

**Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale  
(C.E.M.A.C)**



**Institut Sous régional de Statistique et d'Économie Appliquée  
(I.S.S.E.A)**

**Organisation Internationale**

B.P. 294 Yaoundé, Tel. (237) 22 22 01 34, Fax. (237) 22 22 95 21, Site: [www.issea-cemac.org](http://www.issea-cemac.org)

**(République du Cameroun)**

**MÉMOIRE PROFESSIONNEL**

Stage effectué au Programme National de lutte contre le Paludisme (PNLP) du 11 février au 31 mai 2013 sous le thème :

**EFFET DE LA CAMPAGNE 2011 DE DISTRIBUTION DES  
MOUSTIQUAIRES IMPRÉGNEES D'INSECTICIDES A  
LONGUES DUREES D'ACTION SUR LA MORBIDITE**

Rédigé par :

***Annick Yolande KWEDOM***

Mémoire professionnel publiquement soutenu le 14 juin 2013 devant le jury composé de

Encadrée par :

**M. Gottlieb  
Salomon TONYE  
MASSODA**

**M. Nicolas DASSI**

**M. Jean Robert  
TIKOUOKA**

***Statisticien au  
GTC/PNLP***

***Chef de département  
de la formation  
continue et de la  
professionnalisation à  
l'ISSEA***

**Juin 2013**

## TABLE DES MATIERES

TABLE DES MATIERES .....	i
DÉDICACE.....	v
REMERCIEMENTS.....	vi
SIGLES ET ABRÉVIATIONS .....	vii
LISTE DES TABLEAUX.....	ix
LISTE DES FIGURES .....	x
AVANT PROPOS .....	xii
RÉSUMÉ .....	xiii
INTRODUCTION GÉNÉRALE.....	14
1 <sup>ère</sup> PARTIE : CADRE CONCEPTUEL ET MÉTHODOLOGIQUE .....	17
CHAPITRE 1 : GÉNÉRALITÉS SUR LES MILDA ET PALUDISME AU CAMEROUN .....	18
1.1 Définition de quelques termes clés .....	18
1.1.1 Les indicateurs.....	18
1.1.1.1 Morbidité.....	18
1.1.1.2 Mortalité.....	18
1.1.2 Prévention .....	18
1.1.2.1 Lutte anti vectorielle .....	19
1.1.2.1.1 Moustiquaire Imprégnée d’Insecticide à Longue Durée d’Action ou MILDA..	19
1.1.2.1.2 Aspersions Intra-Domiciliaires (AID).....	19
1.1.2.2 Chimio-prévention .....	20
1.1.3 Prise en Charge.....	20
1.2 Généralité sur les moustiquaires.....	21
1.2.1 Efficacité des MILDA.....	21
1.2.2 Projets avec les MILDA.....	22
1.3 Brève analyse de la situation palustre Au Cameroun .....	22
1.3.1 Les objectifs du PNLP .....	22

1.3.2	Les résultats du PNLP.....	24
CHAPITRE 2 : MÉTHODOLOGIE DE L'ÉTUDE .....		26
2.1	Approches d'évaluation de la couverture des MILDA .....	26
2.1.1	Approche par enquêtes transversales (DASSI N., 2012).....	26
2.1.2	Approche sur données longitudinales .....	27
2.1.2.1	Enquêtes de cohorte (DASSI N., 2012) .....	27
2.1.2.2	Enquêtes de cas-témoins (DASSI N., 2012) .....	27
2.2	Études empiriques de couverture nationale, approche d'évaluation de la campagne MILDA 2011 et taux d'exactitude des données .....	28
2.2.1	Études empiriques de couverture nationale des MILDA .....	28
2.2.2	Approche d'évaluation de la campagne MILDA 2011 .....	30
2.2.3	Taux de couverture des données.....	31
2.3	Méthodologie d'analyse .....	31
2.3.1	Analyse exploratoire .....	31
2.3.1.1	Les éléments de l'analyse exploratoire .....	31
2.3.1.2	Mise en œuvre .....	32
2.3.2	Analyse explicative : MANOVA.....	32
2.3.2.1	Présentation du MANOVA (FRENCH A. et Al, 2002).....	32
2.3.2.2	Hypothèses du modèle (FRENCH A. et Al, 2002).....	32
2.3.2.3	Spécification du modèle (BACCINI A. et al, 2003) .....	33
2.3.2.4	Test de validation du modèle.....	34
2.3.3	Analyse explicative : Econométrie des données de panel .....	35
2.3.3.1	Présentation de l'économétrie des données de panel (SEVESTRE P., 2002).....	35
2.3.3.2	Spécification et hypothèses du modèle (SEVESTRE P., 2002).....	36
2.3.3.3	Choix du modèle (GOAIED M. et al, 2012).....	37
2.3.4	Objectif recherché dans la mise en œuvre des deux méthodes d'analyses explicatives .....	38
2.3.5	Démarche d'évaluation des MILDA .....	39
2ème PARTIE : CADRE ANALYTIQUE .....		40

CHAPITRE 3 : CARACTÉRISTIQUES ÉPIDÉMIOLOGIQUES DANS LES RÉGIONS DU CAMEROUN .....	41
3.1    Présentation des variables d'analyse et traitement des données.....	41
3.1.1    Traitement des incohérences de la base de données .....	41
3.1.2    Présentation des variables d'analyse.....	41
3.1.2.1 Variables à expliquer.....	41
3.1.2.2 Variables explicatives .....	42
3.2    Caractéristiques descriptives de la morbidité.....	43
3.2.1    Description de la morbidité .....	43
3.2.2    Evolution temporelle de la morbidité .....	45
3.2.3    Analyse spatiale de la morbidité.....	48
3.2.3.1 Cas des enfants de moins de 5 ans .....	48
3.2.3.2 Cas des femmes enceintes.....	49
3.2.3.3 Cas des plus de 5 ans.....	50
3.2.3.4 Cas de la population générale.....	51
3.2.4    Analyse spatio-temporelles de la morbidité.....	52
3.3    Caractéristiques des variables explicatives quantitatives.....	55
3.3.1    Caractéristiques des variables explicatives .....	55
3.3.2    Catégorisation des variables explicatives quantitatives.....	56
3.3.3    Autres variables explicatives.....	57
3.3.4    Etude des corrélations .....	58
CHAPITRE 4 : ANALYSES EXPLICATIVES DE LA MORBITITE .....	59
4.1    Mise en œuvre de l'Analyse de la Variance Multi-variée (MANOVA).....	59
4.1.1    Justification du modèle .....	59
4.1.2    Spécification du modèle.....	60
4.1.3    Mise en œuvre du MANOVA.....	60
4.1.3.1 Significativité du modèle stable.....	60
4.1.3.2 Vérification des hypothèses .....	63
4.1.3.3 Ré-estimation du modèle.....	63

