXE E.

La technique du LAR, réputée pour son efficacité dans la sélection de variables, peut donc être envisagée pour produire des approximations de type creux. Afin d'améliorer la parcimonie et les résultats en régression d'un méta-modèle, l'algorithme du LAR a été adapté par [Blatman, 2011] afin d'assurer un critère d'arrêt pour sélectionner la meilleure solution. Ce critère se base sur l'estimateur de précision par validation croisée modifiée Q^{2^*} . De plus, afin d'éviter le problème de sur-apprentissage, l'algorithme se base sur le critère de l'estimateur de précision Q^2 pour ajouter des nouvelles expériences dans le plan d'expérience initial. De manière heuristique, il s'agit d'enrichir le plan d'expériences lorsque l'estimateur de précision diminue deux fois de suite au cours des itérations.



Figure IV-10 : Procédure du LAR adaptatif pour construire un Chaos Polynomial creux [Blatman, 2011].

Les étapes mentionnées dans l'algorithme du LAR adaptatif proposé par [Blatman, 2011], se résume en 6 étapes essentielles:

-Etape 1 : Fixer un plan d'expérience initial contenant un faible nombre d'évaluation

Pour $p=1: p_{max}$

- Etape 2 : Etablir la technique du LAR.
- Etape 3 : Effectuer la méthode de validation croisée modifiée afin de sélectionner la meilleure solution (associé au meilleur estimateur d'erreur corrigé Q^{2*}).
- Etape 4 : Retenir le méta modèle qui contribue au faible estimateur d'erreur de prédiction.
- Etape 5 : S'arrêter dés que la précision cible $\widehat{Q}_{cible}^{2^*}$ est atteinte.
- Etape 6 : Calculer les coefficients optimaux par régression des moindres carrés.

A noter qu'une étape d'enrichissement de plan d'expérience est introduite dans l'algorithme pour éviter les phénomènes de sur-apprentissage (quand l'estimateur d'erreur décroit deux fois successivement au cours des itérations).

Le coefficient de prédiction Q²* modifié est défini par :

$$Q^{2*}=1-\varepsilon_{Loo}^{*} \tag{4.33}$$

(4.34)

$$\varepsilon_{Loo}^* \equiv \varepsilon_{Loo} \ge T (P, N).$$

Tel que : T (P, N) un facteur correctif avec P le nombre des termes CP et N le nombre des tests [Chapelle, 2002].

$$T(P,N) = \frac{N}{N-P} \left(1 + \frac{tr\left(\frac{1}{N}\Psi^{T}\Psi\right)}{N} \right)$$
(4.35)

Cet algorithme était testé et validé sur des fonctions analytiques et notamment des applications dans le domaine de la mécanique [Blatman, 2009][Blatman, 2011]. Il sera adopté pour résoudre notre problématique de la gestion d'incertitudes liée à la variabilité des configurations en dosimétrie numérique dans le chapitre suivant.

Conclusion

Ce chapitre a permis de montrer comment approximer des variables aléatoires ou des fonctions de variables aléatoires par des polynômes de Chaos. Nous avons également vu comment calculer efficacement les coefficients du CP efficacement au moyen de méthodes non-intrusives telles que la régression des moindres carrés. Cette dernière parait être une approche précise et applicable pour tout type de variable, permettant de minimiser, au sens des moindres carrés, l'écart entre des points expérimentaux et des valeurs approchées par des polynômes. Une fois les variables et champs aléatoires d'entrée discrétisées sur une base du Chaos Polynomial, plusieurs post-traitements sont possible (calcul des moments de la réponse, analyse de sensibilité).

Ce chapitre introduit aussi la problématique liée au coût de calcul qui s'accroit considérablement avec le nombre de variable d'entrée et qui conduit à une limitation sévère à l'utilisation d'une telle méthode dans un contexte industriel. Pour contourner les difficultés liées au coût de calcul pour les problèmes de grande dimension, nous avons introduit des stratégies algorithmiques pour trouver le jeu de coefficients le plus parcimonieux afin de réduire la taille du méta-modèle. Ces méthodes seront mises en œuvre dans le chapitre suivant sur deux applications traitées en dosimétrie numérique.

Chapitre V : Applications en dosimétrie numérique

Les deux chapitres (chapitre II et III) ont montré que la variabilité de la position du téléphone est une source d'incertitude qui affecte la prévision du comportement du DAS induit dans les tissus. La gestion de ce type d'incertitude représente un besoin crucial afin de caractériser l'exposition réelle et si besoin concevoir des systèmes d'exposition. Ce chapitre est consacré à l'application de la méthode non-intrusive de modélisation basée sur l'approximation par chaos polynomial à des exemples de problèmes rencontrés en dosimétrie numérique. Cette méthode est testée dans le cas de la prise en compte de l'incertitude du positionnement de la source d'émission sur le DAS induit dans le cas où les paramètres de positionnement sont variables (angle de rotation, distance,...). En particulier, nous étudions l'incertitude liée au positionnement d'un téléphone est placé à proximité de la tête et le deuxième est dans le cas où le téléphone est dans la poche. Nous proposons d'adopter les deux techniques d'approximation parcimonieuses que nous avons mises en place dans le chapitre précédent afin de remédier au problème de coût de calcul.

I. Cas d'application n°1 : Téléphone près de la tête

I.1. Description du problème

L'application abordée dans cette partie est identique à celle décrite dans le chapitre II (cf. Partie II.2) (Figure V-1). Il s'agit de caractériser l'impact de la variabilité des paramètres définissant la position d'un téléphone sur le DAS induit dans la tête. Ces paramètres peuvent être traités comme des variables aléatoires.

Il faut rappeler que le modèle de tête utilisé dans cette application est une tête d'adulte (Tête de Duke)[Christ 2010a]. Le téléphone portable employé est un modèle de coulissant fermé. Ce modèle possède une antenne patch localisée dans la partie supérieure du téléphone.



Figure V-1 : Description du problème.

Pour cette application, le positionnement du téléphone prés de la tête peut être décrit parfaitement et de façon déterministe par quatre variables : deux rotations (θ et ϕ) pour déterminer l'orientation du téléphone et deux translations (Δx et Δz) pour positionner le téléphone par rapport à un point de référence comme le décrit la Figure ci-dessus. Les valeurs minimales et maximales que peuvent prendre ces variables sont données dans le Tableau V-1. Les 4 paramètres sont des variables indépendantes et de loi uniforme. Ils sont réunis dans un vecteur aléatoire W défini par :

W = { θ , ϕ , Δx , Δz }^T, de taille *M*=4.

Tableau V-1 : Intervalle de variations des paramètres d'entrées

	θ	φ	Δx	Δz
Intervalle	[0° 30°]	[-15° 15]	[5 30 mm]	[-10 10 mm]

Nous nous intéressons dans cette application particulièrement à l'estimation du DAS généré par un téléphone portable dans la tête et dans le cerveau à la fréquence 900 MHz. Nous désignons désormais ces deux réponses d'intérêt par :

- DAS10g est le DAS induit dans 10g de tissus dans la tête.

- DAS1g est le DAS moyenné sur un 1g de tissus contigus du cerveau.

Notre objectif est de concevoir un modèle déterministe du DAS à partir des quatre différents paramètres supposés indépendants et influents sur cette réponse. Pour ce faire, nous supposons que la réponse d'intérêt, à savoir le DAS induit, peut être convenablement modélisée par une variable aléatoire Y. Par ailleurs, Y est approchée par un développement sur une base du Chaos Polynomial qui est une base de l'espace des variables aléatoires de variances finies. Ainsi, à l'aide d'une série polynomiale tronquée qui dépend des variables aléatoires d'entrée du modèle, nous définissons cette approximation telle que :

$$Y = DAS \equiv \sum_{\alpha=1}^{P-1} \hat{\beta}_{\alpha} \psi_{\alpha}(X)$$
(5.1)

Avec :

X=(X₁, ..., X_M), le vecteur de variables aléatoires indépendantes, suivant toutes une loi uniforme centrées normées ayant servis à développer chacune des quatre variables aléatoires d'entrée du système {θ, φ, ΔX, Δz}. Ce vecteur stochastique est construit par l'application d'une transformation iso-probabiliste du vecteur (W) des variables aléatoires (d'entrée) physiques afin de les ramener dans l'espace réduit des variables aléatoires uniformes et indépendantes.

Cette transformation s'écrit $W = F_X^{-1}(\Phi(X))$, où Φ est la fonction de répartition d'une variable aléatoire uniforme centrée réduite et X est la variable uniforme centrée réduite.

- ψ_{α} est la base des polynômes multidimensionnels du chaos.
- β_{α} les coefficients du CP estimés par régression des moindres carrés.
- $\alpha = (\alpha_1, ..., \alpha_M)$ le multi-indice de \mathbb{N}^M . α est composé des degrés $\alpha_i = 1, 2, ..., M$ avec

$$\|\alpha\|_1 \equiv \sum_{i=1}^M \alpha_i \tag{5.2}$$

Les variables d'entrée sont uniformes, les polynômes orthogonaux appropriés donc à ce choix sont les polynômes de Legendre. Ils sont orthogonaux sur l'intervalle [-1, 1].

Afin de construire, par modélisation adaptative, une approximation fiable des deux réponses DAS10g et DAS1g avec le moindre coût, nous appliquons les deux procédures de CP creux détaillées dans le chapitre précédent (Chapitre IV).

I.2. Procédure de la régression itérative

Nous testons en premier temps, l'algorithme correspondant à la procédure de la régression itérative pour étudier la variabilité liée à la position de téléphone sur le DAS généré dans la tête.

Afin d'appliquer la procédure itérative, certains paramètres doivent être fixés en avance, en particulier la taille de plan d'expériences initial et la valeur de la précision cible Q^2 pour le critère d'arrêt. Nous avons choisi :

- Un plan d'expérience initial de faible taille N, 25 simulations FDTD, construit au moyen de la technique LHS. Le choix de cette taille résulte d'un compromis entre le faible jeu de simulations à effectuer et le nombre de paramètres d'entrée. De plus, comme expliqué dans le chapitre précédent, il n'est pas possible de connaître au départ le nombre nécessaire d'évaluations pour construire un modèle précis. Afin de mieux contrôler le nombre de tests à fournir, le plan initial LHS de 25 points sera systématiquement enrichi à chaque fois que le problème de régression sera mal posé (A noter qu'un mauvais conditionnement du problème de régression est survenu quand N <P, avec P est le nombre des termes PC). Afin d'éviter ce problème, un enrichissement du plan d'expériences est effectué au moyen de la technique NLHS (Nested Latin Hypercube Sampling) de manière à satisfaire la règle heuristique c'est à dire N≥2.P.</p>
- Les valeurs seuil ε_1 et ε_2 pour l'ajout et la suppression de termes PC sont choisis égaux. $\varepsilon_{=} \varepsilon_{1=} \varepsilon_2$ tel que $\varepsilon_{=} \delta^* \varepsilon_{Loo}$ (δ est une constante dont la valeur varie de 10⁻³ à 10⁻². D'après plusieurs test [Blatman, 2009], δ =0.01 donnent de bons résultats)(cf *Chapitre IV).
- Différents valeurs pour le critère d'arrêt Q^2_{cible} égales à 0.9, 0.99 et 0.999.
- Une norme hyperbolique $q_{norm}=0.4$. La figure ci-dessous (Figure V-2, droite) présente l'évolution du cardinal de l'ensemble $(\mathcal{A}_q^{M,p})$ dans le cas de 4 variables aléatoires d'entrée (M=4) pour les différentes valeurs de q. Il est clair que la diminution de q produit une réduction significative du nombre de termes CP par rapport à la troncature usuelle (c'est-àdire q = 1) (Figure V-2, gauche). De plus, le choix de la $q_{norm}=0.4$ se justifie par le fait qu'il garantit une convergence rapide des résultats avec un meilleur taux d'erreur comme déjà démontré dans l'ANNEXE C.

Page | 128



Figure V-2 : Evolution du cardinal de l'ensemble en fonction du degré p dans le cas de 4 paramètres aléatoires d'entrée.

La parcimonie du modèle final est quantifiée au moyen des deux indices suivants (indexe of sparsity) :

$$IS_{1} = \frac{\operatorname{card}(\mathcal{A}_{q}^{M,p})}{\operatorname{card}(\mathcal{A}^{M,p})}$$
(5.3)

$$IS_2 = \frac{\operatorname{card}(\mathcal{A})}{\operatorname{card}(\mathcal{A}_q^{M,p})}$$
(5.4)

Où :

- IS₁= card($\mathcal{A}_q^{M,p}$) / card($\mathcal{A}^{M,p}$) correspond à la parcimonie due à la norme hyperbolique.

- IS₂= card(A) / card($A_q^{M,p}$) est la parcimonie due à la procédure de régression itérative.

Avec :

 $\mathcal{A}^{M,p}$ l'ensemble de troncature pour une base de polynômes pleine,

 $\mathcal{A}_{a}^{M,p}$ l'ensemble de troncature hyperbolique

et \mathcal{A} est le sous-ensemble non-vide et creux contenant les termes retenus au final par l'algorithme.

On note par ailleurs l'indice total de parcimonie par :

$$IS=IS_1 \times IS_2 \tag{5.5}$$

A noter que plus l'indice IS est inférieur à 1 plus le méta-modèle associé est creux.

I.2.1. Résultats et discussion

Nous présentons dans cette partie les résultats d'approximation du DAS obtenus avec la procédure de régression itérative.

Le Tableau V-2 présente l'évolution du nombre de simulations FDTD nécessaires et les valeurs des moments statistiques d'ordre 1 et 2 selon la valeur de la précision-cible Q_{cible}^2 atteinte. Il apparait dans le Tableau V-2 que le nombre initial de simulations reste toujours insuffisant pour construire un modèle de DAS fiable et précis. Le plan d'expérience formé de 25 simulations issu d'un échantillonnage LHS a été systématiquement enrichi au moyen de la technique NLHS à chaque fois qu'il y a un problème de sur-apprentissage (c.à.d N<2.P). Au fur et à mesure de l'ajout d'un nouveau point (une simulation FDTD), la qualité d'approximation obtenue avec la procédure itérative est améliorée jusqu'à atteindre le critère d'arrêt définie par la valeur de Q_{cible}^2 . D'après les résultats obtenus, nous remarquons que pour un dispositif de 30 simulations, la qualité d'approximation est la moins bonne avec un coefficient de prédiction Q² de 0.93 et une erreur empirique moyenne (Eq 5.8) estimée égal à 6.22x10⁻². La prédiction des valeurs de DAS10g reste toutefois la meilleure avec un dispositif à 122 simulations permettant d'atteindre un Q²_{cible} =0.999. Ceci conduit à une erreur relative Leave-one-out ε_{LOO} (tel que $\varepsilon_{LOO} = 1-Q_{cible}^2$) aux 122 points de prédiction égale à 7x10⁻⁴.

Tableau V-2 : Evolution du nombre de simulations N, les moments statistiques d'ordre 1 et 2 en fonction de la condition d'arrêt Q^2_{cible} pour un développement creux par CP de la réponse du modèle du DAS10g.

						Moments sta	atistiques
\hat{Q}_{cible}^2	р	Ν	Р	IS_1	IS_2	$\hat{\mu}_y(W/kg)$	$\hat{\sigma}_y(\mathrm{W/kg})$
0.9	p=2	30	7	9/15≈60 %	7/9≈77%	0.3437	0.1115
0.95	p=5	43	9	21/126≈16%	9/21≈42%	0.3405	0.1172
0.99	p=8	88	18	39/495≈7.8%	18/39≈46%	0.3340	0.1189
0.999	p=13	122	29	101/2380≈4.2%	29/101≈26%	0.3371	0.1201

Rappelons que la moyenne et la variance sont données par :

$$\mu_{Y,p} \equiv \beta_0 \tag{5.6}$$
$$-2 - \sum_{P=1}^{P-1} \rho^2 \tag{5.7}$$

$$\sigma_{Y,p}^2 \equiv \sum_{\alpha=1}^{2} \beta_{\alpha}^2$$
(5.7)

Les résultats mentionnés dans le Tableau V-2 démontrent que la procédure itérative permet de construire une approximation par chaos polynomial (CP) creux de la réponse du DAS avec un faible jeu de termes du Chaos Polynomial. La procédure de régression itérative conduit à une réduction notable du nombre de coefficients inconnus du CP, et donc de la taille P de la base du Chaos Polynomial. A titre d'illustration, on observe dans le Tableau V-2 que le CP creux associé au degré p=8 contient seulement P=18 termes (correspondant aussi à 18 coefficients les plus significatifs estimés par régression) pour une précision de 10⁻² en utilisant seulement 88 tests dont 63 sont ajoutés au fur et à mesure par la technique NLHS. Tandis que dans le cas d'un CP plein, il aurait fallu un nombre $P=card(\mathcal{A}_1^{4,8})=495$ termes effectifs avec le même ordre p (p=8). A noter que l'indice de parcimonie dans ce cas présent

Page | 130

donne IS=7.8x46 \approx 3.6 %. Le nombre des simulations FDTD requis avec la procédure itérative est réduit avec un facteur 12 par rapport au nombre nécessaire avec un CP plein d'ordre 8 (N=88 FDTD contre 2.card($\mathcal{A}_1^{4,8}$); avec 2x495 est le nombre minimal nécessaire pour que le problème de régression par moindre carrés soit bien posé). On trouve aussi que le modèle approché du DAS construit à partir de la procédure itérative avec un ordre p=13, pour seulement 122 simulations permet un gain en coût de calcul d'un facteur de 39 (122 simulations contre 2xcard($\mathcal{A}_1^{4,13}$)) par rapport à une approximation par CP plein d'ordre 13. Le méta-modèle creux fournit conduit à un coefficient de prédiction Q²=0.9992.

L'efficacité de la méthode de régression itérative proposée est vérifiée au moyen de la technique de validation croisée en termes de coefficient de prédiction Q^2 . Comme précisé précédemment, la condition d'arrêt dépend de la valeur correspondante à la précision-cible Q_{cible}^2 « consigne ». Nous testons différentes valeurs de Q_{cible}^2 afin d'étudier l'évolution de la qualité du modèle construit en fonction de l'estimateur de l'erreur Q^2 . Il apparait clairement à partir du Tableau V-2 que le nombre N des simulations FDTD (respectivement le dégrée de CP) augmente avec la valeur de la précision-cible Q_{cible}^2 .

Nous avons utilisé les 122 simulations FDTD (fournis pour la procédure itérative) pour concevoir un modèle approché du DAS en appliquant une approximation usuelle par CP plein. Les résultats associés à ce modèle sont mentionnés dans le tableau suivant :

	p=3	p=4
$\widehat{\mu}_y$	0.3385	0.3402
$\widehat{\sigma}_y$	0.1162	0.1203
Р	35	70
Ν	122	122
$1-\widehat{Q}^2$	1.9x10 ⁻²	2.5 x 10 ⁻²
ŝ	6.42 x 10 ⁻³	6.59 x 10 ⁻³

Tableau V-3 : Estimation de la moyenne et l'écart type de générés par les deuxapproximations usuelle par CP pour la réponse du DAS10g.

 $\hat{\varepsilon}$ est l'erreur empirique relative déterminée comme suit :

$$\hat{\varepsilon} \equiv \frac{\sum_{i=1}^{N} \left(\mathcal{M}(x^{(i)}) - \mathcal{M}_{\mathcal{A}}M, p, q(x^{(i)}) \right)^{2}}{\sum_{i=1}^{N} \left(\mathcal{M}(x^{(i)}) - \bar{y} \right)^{2}} ; N=122$$
(5.8)

$$\bar{y} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \mathcal{M}(x^{(i)})$$
(5.9)

Avec :

 $\mathcal{M}(x)$ correspond à la réponse du DAS obtenue à partir des resultats de la FDTD et $\mathcal{M}_{a^{M,p,q}}(x)$ est le modèle du DAS approché par CP.

Nous traçons sur la Figure V-3 l'évolution de l'erreur de prédiction Leave-one-out $(\varepsilon_{Loo}=1-Q^2)$ en fonction du nombre de simulations FDTD en cas d'un développement par CP plein (en appliquant la technique de la régression par moindre carrés avec les 122 simulations) et creux (en utilisant la procédure itérative). Il apparait clairement que la précision de l'approximation croit avec le nombre de simulations utilisées dans le cas d'un CP creux. Nous constatons également à partir de la Figure V-3 que l'écart entre le PC plein et le CP creux varie en fonction de la valeur-cible de Q_{cible}^2 . La Figure V-3 montre également que l'on peut avoir la même erreur de prédiction $(1-Q^2)$ avec une représentation par CP plein d'ordre p=4 avec 122 simulations qu'avec un CP creux nécessitant moins de simulations (à savoir 57 tests). Il est important d'indiquer qu'avec 122 simulations, la procédure itérative fournit seulement 29 coefficients (respectivement 29 polynômes) et garantit une meilleure erreur de prédiction $\varepsilon_{Loo}=1-0.9991=8.2x10^{-4}$) comparée à un modèle généré par un développement plein par CP d'ordre 4 contenant 35 coefficients avec le même nombre de simulations. En effet, l'approximation par CP plein avec un ordre p=4 pour la réponse du DAS10g contient 70 coefficients (P = $\binom{4+4}{4}$ = 70) et conduit à une erreur $\varepsilon_{Loo}=3.11x10^{-2}$.



Figure V-3 : Evolution de l'estimateur de l'erreur $(1-Q^2)$ dans le cas un développement par CP plein et creux pour le modèle du DAS10g.

Il faut également noter que l'erreur $(1-Q^2)$ obtenue avec un CP usuel d'ordre 4 est supérieure à celle fournie avec l'ordre 3 en raison du phénomène de sur-apprentissage qui apparait à cause du manque d'expériences (P=Card $(\mathcal{A}_1^{4,4})$ =70 termes et N=122<2xP). Dans le cas d'un développement usuel par CP d'ordre 3, le nombre P = $\begin{pmatrix} 4+3\\ 3 \end{pmatrix}$ vaut 35 termes CP, et dans ce cas il faudrait au moins 2 fois ce nombre de termes (c'est à dire 70 évaluations) pour appliquer la régression par moindre carrés ce qui est vérifié avec 82 évaluations. Pour cette raison et afin d'éviter le sur-apprentissage obtenu avec un ordre polynomial égal à 4, nous estimons modéliser le DAS10g dans le cas d'un développement par CP plein avec un ordre p =3 pour un ensemble de 122 tests. Les résultats associés aux modèles du DAS10g

Page | 132

approchés par CP plein d'ordre 3 et 4 sont comparés dans le Tableau V-3. Il en sort qu'avec les 122 simulations, un ordre 3 permet une meilleure qualité d'approximation notamment en termes de prédiction. En effet, dans ce cas l'erreur Leave-one-out est estimée égale à 1.9×10^{-2} tandis qu'avec un ordre p=4 cette erreur est de 2.5 $\times 10^{-2}$.

Une autre manière d'apprécier la qualité de l'approximation est la comparaison des courbes de la densité de probabilité (PDF) de Y approximé par un CP dans le cas des développements plein et creux comme illustré sur la Figure V-4. Les densités de probabilité sont calculées au moyen d'un échantillonnage Monte-Carlo généré à partir des modèles réduits obtenus par CP. L'échantillon comporte 10 000 points résultant d'un tirage d'une loi uniforme entre -1 et 1 pour les quatre paramètres stochastiques d'entrées. Ainsi, nous représentons en noir la densité estimée à l'aide du modèle obtenu par un CP plein (avec p=3 et N=122), en bleu et rouge celles issues respectivement d'un CP creux pour un Q²_{cible} égale à 0.9 et 0.999. Nous remarquons d'abord l'impact de l'incertitude sur les paramètres de positionnement du téléphone sur la large variabilité du DAS induit dans la tête (DAS10g) à la fréquence 900 MHz. Nous observons également que l'allure des courbes des densités de probabilités est plutôt bimodale. L'effet bimodal s'interprète par l'apparition de deux sous groupes des valeurs du DAS assez distincts. La distribution bimodale traduit par ailleurs deux comportements différents de l'évolution du DAS en fonction de la position du téléphone définie à partir des 4 paramètres d'entrée. En effet, pour des petites valeurs de l'angle de rotation et de déplacement du téléphone (éventuellement quand le téléphone est placé proche de la tête) le DAS10g est relativement plus important, alors que pour des positions où le téléphone est plus écarté de la tête, les valeurs de DAS10g sont plus faibles.



Figure V-4 : Courbes de la densité de probabilité (obtenues avec la méthode de Kernel [Wand, 1995]) du modèle du DAS10g obtenue avec la méthode Monte-Carlo (10 000 tirages)

Nous constatons également que l'approximation déduite d'un développement creux par CP avec un Q_{cible}^2 égal à 0.9 ne retranscrit pas parfaitement les mêmes densités par CP plein d'ordre 3 et par CP creux associé à un coefficient de prédiction de 0.999 et qu'elle apparait moins précise. En effet, ce méta-modèle (associé à un Q²=0.93) apparait peu prédictif et ne renseigne en rien sur sa précision globale. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'il est difficile d'évaluer une distribution identifiée à partir d'un échantillon de taille N = 30. Le manque d'évaluations semble être le responsable de cette imprécision pour les deux modes. L'utilisation de ce modèle ne permet pas donc une estimation de bonne qualité de la densité de probabilité de la réponse DAS10g. Néanmoins, avec un coefficient de prédiction Q² égal à 0.9992 qui reflète une qualité meilleur de modélisation, le caractère bimodal apparait clairement dans l'approximation, une nette amélioration de l'estimation de la densité de probabilité est observée. On observe également que la PDF associée à ce modèle (celui qui conduit à un Q²_{cible}=0.999) est très comparable à celle fournit à partir d'un CP plein d'ordre 3.

L'estimation sur les moments statistiques permet de s'assurer de la qualité de l'approximation en tendance centrale (avec la moyenne et l'écart-type) et de l'allure de la densité de probabilité. Les valeurs de la moyenne et de l'écart-type sont calculées pour les différentes approximations par Chaos Polynomial. Les moments statistiques d'ordre 1 et 2 identifiés à partir d'un CP creux (Tableau V.2) sont assez proches des moments calculés à partir des CP plein d'ordre 3 pour différents cas de Q_{cible}^2 . Ces résultats sont confirmés par les représentations graphiques des densités de probabilité (Figure V-4). On observe qu'avec un Q_{cible}^2 égal à 0.9 la procédure itérative fournit des estimateurs de la moyenne (respectivement de l'écart-type) avec des erreurs relatives inférieures à 3 % (respect. 10 %) par rapport aux résultats obtenus avec le CP plein d'ordre p=3 (cf. Tableau V-2 et Tableau V-3). Les meilleurs estimateurs de la moyenne et de l'écart-type sont donnés avec un Q_{cible}^2 égal à 0.998. Dans ce cas, l'erreur trouvée est de moins de 2 %.

Pour le modèle du DAS1g, différentes approximations creuses par CP générées par la procédure itérative sont fournies selon les différentes valeurs de Q_{cible}^2 qui varient de 0.9 à 0.999. Toutefois, les 122 simulations FDTD effectués n'ont pas permis d'atteindre avec la procédure itérative une précision-cible égal à 0.999. Comme démontré dans le cas du DAS10g (Figure V.3) la précision du modèle augmente avec le nombre de simulations effectuées, il faudra certainement dans ce cas plus de simulations pour vérifier cette consigne (c'est à dire Q_{cible}^2 =0.999). Par ailleurs, l'algorithme testé fournit un coefficient de prédiction maximal égal à 0.9927 au moyen d'une présentation creuse de CP d'ordre 7. Ce méta-modèle creux contient seulement P=28 termes CP par rapport à P = $\binom{4+7}{7}$ = 330 termes dans le cas d'un CP usuel de même ordre 7, d'où un IS= 10 % x 80 %≈8 % qui est estimé comme important (Tableau V-4). La procédure itérative proposée permet ainsi un gain en coût de calcul d'un facteur de 6.5 (N=101 simulations FDTD contre 2x330) par rapport au CP plein d'ordre 7 pour une erreur de prédiction Leave-one-out (1-Q²) égale à 7.3 x10⁻³.

Tableau V-4 : Evolution du nombre de simulations N, de la moyenne et de l'écart-type en fonction de la condition d'arrêt Q_{cible}^2 pour un développement creux par CP de la réponse du DAS1g.

\widehat{Q}^2_{cible}	Ordre p	Ν	Р	IS_1	IS_2	$\hat{\mu}_{y}(W/kg)$	$\hat{\sigma}_y(\mathrm{W/kg})$
0.9	p=5	56	14	16 %	66 %	0.3102	0.0813
0.99	7	101	28	10 %	80 %	0.2871	0.0736

Page | 134

Les valeurs correspondantes à l'erreur de prédiction $(1 - Q^2)$ et aux moments statistiques d'ordre 1 et 2 sont comparées pour le cas de deux approximations (CP plein et CP creux) sachant les résultats associés à un développement plein sont obtenu à partir des 122 simulations avec un ordre polynomial égal à 3. Le choix d'un tel ordre est du à la même raison détaillée dans le cas de la réponse du DAS10g (Un ordre 4 conduit à une erreur Leave-one-out plus élevée qu'un ordre 3 pour une modélisation avec 122 tests). Le développement par CP creux permet de construire efficacement une présentation par CP pour le modèle de DAS1g avec une erreur Leave-one-out beaucoup moins importante que celle fournit avec un CP plein d'ordre 3 ($(1 - Q^2)$ est estimée égale à 4 x 10⁻²) avec moins de termes PC (28 termes contre 35) et moins de simulations (101 contre 122)(cf. Tableau V-4 et Tableau V-5).

	Modèle du DAS1g
$\widehat{\mu}_{\gamma}$	0.2971
$\widehat{\sigma}_{y}$	0.0755
р	3
Р	35
Ν	122
$1-\widehat{Q}^2$	4 x 10 ⁻²
ŝ	3.73×10^{-3}

Tableau V-5 : Estimation de la moyenne et de l'écart-type générés par une approximation usuelle par CP pour la réponse du DAS1g.

I.3. Application de l'algorithme de LAR adaptative

Passons maintenant à l'algorithme basé sur le LAR adaptatif afin de construire un modèle approché du DAS (DAS10g et le DAS1g) avec un moindre coût de calcul. Pour cela, et comme pour la procédure de régression itérative, nous fixons les mêmes valeurs de la q-norme (q=0.4) et de la précision-cible Q_{cible}^2 (Q_{cible}^2 =0.9, 0.99, 0.999).

Les coefficients sont estimés à partir de la procédure LAR à partir d'un même plan d'expérience initial utilisé par la procédure itérative (25 simulations) et qui sera complété au moyen d'un échantillonnage NLHS à chaque fois que le problème de sur-apprentissage est posé.

Avant d'appliquer l'algorithme, il est d'importance de rappeler qu'un estimateur de l'erreur de type Leave-one-out modifié a été introduit par [Blatman, 2008] comme critère d'arrêt en faisant intervenir un facteur correctif T(N, P+1). Ce facteur est développé par [Chapelle, 2002] pour résoudre le problème de régression lorsque le nombre d'évaluations reste faible. Il sert à réduire la sensibilité de l'estimateur d'erreur au phénomène de surapprentissage lorsque le nombre P de polynômes retenus augmente et devient de même ordre que le nombre de tests.

De même que la procédure de régression itérative, le calcul de l'indice de parcimonie final est donné par:

(5.10)

$IS = IS_1 \ x \ IS_2$

Où $IS_1 \equiv card(\mathcal{A}_q^{M,p}) / card(\mathcal{A}^{M,p})$ correspondant à la parcimonie due à la troncature hyperbolique et $IS_1 \equiv card(\mathcal{A}) / card(\mathcal{A}_q^{M,p})$ est la parcimonie due à la procédure de LAR.

L'ensemble des paramètres, obtenus pour différentes valeurs du critère d'arrêt (Q_{cible}^2) , est donné dans le tableau suivant.

Tableau V-6 : Evolution du nombre de simulations N, de la moyenne et de l'écart type en fonction de la condition d'arrêt Q_{cible}^2 pour un développement creux par CP de la réponse du DAS10g généré par le LAR adaptatif.

\widehat{Q}_{cible}^2	Ordre p	Ν	Р	IS_1	IS_2	$\hat{\mu}_{y}(W/kg)$	$\hat{\sigma}_{\mathcal{Y}}(\mathrm{W/kg})$
0.9	p=8	27	5	7.8%	12.8 %	0.3401	0.1011
0.99	p=7	71	15	10.6%	42 %	0.3357	0.1145
0.999	p=11	103	27	5.5%	36 %	0.3377	0.1162

En examinant les résultats du Tableau V-6, on constate également que cet algorithme requiert moins de simulations FDTD (N) par rapport à une approximation classique par CP plein. Comme l'illustre le tableau, le CP creux généré avec le LAR adaptatif pour un ordre p=7, fournit seulement 15 coefficients non-nuls correspondant à 15 termes de CP par rapport à $P = \binom{4+7}{7} = 330$ dans le cas d'une représentation par CP plein ce qui conduit à un indice de parcimonie IS proche de 4.4 %. Avec l'ordre 7, le nombre de simulations FDTD est réduit d'un facteur 9.

Le profil des coefficients calculés au moyen du LAR est présenté dans la Figure V-5 (gauche) avec l'ensemble des 15 coefficients optimaux retenus au moyen de la validation croisée. En effet, la figure présente l'évolution des valeurs de tous les coefficients estimés à chaque itération du LAR. A rappeler que la technique du LAR (Etape 2 dans l'algorithme) est utilisée pour sélectionner les polynômes en les hiérarchisant par ordre d'importance décroissante selon leurs corrélations avec le résidu R (cf. ANNEXE F pour la définition du résidu). A partir de cette étape, la technique de validation croisée modifiée est établie afin de retenir le jeu de polynômes associé au meilleur coefficient de prédiction modifié. La Figure V-5 (droite) illustre les différentes valeurs de l'estimateur d'erreur modifié (ε_{Loo}^{*}) évalués pour chaque ensemble de polynômes (respectivement les coefficients non nuls) sélectionnés. La ligne verticale discontinue indique par ailleurs les coefficients sélectionnés et associés au meilleur estimateur d'erreur Leave-one-out modifié (Figure V-5, droite). Dans cet exemple, le modèle approché permet d'atteindre une précision-cible Q^{2*} de 0.99, il produit en effet une erreur de prédiction $\varepsilon_{Loo} = 1-Q^2 = 6.3.10^{-3}$. A noter que la dernière étape de l'algorithme consiste à calculer les coefficients liés au sous-bas des polynômes conservés par régression des moindres carrés.



Figure V-5: Estimation des coefficients de régression (ligne rouge discontinue correspond à la solution optimale par la validation croisée modifiée) sélectionnés avec par le LAR pour une précision cible Q2 de 0.99.

Ainsi, un nombre total de 103 simulations a été suffisant pour atteindre un Q^{2*} de 0.999 dans cette application pour un bon ajustement du DAS10g. Ce modèle de 103 tests fournit un CP très creux d'ordre 11 avec un nombre de termes du CP (P=27) d'environ 50 fois moins par rapport un CP (P= $\binom{4+11}{11}$ =1365) quand on utilise la norme q=1, d'où un indice de parcimonie IS proche de 2 %. Dans ce cas la réduction de coût de calcul avec le LAR adaptatif est estimée avec un facteur de gain de 26.5.

Il est important de signaler que le LAR adaptatif permet une meilleure réduction de la taille de la base finale des CP avec moins de simulations FDTD que la procédure de régression itérative pour atteindre la même précision-cible. On remarque aussi que l'ordre p n'augmente pas forcement avec la valeur de Q^2 comme c'était le cas avec la procédure itérative.

A titre comparatif, nous présentons les graphes de la densité de probabilité calculée avec un tirage Monte-Carlo de 10 000 échantillons à partir des modèles obtenus avec des représentations pleine et creuse par CP pour la réponse du DAS10g (Figure V-6). La fournie avec représentation pleine est 122 simulations et un ordre p=3. Cependant, les représentations creuses correspondent aux approximations produites par les algorithmes de la régression itérative et du LAR adaptatif et qui permettent d'avoir une précision-cible de 0.999. Nous constatons que les deux algorithmes fournissent une meilleure estimation de la densité de probabilité de la réponse DAS10g pour une Q_{cible}^2 égale à 0.999. Les deux PDF associées aux CP creux est très similaires à celle obtenue à partir un CP plein d'ordre 3.



Figure V-6: Courbes de la densité de probabilité du modèle du DAS10g obtenue avec 10 000 tirages Monte-Carlo à partir des représentations par CP plein et CP creux (pour $un Q_{cible}^2 = 0.999$).

En complément de ces résultats et afin d'évaluer au mieux la qualité du modèle, nous ajoutons le taux de convergence de l'erreur empirique relative « $\hat{\varepsilon}$ » (Eq V.3) pour l'approximation pleine de CP (pour un ordre p=3) et celle creuse obtenue avec la procédure de régression itérative et le LAR adaptatif. Nous présentons sur le graphe (Figure V-7) la convergence des approximations du DAS10g en termes d'erreur empirique. Il est évident que l'approximation par Chaos Polynomial creux fournit des meilleurs résultats et estime mieux que la représentation usuelle. En effet, le CP creux converge plus rapidement, il se révèle plus efficace avec une précision accrue.



Figure V-7: Convergence de l'erreur empirique de la représentation par CP plein et creux pour la réponse DAS10g.

La comparaison de l'évolution des courbes des erreurs empiriques relatives- \mathcal{L}^2 associées aux résultats donnés par les deux algorithmes pour une approximation par CP creux, permet de conclure que le LAR adaptatif apparait plus efficace que la régression itérative dans cette application. Ceci est vérifié au regard de l'erreur obtenue et du nombre effectif des termes CP retenus (respectivement moins de coefficients sélectionnés) ainsi que le nombre de simulations nécessaires. L'algorithme de LAR adaptatif permet d'atteindre une erreur 10 fois plus faible (10⁻³) que celle obtenue avec un PC plein d'ordre 3 (10⁻²) (Figure V-7).

Passons maintenant, toujours à titre comparatif, à l'étude de l'effet des incertitudes sur le positionnement du téléphone observé à partir des résultats de 10 000 tests généré par Monte-Carlo. Ainsi, pour les deux densités de probabilité de la réponse du DAS10g induit dans la tête, les figures des PDF obtenues à partir de la modélisation adaptative au moven de différentes approximations par CP permettant une précision-cible de 0.999 (Figure V-6) et des simulations FDTD (Figure V-8) montrent que le maximum du DAS moyenné sur 10g de tissu dans la tête n'atteint jamais la valeur de 2 W/Kg. Cette valeur limite est fixée par les normes internationales dans le cas d'un téléphone utilisé prés de la tête. De plus, en se basant toujours sur les densités de probabilité, il est important de remarquer que toutes les valeurs du DAS10g sont inférieures à 1 W/kg qui présente la valeur du DAS10g induit dans la tête du SAM quand le téléphone est en position standard « Cheek » (cf. Chapitre II, Partie 4.2). Ce qui confirme ainsi le caractère conservatif du modèle de SAM. On remarque également que pour 93 % des positions parmi les 10 000 choisies avec Monte-Carlo, les valeurs du DAS10g sont en dessous de la valeur du DAS induit en position « Cheek » dans la tête de Duke qui vaut 0.511 W/kg (cf. Chapitre II, Partie 2) et que 95 % des configurations étudiées présentent des valeurs du DAS10g inférieurs à 0.541 W/kg (±0.2%) (Figure V-8, Tableau V-7).



Figure V-8: Courbe de la densité de probabilité des valeurs du DAS10g obtenue à partir des 122 simulations FDTD.

A partir de la comparaison des densités de probabilité, nous nous intéressons particulièrement à la comparaison de la moyenne, de l'écart-type et du quantile à 95 % obtenus à partir des résultats des simulations FDTD et de la méthode Monte-Carlo. En effet, on remarque que toutes les approximations par CP creux (pour une Q_{cible}^2 de 0.999) donnent des estimateurs de la moyenne, de l'écart type et de quantile à 95 % avec des erreurs relatives inferieure de 1.7 % par rapport aux résultats du DAS obtenus avec les 122 simulations FDTD (Tableau V-6). Par ailleurs, le modèle construit à partir d'un développement par CP creux peut être qualifié de précis et de bonne qualité.