4.1.3.4	Vérification des hypothèses sous jacentes au modèle stable retenu .....	64
4.1.3.5	Présentation des résultats .....	65
4.1.3.5.1	Enfants de moins de 5 ans .....	65
4.1.3.5.2	Cas des femmes enceintes .....	67
4.1.3.5.3	Cas de la population générale .....	68
4.1.4	Extraction de la morbidité attribuable à la Campagne MILDA 2011 .....	70
4.1.5	Mise en œuvre du modèle effet campagne MILDA 2011 .....	71
4.1.5.1	Significativité du modèle .....	71
4.1.5.2	Pouvoir explicatif du modèle et vérification des hypothèses .....	72
4.1.5.3	Interprétation des résultats du modèle .....	73
4.1.5.3.1	Enfants de moins de 5 ans .....	73
4.1.5.3.2	Population générale .....	74
4.1.6	Quantification de l'effet campagne .....	75
4.1.6.1	Procédure de quantification .....	75
4.1.6.2	Résultats .....	76
4.1.6.2.1	Résultats à l'échelle globale .....	76
4.1.6.2.2	Résultats à l'échelle mensuelle .....	77
4.1.6.2.3	Estimation des coûts directs de l'incidence due de la campagne MILDA 2011 .....	82
4.2	Econométrie des données de panel .....	83
4.2.1	Choix des modèles à appliquer as des enfants de moins de 5 ans.....	83
4.2.2	Pouvoir explicatif des modèles .....	84
LIMITES ET RECOMMANDATIONS.....		86
CONCLUSION GÉNÉRALE .....		88
BIBLIOGRAPHIE.....		90
ANNEXE 1 .....		92
ANNEXE 2 .....		101

## DÉDICACE

---

Je dédie ce travail à mon fils

SIDJE TCHOUANTÉ Godlove Kenny

Qu'il y trouve un sujet de fierté pour sa maman

et une source d'inspiration pour ses projets futurs.

## REMERCIEMENTS

---

Mes sincères remerciements vont à l'endroit :

- De mon encadreur Monsieur MASSODA TONYE Salomon Gottlieb, statisticien à la section Surveillance, Suivi-Évaluation (SSE) au PNLP de ce qu'il n'a cessé de m'encourager et de me guider pour que je parvienne à produire ce document.
- De mon encadreur académique Monsieur TIKOUOKA Jean Robert, Chef de département de la formation continue et de la professionnalisation à l'ISSEA pour ses critiques qui ont enrichi le travail.
- Docteur KOUAMKENG Célestin, chef de la section Surveillance, Suivi-Évaluation (SSE) au PNLP, pour la documentation et ses conseils qui m'ont été d'une très grande utilité pour bâtir ce travail.
- Monsieur DASSI Nicolas pour ses remarques qui ont contribué à produire cette version finale du document.
- Je remercie mon époux SIDJE TCHOUANTE Kelly Brown pour le soutien perpétuel qu'il n'a cessé de m'accorder depuis mon entrée à l'ISSEA et particulièrement pour la rédaction de ce mémoire
- Je salue par ce document la mémoire de ma feu grand-mère KEULEGNI Julienne qui s'est investie pour ma réussite scolaire depuis mon enfance mais à qui Dieu n'a pas permis de voir le couronnement de toutes ces années consacrées pour mon encadrement.
- Je remercie également SIWE Léonel pour le soutien qu'il m'a accordé dans l'apurement de la base de données.
- Je remercie mon camarade EDORH OKAMETO Rodrigue Junior pour la documentation qu'il m'a donnée.
- Je remercie ma tante MEKUAZE Nathalie pour l'assistance maternelle qu'elle m'a accordée pendant la rédaction de ce document.
- Je remercie Lumbroso Bord, pour l'impression de ce document et pour toutes les facilités qu'il m'a accordées pour les impressions et les photocopies dans ma formation.

Je remercie enfin, tous ceux qui par leur prière, et leurs gestes d'amour m'ont encouragé quand je faiblissais.

## SIGLES ET ABRÉVIATIONS

---

ACT	Combinaison Thérapeutique à base d'Artémisinin
AF	Administration et finance
AID	Aspersions Intra-Domiciliaires
ANOVA	Analyse de la Variance
CAP	Connaissance, Attitudes et Pratiques
CNC	Comité National de Coordination
EDS	Enquête Démographique et Santé
F	Fisher
FR	Formation et Recherche
FS	Formations Sanitaires
GTC	Groupe Technique Central
IEC	Information Education et Communication
KD	Knock Down
MANOVA	Analyse Multi variée de la Variance
MICS	Multiple Indicator Cluster Survey
MII	Moustiquaire Imprégnée d'Insecticide
MIILD	Moustiquaires Imprégnées d'Insecticide Longue Durée
MILDA	Moustiquaires Imprégnées d'Insecticide à Longue Durée d'Action
MSP	Mobilisation Sociale et Partenaire
NB	Notez Bien
OMS	Organisation Mondiale de la Santé
PID	Pulvérisations Intra-Domiciliaires
PNLP	Programme National de Lutte contre le Paludisme



PSNLP	Plan de Stratégie National de Lutte contre le Paludisme
SAS	Statistical Analysis System
SASNIM	Semaines d'Action, de Santé, de Nutrition Infantile et Maternelle
SPSS	Statistical Package for the Social Sciences
SSE	Surveillance Suivi-Évaluation
STATA	Data Analysis and Statistical Software
TCC	Toutes Causes Confondues
TPI	Traitement Préventif Intermittent
URLP	Unité Régionale de Lutte contre le Paludisme