	Simulations EDTD	Simulations Mo	onte-Carlo
	Simulations FDTD	régression itérative	LAR adaptatif
Moyenne (W/kg)	0.3419	0.3359	0.3364
Ecart-type (W/kg)	0.1134	0.1143	0.1140
Quantile à 95% (W/kg)	0 5411	0 5388	0 5397

Tableau V-6 : Comparaison des valeurs de la moyenne, de l'écart-type et du quantile à 95 % des distributions du DAS10g obtenues à partir des simulations FDTD et Monte-Carlo.

En ce qui concerne la réponse du DAS1g, nous vérifions que l'algorithme de LAR adaptatif fournit aussi une représentation par CP ne comportant qu'un faible nombre P de termes estimés au moyen d'un nombre, N, réduit de tests. Les résultats pour le modèle de DAS1g sont présentés dans le Tableau V-8. On y trouve qu'avec 79 simulations FDTD et un ordre p égal à 9, le nombre des termes retenus est égal à 25 (respectivement 25 coefficients non-nuls) au lieu de 715 termes effectifs ($P = \binom{4+9}{9} = 715$) dans le cas d'une représentation usuelle. Ceci conduit à un indice de parcimonie IS proche de 3.5 % et une réduction d'un facteur 18 en nombre simulations FDTD conduisant à une erreur Leave-ont-out ε_{Loo} de

7.3x10-4. Constatons par là que le LAR adaptatif permet d'atteindre la précision-cible Q_{cible}^2 de 0.999 avec ce modèle en enrichissement le plan d'expérience initial avec 54 nouvelles simulations ce qui n'était pas le cas avec la procédure de la régression itérative (Tableau V.4). On peut tirer par là un avantage particulier du l'algorithme du LAR adaptatif. En effet, le LAR adaptatif permet de faire moins de simulations du fait de son adaptation aux cas où le nombre de termes est de même ordre ou supérieur au nombre de tests, ce qui n'est pas autorisé avec la régression itérative où il faut vérifier la règle heuristique (N>2.P).

Tableau V-8 : Evolution des nombre de simulation N, la moyenne et l'écart type en fonction de la condition d'arrêt Q^2_{cible} pour un développement creux par CP de la réponse du DAS1g.

\widehat{Q}_{cible}^2	Ordre p	Ν	Р	IS_1	IS_2	$\hat{\mu}_{\mathcal{Y}}(W/kg)$	$\hat{\sigma}_y(\mathrm{W/kg})$
0.9	p=6	31	11	14 %	35 %	0.3004	0.0791
0.99	p=4	67	15	24 %	88 %	0.2972	0.0722
0.999	p=9	79	25	7.6%	45%	0.2931	0.0749

Pour une meilleure caractérisation de la distribution statistique de la réponse approchée du DAS1g, nous avons effectué la même étude Monte-Carlo que la réponse du DAS10g pour estimer la distribution de l'approximation par CP creux fournis avec le LAR adaptatif vue que ce dernier permet d'atteindre une meilleur précision-cible que la procédure itérative. Nous avons utilisé des échantillons de taille N=10 000 variables aléatoires de loi uniforme entre [-1,1]. Les densités de probabilité obtenues avec les 122 simulations FDTD et avec les 10 000 simulations Monte-Carlo sont présentées dans la Figure V-9. Les valeurs de moments statistiques d'ordre 1 et 2 ainsi que le quantile à 95 % sont donnés dans le Tableau V-9 comparés aux valeurs obtenues avec les 122 calculs déterministes (FDTD).



Figure V-9 : Densité de probabilité du DAS1g avec 100 simulations FDTD (gauche) et 10 000 tirages Monte-Carlo (droite).

On observe avec ces résultats que la modélisation avec la technique de LAR adaptatif est suffisante pour bien caractériser le comportement de la réponse du DAS1g. La distribution

globale décrit bien le comportement du DAS1g calculé avec 122 simulations FDTD. Plus particulièrement en termes de moments statistiques du modèle approché du DAS1g, la moyenne et l'écart-type sont estimés avec une erreur de moins de 1.3 % par rapport à ceux obtenus avec un calcul FDTD. Avec cette analyse, on constate également que environ 50 % des échantillons Monte-Carlo présentent un DAS1g inférieur à 0.29 W/kg qui est la valeur du DAS induit dans le cerveau pour un téléphone en position « Cheek ». En outre, on observe que pour 95 % des tests, on obtient un DAS1g inférieur à environ 0.43 W/kg.

Tableau V-7 : Comparaison des valeurs de la moyenne, écart-type et le quantile à 95% des distributions du DAS10g obtenues à partir des FDTD et de la méthode Monte-Carlo.

	Simulations FDTD	Simulations Monte-Carlo	
Moyenne (W/kg)	0.300	0.300	
Ecart-type (W/kg)	0.076	0.075	
Quantile à 95 % (W/kg)	0.453	0.432	

I.4. Analyse de sensibilité

L'analyse de sensibilité s'avère être un volet important dans les études probabilistes et un outil précieux dans l'exploitation de l'évaluation de l'exposition. En effet, en étudiant comment la réponse du modèle (le DAS) réagit aux variations de ses variables d'entrée (l'angle d'inclinaison du mobile, déplacement de mobile, etc.), l'analyse de sensibilité permet entre autre de répondre à un certain nombre de questions :

- le modèle approché est-il bien fidèle au phénomène modélisé? L'étude de sensibilité permet-elle de remettre en cause la qualité du modèle sur l'impact réel des paramètres d'entrée?
- Quelles sont les paramètres qui contribuent le plus à la variabilité de la réponse du modèle du DAS et, inversement, ceux qui sont les moins influents ? La connaissance des paramètres les plus influents sur le modèle permet dans la suite de mieux gérer la variabilité du DAS.
- Quelles sont les variables ou combinaison de variables interagissant entre elles ? L'analyse de sensibilité permet de bien comprendre les relations entre les variables d'entrée.

A cet égard, l'étude de l'analyse de sensibilité dans cet exemple d'application est une étape importante dans cette étude permettant de hiérarchiser les paramètres d'entrée selon leur impact sur le DAS induit.

Les modèles du DAS (DAS10g et DAS1g) construits précédemment avec les deux algorithmes proposés permettent également de quantifier la contribution de chaque paramètre d'entrée à la variabilité du DAS. Comme introduit dans le chapitre IV, la méthode des indices de Sobol est particulièrement adaptée pour calculer cette sensibilité [Sudret, 2008].

Les Tableau V-8 et Tableau V-9 résument les statistiques des analyses de sensibilité obtenues à partir des approximations par CP plein et creux du DAS10g et DAS1g. Les deux tableaux présentent les indices de sensibilité d'ordre 1 (S_i), ordre2 (S_{i,j}), ordre 3 (S_{i,j,k}) et l'ordre 4 (S_{i,j,k,l}) ainsi que les indices de sensibilité totaux (S^T) (cf, Chapitre IV, partie IV.2)

pour les différentes approximations. En se basant sur l'ensemble des résultats mentionnés dans ces tableaux, il apparait très clairement que le développement de la réponse du DAS sur un CP creux permet d'estimer efficacement les indices de sensibilité au moyen d'un nombre réduit de tests FDTD (i.e les simulations). L'analyse de sensibilité pour le modèle approché du DAS (DAS10g et DAS1g) montre que la procédure itérative et le LAR adaptatif fournissent des indices de sensibilité avec une erreur inférieure à 8 % par rapport aux indices estimés à partir d'une représentation par CP plein d'ordre 3. A titre d'exemple, on trouve que les indices de sensibilité calculés pour la réponse du DAS10g construite avec l'algorithme du LAR adaptatif présentent une erreur inférieure à 5 % par rapport aux indices obtenus avec la représentation usuelle par CP pour une précision-cible Q_{cible}^2 de 0.999. Pour la réponse de DAS1g, cette erreur est estimée inférieure à 7 % avec la méthode de LAR quand Q_{cible}^2 est de 0.99.

		PC creux					
Indices de	PC plein	Régressi	ion itérative	LAR ad	aptatif		
sensibilité		$Q_{cible}^2 = 0.99$	$Q_{cible}^2 = 0.999$	$Q_{cible}^2 = 0.99$	$Q_{cible}^2 = 0.999$		
<i>S</i> ₁	0.8181	0.8260	0.8109	0.8150	0.8201		
S_2	0.0021	0.0024	0.0019	0.0018	0.0022		
S_3	0.0622	0.0524	0.0631	0.0609	0.0570		
S_4	0.0094	0.009	0.0093	0.0091	0.0096		
1							
S_{12}	0.0460	0.0421	0.0511	0.0500	0.0511		
S_{13}^{12}	0.0277	0.0312	0.0030	0.028	0.025		
S_{14}^{10}	0.0117	0.0114	0.0110	0.0107	0.0111		
S ₂₃	0.0033	0.0037	0.0031	0.0031	0.0028		
S_{24}	0.0058	0.0063	0.0055	0.0059	0.0056		
S ₃₄	0.0100	0.0114	0.0101	0.0109	0.0097		
S_{123}	$0.54 e^{-3}$	0.47 e-3	0.52 e-3	0.49e-3	0.50 e-3		
S_{124}	$0.56 e^{-3}$	0.62 e-3	0.59 e-3	0.057 e-3	0.55 e-3		
S ₁₃₄	$0.34 e^{-3}$	0.37 e-3	0.31 e-3	0.33 e-3	0.28 e-3		
S ₂₃₄	0.0027	0.003	0.0028	0.0028	0.0027		
S ₁₂₃₄	0	0	0	0	0		
\sim^{T}	0.0701	0.0050	0.0(01	0.0500	0.0(47		
S_1^T	0.8/81	0.8852	0.8601	0.8588	0.864/		
S_2^T	0.0170	0.0211	0.0176	0.01725	0.0200		
S_3^T	0.1104	0.1270	0.1263	0.1097	0.1101		
S_4^T	0.0455	0.0391	0.0471	0.0462	0.0453		
N	122	88	122	71	103		
р	3	8	13	7	11		
İS	100 %	3.5 %	1 %	4.45 %	1.9 %		

Tableau V-8 : Estimation des indices de sensibilité générés par le développement parCP plein et CP creux pour la réponse du DAS10g.

Le calcul des indices de Sobol (Tableau V-8, Tableau V-9) (cf. ANNEXE F) montre que S₁ est la sensibilité la plus importante pour les modèles du DAS10g et DAS1g. Ainsi, la variable X₁ (associée à la variable d'entrée θ), contribue à une hauteur d'environ 81 % et 59 % respectivement à la variabilité du DAS10g et du DAS1g. De plus, la 2^{ème} variable X₂ (associée à la variable d'entrée φ : rotation autour de l'oreille dans le plan parallèle à la tête) n'a quasiment aucune influence sur la variabilité du DAS10g (environ 0.2%) et qui n'influe que couplée avec la 1^{ère} variable X₁ avec un indice de sensibilité quasi-négligeable (environ 4.6 %). Il en est de même pour la variable X₃ (déplacement dans l'axe bouche-oreille) ainsi que les variables X₁ et X₃ couplées (X₁₃) influent de manière également limitée (indices respectifs d'environ 6 % et 3.2 %). La variable X₄ (correspondant à Δx : translation suivant l'axe perpendiculaire à l'axe bouche-oreille) qui n'influe que couplée avec la 1^{ère} variable X₁ avec un indice de sensibilité quasi-négligeable (environ 1.1%). Les autres indices de sensibilité d'ordre 3 et 4 sont quasi-nuls. Pour le modèle du DAS1g, on trouve également qu'après la variable X₁, le modèle n'est sensible qu'aux variations de X₄ (environ 17 %), de X₂ (environ 9 %), de X₃ (environ 6 %) et de la variable X₁ couplée avec X₄ (environ 4 %).

	PC plein	PC creux		
Indices de		Régression itérative	LAR adaptatif	
sensibilité		$Q_{cible}^2 = 0.99$	$Q_{cible}^2 = 0.99$	$Q_{cible}^2 = 0.999$
		-01010	-01010	-CIDIC
S1	0.5973	0.5906	0.5887	0.5861
S_2	0.0945	0.0883	0.0899	0.0903
S_2	0.0565	0.0611	0.0602	0.0597
S_4	0.1782	0.1711	0.1779	0.1801
1				
S_{12}	0.0092	0.0084	0.0079	0.0088
$S_{13}^{}$	0.0063	0.0069	0.00-0	0.0067
S_{14}	0.0374	0.0441	0.0389	0.0377
S ₂₃	0.0087	0.0077	0.0084	0.0084
S_{24}	0.0066	0.0059	0.0067	0.0064
S ₃₄	0.0032	0.0034	0.0030	0.0036
S_1^T	0.6551	0.6113	0.6089	0.6100
$S_2^{\overline{T}}$	0.1210	0.1017	0.0.116	0.1122
$S_3^{\overline{T}}$	0.0756	0.0698	0.0.0702	0.0776
S_4^T	0.2274	0.2310	0.0.2092	0.2061
N	122	101	67	79
Ordre p	3	7	4	9
IS	100 %	8.2 %	21 %	3.4%

Tableau V-9 : Estimation des indices de sensibilité générés par le développement parCP plein et CP creux pour la réponse du DAS1g.

Ces résultats confirment une approche purement physique : si on considère le côté de la tête en contact avec le téléphone comme un plan (P), la variable X₁ (associée au paramètre θ : rotation autour de l'axe bas-haut de l'oreille) est la seule pour laquelle le portable ne se trouve plus parallèle à (P). C'est ce changement de symétrie qui majoritairement provoque les variations du DAS (Figure V-10). La rotation autour de l'axe orthogonal à l'oreille représentée par la variable X₂ (associé à φ) et le déplacement X₄ (associé à Δz) ont plus d'impact sur le DAS1g (DAS induit dans le cerveau) que sur le DAS10g dans la tête car certaines valeurs de ces paramètres correspondent à des distances très proches entre la source RF et la zone du cerveau.


Figure V-10 : Paramètres du positionnement de téléphone



Figure V-11 : Indices de sensibilité estimés à partir d'une représentation par CP creux pour les modèles du DAS10g et DAS1g générés par le LAR adaptatif.

Cette analyse de sensibilité permet de classer les paramètres selon leurs influences sur l'évolution du DAS généré par un téléphone portable comme l'indique la Figure V-11. La variabilité du DAS induit dans la tête et dans le cerveau est donc principalement due à la rotation « tilté » du téléphone. Cette conclusion est difficilement généralisable à d'autres modèles de téléphone. En effet, le Chapitre II montre que le comportement du DAS est fortement affecté par la localisation de l'antenne. Néanmoins, on peut prévoir que la rotation « tilté » restera un paramètre naturellement influant sur la variabilité du DAS étant donné son influence sur la distance antenne-tête. Dans les études à venir avec différents modèles de téléphone.

II. Cas d'application n°2 : Téléphone porté près du corps

II.1. Description du problème

Dans cette deuxième application, nous traitons le problème du DAS généré par un téléphone portable porté prés du corps (zone de la poche) dans une configuration d'utilisation de « Kit main libre ». La position du téléphone dans la poche est aléatoire et est caractérisée par 4 paramètres (Z, θ , Δd , ϕ) comme le montre la Figure V-12. Z décrit la position verticale du téléphone dans la poche. Δd est l'écart entre la jambe et le téléphone. Θ et ϕ définissent respectivement la position angulaire et la rotation du téléphone Une description plus détaillée de ces paramètres est présentée dans le chapitre III (Partie III.3).



Figure V-12 : Description du problème 2.

Le vecteur des variables d'entrée est défini par : $P=\{Z, \theta, \Delta d, \phi\}^T$ (M=4).

Nous supposons que les quatre variables aléatoires sont indépendantes et suivent des lois uniformes. Les variables aléatoires d'entrée sont rassemblées dans le Tableau V-10. Les intervalles de variation de chaque paramètres sont choisies de façon à exploiter au mieux toute la partie de la cuisse intégrant la zone de l'appareil génital et à assurer que toutes les positions et les rotations de téléphone soient réalisées comme expliqué dans le Chapitre III.

Tableau V-10 : Intervalle de variations des paramètres d'entrées

	Ζ	θ	φ	Δd
Intervalle	3±122	[-90° 60°]	[0 360°]	[1 10 mm]

Comme pour la première application, l'objectif de cette étude est de construire un modèle approché du DAS généré par un téléphone mais placé près du corps. Ce modèle est construit dans le but d'évaluer la variabilité du DAS liée à une incertitude sur le positionnement du téléphone. Les deux grandeurs d'intérêts sont le DAS moyenné sur 10g de tissus (désigné par le DAS10g) et le DAS moyenné sur 1g de tissus contigus des organes reproducteurs (désigné par le DAS1g) induit par un téléphone portable de style PDA [Pinto, 2011] chez un modèle d'enfant issu de la famille virtuelle [Christ, 2010a] à la fréquence 900 MHz.

Comme expliqué dans le chapitre III, le choix d'un modèle tronqué d'enfant est lié à l'objectif de réduction le temps de calcul ainsi que l'espace mémoire occupée par les simulations FDTD.

II.2. Modélisation adaptative des réponses du DAS10g et DAS1g

Comme pour la première application, on souhaite construire, par modélisation adaptative, une approximation fiable des deux réponses DAS10g et DAS1g en fonction des quatre paramètres d'entrée. La réponse du modèle peut finalement s'exprimer comme une fonction de variables stochastiques indépendantes au moyen d'une transformation isoprobabiliste des paramètres d'entrée. Les réponses DAS10g et DAS1g sont approchées à l'aide d'un développement par CP tronqué à P termes (Eq 5.11) sur une base de polynômes de Legendre définies sur [-1 1] dans \mathbb{R} .

$$DAS \equiv \sum_{\alpha=1}^{P-1} \hat{\beta}_{\alpha} \psi_{\alpha}(X)$$
(5.11)

Où : X est le vecteur des variables aléatoires stochastiques indépendants, ψ_{α} sont les polynômes multidimensionnels de chaos et les $\hat{\beta}_{\alpha}$ sont les coefficients déterministes inconnus qui caractérisent la réponse du DAS.

Le plan d'expériences initial que nous considérons est un Hypercube Latin amélioré (iLHS). On a choisi ce type d'échantillonnage car il fournit de meilleurs avantages que les hypercubes latins usuels en termes de critères de distance. Dans le cas où M>3, l'échantillonnage iLHS permet de bien remplir l'espace [Franco, 2008]. Cette qualité est d'importance cruciale pour une bonne répartition des positions et un meilleur couvrement de l'espace avec un minimum de réalisations. L'échantillonnage fixé contient 27 points issus d'un tirage selon des lois uniformes sur chaque paramètre d'entrée (cf. Chapitre V, Partie : Latin Hypercuble).

Afin de construire un modèle approché du DAS (DAS10g et DAS1g) à moindre coût, nous adoptons les deux algorithmes de modélisation adaptative utilisés dans l'application précédente.

En raison du temps de calcul (4 heures pour une simulation FDTD avec un modèle d'enfant tronqué maillé à 1mm) et de l'espace de mémoire occupé par des simulations FDTD traitant toutes les configurations possibles pour un téléphone placé dans la poche. Un budget maximal de 100 simulations a été alloué à la réalisation de différentes approximations pour cette étude sachant qu'il faut

Il est ici important de souligner que les deux procédures de conception adaptative par CP creux n'ont pas permis d'atteindre une précision-cible Q_{cible}^2 =0.999 avec les 100 simulations FDTD. Cependant, les valeurs maximales de coefficient de prédiction Q² obtenues pour modèle du DAS10g sont de 0.9966 et 0.9979 avec respectivement la procédure de régression itérative et le LAR adaptatif (Tableau V-11). De même, pour le modèle du DAS1g, les coefficients maximaux Q² atteints sont 0.9941 et 0.9935 avec les deux algorithmes. Toutefois, ces valeurs de coefficient Q² sont considérées pertinentes pour donner une approximation précise en termes de prédiction.

Pour la modélisation de la réponse du DAS10g, les approximations par CP creux obtenues à partir de la procédure itérative et le LAR adaptatif requièrent moins de simulations numériques par rapport à une approximation classique par CP plein construite à partir de N=100 simulations. Par ailleurs, on trouve que 51 et 56 simulations FDTD, ajoutées au fur et à mesure des itérations depuis un plan d'expériences initial fixe de 27 simulations, ont été nécessaire respectivement pour la procédure de régression itérative et l'algorithme de LAR adaptatif pour atteindre un précision-cible Q_{cible}^2 de 0.99. En outre, l'approximation par CP creux contient un faible nombre de termes CP retenus avec les deux algorithmes tandis qu'une représentation usuelle d'ordre p=3 contient 35 termes effectifs pour 100 simulations. On observe également dans ce cas (c.à.d quand $Q_{cible}^2 = 0.99$) que la procédure de la régression itérative requière un nombre de simulations ainsi qu'un nombre de termes légèrement plus petit que la procédure du LAR adaptatif.

Il est intéressant de noter que la procédure de régression itérative fournit seulement P=26 termes PC avec un ordre p=11 à partir d'un total de 78 simulations, tandis qu'un développement usuel par CP plein de même ordre p (p=11) contient card($\mathcal{A}_1^{4,11}$)=1365 termes.

Dans ce cas, la représentation obtenue par CP creux conduit entre autre à un facteur de diminution de 35 ((2x card $(\mathcal{A}_1^{4,11}))/78\approx35$) en coût de calcul avec un indice de parcimonie IS proche de 1.8 %. De même pour le modèle du DAS10g construit avec l'algorithme du LAR adaptatif, on trouve que le LAR adaptatif fournit 28 termes (respectivement 28 des coefficients non nuls) pour un ordre p=7 par rapport à P=card $(\mathcal{A}_1^{4,7})=330$ termes dans le cas d'un CP plein d'ordre 7. D'où un gain en coût de calcul d'un facteur 8 (2x card $(\mathcal{A}_1^{4,7})/83\approx 8$) et un indice de parcimonie IS qui vaut 8 %.

Les résultats mentionnés dans le Tableau V-11 démontrent également que les représentations par CP creux de la réponse du DAS10g assurent une meilleure précision qui s'améliore avec la valeur du coefficient de prédiction Q^2 . En effet, les deux algorithmes conduisent à de meilleurs résultats en termes d'ajustement avec l'erreur empirique « ε » et aussi en termes de prédiction avec l'erreur Leave-ont-out ε_{Loo} donnée par $\varepsilon_{Loo} = (1 - Q^2)$ pour une précision-cible de 0.99. En particulier l'algorithme de la procédure itérative se révèle plus précis dans ce cas (Tableau V-13).

Nous nous sommes servis des 100 tests FDTD déjà utilisés pour la conception par CP creux pour approcher les réponses du DAS10g et du DAS1g au moyen d'un développement classique par CP. Pour ce faire, nous avons fixé un ordre p égal à 3 qui fournit des résultats satisfaisants en cas d'un CP plein. Il faut savoir que les 100 tests ne sont pas suffisants pour obtenir des bons résultats avec un ordre p=4 (ce qui est normal étant donné qu'il faut au moins 2.card($\mathcal{A}_1^{4,4}$) = 140 expériences pour éviter le problème de sur-apprentissage dans le cas de la régression par moindre carrés). Les deux premiers moments statistiques du DAS10g et du DAS1g obtenus par la méthode d'approximation usuelle à l'ordre 3 sont donnés dans le Tableau V-11. Dans ce cas, la moyenne du DAS10g est de 0.8004 W/kg, l'écart-type de 0.1779 W/kg. Pour la réponse du DAS1g, les valeurs de la moyenne et de l'écart type sont respectivement 0.0447 W/kg et 0.0375 W/kg.

Tableau V-11 : Estimation de la moyenne et l'écart-type générés par les deux approximations (usuelle et creuse) par CP pour la réponse du DAS10g.

	CP creux				
CP plein	Régression itérative	LAR adaptatif			

		$Q_{cible}^2 = 0.9$	$Q_{cible}^2 = 0.99$	$Q_{cible}^2 = 0.9$	$Q_{cible}^2 = 0.99$
$\hat{\mu}_{y}$ (W/kg)	0.8004	0.7591	0.7339	0.7407	0.7330
$\widehat{\sigma}_{y}(\mathrm{W/kg})$	0.1779	0.1803	0.1911	0.1814	0.1891
Err_rel <i>E</i>	0.3418	0.0306	0.0151	0.0268	0.0183
$1 - \hat{Q}^2$	0.044	0.012	0.0062	0.0158	0.0077
р	3	5	11	7	7
Р	35	14	26	13	28
Ν	100	56	78	58	83
IS ₁ (%)	100	16	5.5	10	10
IS ₂ (%)	100	66	34	37	80

Afin d'avoir un aperçu réel de l'influence de l'incertitude du positionnement du téléphone sur la variation de la réponse du DAS10g, nous étudions l'évolution de la densité de probabilité du DAS10g. Les figures ci-dessus montrent les histogrammes de simulation de variables aléatoires indépendantes à l'aide de 10^4 tirages uniformes sur l'intervalle [-1, 1] par la méthode Monte-Carlo à partir du modèle réduit généré par CP creux (avec la procédure itérative pour un Q²=0.995) (Figure V-13 à droite), ainsi que le graphe de la densité obtenue avec les 100 simulations FDTD (Figure V-13 à gauche). Les caractéristiques principales des deux histogrammes (moyenne, écart-type et quantile à 95 %) sont données dans le Tableau V-12.



Figure V-13 : Densité de probabilité du DAS10g avec 100 simulations FDTD (gauche) et 10 000 tirages Monte-Carlo (droite).

En examinant la V- des PDF du DAS10g (Figure V-13) ainsi que le Tableau V-12, on remarque que les valeurs du DAS10g n'excèdent jamais le 2 W/kg, la valeur fixée par les normes de vérification de la radiotéléphonie. Les résultats montrent également que 95 % présentent un DAS en dessous de 1.04 W/kg. De plus, on observe une grande ressemblance

entre la distribution obtenue avec les simulations FDTD et celle obtenue avec 10 000 tirages Monte-Carlo.

Tableau V-12 : Comparaison des valeurs de la moyenne, l'écart-type et le quantile à 95 % des distributions du DAS10g obtenues à partir des FDTD et de la méthode Monte-Carlo.

	Simulations	Simulations Mo	onte-Carlo
	FDTD	Procédure itérative	LAR adaptatif
Moyenne (W/kg)	0.7443	0.7232	0.7247
Ecart-type (W/kg)	0.1897	0.1901	0.1909
Quantile à 95 % (W/kg)	1.0443	1.0452	1.0449

Nous avons mené la même étude pour la modélisation de la réponse DAS1g. Comme précédemment, l'approximation du DAS1g s'effectue par un développement sur un Chaos Polynomial usuel et creux pour un maximum de réalisations FDTD égal à 100. Le Tableau V-13 résume les résultats obtenus avec les différentes approximations.

Tableau V-13 : Estimation de la moyenne et l'écart type de générés par les deux approximations (usuelle et creuse) par CP pour la réponse du DAS1g.

		PC creux				
	PC plein	Régression itérative		LAR a	ndaptatif	
		$Q_{cible}^2 = 0.9$	$Q_{cible}^2 = 0.99$	$Q_{cible}^2 = 0.9$	$Q_{cible}^2 = 0.99$	
$\hat{\mu}_{\mathcal{Y}}$ (W/kg)	0.0447	0.0409	0.0437	0.0411	0.0425	
$\hat{\sigma}_y(\mathrm{W/kg})$	0.0375	0.0311	0.0362	0.0324	0.0374	
Err_rel E	0.1108	0.0788	0.0240	0.0505	0.0201	
$1 - \hat{Q}^2$	0.044	2.7x10 ⁻²	7.5x10 ⁻³	3.1x10 ⁻²	6.8x10 ⁻³	
Ordre p	3	6	9	9	8	
Р	35	17	25	13	25	
N	100	43	88	38	82	
IS (%)	100	8	3.5	1.8	5	

L'efficacité de la représentation par CP creux à produire un modèle approché du DAS1g contenant un faible nombre de coefficients au moyen d'un nombre réduit de simulations est aussi vérifiée avec cet exemple. En effet, nous observons que les deux algorithmes fournissent des méta-modèles creux avec le même nombre de termes PC à partir d'à peu près le même nombre de simulations. Les indices de parcimonie IS donnés par ces méta-modèles sont 3.5 % et 5 % quand la précision-cible est de 0.99. Dans ce cas, le nombre de simulations est réduit avec un gain de facteur 57 quand la procédure de régression itérative est appliquée en utilisant un ordre 9, ce gain est d'un facteur 40 dans le cas du LAR adaptatif pour un ordre 8 (Tableau V-13).

De plus, l'ajout itératif des simulations pour enrichir le plan d'expériences initial (contenant seulement 27 simulations) a permis d'améliorer la qualité de l'approximation pour arriver à une approximation finale de bonne qualité. L'erreur relative « ε » reste bien plus faible que celle obtenue avec le CP plein d'ordre 3. Nous constatons également que l'erreur de prédiction Leave-one-out $(1 - \hat{Q}^2)$ est minimale avec le modèle approché du DAS1g au moyen d'un CP creux comparé au modèle obtenu avec une approximation par CP usuel d'ordre 3 (Tableau V-13).

Pour examiner plus précisément les aspects quantitatif et qualitatif de la variabilité du modèle du DAS1g due aux incertitudes de positionnement, nous déterminons les valeurs correspondant à la moyenne, l'écart-type et le quantile à 95 % déduites des distributions du DAS1g. Ces distributions sont issues d'une simulation de type Monte-Carlo à partir des modèles obtenue par CP creux avec la propagation d'une séquence aléatoire et indépendante de 10⁴ échantillons uniformément répartis entre [-1, 1]. Le Tableau V-14 donne les résultats issus de ces simulations Monte-Carlo avec celle de la FDTD.

Tableau V-14 : Comparaison des valeurs de la moyenne, de l'écart-type et du quantile à 95% des distributions du DAS1g obtenues à partir des simulations FDTD et Monte-Carlo.

	Simulations	Simulations Monte-Carlo		
	FDTD	Régression itérative	LAR adaptatif	
Moyenne (W/kg)	0.043	0.041	0.042	
Ecart-type (W/kg)	0.037	0.026	0.030	
Quantile 95 % (W/kg)	0.169	0.173	0.175	

Comme on peut le constater sur les résultats du tableau ci-dessus, 95 % des configurations présentent un DAS induit dans les organes reproducteurs inférieurs à 0.17 W/kg et la valeur de l'écart-type est proche de la moyenne avec un écart d'environ 13 %. Cet écart reflète une forte dispersion des valeurs du DAS1g contrairement à la réponse du DAS10g et qui exprime entre autre une dissymétrie de la distribution du DAS1g. De là, on peut déduire que la réponse du DAS1g est difficile à modéliser efficacement avec seulement 100 simulations ce qui explique par ailleurs les valeurs un peu élevées des erreurs empiriques « ε » et des erreurs Leave-one-out « ε_{Loo} » par rapport aux autres modèles approchés du DAS dans ce chapitre.

II.3. Analyse de sensibilité

L'étude de sensibilité est aussi d'importance cruciale dans cette application, permettant au final de déterminer les paramètres d'entrée responsables à la variation du DAS induit par un téléphone quand se dernier est placé près du corps. Cette analyse va permettre de déduire en particulier le paramètre qui a plus d'impact sur le DAS induit dans les organes reproducteurs. Les résultats de sensibilité obtenus pour les différentes approximations de la réponse du DAS (DAS10g et DAS1g) sont regroupés dans le Tableau V-15 et la Figure V-14. (cf. Voir ANNEXE F pour le reste du calcul de la sensibilité)

	Ν	Iodèle du DAS1	l 0 g	Modèle du DAS1g			
Indices de	CD D1.	CP creux (Q	$^{2}_{\text{cible}} = 0.99)$	CD D1-	CP creux (Q_c^2	=0.99)	
sensibilité	CP Plein	Régression itérative	LAR adaptatif	CP Plein	Régression itérative	LAR adaptatif	
<i>S</i> ₁	0.00385	0.00362	0.00374	0.0912	0.0882	0.0905	
S_2	0.0023	0.0019	0.0022	0.1719	0.1642	0.1661	
S_3	0.0450	0.0421	0.0440	0.0083	0.0090	0.0088	
S_4	0.8901	0.8968	0.8897	0.6118	0.6229	0.6207	
<i>S</i> ₁₂	0.17 e -4	0.23 e-4	0.21 e-4	0.76 e-3	0.81 e-3	0.83 e-3	
<i>S</i> ₁₃	0.68 e-4	0.72 e-4	0.69 e-4	0.28 e-3	0.31 e-3	0.34 e-3	
S_{14}^{-1}	0.0227	0.0200	0.0219	0.0096	0.0091	0.0094	
S ₂₃	0.4 e-5	0.37 e-5	0.41 e-5	0.21 e-3	0.17 e-3	0.19 e-3	
S ₂₄	0.0295	0.0300	0.0320	0.0268	0.0220	0.0239	
S ₃₄	0.0051	0.0047	0.0048	0.33 e-3	0.30 e-3	0.28e-3	
N	100	78	83	100	88	82	
P	35	26	28	35	25	25	
IS	100%	1.8 %	8 %	100 %	3.7 %	5 %	

Tableau V-15 : Estimation des indices de sensibilité (indices d'ordre 1, ordre 2) générés par les différentes approximations par CP pour la réponse du DAS (DAS10g et DAS1g).

D'après ces résultats, on remarque d'abord que les sensibilités obtenues pour le DAS10g et le DAS1g ne sont pas identiques. On trouve que la sensibilité S₁ associée au paramètre X₄ (qui présente l'écart entre le téléphone et la jambe) est la plus significative respectivement avec environ 89% et 61 % pour le DAS10g et le DAS1g et que les autres sensibilités sont généralement d'ordre différent pour les deux réponses. A titre d'exemple, on trouve que S₃ (S₃ correspondant à la variable X₃ qui décrit la rotation du téléphone) est la seconde sensibilité pour la variation du DAS10g. Elle présente environ 4.5% de la variance totale du DAS moyenné sur 10g. Alors que pour le cas de la réponse du DAS1g induit dans les organes reproducteurs, S₂ (liée à la variable X2 : la rotation angulaire du téléphone) est classée la deuxième après S₄. Elle est estimée à environ 17 % de la variance totale. Ceci s'explique par le fait que le DAS généré dans les organes reproducteurs dépend fortement de la distance entre ces organes exposés et le téléphone. En effet, plus le téléphone est placé dans la zone interne de la cuisse (plus proche de l'appareil génital) plus le DAS est important. C'est aussi pour la même raison qu'on trouve que la sensibilité S1 (associé au la position verticale du téléphone sur la jambe) est plus significative sur la variation du DAS1g (S4≈9%) tandis qu'elle est quasiment nul sur la variation du DAS10g (S₄ \approx 0.3%). Les autres sensibilités sont toutes inférieures à 0.1 % à l'exception S_{24} qui est respectivement d'environ 3 % et 2 % pour le DAS10g et le DAS1g et S₁₄ qui a plus d'importance que la variation du DAS10g, elle vaut approximativement 2 %.



Figure V-14: Indices de sensibilité totaux pour les réponses approchés du DAS10g (gauche) et du DAS1g (Droite) à partir de l'approximation par CP creux obtenu par le LAR adaptatif.

Enfin pour résumer, on peut déduire que la distance entre le téléphone et les tissus exposé reste toujours le paramètre qui influe le plus sur les niveaux d'exposition. Ce résultat est toujours vrai quel que soit le modèle du téléphone et la fréquence utilisés. Comme déjà était démontré dans le chapitre III (Partie V.2) et confirmé aussi par l'analyse de sensibilité menée dans ce chapitre, la position du téléphone notamment par rapport aux organes reproducteurs est aussi un paramètre primordial qui a un impact significatif sur le DAS généré dans ces organes. En effet, plus le téléphone est localisé étroitement à ces organes, plus leur exposition est considérée importante.

III. Conclusion

Les deux exemples d'application présentés dans ce chapitre ont permis de montrer que la méthode spectrale par chaos polynomial est applicable et efficace pour une gestion des incertitudes dans le cadre des problèmes en dosimétrie numérique. En particulier, cette méthode était bien adaptée pour la modélisation de la réponse du DAS induit par un téléphone portable dont le positionnement est affecté par des incertitudes sur quatre paramètres d'entrée pris indépendants l'un de l'autre et suivant une loi uniforme. Afin d'aboutir à une représentation par CP fiable et peu coûteuse en termes de simulations numériques, nous avons mis en place un modèle approché du DAS par l'intermédiaire de deux techniques d'approximation par CP creux. Les résultats obtenus et discutés dans ce chapitre ont démontré également que les techniques proposées permettent d'estimer efficacement les coefficients par régression à partir d'un faible nombre d'évaluations du modèle. Deux exemples d'application traités dans ce chapitre ont montré que le développement par CP creux de la réponse du DAS peut être efficacement appliqué pour la quantification de l'incertitude du positionnement de téléphone. Ce développement conduisant à une réduction notable en nombre de simulations en assurant une meilleure erreur d'ajustement et aussi de prédiction par rapport celle qui serait requise avec un développement plein par CP. Dans un premier temps, dans le cas d'un téléphone utilisé en mode « communication » près de l'oreille, un gain d'un facteur 39 et 26 en coût de calcul est obtenu respectivement avec la procédure de régression itérative et de LAR adaptatif par rapport à un développement usuelle par CP avec une bonne qualité de précision (ordre de 10⁻⁴). De plus, les résultats de simulations Monte-Carlo construites à partir du modèles approchés du DAS10g ont permis de montrer que le DAS ne dépasse jamais le 2 W/kg et qu'à la fréquence 900 MHz, le modèle de SAM reste toujours conservatif. Parmi ces résultats, il était démontré que pour plus que 90 % des tests issu de 10 000 tirage Monte-Carlo, le DAS10g est en dessous du DAS obtenu en position standard « Cheek ». Ainsi, grâce à ces deux algorithmes de conception adaptative par CP, les méta-modèles creux restent aussi fiables pour l'analyse de sensibilité au moindre coût. Cette analyse a démontré que les quatre variables d'entrée ne réagissent pas avec les mêmes proportions sur le DAS induit dans la tête et dans le cerveau. De plus, Ces résultats de sensibilité confirme que l'angle « tilt » de téléphone a le plus d'impact sur la variabilité du DAS généré par un téléphone à la fréquence de 900 MHz.

Dans un second temps, les deux techniques d'approximation parcimonieuse ont permis également une modélisation efficace de la réponses du DAS induit par un téléphone porté prés du corps avec nombre réduit de simulations comparés à une approximation classique par CP plein. Dans cette deuxième application, le gain en coût de calcul peut atteindre un facteur 57 tout en assurant une meilleure précision. L'analyse d'incertitude du positionnement du téléphone a montré la forte dispersion des valeurs du DAS induit dans les organes reproducteurs par rapport au DAS10g. Les résultats obtenus grâce à l'étude de sensibilité ont permis de montrer que la distance entre le téléphone et la jambe a le plus d'influence sur le DAS1g (le DAS induit dans les organes reproducteur). Cependant, l'impact de la variation de la position angulaire et la position verticale du téléphone est plus importante sur le DAS1g que sur le DAS10g. Ces deux paramètres d'entrée entrainent une variation d'environ 27 % et 10 % sur le DAS1g.

Enfin, les différentes applications étudiées dans ce chapitre ont permis d'évaluer la méthode d'approximation par Chaos Polynomial creux dans le cas où des variables uniformes sont utilisés en entrée. Il serait intéressant à titre d'exemple d'étudier l'influence de l'incertitude de positionnement du téléphone avec des variables d'entrée suivant une loi gaussienne.

Chapitre VI : Conclusion et Perspectives

Les études rapportées dans ce manuscrit répondent à deux grands axes de recherche principaux rencontrés dans le domaine de l'exposition des personnes aux ondes RF. Le premier aborde la question de la caractérisation de cette exposition et plus particulièrement l'analyse de l'exposition générée par des téléphones portables. Le second met en œuvre la gestion et la modélisation des incertitudes liées à la variabilité des configurations en dosimétrie numérique. Après avoir abordé ces questions dans les précédents chapitres, nous allons synthétiser les principales contributions de cette thèse et dégager les perspectives pour le futur.