## LISTE DES TABLEAUX

---

Tableau 1: Statistiques descriptives de la morbidité par groupe de population sur les 5 ans ...	44
Tableau 2: Statistiques descriptives des variables TPI, ACT et Moustiquaire.....	56
Tableau 3: Catégorisation des variables quantitatives des données de 2008 à 2012.....	57
Tableau 4: Récapitulatif des codes associés aux niveaux des facteurs mois, région, année.....	57
Tableau 5: Etude des corrélations entre les variables expliquées .....	59
Tableau 6: Résultats du test d'homoscédasticité.....	63
Tableau 7: Test d'homoscédasticité du modèle stable .....	65
Tableau 8: Résultats du test d'homoscédasticité.....	73
Tableau 9: Quantification de l'effet campagne par région .....	77
Tableau 10: Cas de Paludisme résorbés rapportés à la population totale de la région .....	81
Tableau 11: Estimation des coûts directs .....	82
Tableau 12: Traitement des incohérences .....	93
Tableau 13: Test de comparaison de la morbidité dans le temps chez les 0-5 ans .....	94
Tableau 14: Test de comparaison de la morbidité dans le temps chez les 5 ans et plus .....	94
Tableau 15: Test comparaison de la morbidité dans le temps chez les femmes enceintes .....	94
Tableau 16: Test de Comparaison de la morbidité générale dans le temps .....	95
Tableau 17: Récapitulatif des liens entre les variables explicatives.....	95
Tableau 18: Taux d'accroissement .....	96
Tableau 19: Quantification de l'effet campagne par mois et par groupe cible .....	96

## LISTE DES FIGURES

Figure 1: Évolution de la morbidité palustre de 2007 à 2012.....	24
Figure 2: Morbidité par groupe cible sur la période d'étude .....	46
Figure 3: Morbidité sur la période d'étude et par région .....	47
Figure 4: Morbidité spatiale chez les enfants de moins de 5 ans .....	49
Figure 5: Morbidité spatiale chez les femmes enceintes .....	50
Figure 6: Répartition spatiale de la morbidité chez les plus de 5 ans .....	51
Figure 7: Répartition spatiale de la morbidité dans la population générale.....	52
Figure 8: Distribution spatio-temporelle de la morbidité par groupe cible .....	54
Figure 9: Significativité globale du modèle sur quatre ans avec tous les facteurs.....	61
Figure 10: Pouvoir explicatif du modèle avec moustiquaire .....	61
Figure 11: Significativité globale du modèle sur quatre ans sans la moustiquaire .....	62
Figure 12: Pouvoir explicatif du modèle sans moustiquaire.....	62
Figure 13: Modèle stable .....	64
Figure 14: Pouvoir explicatif du modèle stable .....	64
Figure 15: Normalité uni variée .....	65
Figure 16: Coefficients du modèle stable chez les enfants.....	66
Figure 17: Coefficients du modèle stable chez les femmes enceintes.....	68
Figure 18: Coefficients du modèle stable dans la population générale .....	69
Figure 19: Test de significativité globale du second modèle avec ACT.....	71
Figure 20: Test de significativité globale de l'effet de la campagne .....	72
Figure 21: Caractéristique uni variée .....	72
Figure 22: Coefficients du second modèle pour les enfants .....	74
Figure 23: Incidence chez les enfants de moins de 5 ans .....	<b>Erreur ! Signet non défini.</b>
Figure 24: Incidence chez les femmes enceintes .....	79
Figure 25: Incidence dans la population totale .....	80
Figure 27: Modèles respectif des enfants de moins de 5 ans, des femmes enceintes et de la population générale .....	84
Figure 28: Fiche de suivi mensuel du PNLP dans les FS .....	<b>Erreur ! Signet non défini.</b>
Figure 29: Histogramme des résidus respectif des moins de 5 ans, femmes enceintes et population totale .....	96
Figure 30: Test du Hausman respectif des enfants de moins de 5 ans, des femmes enceintes et de la population générale .....	97

Figure 31: Variabilité intra et inter individu .....	97
Figure 32: Première approche de modélisation Panel des moins de 5 ans .....	98
Figure 33: Première approche de modélisation Panel des femmes enceintes.....	99
Figure 34: Première approche de modélisation Panel des femmes enceintes.....	100

## AVANT PROPOS

---

L'Institut Sous-régional de Statistique et d'Economie Appliquée (ISSEA) est une institution d'enseignement supérieur basée au Cameroun, qui forme des cadres statisticiens et économistes. Pour mener à bien la formation des étudiants, l'institut dispose de trois cycles de formation à savoir, le cycle des Techniciens Supérieurs de la Statistique (TSS) dont la durée de la formation est de 02 ans, le cycle des Ingénieurs d'Application de la Statistique (IAS) pour lequel la formation s'étend sur 04 ans et le cycle des Ingénieurs Statisticiens Economistes (ISE) dont la formation dure 03 ans.

Les élèves ingénieurs du cycle IAS, rendus à leur quatrième année de formation, sont tenus d'effectuer un stage académique d'une durée de 04 mois dans une structure de la place. Ce stage vise la mise en pratique des connaissances et outils statistiques acquis au cours de la formation, et aussi l'imprégnation au monde professionnel. Il est sanctionné à son terme par la production d'un mémoire qui doit faire l'objet d'une soutenance.

C'est dans ce contexte que nous avons effectué un stage au Programme National de Lutte contre le Paludisme (PNLP) dans la section Surveillance Suivi-Evaluation (SSE) la période allant du 11 février au 31 mai 2012. Le thème retenu dans le cadre de ce stage est : ***« Effet de la campagne nationale de distribution des Moustiquaires Imprégnées d'Insecticides à Longue Durée d'Action (MILDA) sur la morbidité palustre ».***

## RÉSUMÉ

---

Le Cameroun, comme le reste des pays d'Afrique subsaharienne, continue à porter le lourd fardeau de la mortalité liée au paludisme. Depuis environ une décennie, les actions de lutte ont pris de l'importance dans le but ultime d'éradiquer le paludisme. C'est ainsi que, du 28 septembre au 6 Décembre 2011, une campagne nationale de distribution des Moustiquaires Imprégnées d'Insecticides à Longue Durée d'Action a été organisée. Cette campagne innovante, dont nous voulons isoler la portée au niveau des enfants de moins de 5ans, des femmes enceintes, des personnes de plus de 5 ans et dans la population entière est venue se greffer aux stratégies de lutte déjà en place. Nous émettons l'hypothèse de recherche selon laquelle la campagne MILDA a contribué à la réduction la morbidité palustre.