I. Caractérisation de l'exposition réelle générée par un téléphone portable

L'évolution des technologies liées à la téléphonie mobile s'accompagne de nouveaux usages. Les approches actuelles utilisées pour certifier la conformité des équipements vis à vis des limites sanitaires sont inadaptées pour évaluer l'exposition réelle des personnes. En effet les normes actuelles ont tendance à privilégier une surestimation et ne permettent pas une évaluation de l'exposition reflétant une utilisation réaliste des moyens de communication. Il y a aujourd'hui un intérêt plus important à caractériser quantitativement les niveaux d'exposition réelle, locale et globale, provenant des nouvelles technologies et des nouveaux usages. Cette nouvelle orientation de la dosimétrie permet d'alimenter les études épidémiologiques et d'informer au mieux le public.

Le premier objet de recherche dans ce contexte était l'évaluation de l'exposition générée par des téléphones portables, liée aux nouveaux usages (téléphone placé au niveau de l'oreille, utilisé avec kit main libre, dans la poche, devant le visage,...) pour différentes technologies (GSM, UMTS,...). L'analyse quantitative de l'exposition repose sur des simulations numériques basées sur la méthode FDTD. Cette méthode est reconnue pour son efficacité dans les problématiques en bio-électromagnétisme. A l'aide de cette méthode, l'objectif a été de caractériser de façon précise l'exposition des différents tissus en termes de DAS. Dans cette analyse, l'accent a été mis sur l'évaluation de l'exposition réelle du cerveau et des organes reproducteurs associée à différentes configurations d'utilisation du téléphone. Les travaux menés ont apporté certaines réponses aux problématiques soulevées dans les projets Kidpocket et Mobikids. Afin d'évaluer au mieux l'exposition cérébrale, nos travaux ont mis en évidence l'importance de différents éléments clés liés à l'usage (mode voix / mode data), à la latéralité d'utilisation et la technologie utilisée (e.g. fréquence). La prise en compte des conditions d'utilisation a été le point central pour une meilleure évaluation de l'exposition. L'ensemble des résultats traités dans cette partie confirme la forte sensibilité du DAS induit dans le cerveau à différents paramètres. En particulier, nous avons observé un facteur de l'ordre de 50 entre les valeurs de DAS induit dans le cerveau par un téléphone portable utilisé en mode « Voix » par rapport au mode « Data ». Il a été démontré aussi que la répartition du DAS dans les régions cérébrales est différente pour les deux modes d'usages. A partir d'une étude de latéralité de l'exposition, il a été démontré une légère variation du DAS, estimé de moins de 5 % à 900 MHz, entre une utilisation du téléphone du côté gauche et du côté droit de la tête. L'analyse de la latéralité a montré également que cette variation est due à l'asymétrie de la tête et de l'antenne et qu'elle peut atteindre les 20 % à 1800 MHz. Les résultats concluent également que l'exposition ipsilatérale aux rayonnements des téléphones cellulaires est plus significative que l'exposition controlatérale en raison de l'atténuation du champ RF à travers les tissus. Cette atténuation est plus importante à 1800 MHz du fait d'une absorption plus superficielle qu'à 900 MHz. De plus, nous avons mis en exergue l'influence de la position du téléphone sur la distribution du DAS. Notamment, nous avons voulu tester d'autres positions que celles employées dans les normes et les règlements internationaux. La remarque fondamentale issue de l'évaluation du DAS associée à ces différentes positions est que, pour 5-10 % des cas étudiées, le DAS induit dans le cerveau dépasse de 20 % le DAS estimé pour les positions standards « Cheek » et « Tilt » et que le modèle SAM reste conservatif pour plus de 95 % des positions, notamment à la fréquence 1800 MHz. La seconde remarque, plus attendue pour les études épidémiologiques, établit que plus de la moitié des maxima de DAS sont localisés à une distance de 1.5 cm du barycentre de l'ensemble des maximas. Ces résultats valident l'utilisation d'un maillage de 1 cm pour les études épidémiologiques. Compte tenu de la diversité des modèles de téléphones existant sur le marché, l'étude de l'exposition cérébrale a été réalisée avec différents modèles représentant des classes de téléphones portables commerciaux. Les résultats discutés dans ce manuscrit prouvent que la localisation de l'antenne influe non seulement sur la variation des valeurs du DAS induit mais aussi sur la distribution spatiale du DAS dans le cerveau. Dans ce travail, l'influence de la morphologie de la tête a été également étudiée. Sur la base des résultats de simulations, nous avons mis en évidence une augmentation d'environ 30 % du DAS induit dans le cerveau d'une tête d'enfant par rapport à une tête d'adulte, ce qui confirme les études antérieures. Un des axes de recherche à envisager est d'étendre notre protocole d'expérience pour d'autres modèles de têtes. En complément, avec l'utilisation croissante de nouveaux services liés à la 4G (400/2600 MHz), il serait intéressant d'évaluer l'exposition pour d'autres bandes de fréquence.

En ce qui concerne l'exposition des organes reproducteurs chez les enfants, les travaux menés dans ce manuscrit devaient répondre à de multiples problématiques. Dans un premier lieu, il fallait vérifier la conformité des terminaux pour des positions près du corps. Ensuite, nous devions caractériser l'exposition réelle de ces organes et étudier l'influence de la variabilité des positions du téléphone sur le DAS dans le cadre du projet Kidpocket. Ce travail repose sur l'étude du DAS pour différentes positions du téléphone fonctionnant à 900/1940 MHz pour deux modèles d'adolescent de sexes différents. L'ensemble des résultats qui prennent en compte toutes ses variabilités apparait utiles et aussi intéressants d'une part pour l'étude de conformité et des standards en dosimétrie et d'autre part pour alimenter les études nationales et internationales en épidémiologie.

Les travaux menés dans cette étude ont permis de mettre en exergue l'effet de la position du téléphone, notamment la distance entre le téléphone et les organes reproducteurs, sur l'évolution du DAS induit dans ces organes. De plus, ces travaux ont mis en évidence la variation de la répartition de la puissance absorbée ainsi que la localisation du maximum du DAS dans ces organes en fonction de la bande de fréquence.

Notre méthode employée pour évaluer le DAS dans les organes reproducteurs est destiné à servir de base pour d'autres études sur les nouveaux usages (i.e. Le cas d'un ordinateur portable placé sur les genoux).

II. Gestion d'incertitude associée à la variabilité en dosimétrie numérique

La première partie des travaux de thèse a démontré que l'évaluation de l'exposition est confrontée à une grande variabilité associée à différents facteurs influant sur le DAS. Pour une optimisation de la quantification du DAS, il était primordial de prendre en compte l'impact de cette variabilité sur l'incertitude du DAS. En « propageant » les incertitudes dans les codes de calcul nous avons caractérisé ces incertitudes en dosimétrie numérique et leurs liens avec la variabilité des morphologies, des sources et de leurs positions. En dépit de la robustesse de la méthode FDTD et des progrès informatiques des calculateurs à hautes performances, le temps de calcul des codes de simulations sophistiqués reste important et ne permettait pas des approches telles que la méthode Monté-Carlo. Dans le cadre de ces travaux, des modèles simplifiés ont été développés et ont permis d'évaluer les incertitudes associées à la variabilité de l'exposition.

Afin d'aboutir à une gestion maitrisée des incertitudes, nous avons eu recourt à une approche spectrale stochastique de type Chaos Polynomial. Souvent utilisée dans des problèmes de mécanique, cette approche permet de prédire de manière efficace le comportement des réponses du DAS. Cette méthode permet de représenter de manière explicite la réponse d'un système dont les paramètres d'entrée sont des variables aléatoires. Le développement par Chaos Polynomial permet également d'opérer d'autres analyses à posteriori telle que l'estimation de la densité de probabilité et l'analyse de la sensibilité. Les coefficients du développement de la réponse sont calculés au moyen d'une technique nonintrusive de régression des moindres carrées à partir d'un nombre d'évaluations choisi à partir d'un plan d'expérience. Cependant, cette approche reste encore coûteuse pour les problèmes stochastiques faisant intervenir un grand nombre de variables aléatoires d'entrée, ce qui est généralement le cas en dosimétrie. Dans ce contexte d'étude, l'objectif principal dans cette deuxième partie de thèse était de résoudre ce problème de coût de calcul. Nous avons, par conséquent, adopté la notion du méta-modèle de type Chaos Polynomial creux et adaptatif qui contient les termes les plus significatifs dans la base du Chaos Polynomial. Le CP creux fournit un jeu de coefficients plus parcimonieux calculés à partir d'un nombre réduit de simulations FDTD. A cette fin, deux algorithmes ont été mis en place. Le premier est basé sur une procédure itérative qui s'appuie sur une stratégie de troncature hyperbolique pour construire une représentation creuse par CP. Le deuxième algorithme est basé sur la technique du LAR visant à chercher automatiquement et itérativement un paquet de termes CP qui intervient, de façon essentielle, dans l'explication de la réponse du modèle. Les deux algorithmes procèdent par ajustement itératif, partant d'un plan d'expériences initial et enrichi au fur et à mesure afin de maitriser le nombre de simulations. Ces deux méthodes ont été testées pour deux applications en dosimétrie numérique traitant les problèmes de l'incertitude du positionnement de la source d'émission sur le DAS induit (via deux quantités d'intérêt : le DAS_{10g} et le DAS_{1g}). Nous avons utilisé nos scénarios d'étude de l'exposition, à savoir quand le téléphone est placé à proximité de la tête et quand il est porté prés du corps. Dans ces deux applications, les paramètres aléatoires de positionnement du téléphone étaient définis par 4 variables (angles de rotation, distance,...) indépendantes et suivant une loi uniforme.

Les exemples d'applications traités dans ce manuscrit ont démontré que ces algorithmes conduisent efficacement à une réduction notable du coût de calcul, à savoir un gain d'un facteur supérieur à 20 par rapport à une représentation usuelle par Chaos Polynomial tout en assurant une réponse plus précise du DAS (erreur d'approximation de l'ordre de 10^{-4}). Les résultats, associés aux modèles approchés du DAS_{10g} et DAS_{1g} dans les deux applications, ont validé l'efficacité de l'approche de CP creux à produire des métamodèles parcimonieux minimisant le nombre de calculs FDTD. Les résultats ont également montré que cette approche est fiable pour la propagation d'incertitudes et l'analyse de

sensibilité dans le domaine du bio électromagnétisme. Les modèles approchés du DAS_{10g} et DAS_{1g} induit respectivement dans la tête et le cerveau par un téléphone utilisé en mode communication ont mis en exergue l'influence de la position du téléphone sur la variabilité du DAS induit. Dans cette première application, les résultats associés aux modèles approchés du DAS_{10g} ont confirmé le caractère conservatif du modèle de SAM. Les résultats ont montré également que respectivement 93 % et 50 % des tests présentent un DAS_{10g} et DAS_{1g} inférieurs aux valeurs de DAS obtenues en position standard « Cheek ». L'étude de sensibilité globale a été aussi un objectif fondamental dans cette application afin de classer les paramètres d'entrée en fonction de leur impact sur la variation du DAS. Les résultats de sensibilité montrent que l'angle tilté du téléphone est le paramètre influant le plus sur le DAS induit dans le cerveau. L'incertitude sur le positionnement du téléphone a été aussi traitée dans une deuxième application où le téléphone est placé prés du corps pour un mode d'usage en kit main libre. Une conception fiable et précise des modèles approchés du DAS a été menée en utilisant une base creuse de polynômes du Chaos au moyen des deux algorithmes avec un nombre raisonnable de simulations. Ainsi, ces modèles approchés ont montré la forte influence des paramètres de positionnement sur la réponse du DAS notamment sur le DAS induit dans les organes reproducteurs. Une analyse de sensibilité est aussi présentée dans cette deuxième application. Cette analyse a permis de montrer que la distance entre le téléphone et le corps est la variable la plus influente sur les variations du DAS.

Les résultats ont confirmé l'efficacité d'appliquer une approche statistique telle que le développement par Chaos Polynomial en dosimétrie numérique. Ainsi, ces travaux constituent une base solide pour continuer l'exploitation de cette approche pour d'autres problèmes en bio-électromagnétisme, de plus grande dimension par exemple. Aujourd'hui avec la multiplicité et la diversité des sources de variabilité (morphologie, usages, fréquences, postures, etc), le nombre de variables d'entrée reste une contrainte forte pour la gestion d'incertitudes en dosimétrie et il conviendrait de renforcer les études relatives à la parcimonie en introduisant, par exemple, des méthodes de plans d'expériences itératifs, plus optimaux, pilotés par la recherche de précision dans certaines zones de la distribution (exemple : zone de valeurs élevées du DAS). Il pourrait être aussi intéressant d'effectuer des études avec des variables aléatoire d'entrée corrélées ou suivant des lois de distribution variables (gaussienne, béta,...).

En mêlant l'ensemble des travaux de l'analyse de l'exposition et de la gestion d'incertitudes en dosimétrie, cette thèse apporte des éléments de compréhension pour une meilleure maitrise de l'exposition.

Pour terminer, l'application simple de la norme ne se suffit pas à elle seule pour traiter l'exposition réelle. Aujourd'hui, ce mémoire pose les fondements de techniques statistiques poussées en dosimétrie numérique pour l'évaluation du DAS. Pour les épidémiologistes, ces études posent les bases pour la gestion de la variabilité en dosimétrie.

Bibliographie

- [Ackermann, 1995]: Ackerman MJ. 1995 Accessing the Visible Human Project *D Lib Mag* available from http://www.nlm.nih.gov/research/visible/visible_human.html
- [Adonis] : http://www.adonis.telecom-paristech.fr/
- [Ahlbom, 2005] : Ahlbom A, Feychting, M, and Lonn S, Mobile Phones and Tumor Risk: Interpretation of Recent Results. Radio Science Bulletin 314:30-33, 2005.
- [Aiouaz, 2011] : Aiouaz O, Base de d'ecomposition appliquée à la dosimétrie RF et à la gestion des incertitudes, thèse de doctorat, Université Pierre et Marie Curie, 2011.
- [Bérenger, 1996] : Berenger J. 1994 A perfectly matcher layer for the absorption of electromagnetic waves J. Comp. Phys. 114 185 -200
- [Bernacki, 2006a] : M. Bernacki, S. Lanteri, S. Piperno. Time-domain parallel simulation of heterogeneous wave propagation on unstructured grids using explicit non-diffusive, discontinuous Galerkin methods, in: J. Comp. Acoustics, 2006, vol. 14, n° 1, p. 57–81.
- [Bernacki, 2006b] : M. Bernacki, S. Piperno. A dissipation-free time-domain Discontinuous Galerkin method applied to three dimensional linearized Euler equations around a steady-state non-uniform inviscid flow, in: J. Comp. Acoustics, to appear, 2006.
- [Berveiller, 2005] : Berveiller M, Stochastic finite element : intrusive and non intrusive methods for reliability analysis. Thèse de doctorat, Université Blaise Pascal, Clermont-Ferrand, 2005.
- [Blatman 2008] : Blatman G, Sudret B. Sparse polynomial chaos expansions and adaptive stochastic finite elements using a regression approach. C R Méc; 336(6): 518-523, 2008.
- [Blatman, 2009] : Blatman G, Adaptive sparse polynomial chaos expansions for uncertainty propagation and sensitivity analysis, Ph.D. Thesis, Université Blaise Pascal, Clermont-Ferrand, 2009.
- [Blatman, 2011] : Blatman G, Sudret B, Adaptive sparse polynomial chaos expansion based on least angle regression, Journal of Comutational Physics 230, 2345-2367, 2011.
- [Caflisch, 1998]: Caflisch R.E, Monte Carlo and quasi-Monte Carlo methods, Mathematics Department, UCLA, Los Angeles, CA 90095-1555, USA, 1998.

- [Cardis, 2010] : Cardis E, Deltour I, Vrijheid M, Combalot E, Moissonnier M, Tardy H, Armstrong B, Giles G, Brown J, Siemiatycki J, Parent ME, Nadon L, Krewski D, McBride ML, Johansen C, Collatz Christensen H, Auvinen A, Kurttio P, Lahkola A, Salminen T, Hours M, Bernard M, Montestruq L, Schüz J, Berg-Beckhoff G, Schlehofer B, Blettner M, Sadetzki S, Chetrit A, Jarus-Hakak A, Lagorio S, Iavarone I ,Takebayashi T, Yamaguchi N, Woodward A, Cook A, Pearce N, Tynes T, Blaasaas KG, Klaeboe L, Feychting M, Lönn S, Ahlbom A, McKinney PA, Hepworth SJ, Muir KR, Swerdlow AJ, Schoemaker MJ, Brain tumour risk in relation to mobile telephone use: results of the INTERPHONE international case-control study. Int J Epidemiol 39(3):675–694 2010
- [Cardis, 2011] : Cardis E, Varsier N, Bowman JD, Deltour I, Figuerola J, Mann S, Moissonnier M, Taki M, Vecchia P, Villegas R, Vrijheid M, Wake K, Wiart J, Estimation of RF energy absorbed in the brain from mobile phones in the Interphone Study. Occup Environ Med 68(9): 686–693, 2011.
- [Chapelle, 2002] : Chapelle O, Vapnik V and Bengio Y, Model selection for small sample regression, Mach. Learn. 48 (1): 9–23, 2002.
- [Choi, 2004] : Choi S., R. Grandhi, R. Canfield, Pettit, C. Polynomial chaos expansion with Latin Hypercube sampling for estimating response variability. AIAA Journal 45, 1191-1198, 2004.
- [Christ, 2010a]: A, Kainz W, Hahn EG, Honegger K, Zefferer M, Neufeld E, Rascher W, Janka R, Bautz W, Chen J, Kiefer B, Schmitt P, Hollenbach HP, Shen JX, Oberle M, Szczerba D, Kam A, Guag JW, Kuster N, The Virtual Family—development of anatomical CAD models of two adults and two children for dosimetric simulations. Phys Med Biol 55:23–38, 2010a.
- [Christ, 2010b]: Christ A, Gosselin MC, Christopoulou M, Kühn S, Kuster N, 2010b, Age-dependent tissue-specific exposure of cell phone users. Phys Med Biol 55:1767–1783, 2010b.
- [Conil, 2008] : Conil E, Hadjem A, Lacroux F, Wong MF, Wiart J, 2008, Variability analysis of SAR from 20 MHz to 2.4 GHz for different adult and child models using FDTD. Phys Med Biol 53:1511–1525, 2008.
- [Cybenko, 1988] : Cybenko G, Continuous Valued Neural Networks with Two Hidden Layers Are Sufficient, Medford, MA. Department of Computer Science, Tufts University. [ML] google scholar, 1988.
- [De Rocquigny, 2008] De Rocquigny E, Devictor N and Tarantola S, Uncertainty in industrial practice: a guide to quantitative uncertainty management. John Wily & Sons.
- [Dimbylow, 1994] : Dimbilow PJ, Mann SM, SAR calculations in an anatomically realistic model of the head for mobile communication transceivers at 900MHz and 1.8GHz. Phys Med Biol 39:1537–1553, 1994.
- [Dimbylow, 2001] : P. J. Dimbylow, "Fine resolution calculations of energy

Page | 160

absorption in the human voxel model, NORMAN," in *Proc. 17th ACES Conf.*, Monterey, CA, pp. 109–119, 2001.