L'étude a porté sur les dix régions du Cameroun dont nous disposons des données mensuelles de Surveillance Suivi et Evaluation sur 5 ans allant de 2008 à 2012. L'approche méthodologique a consisté à trouver une équation d'équilibre sur les données de 2008 à 2011 puis, à faire une estimation de la morbidité 2012 à partir de cette équation. Puis, à retrancher l'estimation de la morbidité à la morbidité réellement observée en 2012. L'écart étant imputable à la campagne.

En 2012, 1 171 325 de personnes ont été préservées du paludisme au Cameroun du fait de la campagne nationale de MILDA. La contribution de la région du Centre en est de 19,41 % ; celle du Littoral est de 15,79 % tandis que l'Extrême-Nord a contribué 15,27 %. Ces trois régions s'avèrent être celles à plus forte contribution. 69354 cas de paludisme ont été résorbés chez les enfants de moins de 5 ans soit environ 6 % de la totalité de l'incidence. Dans ce groupe, le nord a contribué à 19,17 % et est la région à plus forte contribution. Les femmes enceintes sont le groupe le moins atteint avec 131 cas, soit 0,011 % du nombre total de cas.

En rapportant le nombre de cas absorbés à l'effectif de la population de la région, il en ressort que, l'Extrême-Nord est la région où l'effet rapporté à la population est le plus faible en 2012. L'effet de la campagne chez les femmes enceintes s'observe sur trois (03) mois : février, décembre et Mai avec environ 81 % comme contribution du mois de mai. Chez les enfants de moins de 5 ans, janvier, juin, août, octobre et novembre de l'année 2012 sont les périodes où l'effet est le plus important et se confirment être les périodes à fortes transmission. Les mois d'octobre et d'avril sont dans la population générale, ceux à plus forte contribution.

Termes clés : MILDA, ACT, TPI, Morbidité

## INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

### Contexte de l'étude

Depuis la création de l'initiative « faire reculer le paludisme » en 1998, avec un engagement ferme des chefs d'État et de gouvernements en avril 2000 de faire de la lutte contre le paludisme une priorité, cette lutte au Cameroun a pris une importance sans cesse croissante (Ministère de la santé, 2010). En effet, trois plans Stratégiques Nationaux de Lutte contre le Paludisme (PSNLP) ont été élaborés avec l'objectif ultime d'éradiquer le paludisme à long terme. Le Cameroun entend dans le dernier Plan Stratégique National de Lutte contre le Paludisme qui s'étend sur la période 2011 à 2015, renforcer la disponibilité et l'utilisation des moustiquaires imprégnées d'insecticides dans les ménages et les structures à forte fréquentation, poursuivre le suivi de la résistance/sensibilité des vecteurs aux insecticides et mettre en œuvre les Pulvérisations Intra-Domiciliaires (PID) d'insecticides dans les districts. Au rang des grandes initiatives jusque là entreprises, on note la campagne nationale de distribution des Moustiquaires Imprégnées d'Insecticide à Longue Durée d'Action (MILDA) qui a eu lieu en fin<sup>1</sup> 2011 (Rapport PNLP, 2011). Cette campagne vient s'associer aux autres actions de lutte menées dans les deux précédents PSNLP qui ont permis d'améliorer les indicateurs de mortalité et de morbidité liés au paludisme. Le but de notre travail est donc d'évaluer l'apport de la campagne MILDA 2011 sur la morbidité palustre.

### Problématique

Ces dix dernières années, plusieurs actions de lutte d'envergure nationale ont été menées. Cependant, ces actions pour la presque totalité ont ciblé des couches précises de la population. La campagne nationale de distribution des Moustiquaires Imprégnées d'Insecticides à Longue Durée d'Action organisée en 2011, est la seule action menée pour la population entière. Les actions de santé publiques que sont : la distribution ciblée des MILDA, les Traitements Préventifs Intermittents (TPI) aux femmes venues en consultations prénatales et lors des Semaines d'Action de Santé de Nutrition Infantile et Maternelle (SASNIM), les aspersions Intra Domiciliaires (AID) et la distribution des ACT aux patients souffrant de paludisme simple sont autant des mesures d'action de lutte que le programme mène et dont les effets ne nous paraissent pas négligeables. En prenant en compte la portée de ces opérations de lutte,

---

<sup>1</sup> Du 28 septembre au 6 Décembre

quel peut être l'effet de la campagne nationale 2011 de distribution des MILDA sur La morbidité palustre?

### Objectif

Cette étude vise de façon générale à mesurer par groupe cible<sup>2</sup>, l'effet que la campagne nationale 2011 de distribution des Moustiquaires Imprégnées d'Insecticide à Longue Durée d'Action a eu sur la morbidité palustre au Cameroun.

De façon spécifique, il s'agit :

- ❖ D'évaluer l'évolution de la morbidité de 2008 à 2012
- ❖ De quantifier l'effet de la campagne 2011 par rapport aux autres interventions de lutte contre le paludisme.

### Intérêt de l'étude

Dans le cadre du PSNLP 2011-2015, il est prévu deux campagnes de distribution des MILDA à échelle nationale vers tous les groupes à risque. La première a eu lieu en 2011 et la seconde est prévue pour 2014. L'intérêt de ce travail est qu'il va permettre de disposer d'une évaluation de l'effet de ce type de campagne sur la morbidité.

### Hypothèses

#### **L'hypothèse de recherche**

- ❖ La campagne nationale 2011 de distribution des MILDA a réduit la morbidité palustre.

#### **L'hypothèse de Travail**

- ❖ L'effet de la campagne est un effet additif, c'est-à-dire que la morbidité 2012 est égale à celle imputable à l'effet des actions de routine du PNLP plus celle imputable à la campagne MILDA 2011.
- ❖ L'effet de la campagne ne peut être réellement observable qu'à partir de janvier 2012

### Plan d'analyse

Le présent travail est structuré en deux parties. La première présente l'aspect conceptuel et méthodologique de l'étude. Il y est essentiellement question de définir les concepts de référence de travail, de faire une brève présentation du paludisme et de ces actions de prévention avec un zoom sur la moustiquaire. Il y est également question de présenter les approches d'évaluations des campagnes nationales de distribution de MILDA qu'on trouve

---

<sup>2</sup> Enfants de moins de 5 ans, femmes enceintes, population générale



dans la littérature, de présenter quelques cas d'études et de faire une critique. Puis, nous y présentons notre méthodologie.

La seconde partie de notre travail traite de l'aspect analytique de notre sujet. Dans le premier chapitre, nous présentons les traitements effectués sur notre base de données, nous décrivons l'évolution de la morbidité selon les groupes cibles et présageons quelques résultats que nous infirmons ou confirmons dans l'analyse explicative qui fait l'objet du second chapitre de cette partie.

**1<sup>ère</sup> PARTIE : CADRE  
CONCEPTUEL ET  
MÉTHODOLOGIQUE**

## CHAPITRE 1 : GÉNÉRALITÉS SUR LES MILDA ET PALUDISME AU CAMEROUN

---

Dans ce chapitre, nous définissons quelques concepts clés de notre étude, puis, nous faisons une brève présentation du paludisme en mettant un accent sur les MILDA comme moyen de lutte anti vectorielle par la suite nous exhibons la situation palustre au Cameroun.

### 1.1 Définition de quelques termes clés

Cette section est réservée à la définition des termes importants de cette étude. Nous allons en occurrence définir la mortalité et la morbidité palustre, la prévention et ses composantes que sont la lutte anti vectorielle et la chimio thérapie. Puis, nous définirons les composantes de la lutte anti vectorielle à savoir les MILDA et les AID. Dans la chimio prévention nous définirons le TPI. Nous allons en fin de compte, définir la prise en charge palustre.

#### 1.1.1 Les indicateurs

La morbidité et la mortalité sont les deux principaux indicateurs que manipule le PNLP.

##### 1.1.1.1 Morbidité

La morbidité est le nombre de cas de paludisme<sup>3</sup> sur le nombre de consultations toutes causes confondues. Cet indicateur est calculé au PNLP à la fin de l'exercice de ses tâches pour une année donnée.

##### 1.1.1.2 Mortalité

La mortalité est le rapport du nombre de morts palustre sur l'ensemble des décès toutes causes confondues. Comme la morbidité, la mortalité est calculée à la fin de l'exercice des tâches du programme pour une année donnée.

#### 1.1.2 Prévention

La prévention est connue comme une action destinée à empêcher le développement ou la réalisation (d'un mal, d'une maladie, d'une chose fâcheuse). Au PNLP la prévention intègre deux éléments que sont la lutte anti vectorielle et la chimio-prévention.

---

<sup>3</sup> Paludisme simple et paludisme grave

### **1.1.2.1 Lutte anti vectorielle**

La lutte anti vectorielle constitue l'ensemble des actions visant à combattre le vecteur du paludisme. Elle comprend, la promotion de l'utilisation des MILDA et les Aspersions Intra-Domiciliaires (AID).

#### **1.1.2.1.1 Moustiquaire Imprégnée d'Insecticide à Longue Durée d'Action ou MILDA<sup>4</sup>**

Une MILDA est une Moustiquaire Imprégnée d'Insecticide à Longue Durée d'Action. Cet insecticide est directement intégré dans la fibre de polyester au moment de la fabrication. La durée de vie de ces moustiquaires est d'environ 3 ans ou 20 lavages. La moustiquaire imprégnée n'a pas besoin d'être ré-imprégnée, en effet, le lavage à l'eau claire suffit à la réactiver.

La MILDA est utilisée dans de nombreux pays du monde (recommandée par l'Organisation Mondiale de la Santé pour la lutte contre le paludisme) et ne présente pas de toxicité dans les conditions normales d'utilisation. Les molécules d'insecticide confèrent à la moustiquaire deux effets. Un effet excito-répulsif qui provoque l'éloignement des moustiques, et un effet choc « KD : Knock Down » (effet de paralysie des muscles et du système nerveux des insectes entraînant leur mort, suite au contact avec les insecticides de la famille des pyréthrinaïdes<sup>5</sup>) qui tue le moustique qui entre en contact avec le support imprégné.

Les moustiquaires imprégnées permettent de manière générale la protection contre l'ensemble des moustiques mais elles ont également un impact connu sur d'autres espèces d'insectes : puces, poux, cafards, punaises, scolopendre

#### **1.1.2.1.2 Aspersions Intra-Domiciliaires (AID)**

L'AID est l'action qui consiste à pulvériser les domiciles par un insecticide dans les zones à transmission pérenne. Cette intervention est faite par une équipe de techniciens formés à cet effet. Cette mesure de prévention est surtout faite dans les endroits à température très élevée afin de pallier à la difficulté d'utilisation des MILDA du fait de la chaleur.

---

<sup>4</sup> Selon l'agence régionale de santé Guyane ([www.ars.guyane.sante.fr](http://www.ars.guyane.sante.fr)).

<sup>5</sup> ROUY (P) : Mise en place des Moustiquaires Imprégnées d'Insecticide Longue Durée (MIILD) à Mayotte : premiers éléments relatifs à la pertinence et à la faisabilité locale : mémoire de l'École des Hautes Études en Santé publique de l'Île de Mayotte, Octobre 2010.

### **1.1.2.2 Chimio-prévention**

La chimio-prévention est une prévention contre le vecteur du paludisme qui consiste à prendre un comprimé. Cette prévention est essentiellement utilisée par les femmes enceintes et connu sous le nom de traitement préventif Intermittent (TPI).

Le traitement préventif intermittent consiste à administrer un cycle de traitement antipaludique complet, à des moments précis et à une population identifiée comme exposée au risque de paludisme, que les récipiendaires soient parasitémiques<sup>6</sup> ou non, dans le but de réduire la prise en charge de morbidité du paludisme dans la population cible. L'Organisation Mondiale de la Santé fournit des orientations normatives relatives au traitement préventif du paludisme chez les femmes enceintes et au traitement préventif intermittent chez les enfants. Les programmes au sein desquels ces activités sont mises en œuvre doivent disposer de systèmes de suivi et d'évaluation. Ce système doit être capable de retracer un suivi, renforcer et assurer de façon continue, la couverture de ces interventions, afin de communiquer des informations de qualité adaptée à la gestion de programme.

Au Cameroun, ce traitement est réservé aux femmes enceintes. La norme internationale recommande la consommation d'au moins 2 doses pendant la grossesse pour la prévention contre le paludisme.