- [Dimbylow, 2005]: P.Dimbylow, Development of the female voxel phantom, NAOMI, and its application to calculations of induced current densities and electric fields from applied low frequency magnetic and electric fields. Phys Med Biol. 2005 Mar 21;50(6):1047-70. Epub 2005 Feb 23.
- [Efron, 1981] : Efron B, Stein C. The Jacknife estimate of variance. Ann Stat;9(3): 586–96. 1981.
- [El Habachi, 2010] : A. El Habachi, E Conil, A. Hadjem, E Vazquez, M. F. Wong, A. Gati, G Fleury and J. Wiart, Statistical Analysis of the Whole Body Absorption Depending on Anatomical Human Characteristics at the Frequency of 2.1 GHz, PMB, V55 (2010) 1875-1887, 2010.
- [Fang, 1993] : Fang K.T., Zhu.L.X. On uniformly random design. Technical report. math-9, Hong Kong Baptist college,1993.
- [FCC, 2001] : Federal Communications Commission. « Evaluating compliance with FCC guidelines for human exposure to radiofrequency electromagnetic fields ». Washington, DC : FCC, Tech Rep.Suppl C to OET Bulletin 65
- [Franco, 2008] : Franco J, Thèse de doctorat, Planification d'expériences numériques en phase exploratoire pour la simulation des phénomènes complexes, Ecole national supérieur des Mines de Saint-Etienne, 2008.
- [FCC] : http://www.fcc.gov/cgi
- [Findlay, 2005] : Findlay R.P. and Dimbylow P.J. 2005 Effects of posture on FDTD calculations of specific absorption rate in a voxel model of human body *Phys. Med. Biol.* 50 3825-3835, 2005.
- [Gabriel, 1996] : Compilation of the Dielectric Properties of Body Tissues at RF and Microwave Frequencies". Brooks Air Force Technical Report AL/OE-TR-1996-0037
- [Geisser, 1975] Geisser S, The predictive sample reuse method with applications. J. Amer. Stat. Assoc. 70, 320-328, 1975.
- [Ghanem, 1991] : Ghanem R and Spanos P, *Stochastic Finite Elements : a Spectral Approach*, Springer Verlag, (1991).
- [Gosselin, 2011] : Gosselin M.C, Kühn S, Crespo-Valero P, Cherubini E, Zefferer M, Christ A, and Kuster N, Estimation of Head Tissue-Specific Exposure from Mobile Phones Based on Measurements in the Homogeneous SAM Head, Bioelectromagnetics, Volume 32, Issue 6, pages 493–505, September 2011, online March 17

- [Hadjem, 2005] : A. Hadjem, D. Lautru, C. Dale, M.F. Wong, V. Fouad Hanna, J. Wiart. "Study of Specific Absorption Rate (SAR) Induced in Two Child Head Models and in Adult Heads Using Mobile Phones". Microwave Theory and Techniques, IEEE Transactions on, Vol. 53, Issue: 1, Jan. 2005.
- [Hadjem, 2010] : Hadjem A, Conil E, Gati A, Wong MF, Wiart J. « Analysis of Power Absorbed by Children's Head as a Result of New Usages of Mobile Phone ». IEEE Transactions on Electromagnetic compatibility, Vol.52, No.4, pp.812-819, 2010.
- [Halton, 1960] : Halton J. H, On the efficiency of certain quasi-random sequences of points in evaluating multi-dimensional integrals, Numer. Math. 2, 84–90, 1960.
- [Hardell, 2006] : Hardell L, Carlberg M, Mild KH. (2006): Pooled analysis of two case-control studies on use of cellular and cordless telephones and the risk for malignant brain tumours diagnosed in 1997-2003. Int Arch Occup Environ Health; 79: 630-9.
- [HongShuang, 2008] : HongShuang, L. ZhenZhou, and Y. Xiukai. Nataf transformation point estimate method. Springer, Chinese Science Bulltin, 53 :2586–2592, 2008
- [ICNIRP, 1998] : Guidelines for limiting exposure to time-varying electric, magnetic and electromagnetic fields (up to 300GHz) Health Phys 74:494–522, 1998.
- [IEC, 2005] : Human exposure to radio frequency fields from handheld and body-mounted wireless communication devices—Human models, instrumentation and procedures: part 1. Procedure to determine the specific absorption rate (SAR) for handheld devices used in close proximity to the ear (frequency range of 300 MHz to 3 GHz IEC62 209 (Geneva: IEC).
- [IEEE, 2002] : Recommended practice for measurements and computations of radio frequency electromagnetic fields with respect to human exposure to such fields, 100 kHz—300 GHz IEEE Std C95.3 (New York: IEEE).
- [IEEE, 2003] : Recommended Practice for Determining the Peak Spatial-Average Specific Absorption Rate (SAR) in the Human Head from Wireless Communications Devices: Measurement Techniques IEEE Std 1528a, 2003.
- [Johnson, 1990] : Johnson M.E, Moore L.M, Ylvisaker D. Minimax and maximin distance designs. J.of Statis. Planning and Inference 26, 131-148,1990.
- [Johansen, 2001] : Johansen C, Boice J Jr, McLaughlin J, Olsen J. Cellular telephones and cancer-a nationwide cohort study in Denmark. J Natl Cancer Inst 93:203 -207, 2001.
- [Kidpocket] : www.kidpocket.fr

- [Koenig, 1995] : Koenig W. J, Donovan J.M, Pensler J.M, "Cranial Bone Grafting in children," Plastic and Reconstructive Surgery, vol. 95, pp. 1-4, Jan. 1995.
- [Kuster, 2004] : Kuster N, Schuderer J, Christ A, Futter P, Ebert S, Guidance for exposure design of human studies addressing health risk evaluations of mobile phones. Bioelectromagnetics 25:524–529, 2004.
- [Lee, 2006] : Lee A., Choi W.Y., Chung M.S., Choi H.D., Choi J.I, Development of Korean Male Body Model for Computational Dosimetry *ETRI Journal 2 n°1*, 2006.
- [Mahadevan, 2003] : Mahadevan S, Huang S and Rebba R. A stochastic response surface method for random field problems. Proc. ICASP9, Applications of Statistics and Probability to Civil Engineering Reliability and Risk Analysis, 1:177–184, 2003.
- [Manavski, 2008] : Manavski S.A , Giorgio Valle, "CUDA compatible GPU cards as efficient hardware accelerators for Smith-Waterman sequence alignment", BMC Bioinformatics 2008, 9(Suppl 2):S10 (26 March 2008)
- [Mavris, 1997] : Mavris D. and Bandte O. Comparison of two probabilistic techniques for the assessment of economic uncertainty. In 19th ISPA Conference, New Orleans, LA. 1997.
- [McKay, 1979] : McKay MD, Beckman RJ, Conover WJ, A comparison of three methods for selecting values of input variables in analysis of output from a computer code. Technometrics 21:239-245, 1979.
- [Mobikids] : www.mbkds.com
- [IT'IS] : http://www.itis.ethz.ch
- [Monebhurrun, 2008] : V. Monebhurrun, "Numerical and experimental investigations of a commercial mobile handset for SAR calculations", in Proc. 2nd International Conference on Bioinformatics and Biomedical Engineering, ICBBE, pp 784-787, 2008.
- [Montgomery, 2004] : Montgomery D, Design and analysis of experiments. John Wiley and Sons, New York, 2004.
- [Myers, 1995] : Myers R.H., Montgomery D.C. Response Surface Methodology, Wiley New-York. Neyman J., Scott E.L. (1958). Statistical approach to problems of cosmology, J.R. Statist. Soc. B, 20, 1-43, 1995.
- [Myers, 2004] : Myers, R.H., Montgomery, D.C., Vining, G.G., Borror, C.M. and Kowalski, S.M. (2004) 'Response surface methodology: a retrospective and literature survey', Journal of Quality Technology, Vol. 36, No. 1, pp.53–77, 2004.

- [Myers, 2009] : Myers R.H., Montgomery, D.C. and Anderson-Cook, C.M. Response Surface Methodology: Process and Product Optimization Using Designed Experiments, 3rd ed., Wiley, Hoboken, NJ, 2009
- [Nagaoka 2004] T. Nagaoka, S. Watanabe, S. Sakurai, E. Kunieda, et al., \Development of realistic high-resolution whole-body voxel models Japanese adult male and female of average height and weight and application of models to radiofrequency electromagnetic-_eld dosimetry," Physics in Medicine and Biology,vol. 49, pp. 1-15, 2004.
- [Nobile, 2006] : Nobile F, Tempone R and Webster C. A sparse grid stochastic collocation method for elliptic partial differential equations with random input data. Technical report, Technical Report #85, MOX, Dipartimento di Matematica, 2006. Submitted to SIAM J. Numer. Anal. (May 2006).
- [Pinto, 2011] : Pinto Y, Ghanmi A, Hadjem A, Conil E, Namur T, Person C, Wiart J, Numerical Mobile phone models validated by SAR measurements. Antennas and Propagation (EUCAP2011) pp 2585-2588.
- [Qizhi Yu, 2005] : Qizhi Y, Chrongcheng C and Zhigeng P, Parallel genetic algorithms on programmable graphics hardware, In Advances in naturel computation, pages 1051-1059, 2005.
- [Ratkowsky, 1983]: Ratkowsky D, Nonlinear Regression Modeling, New York and Basel: Marcel Dekker. 1983.
- [Rothman, 1996] : Rothman KJ, Chou CK, Morgan R, Balzano Q, Guy AW, Funch DP, Preston-Martin S, Mandel J, Steffens R, Carlo G. Assessment of cellular telephone and other radio frequency exposure for epidemiologic research. Epidemiology. 1996;7:291–298
- [Saltelli 1995] : Saltelli A, Sobol' IM. About the use of rank transformation in sensitivity of model output. Reliab Eng Syst Safety;50:225–391995.
- [Saltelli, 1999] : Saltelli A, Tarantola S, Chan KP-S. A quantitative modelindependent method for global sensitivity analysis of model output. Technometrics 1999;41(1):39–56.
- [Saltelli, 2004] : Saltelli A, Tarentola S, Campolongo and Ratto M, Sensitivity analysis in practice, A guide to assessing scientific models. J. Wiley & Sons, 2004.
- [Saporta, 2006] : Saporta G. Probabilités, analyse des données et statistique (2nd ed). Editions Technip, 2006.
- [Sathyanarayanamurthy, 2009] : Sathyanarayanamurthy H. and Chinnam R.. Metamodels for variable importance decomposition with applications to probabilistic engineering design. Comput. Ind. Eng., 2009.

- [Schüz, 2011] : Schüz J, Elliott P, Auvinen A, Kromhout H, Poulsen AH, Johansen C, Olsen JH, Hillert L, Feychting M, Fremling K, Toledano M, Heinävaara S, Slottje P, Vermeulen R, Ahlbom A, An international prospective cohort study of mobile phone users and health (Cosmos): design considerations and enrolment. Original Research Article Cancer Epidemiology 35: 37-43.
- [Siegbahn, 2010] : Siegbahn M, Bit-Babik G, Keshvari J, Christ A, Derat B, Monebhurrun V, Penney C, Vogel M, Wittig T, An international interlaboratory comparison of mobile phone SAR calculation with CADbased models. IEEE Transactions on electromagnetic compatibility 52: 804-811, 2010.
- [Sobol', 1967] : Sobol' I. M, On the distribution of points in a cube and the approximate evaluation of integrals, USSR Comput.Math. Math. Phys. 7, No. 4, 86–112, 1967.
- [Sobol', 1993] : Sobol' IM. Sensitivity estimates for nonlinear mathematical models. Math Model Comput Exp;1:407–14, 1993.
- [Soize, 2004] : Size C, A comprehensive overview of a non-parametric probabilistic approach of model uncertainty for predictive models in structural dynamics, SIAM Journal on Scientific Computing 26, 2 395-410, 2004
- [Soize, 2004] : Soize C, Ghanem R. Physical systems with random uncertainties: Chaos representations with arbitrary probability measure. SIAM J Sci Comput 2004; 26(2):395_410.
- [Sudret, 2008] : Sudret B. Global sensitivity analysis using polynomial chaos expansions. Reliab. Eng. Sys. Safety 93, 964-979, 2008.
- [Nataf, 1962] : Nataf A, Détermination des distributions de probabilités dont les marges sont données, 1962.
- [Taflove, 2000] : Taflove A, Hagness SC, Computational Electrodynamics: The Finite-Difference Time-Domain Method 2nd edn (Boston, MA: Artech House Publishers), 2000.
- [Thiémard, 2000] : Thiémard E, Sur le calcul et la majoration de la discrépance à l'origine. Thèse No 2259, Département de mathématiques, école polytechnique fédérale de Lausanne, 2000.
- [Vapnik, 2005] : Vapnik V. The nature of statistical learning theory. Springer-Verlag, New York, 1995.
- [Varsier, 2009] : Varsier N, Wake K, Taki M, Watanabe S, Influence of use conditions and mobile phone categories on the distribution of Specific Absorption Rate in different anatomical parts in the brain. IEEE Transactions

on Microwave Theory and Techniques 57: 899–904, 2009.

- [Varsier, 2008]: Varsier N, Wake K, Taki M, Watanabe S, Cardis E, Wiart J, Categorization of Mobile Phones for Exposure Assement in Epidemiological Studies on Mobile Phone Use and Brain Cancer Risk. IEEE Transactions on Microwave Theory and Techniques 56: 2377-2383, 2008.
- [Wand, 1995] : Wand M and Jones M, Kernel smoothing. Chapman and Hall, 1995.
- [Wang, 2003]: Wang J, Fujiwara O. Comparison and evaluated of electromagnetic absorption characteristics in realistic children for 900-MHz mobile telephones. IEEE Trans microw Theory Tech 51:966–971, 2003.
- [Wang, 2003] : Wang, G : Adaptive response surface method using inherited Latin Hypercube design points. J. Mech. Design 125, 210-220, 2003.
- [Wiart, 2008] : Wiart J, Hadjem A, Wong M, Bloch I, 2008, Analysis of RF exposure in the head tissues of children and adults. Phys Med Biol 53: 3681-3695, 2008.
- [Winer, 1938] : Wiener S, The Homogeneous Chaos, American Journal of Mathematics, 1938.
- [Matheron, 1962] : Matheron G. 1962. Traité de géostatistique appliquée. Tome 1, Editions Technip, Paris, 334 pp, 1962.
- [Yee, 1966] : Yee K. S. « Numerical solution of initial boundary value problems involving Maxwell's equations in isotropic media ». IEEE Trans. Antennas Propagation, Vol. AP-16, pp. 302-307, 1966.
- [Yu, 2010] : W. Yu, S. Yang, C.L. Tang and D. Tu "Accurate simulation of the radiation performance of a mobile slide phone in a hand-head position," Antennas and Propagation Magazin., vol. 52, No 2 pp. 168–177, April 2010.
- [Zubal, 1995] : Zubal I.G., Harrell C.R., Smith E.O, Smith A.LTwo dedicated voxel-based anthropomorphic (torso and head) phantoms *Proc. of the Int. Conf. at the National Radiological Protection Board*, pp105-111, 1995.
- [WHO, 2010] : World Health Organization WHO Research Agenda for Radio Frequency Fields. Geneva Switzerland: WHO International EMF Project. http://whqlibdoc.who.int/publications/2010/9789241599948 eng.pdf.

Annexes

- ANNEXE A - Méthode des différences finies dans le domaine temporel « FDTD »

L'algorithme de FDTD a pour but la résolution des équations de Maxwell en utilisant les différences finies `a la fois dans le domaine spatial et temporel. On parle parfois par abus de langage de résolution exacte des équations de Maxwell par opposition à d'autres méthodes basées sur une simplification des équations de Maxwell. C'est un algorithme itératif qui calcule à chaque itération, en tout point d'un espace discrétisé, toutes les composantes du champ électromagnétique à un instant t en fonction du champ électromagnétique calculé précédemment aux points voisins. La FDTD est basée sur un algorithme présenté en 1966 par Yee.

A.1 Résolution des équations de Maxwell :

Lorsqu'on examine les équations de Maxwell, on peut se rendre compte d'une variation temporelle du champ électrique \vec{E} est dépendante d'une variation spatiale du champ magnétique \vec{H} . Cette observation constitue le point de départ de la dépendance temporelle de la FDTD : à chaque point de l'espace, la nouvelle valeur de \vec{E} est dépendante de sa précédente valeur, ainsi que la variation spatiale locale du champ \vec{H} .

Les équations de Maxwell sont données par :

$$\frac{\partial E_x}{\partial t} = \frac{1}{\varepsilon} \left(\frac{\partial}{\partial y} H_z - \frac{\partial}{\partial z} H_y - \sigma \cdot E_x \right)$$

$$\frac{\partial E_y}{\partial t} = \frac{1}{\varepsilon} \left(\frac{\partial}{\partial z} H_x - \frac{\partial}{\partial x} H_z - \sigma \cdot E_y \right)$$

$$\frac{\partial E_z}{\partial t} = \frac{1}{\varepsilon} \left(\frac{\partial}{\partial x} H_y - \frac{\partial}{\partial y} H_x - \sigma \cdot E_z \right)$$

$$\frac{\partial H_x}{\partial t} = \frac{1}{\mu} \left(\frac{\partial}{\partial z} E_y - \frac{\partial}{\partial y} E_z \right)$$

$$\frac{\partial H_y}{\partial t} = \frac{1}{\mu} \left(\frac{\partial}{\partial x} E_z - \frac{\partial}{\partial z} E_x \right)$$

$$\frac{\partial H_z}{\partial t} = \frac{1}{\mu} \left(\frac{\partial}{\partial y} E_x - \frac{\partial}{\partial x} E_y \right)$$

avec E_x , E_y , E_z les composantes du champ électrique et H_x , H_y , H_z les composantes du champ magnétique.

A.2 L'algorithme de Yee

L'algorithme de Yee permet de déterminer à la fois les champs électrique et magnétique dans le temps et l'espace en utilisant les équations établies précédemment. La solution trouvée par cette méthode est ainsi beaucoup plus rigoureuse que celles obtenues par les méthodes utilisant simplement l'équation de propagation.

Page | 170

L'algorithme de Yee considère les composantes de \vec{E} et de \vec{H} dans un espace tridimensionnel de manière à ce que chaque composante de E soit entourée de 4 composantes de \vec{H} , et chacune des composantes de \vec{H} e est entourée de 4 composantes de \vec{E} . Ainsi, pour un problème en 3 dimensions on définit la cellule de Yee, représentée sur la Figure A.1.



Figure A-1 : Cellule de Yee en 3 dimensions.

Dans la cellule de Yee, on introduit les indices entiers (i, j, k) pour repérer les coordonnées des sommets du cube. Ces indices repèrent en réalité les positions ($i\Delta_x$, $j\Delta_y$, $k\Delta_z$). Δ_x , Δ_y et Δ_z correspondant aux incrémentent spatiaux utilisés dans les directions x, y et z. De plus, pour ne pas alourdir les notations. Il est donc possible d'exprimer les dérivées partielles par rapport au temps ou à l'espace à partir d'une approche par différence finies [Taflove, 2005]:

$$\frac{\partial u}{\partial x}(idx, jdy, kdz, ndt) = \frac{u_{i+\frac{1}{2}, j, k}^n - u_{i-\frac{1}{2}, j, k}^n}{dx} + 0[(dx)^2]$$
(A.2a)

$$\frac{\partial u}{\partial t}(idx, jdy, kdz, ndt) = \frac{u_{i,j,k}^{n+\frac{1}{2}} - u_{i,j,k}^{n-\frac{1}{2}}}{dt} + 0\left[(dt)^2\right]$$
(A.2b)

Il devient alors possible de calculer la composante y du champ \vec{E} et la composante z du champ H respectivement aux instants n+1/2 et n, à partir des équations (A.2). L'algorithme de Yee permet de calculer les composantes des champs dans le domaine temporel dans un arrangement dit à « saute-mouton ». En effet, les composantes du champ E sont déterminées dans l'espace modélisé par la cellule de Yee et stockées en mémoire pour les instantes n+1/2 donnés, en utilisant les composantes du champ \vec{H} précédemment déterminées à l'instant n. Ensuite, toutes les données du champ \vec{H} sont calculées pour le temps n+1 et stockées en mémoire en utilisant les valeurs du champ \vec{E} de l'instant n+1/2. Cette opération est alors répétée à chaque instant d'échantillonnage temporel pour chacune des composantes des différents champs, jusqu'à ce que l'on ait atteint l'instant final de la simulation. Les expressions FDTD des champs magnétiques H_{x} et électrique E_{z} sont donc données par :

$$H_{x}\Big|_{i,j,k}^{n+\frac{1}{2}} = D_{a,i,j,k} \cdot H_{x}\Big|_{i,j,k}^{n-\frac{1}{2}} + D_{bz,i,j,k}\left(E_{y}\Big|_{i,j,k}^{n} - E_{y}\Big|_{i,j,k-1}^{n}\right) - D_{by,i,j,k}\left(E_{z}\Big|_{i,j,k}^{n} - E_{z}\Big|_{i,j-1,k}^{n}\right)$$
(A. 3a)

$$E_{z}\Big|_{i,j,k}^{n} = C_{a,i,j,k} \cdot E_{z}\Big|_{i,j,k}^{n-1} + C_{bz,i,j,k}\left(H_{y}\Big|_{i+1,j,k}^{n-\frac{1}{2}} - H_{y}\Big|_{i,j,k}^{n-\frac{1}{2}}\right) - C_{by,i,j,k}\left(H_{x}\Big|_{i,j+1,k}^{n-\frac{1}{2}} - H_{x}\Big|_{i,j,k}^{n-\frac{1}{2}}\right)$$
(A.3b)

Où les coefficients C_{a,i,j,k} et D_{a,i,j,k} sont définis de la manière suivante:

$$D_{a,i,j,k} = 1, D_{by,i,j,k} = \frac{dt}{\mu_{i,j,k}} dy, D_{bz,i,j,k} = \frac{dt}{\mu_{i,j,k}} dz$$

$$C_{a,i,j,k} = \frac{1 - \frac{\sigma_{i,j,k}dt}{2\varepsilon_{i,j,k}}}{1 + \frac{\sigma_{i,j,k}dt}{2\varepsilon_{i,j,k}}}, C_{bx,i,j,k} = \frac{\frac{dt}{\varepsilon_{i,j,k}dx}}{1 + \frac{\sigma_{i,j,k}dt}{2\varepsilon_{i,j,k}}}, C_{by,i,j,k} = \frac{\frac{dt}{\varepsilon_{i,j,k}dy}}{1 + \frac{\sigma_{i,j,k}dt}{2\varepsilon_{i,j,k}}}$$
(A.4)

A.3 Stabilité et dispersion numérique :

Le choix de l'échantillonnage temporel et spatial peut affecter les caractéristiques de la propagation des ondes dans la cellule de Yee, et donc introduire des erreurs numériques. Afin d'étudier la stabilité des solutions numériques, il est possible d'étudier ces dernières sous une forme relativement simple et générale.

Le critère de stabilité du schéma de Yee est définie par :

$$dt \le \frac{1}{\nu} \frac{1}{\sqrt{\left(\frac{1}{dx}\right)^2 + \left(\frac{1}{dy}\right)^2 + \left(\frac{1}{dz}\right)^2}}$$

Où v est la vitesse de l'onde dans le milieu de propagation.

Dans le cas d'un maillage uniforme, dx=dy=dz= Δ , ce qui réduit l'expression précédente à $dt \leq \frac{1}{\nu} \frac{\Delta}{\sqrt{d}}$; d est la dimension du système, dans ce cas d=3.

La relation de dispersion numérique peut engendrer des effets parasites comme par exemple des erreurs de phase ou encore une déformation des signaux. Afin de remédier à ce problème, il est généralement conseillé de mailler très finement le système étudié. Par ailleurs, le critère suivant est appliqué :

$$\operatorname{Max}\{dx, dy, dz\} \leq \frac{\lambda_{min}}{10}$$

Page | 172

Où λ_{min} est la longueur d'onde minimale des ondes se propageant dans le système.

A.4 Conditions d'absorption aux limites

Le maillage utilisé pour pouvoir appliquer l'algorithme FDTD confine le calcul dans un volume fixé. Cet espace fini va «tronquer » les équations de Maxwell au niveau des frontières. Il est alors nécessaire de tenir compte de cette limitation de l'espace en imposant des conditions aux limites permettant d'éviter des problèmes de réflexions multiples qui porraient apparaître si l'on ne prend aucune précaution particulière. Les principales conditions aux limites utilisées pour modéliser un calcul par FDTD sont les conditions dites PML pour Perfectly Matched Layer ainsi que les conditions aux limites périodiques.

Les conditions PML ont été introduites par Bérenger [Bérenger, 1994]. Elles imposent à l'espace de calcul d'être entouré de couches parfaitement adaptées qui vont atténuer les ondes les traversant à l'aide de conductivités électriques et magnétiques adaptées.

A.5 Maillages non-réguliers

Il existe plusieurs raisons justifiant l'utilisation d'un maillage non-régulier de l'espace :

- Cela permet de d'écrire avec plus de précision la forme des différentes structures et frontières qui interviennent.
- Cela permet d'adapter le pas du maillage en fonction de l'indice du milieu pour s'assurer que les conditions de stabilité restent vérifiées.
- Cela permet d'optimiser la quantité de données à stocker. En effet quand on utilise une grille uniforme, certaines zones se trouvent d'écrites avec une précision non nécessaire.

- ANNEXE B - Résultats des simulations FDTD de téléphone

Tableau B-1 : Valeurs de DAS_{10g} estimés dans les têtes de Duke et Louis à 900 MHz et 1800 MHz.

		900 MHz		1800 MHz	
		Cheek D ^a /G ^b	Tilt D/G	Cheek D/G	Tilt D/G
Modèle 1_2	Tête_Duke	0.55/0.56	0.29/0.29	0.72/0.74	0.28/0.37
	Tête_Louis	0.65/0.67	0.34/0.34	0.81/0.85	0.43/0.46
Modèle 4	Tête_Duke	0.58/0.58	0.32/0.33	0.74/0.76	0.39/0.41
	Tête_Louis	0.69/0.70	0.40/0.41	0.79/0.83	0.42/0.44
Modèle 5	Tête_Duke	0.46/0.46	0.27/0.26	0.46/0.48	0.31/0.34
	Tête_Louis	0.51/0.50	0.31/0.31	0.47/0.51	0.31/0.35

*a : Droite ; b : Gauche

		900 MHz		1800 MHz	
		Cheek D ^a /G ^b	Tilt D/G	Cheek D/G	Tilt D/G
Modèle 1_2	Tête_Duke	0.26/0.28	0.24/0.26	0.37/0.44	0.3/0.35
	Tête_Louis	0.32/0.34	0.27/0.27	0.41/0.43	0.36/0.36
Modèle 4	Tête_Duke	0.34/0.36	0.32/0.34	0.19/0.22	0.17/0.2
	Tête_Louis	0.32/0.36	0.33/0.33	0.24/0.27	0.19/0.21
Modèle 5	Tête_Duke	0.28/0.29	0.20/0.21	0.36/0.39	0.34.0.34
	Tête_Louis	0.30/0.33	0.25/0.25	0.42/0.46	0.37/0.39

*Tableau B-2 : Valeurs de DAS*_{1g} estimés dans les têtes de Duke et Louis à 900 MHz et 1800 MHz.

- ANNEXE C - Choix de la troncature hyperbolique

C.1 Exemple

Afin de démontrer l'efficacité de la stratégie de troncature basée sur la norme hyperbolique q et de valider son implémentation, un modèle analytique à 8 variables est considéré avec la fonction de Sobol [Sobol', 2003].

$$Y \equiv \mathcal{M}(X) = \prod_{i=1}^{M} \frac{|4X_i - 2| + t_i}{1 + t_i}$$
(5.12)

Les variables aléatoires X_i , avec i =1,..., M sont supposées indépendantes et suivent toutes une loi uniforme dans [0, 1]. t est une constante non-négative et est égale à {1, 2, 5, 10, 20, 50, 100, 500}^T.

La densité de probabilité de la fonction Y, obtenue avec la méthode de Kernel [Wand, 1995] est tracée dans la Figure C-1.



Figure C-1 : Sobol' fonction – densité de probabilité obtenu avec la méthode de Kernel.

La réponse du modèle est approximée par les polynômes de Legendre avec p = 3, 4, 5,... Les coefficients des CP sont estimés par la régression des moindres carrée en utilisant un plan d'expériences basé sur la suite quasi-aléatoire de Sobol'. La taille N du P.E est choisie de sorte que N $\ge 2.$ card $(\mathcal{A}_a^{M,p})$.

Afin d'évaluer l'évolution de la base des CP en fonction de l'ordre p et de la quasinorme q, la précision de l'approximation est déterminée pour différentes valeurs-test de q telles que $q = \{0. 2, 0.4, 0.6, 0.8, 1\}.$ La précision du modèle est évaluée par le calcul de l'erreur empirique relative \mathcal{L}^2 donnée par :

$$\hat{\varepsilon} \equiv \frac{\sum_{i=1}^{N} \left(\mathcal{M}(x^{(i)}) - \mathcal{M}_{\mathcal{A}^{M,p,q}}(x^{(i)}) \right)^2}{\sum_{i=1}^{N} (\mathcal{M}(x^{(i)}) - \bar{y})^2}$$
(5.13)

Avec :

 $x^{(i)}$ est l'ensemble de réalisations regroupé dans un plan d'expériences X.

 \bar{y} est l'estimation de la moyenne de la réponse donnée par :

$$\bar{y} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \mathcal{M}(x^{(i)})$$
(5.14)

La Figure C-2 compare la convergence de différentes approximations en fonction de q suivant l'approche proposée à partir de différentes tailles N d'évaluations. Ces résultats prouvent la capacité de la stratégie de troncature à réduire le nombre de termes dans la base des CP, qui peuvent être calculés à partir d'un nombre N réduit d'évaluations du modèle. En outre, les résultats montrent que pour q = 0.2, l'erreur relative ne converge pas en augmentant l'ordre p, on observe d'ailleurs une augmentation en termes d'erreur de plus que 7 %. Cependant, la meilleure convergence est obtenue avec la norme q = 0.4 avec une erreur relative de 1 % pour 784 simulations (p = 14) et de moins de 0.8 % pour 1000 simulations (p = 16). Par contre, la convergence se dégrade en augmentant la valeur de q. Le schéma de troncature usuel (q = 1) apparait comme le moins efficace.



Figure C-2 : Taux de convergence de l'approximation par CP basée sur l'ensemble de la troncature hyperbolique $\mathcal{A}_q^{M,p}$ pour différentes valeurs de q (pour chaque ordre p ; le nombre d'évaluations est donné par $N=2.card(\mathcal{A}_q^{M,p})$).

L'exemple proposé prouve que le taux de convergence de l'approximation par CP peut être efficacement amélioré par le bon choix du paramètre q de l'ensemble de troncature. Ce choix conduit à une réduction notable du nombre de termes du CP, et donc une forte diminution du nombre de simulations et par conséquent du coût de calcul.

En utilisant le concept de la base creuse et l'estimateur de l'erreur détaillés dans les sections précédentes, nous introduisons deux algorithmes robustes assurant la construction d'un CP creux. Ces algorithmes permettent de bien gérer le nombre d'évaluations nécessaires pour la conception d'une surface de réponse tout en contrôlant l'erreur d'approximation commise. Les algorithmes validés nous servirons dans le chapitre V pour construire un modèle robuste de DAS à moindre coût.

- ANNEXE D - Application de l'algorithme « Régression itérative »

D.1 Application de l'algorithme

Afin de pouvoir tester l'efficacité de l'algorithme proposé, un exemple de la fonction d'Ishigami est ici présenté et étudié. Le test d'Ishigami est défini par le modèle suivant :

$$Y = f(X_1, X_2, X_3) = \sin(X_1) + 7\sin(X_2)^2 + 0.1\sin(X_1)X_3^4$$
 (2.1)

Où les variables incertaines $\{X_1, X_2, X_3\}$ sont prises toutes uniformes sur $[-\pi, \pi]$ et sont considérées comme des variables indépendantes. Cette fonction proposée dans [Ishigami et Homma, 1990] est d'intérêt pour son comportement non-linéaire.



Figure D-1 : Fonction Ishigami - Densité de probabilité obtenue par la méthode de Kernel.

Soit $X_i(i=1,...,3)$ composé de trois variables aléatoires indépendantes et qui sont uniformément distribuées entre $[-\pi, \pi]$.

Nous proposons de tester l'algorithme décrit précédemment permettant une construction pas-à-pas d'un CP creux en détectant automatiquement les termes significatifs.

Pour étudier cet exemple, nous fixons les paramètres suivants :

- L'ordre maximal de polynômes est $p_{\text{max}} = 20$.
- La q-norme est q = 0.4 (comme démontré dans l'efficacité de stratégie de troncature hyperbolique où les meilleurs résultats sont obtenus avec q = 0.4).
- Un plan d'expérience LHS initial de taille N = 25 échantillons.
- Les valeurs significatives ε_1 et ε_2 correspondent aux valeurs seuils pour accepter ou éliminer des termes candidats. Ces valeurs dépendent forcement de l'erreur ε_{tgt} et se

déterminent en utilisant cette formule : $\varepsilon = \delta^* \varepsilon_{tgt} = \delta^* (1 - Q^2_{cible})$; δ est une constante dont la valeur varie de 10⁻³ à 10⁻². D'après plusieurs test [Blatman, 2008], δ =0.01 donnent de bons résultats.

Nous nous intéressons à l'estimation à partir d'une représentation du premier et du second moment statistique de la réponse Y, nommés la moyenne μ_{β} et l'écart-type σ_{y} . Il s'agit de les comparer par rapport aux valeurs trouvées avec un développement plein par CP. Dans la suite, nous déduisons les indices de sensibilité à partir d'une analyse de sensibilité.

D.2 Analyses des moments statistiques

A titre de validation, nous estimons les moments statistiques directement calculés à partir du modèle construit à l'aide de l'algorithme de régression pas à pas. Comme présenté dans la section Chapitre IV : IV.1. , les moments statistiques sont déduits directement des coefficients. Ces derniers sont estimés avec la technique de régression par moindre carrés. Le plan d'expérience initiale (N=25) construit par l'échantillonnage LHS est enrichi à chaque fois que le problème de régression est mal posé (nombre de PC termes proches de nombre de tests) en utilisant la technique d'échantillonnage séquentiel NLHS. Les résultats en termes de moyenne et d'écart type (μ_{β} , σ_{y}) sont donnés dans le tableau D-1

Les modèles obtenus en appliquant la procédure itérative fournissent des CP très creux avec un nombre relativement réduit de termes CP. On trouve à titre d'exemple que le CP creux associé à l'ordre p=9 présente une erreur inferieure à 0.04% (resp. 0.005%) pour la valeur de la moyenne (resp. pour la valeur de l'écart-type) permet une réduction en coût de calcul d'un facteur de 500 par rapport à la valeur de référence avec une erreur de prédiction $1-\hat{Q}^2=7.83 \times 10^{-8}$. Le tableau montre aussi que le meilleur modèle en prédiction correspond à un Q²=0.99999999 ($1-\hat{Q}^2=4.22 \times 10^{-9}$) et un ordre PC p=12 donne de bons résultats (erreur relative inferieur à 0.01% pour la moyenne et l'écart type) avec une réduction en coût de calcul d'un facteur 2.5 (N=2600 avec CP plein contre N=1017 avec CP creux) et du nombre relative de termes du CP de 80% par rapport au CP plein (P=455 obtenus avec CP plein contre P=93 avec CP creux).

Le tableau D-1 montre également que l'estimateur d'erreur $1-\widehat{Q}^2$ augmente avec l'ordre des polynômes p. Par conséquence, la précision des moments statistiques s'améliore en augmentant l'ordre *p* comme prévu.

$1 - \widehat{Q}_{tgt}^2$	$1-\widehat{Q}^2$	N	Р	Р	$\widehat{\mu}_{Y,p}$	$\widehat{\sigma}_{Y,p}$
10-1	1.72×10^{-2}	91	5	24	3.4788	3.8772
10 ⁻²	1.09×10^{-3}	131	8	68	3.4889	3.8001
10^{-4}	1.01×10^{-5}	309	7	98	3.4999	3.7155
10^{-6}	7.83×10^{-8}	611	9	96	3.4988	3.7206
10 ⁻⁸	4.22×10^{-9}	907	12	93	3.5000	3.7208
Référence		310,155	-	-	3.5000	3.7208

Tableau D-1 : Estimations de la moyenne et l'écart-type généralisées par l'approximation creuse
Les résultats de chaque approximation (approximation par CP plein (troncature usuelle / troncature hyperbolique) et approximation par CP creux obtenue à partir de la procédure itérative) sont détaillés dans le tableau ci-dessous afin de proposer une étude comparative des différentes approximations.

		CP or ouv	
	Troncature usuelle Troncature hyperbolique		Cr creux
μ_{β}	3.5000	3.5000	3.5000
σ_{y}	3.7209	3.7209	3.7208
1-Q ²	1.22×10^{-6}	$3 \text{ x} 10^{-5}$	4.22x10 ⁻⁹
Р	455	109	93
Ν	2.600	902	907
IS	79	93/455≈0.20	

Tableau D-2 : Estimations de la moyenne et l'écart type généralisées par différentes approximations.

En examinant les résultats mentionnés dans le tableau ci-dessus, on trouve que les valeurs des moments statistiques sont les mêmes pour la représentation pleine et creuse sauf que cette dernière requiert beaucoup moins de tests N d'un facteur 4.3 (611 contre 2600 pour CP plein). Il apparaît aussi que toutes les approximations par CP donnent des estimateurs de la moyenne et l'écart type avec des erreurs relatives inferieures à 0,003% par rapport au résultat de référence. Le CP isotrope (troncature hyperbolique) associé à la norme q=0.4 permet une meilleure précision avec une réduction en coût de calcul d'un facteur 2.9 par rapport au CP usuel (902 tests contre 2600). Il est possible de réduire davantage le coût de calcul avec la procédure itérative, avec un gain de facteur 4.3. Cette dernière fournit des CP très creux avec un nombre de termes du CP (P=93) de 80% de moins par rapport au CP plein (P=455) quand on utilise la norme q=1, d'où un indice de parcimonie (IS) proche de 20%.

L'exemple de la fonction d'Ishigami montre bien que l'algorithme proposé conduit efficacement à une représentation creuse avec un nombre relatif du CP très réduit (IS \approx 20%) par rapport au CP plein.

D.3 Analyse de sensibilité

Afin de bien valider les modèles construits à partir de l'approximation par Chaos Polynomial (CP) creux, nous effectuons une comparaison des indices de sensibilité calculés à partir d'une représentation par CP (CP usuels et CP creux) et par la méthode de Monte-Carlo.

Tableau D-3 : Estimation des indices de sensibilité générés par le développement CP et
la méthode MC.

Indice	de	Déférence MC intensi		f PC plein $(q=1)$		PC creux		
Sobol'	ool' Reference		Estimation	Err_rél(%)	Estimation	Err_rél (%)	Estimation	Err_rél(%)
S_1		0.31	0.31	9.1	0.29	8.1	0.31	0.1

S_2	0.44	0.44	3.4	0.43	3.9	0.44	0.01
S_3	0	0.00	0	0.01	0.01	0.00	0.00
S_{12}	0	0.00	0	0	0	0.00	0.00
$S_{13}^{}$	0.24	0.24	7.9	0.25	4.9	0.24	0.00
S_{23}^{-1}	0	0.00	0	0.0	0	0.00	0.00
S_{123}	0	0.00	0	0	0	0.00	0.00
S_1^T	0.56	0.56	4.4	0.57	5.1	0.56	0.1
$S_2^{\overline{T}}$	0.44	0.44	4.8	0.46	6.2	0.44	0.00
$S_3^{\overline{T}}$	0.24	0.24	5.2	0.22	11.3	0.24	0
N	310,155	31,000		2,600		907	
Р	-	-		455		93	
IS	-	-		-		93/455≈0.20	

Les résultats en termes d'indices de sensibilité sont donnés dans la 0. On note qu'il faut N=31000 tests générés par des simulations Monte-Carlo afin d'obtenir une précision proche à celle des valeurs de la référence avec une erreur de 3-9 % par rapport à la référence. Néanmoins, il apparait que le développement creux par CP de la réponse de la fonction d'Ishigami permet d'estimer efficacement les indices de sensibilité au moyen d'un nombre bien réduit d'évaluations du modèle, comparé à celui qui serait requis par des simulation MC (resp. représentation pleine) avec à peu près 30 fois moins de tests nécessaires (resp. 2.8 fois moins de tests) et une erreur relative de moins de 0.001%.

Il apparait que l'approximation creuse par CP générée par la procédure itérative de l'ordre p=12, contient seulement P=93 termes. Tandis que le développement plein par CP doit contenir $P = \begin{pmatrix} 3+12\\12 \end{pmatrix} = 455$ termes, d'où un indice de parcimonie IS= 93/455 (22%) ce qui conduit à un nombre relativement plus faible de test N (N=1017 contre 2600) pour calculer les l'ensemble des coefficients.

Etant donné que la condition d'arrêt de l'algorithme proposé dépend de la valeur de la précision_cible Q^2_{cible} , nous avons décidé d'estimer les indices de sensibilité en tenant compte de différentes valeurs de Q^2_{cible} . Pour ces scénarios, la sensibilité de la procédure à la valeur de Q^2_{cible} est étudiée dans cette partie. Nous avons fixé à chaque fois les valeurs du paramètre Q^2_{cible} comme présenté dans la 0.

Tableau D-4 : Estimation des indices de sensibilité générés par post-traitement du
développement creux des CP pour différentes valeur de Q^2_{cible} .