### **1.1.3 Prise en Charge**

La prise en charge des malades souffrant de paludisme simple se fait avec l'ACT qui est une combinaison thérapeutique à base d'un dérivé de l'Artémisinine. C'est un traitement combiné à l'aide de deux molécules (deux antipaludiques) mises ensemble. La particularité de l'ACT est que l'une des molécules est un dérivé de l'Artémisinine qui est une classe de médicament de découverte assez récente. Ce dérivé présente l'avantage d'agir rapidement sur le plasmodium, il est hautement actif sur les formes de plasmodium asexué et sexué<sup>7</sup> (gamétocyte<sup>8</sup>) ce qui lui procure une propriété préventive. Ce comprimé a été introduit à cause de la résistance des plasmodiums à la Chloroquine.

---

<sup>6</sup> Personnes qui ont le parasite dans le sang

<sup>7</sup> Forme de type male et femelle qui perpétue l'espèce.

<sup>8</sup> Germe du plasmodium présent dans le sang de l'homme

## **1.2 Généralité sur les moustiquaires**

La littérature présente trois types de moustiquaires, les moustiquaires simples, les Moustiquaires Imprégnées d’Insecticides (MII) et les MILDA aussi appelés MILD. Avant la mise au point, au début des années 80 des Moustiquaires Imprégnées d’Insecticide, les gens utilisaient déjà des moustiquaires dans de nombreux pays, principalement pour se protéger contre les piqûres de moustiques. Mais ces moustiquaires étaient sans imprégnation d’insecticide. C’est au milieu des années 80 qu’ont été reconnus l’intérêt épidémiologique potentiel et les avantages en santé publique présentés par le traitement des moustiquaires avec un insecticide pyréthrianoïde comme méthode de protection contre le paludisme<sup>9</sup>. Cependant, ces moustiquaires perdent leur efficacité après 6 mois d’utilisation ou un lavage. Il faut dans ces conditions les imprégner à nouveau. La MILDA fait suite à la MII et vient résoudre la lourdeur d’une imprégnation tous les 6 mois. En effet, elle possède la particularité d’avoir une action plus longue qui est d’environ 3 ans ou 20 lavages. C’est-à-dire qu’au bout de 20 lavages elle perd son efficacité. De plus, la MILDA s’obtient à coût presque égal à celui de la MII.

### **1.2.1 Efficacité des MILDA**

Pour évaluer le potentiel des MILDA, des essais d’efficacité ont été réalisés dans des pays présentant un large éventail d’intensité de transmission du paludisme, en Afrique, en Asie, en Amérique latine et dans le pacifique occidental. La plupart de ces études ont été des essais comparant l’utilisation des MILDA avec l’absence d’utilisation de moustiquaires. Les effets ont porté sur : la mortalité infantile toutes causes confondues (âge: 1-59mois), l’incidence des accès palustres simples, la prévalence de la parasitémie, le taux d’hémoglobine moyen, la splénomégalie et l’état nutritionnel.

La revue Cochrane<sup>10</sup> a conclu que les MILDA réduisaient la mortalité générale d’environ 20 % en Afrique et qu’environ 6 vies sont annuellement épargnées pour 1000 enfants âgés de 1-59 mois protégés par une MILDA. Cette revue a également conclu que les MILDA réduisaient de 50 % des épisodes cliniques de paludisme non compliqué dus au *plasmodium falciparum* et au *plasmodium vivax*, tout en réduisant la parasitémie.

---

<sup>9</sup> « Moustiquaires imprégnées d’insecticide », manuel à l’intention des responsables de programmes nationaux de lutte antipaludique, édité par « FAIRE RECULER LE PALUDISME », 2003

<sup>10</sup> Lengeler C. Insecticide-treated bednets and curtains for malaria control(Cochrane Review) In: The Cochrane Library Oxford: Update Software, 1998:3

### **1.2.2 Projets avec les MILDA**

La plupart des projets MILDA sont réalisés dans le but de cibler un groupe précis. Les groupes vulnérables vers lesquels sont projets sont très souvent orientés sont les femmes enceintes et les enfants de moins de 5 ans. Ces projets ont souvent réussi à améliorer la couverture en moustiquaires dans les groupes cibles, mais ils n'ont couvert qu'une faible proportion de l'ensemble de la population à risque. De sorte que l'accès aux MILDA est toujours réduit dans la plupart des pays d'endémie du paludisme (OMS, 2003).

Le partenariat mondial « Faire Reculer le Paludisme », crée en 1998, a clairement fait ressortir le besoin de passer des projets à échelle limitée à de vastes programmes pouvant parvenir à une couverture nationale par les MILDA.

En Afrique, on estime qu'il y a 500 millions de personnes exposées au risque de paludisme et qu'il faudrait quelques 250 millions de moustiquaires pour les protéger. Soit environ 83 millions de MILDA par an pour maintenir cette couverture générale, si on estime qu'une moustiquaire a une durée de vie moyenne de 3 ans ; ce qui est un défi réel dans un contexte de rareté de ressources. (OMS, 2003).

## **1.3 Brève analyse de la situation palustre Au Cameroun**

Le Cameroun ayant adhéré en 1998 à l'initiative « Faire Reculer le Paludisme », a pris l'engagement ferme en Avril 2000 de faire de la lutte contre le paludisme une priorité<sup>11</sup>. En application à cet engagement, il élabore depuis 2002 sa stratégie de lutte dans un document appelé, le Plan Stratégique National de Lutte contre le Paludisme (PSNLP). Le Cameroun a jusqu'à lors trois PSNLP élaborés à savoir, PSNLP 2002-2006, PSNLP 2007-2010 et PSNLP 2011-2015 en cours d'exécution. Après 13 années de travail intense quels ont été les objectifs de lutte utilisés et quels en sont les résultats ?

### **1.3.1 Les objectifs du PNL**

Le Cameroun a déployé plusieurs instruments pour faire face au géant mortel qu'est le paludisme. Ces instruments de lutte sont principalement dirigés vers deux souches de la population que sont les femmes enceintes et les enfants de moins de 5 ans considérés comme la population à risque ou vulnérable.

---

<sup>11</sup> Plan stratégique 2007-2010

En dehors de la campagne nationale de distribution nationale des MILDA qui a eu lieu en 2011, le Cameroun, au moyen des campagnes MILDA à mini échelle, les TPI chez les femmes enceintes et les AID entend éradiquer le paludisme. C'est ainsi que le Cameroun s'est fixé comme objectif pour l'horizon 2015 de renforcer la disponibilité et l'utilisation des moustiquaires imprégnées d'insecticides dans les ménages et les structures à forte fréquentation, de poursuivre le suivi de la résistance/sensibilité des vecteurs aux insecticides et mettre en œuvre les Pulvérisations Intra-Domiciliaires (PID) d'insecticides dans les districts cibles.<sup>12</sup> De façon spécifique, le Cameroun s'est fixé comme objectifs :

- ✓ D'amener à au moins 80 % le nombre de cas de fièvre bénéficiant d'un diagnostic précoce systématique de paludisme par microscopie ou par test de Diagnostic Rapide (TDR) avant traitement d'ici 2015.