Indice	$Q_{cible}^2 = 0.9$		$Q_{cible}^2 = 0.99$		$Q_{cible}^2 = 0.999$		$Q_{cible}^2 = 0.9999$	
de Sobol'	Estimation	Err_rel(%)	Estimation	Err_rel(%)	Estimation	Err_rel(%)	Estimation	Err_rel(%)
S_1	0.281	9.5	0.29	7.8	0.31	0.9	0.31	0.1
S_2	0.405	13.4	0.43	1.9	0.44	0.01	0.44	0.01
<i>S</i> ₃	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.0	0.00	0.0
S_1^T	0.582	9.1	0.57	2.1	0.56	0.8	0.56	0.1
S_2^T	0.45	12.7	0.44	3.9	0.44	0.0	0.44	0.0
$S_3^{\overline{T}}$	0.229	20.3	0.23	8.2	0.24	0.0	0.24	0

Page | 182

- ANNEXE D -

N 52 91 131 309

En comparant les indices de l'ordre 1, ordre 2 et l'ordre 3 ainsi que les indices de sensibilité totaux pour les modèles générés pour différentes valeurs de la précision_cible Q_{cible}^2 , on constate que la précision de l'estimation s'améliore toute en augmentant le Q_{cible}^2 . En particulier, pour $Q_{cible}^2 = 0.999$ (resp. 0.9999), on obtient une erreur relative maximale de moins de 5 % (resp. moins de 1%) par rapport aux valeurs de référence. Toutefois, pour toutes les valeurs de Q_{cible}^2 qui varient de 0.9 à 0.9999, le modèle généré contient moins de termes par rapport aux CP usuels ce qui conduit à un facteur de diminution de 8 à 50 en coût de calcul.

Tableau D-5 : Estimation des indices de sensibilité générés par le développement creux des CP pour différentes valeur de Q_{cible}^2 .

Indice	PC	plein	PC creux		
Sobol'	troncature hyperbe	olique (q=0.4)			
50001	Estimation	Err_rél(%)	Estimation	Err_rél(%)	
S ₁	0.31	1.9	0.31	0.1	
S ₂	0.44	2.8	0.44	0.01	
S ₃	0.00	0.9	0.00	0.0	
		0	0.31	0.1	
S_1^T	0.56	1.5	0.56	0.1	
S_2^T	0.44	2.6	0.44	0.00	
S_3^T	0.24	1.2	0.24	0	
Ν	238		309		
р	18		7		
IS	104/1330≈0.07		93/455≈0.8		

Au vu de ses résultats mentionnés dansle Tableau D-4 et le Tableau D-5, nous constatons que le modèle classique (troncature usuelle q=1) d'ordre 12 est le moins précis par rapport aux autres approximations CP (CP plein avec une troncature hyperbolique q=0.4 et le CP creux). En effet, l'approximation par CP en utilisant la norme hyperbolique estime en post-traitement les indices de sensibilité avec une erreur relative maximale de moins de 3%. Tandis que cette erreur ne dépasse pas le 0.1% avec une représentation par CP creux. Les deux approximations permettent une bonne réduction en coût de calcul. Mais il en ressort que l'approche de régression pas à pas parait plus efficace vu qu'elle conduit à une réduction notable du nombre de termes du CP. Par ailleurs, cette réduction induit une forte diminution du nmbre d'évaluations du modèle toute en assurant une réponse plus précise.

- ANNEXE E - Least Angle Regression « LAR »

Le LAR est une méthode itérative de sélection de variables. D'inspiration géométrique, la procédure consiste à d'abord sélectionner le vecteur d'entrée le plus corrélé avec le résidu (la différence entre la prédiction du modèle actuel et les vraies valeurs sur l'échantillon d'apprentissage). Il augmente alors le poids de ce facteur jusqu'à ce qu'un autre facteur devienne davantage corrélé avec le résidu, etc. jusqu'à ce que tous les variables aient été introduites (voir l'algorithme).

Il est à noter que l'algorithme LARS est très fortement lié à la méthode dite « LASSO » (cf. « sources et références (3)), qui est une régression visant à minimiser le carré de la norme du vecteur résidu (c'est ce terme seul qu'on cherche à minimiser par la méthode des moindres carrés) auquel est ajouté un terme de « pénalisation », proportionnel au carré de la norme $\mathcal{L}1$ du vecteur des coefficients.

E.1 Fonctionnement de Least Angle Regression LAR :

Nous expliquons ici le fonctionnement de l'algorithme LAR.

Soit la base d'apprentissage matricielle X constituée des n x N variables d'information vectorielles Xi $\in \mathbb{R}^n$

$$\mathbf{X} = [\mathbf{X}_1 \dots \mathbf{X}_i \dots \mathbf{X}_d] \in \mathbb{R}^{n \times n N}$$
(E-1)

La fonction coût, sous sa forme vectorielle s'écrit :

$$\mathcal{L} = \|y - X\beta\|^2, y \in \mathcal{Y}^n, X \in \mathbb{R}^{n \times nN}, \beta \in \mathbb{R}^{nN}$$
(E-2)

La méthode de résolution la plus classique pour ce genre de problème convexe consiste à cherche la solution de :

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = -2X^T (y - X\beta) = 0 \tag{E-3}$$

$$\Leftrightarrow X^T(\mathbf{y} \cdot \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) = 0 \tag{E-4}$$

qui aboutit à la solution optimal au sens des moindres carrés. Afin de chercher tous les compromis au sens du paramètre t, nous allons résoudre ce problème de manière itérative, en partant d'un ensemble vide de variables puis en ajoutant successivement les variables permettant d'améliorer la solution.

E.1.1. Notations et hypothèses

Notons $R=y - X\beta = y-f(x)$ le résidu engendré par la solution *f*. Dans ce cas, le terme $X^{T}(y - X\beta)$ de l'équation (4) désigne simplement la corrélation entre les variables et le résidu. Afin que les corrélations des différentes variables au résidu puissent être comparées, il est nécessaire que les sources soient normalisées, c'est-à-dire de moyennes nulles et de variances

unitaires. Nous utiliserons les exposants pour désigner l'itération où nous nous trouvons. Par exemple, à l'itération i, nous avons : $f^{(i)}$, $R^{(i)}$, $\beta^{(i)}$.

Nous notons \mathcal{A} l'ensemble des variables sélectionnées, dit ensemble actifs. $\overline{\mathcal{A}}$ est l'ensemble complémentaire de \mathcal{A} .

E.1.2. Résolution itérative

1. Au départ, nous avons un ensemble de variables actives A qui est vide :

$$A = \emptyset, \quad \overline{A} = \{1, ..., d\}, \forall i, \beta_i^{(0)} = 0, R^{(0)} = y \quad (E-5)$$

2. Nous sélectionnons la variables qui viole le plus la contrainte (4), c'est-à-dire celle qui permet de faire baisser le plus le résidu, à la valeur de β_i constante. Il s'agit également de la variable la plus corrélée avec le résidu.

 $\mathcal{A} \leftarrow \{\mathcal{A}, i\}, avec : i tel que :$

$$\max_{i \in \overline{A}} |X_i (y - X\beta)| \tag{E-6}$$

$$\overline{\mathcal{A}} \leftarrow \overline{\mathcal{A}} - \mathbf{i}$$
 (E-7)

Cette opération est illustrée en figure 1.b

3. A l'intérieur des variables actives, nous cherchons le vecteur $\mu_{\mathcal{A}} \in \mathbb{R}^n$ suivant lequel va évoluer la solution f:

$$f^{(k+1)} = f^{(k)} + \gamma \mu_{\mathcal{A}} \in \mathbb{R}^n$$
(E-8)

Ce vecteur représente la projection du résidu R dans l'espace engendré par X_{A} . Listons maintenant les propriétés liées à μ_{A} :

- $\mu_{\mathcal{A}}$ s'écrit comme une combinaison linéaire desvariables de l'ensemble actif puisqu'il s'agit d'une projection du résidu sur ces sources :

$$\mu_{\mathcal{A}} = \sum_{i=1}^{|\mathcal{A}|} w_i X_i = X_{\mathcal{A}} w \in \mathbb{R}^n, \quad w \in \mathbb{R}^{|\mathcal{A}|}$$
(E-9)

- μ_A est equi-corrélé à toutes les variables de l'ensemble actif :

$$\forall i \in \mathcal{A}, X_i^T \mu_{\mathcal{A}} = \alpha, \alpha \in \mathbb{R}$$
(E-10)

Où α est une constante.

4. Une fois établie la direction dans laquelle va évoluer la solution, reste le calcul du pas γ pour définir $f^{(k+1)}$. Nous déterminons le plus petit pas, de sorte qu'une (et une seule) variable de \overline{A} soit corrélée au résidu autant que les variable de A:

$$\gamma = \min_{i \in A_{i}} \left\{ \frac{X_{j}^{T} R^{(k)} - X_{i}^{T} R^{(k)}}{X_{i}^{T} u_{\mathcal{A}} - X_{j}^{T} u_{\mathcal{A}}}, \frac{X_{i}^{T} R^{(k)} - X_{j}^{T} R^{(k)}}{X_{j}^{T} u_{\mathcal{A}} - X_{i}^{T} u_{\mathcal{A}}} \right\}, \qquad j \in \mathcal{A} \quad (E-11)$$

5. Calcul de la nouvelle solution suivante :

$$f^{(k+1)} = f^{(k)} + \gamma \mu_{\mathcal{A}} \mathbb{R}^n$$
(E-12)

Identification des β associés à cette solution en utilisant (9):

$$f^{(k+1)} = X\beta^{(k+1)} = X\beta^{(k)} + \gamma\mu_{\mathcal{A}} = X\beta^{(k)} + \gamma X_{\mathcal{A}w} \quad (\text{E-13})$$

D'où une mise à jour des $\beta_{\mathcal{A}}$ correspondant aux variables actives:

$$\beta_{\mathcal{A}}^{(k+1)} = X\beta_{\mathcal{A}}^{(k)} + \gamma w \in \mathbb{R}^{|\mathcal{A}|}$$
(E-14)

6. Lorsqu'un coefficient β_i change de signe entre $\beta^{(k)}$ et les $\beta^{(k+1)}$, cela signifie que la corrélation entre une des variables et le résidu s'est annulée puis a changé de signe. Afin de trouver la solution du LASSO, il est nécessaire de déterminer le pas γ correspondant à l'annulation du coefficient β concerné pour retirer la variable qui lui est liée de l'ensemble actif.

Nous déterminons alors un pas γ tel que $\beta_i^{(k+1)} = 0$, c'est-à-dire :

$$\gamma = \frac{\beta_i^{(k+1)} - \beta_i^{(k)}}{w_i} = \frac{-\beta_i^{(k)}}{w_i}$$
(E-15)

La variable i est éliminée de l'ensemble actif :

$$\mathcal{A} \leftarrow \mathcal{A} - \mathbf{i}, \ \overline{\mathcal{A}} \leftarrow \overline{\mathcal{A}} + \mathbf{i}$$
 (E-16)

Et une nouvelle optimisation est effectuée : détermination de μ_A , calcul de γ et mise à jour de la solution *f*.

7. Le processus est itéré jusqu'à ce que la borne t de l'équation soit atteinte, toutes les étapes correspondant à des valeurs de t inférieures sont décrite en utilisant cet algorithme de résolution.



(a) Espace des variables ou sources d'information. Les signaux sont ici décrits dans un espace à 3 dimensions (d = 3). Cet exemple illustre le cas très particulier d'un espace orthogonal.



(c) Définition d'une nouvelle solution en faisant un pas γ dans la direction u_{β} . Le pas est défini de façon à établir une équi-corrélation entre le résidu, les variables de l'ensemble actif et une nouvelle variable.







(d) L'opération est réitérée, le résidu projeté sur les variables de l'ensemble actif, pour définir $u_{\mathfrak{A}}$. La figure met en évidence le fait que tous les angles entre $u_{\mathfrak{A}}$ et les variables actives sont égaux. Toutes les variables actives sont donc continuellement équicorrélées au



(e) La définition du pas γ va jusqu'à équi-

Figure E-1 : Explication graphique du fonctionnement de l'algorithme Least Angle Regression (LAR). Les sources d'information sont des variables qui forment un espace dans lequel nous évoluons pas à pas pour construire linéairement une approximation des étiquettes y.

- ANNEXE F - Indices de sensibilité

Application 1 : Cas de téléphone portable placé prés du la tête :

Tableau F-1 : Estimation des indices de sensibilité générés par le développement parCP plein et CP creux pour la réponse du DAS1g.

PC creux					
Indices de	PC plein	Régression itérative	LAR ada	ptatif	
sensibilité		$Q_{cible}^2 = 0.99$	$Q_{cible}^2 = 0.99$	$Q_{cible}^2 = 0.999$	
S1	0.5973	0.5906	0.5887	0.5861	
S_2	0.0945	0.0883	0.0899	0.0903	
S ₂	0.0565	0.0611	0.0602	0.0597	
S_4	0.1782	0.1711	0.1779	0.1801	
S ₁₂	0.0092	0.0084	0.0079	0.0088	
S ₁₃	0.0063	0.0069	0.00-0	0.0067	
<i>S</i> ₁₄	0.0374	0.0441	0.0389	0.0377	
S ₂₃	0.0087	0.0077	0.0084	0.0084	
S_{24}^{-1}	0.0066	0.0059	0.0067	0.0064	
S ₃₄	0.0032	0.0034	0.0030	0.0036	
S123	0.78 e-3	0.81 e-3	0.74 e-3	0.77 e-3	
S_{124}	0.0010	0.0007	0.0012	0.0014	
S_{134}	0.0037	0.0041	0.0039	0.0037	
S_{234}	0.00619	0.0065	0.0063	0.0060	
S ₁₂₃₄	0	0	0	0	
S_1^T	0.6551	0.6113	0.6089	0.6100	
S_2^T	0.1210	0.1017	0.0.116	0.1122	
S_2^T	0.0756	0.0698	0.0.0702	0.0776	
S_4^T	0.2274	0.2310	0.0.2092	0.2061	
N	122	101	67	79	
Ordre p	3	7	4	9	
IS	100	8.2 %	21 %	3.4%	

Application2 : Cas de téléphone portable place prés du corps :

Tableau F-2 : Estimation des indices de sensibilité (indices d'ordre 1, ordre 2, ordre 3 et ordre 4) générés par les différentes approximations par CP pour la réponse du DAS (DAS10g et DAS1g).

	Ν	Iodèle du DAS1	lOg	Modèle du DAS1g			
		CP creux ($Q^2=0.99$)			CP creux ($Q^2=0.99$)		
Indices de	CP Plein	Régression	LAR	CP Plein	Régression	LAR	
sensibilite		itérative	adaptatif		itérative	adaptatif	
<i>S</i> ₁	0.00385	0.00362	0.00374	0.0912	0.0882	0.0905	
S_2	0.0023	0.0019	0.0022	0.1719	0.1642	0.1661	
S_3^{-}	0.0450	0.0421	0.0440	0.0083	0.0090	0.0088	

i.						
<i>S</i> ₄	0.8901	0.8968	0.8897	0.6118	0.6229	0.6207
<i>S</i> ₁₂	0.17 e -4	0.23 e-4	0.21 e-4	0.76 e-3	0.81 e-3	0.83 e-3
<i>S</i> ₁₃	0.68 e-4	0.72 e-4	0.69 e-4	0.28 e-3	0.31 e-3	0.34 e-3
<i>S</i> ₁₄	0.0227	0.0200	0.0219	0.0096	0.0091	0.0094
S ₂₃	0.4 e-5	0.37 e-5	0.41 e-5	0.21 e-3	0.17 e-3	0.19 e-3
S ₂₄	0.0295	0.0300	0.0320	0.0268	0.0220	0.0239
S ₃₄	0.0051	0.0047	0.0048	0.33 e-3	0.30 e-3	0.28e-3
<i>S</i> ₁₂₃	0.42e-5	0.37 e-5	0.33 e-5	0.14 e-3	0.11e-3	0.9 e-4
<i>S</i> ₁₂₄	0.449e-4	0.51 e-4	0.48 e-4	0.61 e-3	0.67 e-3	0.66 e-3
S ₁₃₄	0.701 e-4	0.64 e-4	0.60 e-4	0.0769	0.0811	0.0771
S ₂₃₄	0.56 e-3	0.51 e-3	0.55 e-3	0.9 e-3	0.9 e-3	0.87 e-3
S ₁₂₃₄	0	0	0	0	0	0
N	100	78	83	100	88	82
P	35	26	28	35	25	25
IS	100%	1.8 %	8 %	100 %	3.7 %	5 %

Publications Personnelles

Publications :

- 1. A. Ghanmi, N. Varsier, A. Hadjem, E.Conil, J. Wiart, O. Picon "Analysis of the influence of a handset phone position on RF exposure of brain tissue". Accepté pour publication, *Bioélectromagnetics* 2013.
- A. Ghanmi, N. Varsier, A. Hadjem, E.Conil, J. Wiart, O. Picon "Study of the influence of the laterality of mobile phone use on the SAR induced in two head models". Accepté pour publication, Les Comptes Rendus de l'académie des sciences 2013.
- 3. A. Ghanmi, N. Varsier, J. Wiart, O. Picon "SAR Uncertainty and Sensitivity Analysis Using a Sparse Polynomial Chaos Expansion". Soumis à *PIER 2013*.

Conférences Internationales :

- 1. A. Ghanmi, N. Varsier, A. Hadjem, E.Conil, J. Wiart, O. Picon, "Human Brain Exposure to Electromagnetic Fields from different Mobile Phones in Talk and Data Configurations". International Union of Radio Science & Mediterranean Microwave Symposium 2012, Istanbul.
- 2. A. Ghanmi, N. Varsier, A. Hadjem, E.Conil, J. Wiart, O. Picon, "SAR Sensitivity Analysis Using Polynomial Chaos Expansions". APS-URSI 2012, Chicago.
- 3. A. Ghanmi, N. Varsier, A. Hadjem, E.Conil, J. Wiart, O. Picon "Parcimonious chaos polynomial expansion for genitals exposure analysis", BEMS 2012. Brisbane, Australia.
- 4. J. Wiart, A. Ghanmi, N. Varsier, T. Libert, A. Hadjem, E.Conil, O. Picon, B.Sudret "Stochastic Dosimetry: the challenge to handle variability", AES 2012, Paris.
- 5. A. Ghanmi, N. Varsier, A. Hadjem, E. Conil, J. Wiart, O. Picon, "**RF exposure on child genitals at 1 GHz and 2.1 GHz**", 6th International EMF Seminar, October 2011, Chine.
- 6. A. Ghanmi, Y. Pinto, A. Hadjem, E. Conil, A. Gati, O. Picon, J. Wiart, "Analysis of the influence of the position of the mobile on SAR induced using polynomial chaos decomposition", URSI 2011, Istanbul.
- 7. A. Ghanmi, Y. Pinto, A. Hadjem, E.Conil, N. Varsier, A. Gati, O. Picon, J. Wiart, "Statistical Analysis of the influence of the position of a phone on the exposure of head tissue", BEMS 2011 Halifax, Canada.
- 8. A. Ghanmi, Y. Pinto, A. Hadjem, E. Conil, A. Gati, O. Picon, J. Wiart," Uncertainty propagation in the SAR induced in the head using polynomial chaos decomposition" MMS 2011, Tunis.

Conférences Nationales :

- 1. A. Ghanmi, Y. Pinto, A. Hadjem, E. Conil, O. Picon, J. Wiart "Statistical Analysis of the influence of the position of the phone on the exposure of head tissue "AREMIF, 2010, Paris
- A. Ghanmi, Y. Pinto, A. Hadjem, E. Conil, O. Picon, J. Wiart "L'effet de la main sur les performances du téléphone mobile et sur l'évolution du DAS JNM, 2011, Brest.
- 3. A. Ghanmi, Y. Pinto, A. Hadjem, E. Conil, O. Picon, J. Wiart "Etude de la sensibilité du DAS aux positions du téléphone à proximité de la tête dans le cas de deux téléphones portables GSM" URSI France 2012, Paris.
- 4. A. Ghanmi, A. Hadjem, E. Conil, O. Picon, J. Wiart "Analyse de l'exposition des organes reproducteurs masculins par un téléphone portable dans les bandes GSM et UMTS" JNM 2013, Paris.