- ✓ D'amener à au moins 80 % le nombre de cas de paludisme recevant un traitement efficace (dans les 24 heures) contre le paludisme dans les communautés et dans les formations sanitaires d'ici 2015.

Ces objectifs du PSNLP 2011-2015 ont succédé à deux, qui ont été les suivants :

### ❖ PSNLP 2002-2006

Le premier PSNLP avait pour objectif général de réduire de 50 % la mortalité et la morbidité liées au paludisme d'ici 2006, en particulier chez les femmes enceintes et les enfants de moins de 5 ans.

De façon spécifique ce plan stipulait que d'ici 2006,

- ✓ 60 % des populations auront accès à un traitement approprié ;
- ✓ 60 % des femmes enceintes auront accès à un traitement préventif contre le paludisme
- ✓ 60 % des femmes enceintes dormiront sous une MII
- ✓ 60 % des enfants de moins de 5 ans dormiront sous une MII

Nous remarquons suite à la lecture de ce plan qu'il a utilisé deux instruments : les TPI et les MII.

### ❖ PSNLP 2007-2010

Réduire de 50 % la morbidité et la mortalité liées au paludisme en particulier chez les populations à risque (femmes enceintes et les enfants de moins de 5 ans) d'ici 2010.

---

<sup>12</sup> PSNLP 2011-2015



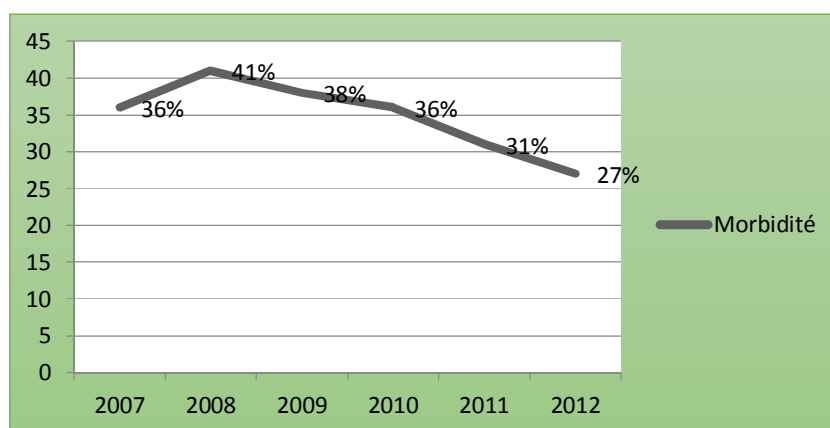
Comme objectif spécifique, d'ici 2010 :

- ✓ 80 % des populations auront accès à un traitement approprié contre le paludisme ;
- ✓ 80 % des femmes enceintes auront accès à la prévention contre le paludisme ;
- ✓ 80 % de la population à risque aura accès à une mesure de lutte anti vectorielle efficace, notamment les moustiquaires imprégnées d'insecticide et les aspersions intra-domiciliaires ;
- ✓ 80 % des districts de santé à potentiel épidémique auront bénéficié d'une riposte adéquate.

### 1.3.2 Les résultats du PNLP

Les résultats des actions de lutte contre le paludisme présentent une amélioration importante de la situation palustre au Cameroun depuis 2008. Au regard des morbidités agrégées au niveau nationales des 6 dernières années, on note comme illustrée dans la Figure 1 suivante, une décroissance de la morbidité depuis 2008. Ces données sont issues des rapports annuels du PNLP.

**Figure 1: Évolution de la morbidité palustre de 2007 à 2012**



Source : PNLP, Nos calculs

Cette tendance à la baisse de la morbidité s'explique par une nette amélioration des indicateurs d'impact de la lutte contre le paludisme entre la période 2006 à 2012 (période de mise en œuvre des projets Round 3 et Round 5). En effet, d'après les données contenues dans les rapports d'enquêtes MICS 2006 et EDS-MICS 2011, le taux de possession d'au moins une Moustiquaire Imprégnée par les ménages est passé de 4 % à 34 %, la proportion d'enfants dormant sous moustiquaires de 13 % à 21 % et celle des femmes enceintes ayant reçu au

moins deux doses de TPI de 6 % à 35 %. Par ailleurs, la mortalité générale chez les moins de cinq ans a baissé de 144‰ à 122‰.

Au regard de ce qui précède, nous constatons que la campagne nationale 2011 des MILDA a été précédée de plusieurs actions de lutte dont l'effet est non négligeable. Dans le chapitre suivant, nous présenterons quelques études empiriques sur l'évaluation des campagnes nationales de MILDA, leurs méthodologies d'analyses, les limites qu'elles présentent par rapport à notre étude et nous aborderons enfin la méthodologie qui sied à notre travail.

## CHAPITRE 2 : MÉTHODOLOGIE DE L'ÉTUDE

---

Ce chapitre présente les approches d'évaluation des moustiquaires imprégnées d'insecticides rencontrées dans la littérature, leurs avantages et inconvénients, puis, quelques exemples d'études déjà réalisées. Nous y présentons également notre approche d'évaluation et la méthodologie qui y prête. Cette démarche prend en compte tant l'aspect exploratoire que l'analyse explicative.

### 2.1 Approches d'évaluation de la couverture des MILDA

Dans la littérature, on rencontre deux types d'étude d'évaluation des campagnes variant selon la nature des données. On peut avoir une évaluation qui se fait sur la base des données issues d'une étude transversale ou les données longitudinales. Les évaluations à l'échelle nationale se font en général, par enquête transversale tandis que, les évaluations localisées en plus des enquêtes transversales, peuvent se faire au moyen d'enquêtes longitudinales.

#### 2.1.1 Approche par enquêtes transversales (DASSI N., 2012)

Elles reposent sur l'étude d'une population à un instant donné, chaque personne n'étant observée qu'une seule fois. Généralement, ces enquêtes sont entreprises dans un but descriptif pour estimer la prévalence d'un problème de santé ou la part des personnes exposées à des facteurs de risque connus dans une population donnée. Leur commodité et leur coût restreint (durée brève) expliquent qu'il s'agit sans doute des enquêtes les plus fréquemment réalisées.

Comme **avantages** :

Elles sont :

- ❖ Rapides
- ❖ Simples
- ❖ De coûts abordables
- ❖ Capable de fournir des résultats descriptifs.

Comme **inconvénients** :

- ❖ Les biais de sélection qui peuvent être importants
- ❖ Elles ne permettent pas, de mesurer l'incidence d'une maladie (c'est-à-dire la fréquence des nouveaux cas) car cette mesure nécessite une observation longitudinale des individus.

## **2.1.2 Approche sur données longitudinales**

Deux types d'enquêtes longitudinales sont connus dans la littérature : les enquêtes de cohorte et les enquêtes cas-témoins. Ce type d'étude intervient dans l'évaluation des MILDA lorsqu'il s'agit d'évaluer une campagne localisée et non nationale.

### **2.1.2.1 Enquêtes de cohorte (DASSI N., 2012)**

Une cohorte désigne un groupe de personnes suivies au cours du temps. Le groupe peut être défini par son année de naissance, par la présence en son sein de personnes soumises à une exposition ou par tout autre caractéristique représentant un facteur de risque. Par rapport à une date de référence, une cohorte peut être prospective ou rétrospective ; dans sa constitution elle peut être fixe ou dynamique

Pour une enquête exhaustive, on constitue l'échantillon au début de l'étude en s'assurant que le problème de santé n'est pas déjà présent et en mesurant chez les personnes choisies l'exposition actuelle aux facteurs analysés. Les cohortes rétrospectives correspondent aux circonstances privilégiées où l'on peut disposer de données recueillies antérieurement, caractérisant de manière exhaustive l'histoire épidémiologique d'une population particulière.

- ❖ Comme avantage, les enquêtes de cohorte fournissent une mesure directe de l'incidence d'une affection et donc du risque relatif associé à un facteur

- ❖ Elles ont l'inconvénient d'impliquer l'inclusion d'un nombre élevé de personnes ; en plus elles coûtent chères et sont de longue durée, ne laissant espérer une réponse à la question majeure du biais ; elles sont généralement réalisés sur des populations spécifiques, ce qui limite la portée des résultats.

### **2.1.2.2 Enquêtes de cas-témoins (DASSI N., 2012)**

Elle repose sur la mesure chez les personnes de l'exposition passée à divers facteurs de risque potentiels. Le principe ici consiste à comparer cette mesure de l'exposition passée à chaque facteur de risque étudié entre les personnes malades (atteinte du problème de santé étudié) c'est-à-dire les cas et les personnes indemnes d problème c'est-à-dire les témoins.

Les études cas témoins présentent comme avantages :

- ❖ Elles sont irremplaçables pour étudier les affections de faible incidence ;
- ❖ Elles conviennent à l'analyse des problèmes de santé ayant historiquement une longue phase d'induction

- ❖ Elles sont peu coûteuses, ne nécessitent pas de suivi, et de durée plus courte ;
- ❖ Elles sont plus pertinentes pour rechercher plusieurs facteurs de risque d'une même affection ;
- ❖ Elles sont adaptées à l'étude des effets spécifiques d'une exposition données.

Ces études présentent comme inconvénients :

- ❖ Elles ne mesurent ni l'incidence ni la prévalence, mais seulement la proportion d'exposés dans chaque groupe ;
- ❖ Le choix d'un groupe témoin pertinent est difficile ;
- ❖ Les biais de sélection sont nombreux ;
- ❖ L'étude est limitée à une seule affection.

## **2.2 Études empiriques de couverture nationale, approche d'évaluation de la campagne MILDA 2011 et taux d'exactitude des données**

### **2.2.1 Études empiriques de couverture nationale des MILDA**

Nous présentons ici quelques cas d'études d'évaluation de campagne nationale

❖ « **Évaluation de la couverture de la campagne nationale de distribution des moustiquaires imprégnées 2008 et de l'impact des interventions de lutte contre le paludisme au Togo** ». cette étude a été menée au Togo par le PNLP en 2009.

L'objectif de cette étude, était d'évaluer la campagne de distribution gratuite des MILDA de 2008 et le niveau d'atteinte des indicateurs de résultats et de couverture des interventions de lutte contre le paludisme au Togo<sup>13</sup>.

Sur le plan méthodologique, l'étude a été structurée en 4 volets (volet « Institution », volet « formation sanitaire », volet « communauté » et volet « ASC (Agent de Santé Communautaire) »). Dans chacun des volets, un échantillon aléatoire représentatif au niveau national a été tiré. La méthodologie d'analyse a consisté à faire de l'analyse exploratoire des données au moyen du logiciel SPSS ; ce qui a conduit aux résultats suivants :

Si l'on considère le niveau des indicateurs tels que le pourcentage de ménages disposant d'au moins une MII (55 % avant la campagne et 71 % après), la proportion d'enfants de moins de cinq ans ayant dormi sous MII la veille de l'enquête (35 % avant la campagne et 77 % après),

---

<sup>13</sup> Rapport d'étude: "évaluation de la couverture de la campagne nationale de distribution des moustiquaires imprégnées 2008 et de l'impact des interventions de lutte contre le paludisme au Togo".

et le pourcentage de femmes enceintes ayant dormi sous MII la nuit précédant l'enquête (26 % avant la campagne et 65 % après), l'on peut dire que la campagne nationale de distribution des moustiquaires imprégnées d'insecticide en 2008 a un effet positif sur le niveau de certains indicateurs clés du programme. Néanmoins, pour une meilleure atteinte des objectifs du plan stratégique qui fixe à 80 % le taux d'utilisation des MII par les enfants de moins de 5 ans et les femmes enceintes pour 2010, les résultats de l'étude appellent à un renforcement des actions spécifiques.

❖ **« connaissance, attitude et pratiques, évolution entre 2011 et 2012. » étude réalisée au Cameroun<sup>14</sup> par le programme Malaria No More.**

L'enquête baptisée paludisme : connaissance, attitudes et pratiques (CAP) a été réalisée entre le 22 mars 2012 et le 10 avril 2012 à travers un questionnaire administré à environ 2176 sujets (15 à 64 ans) représentant toutes les régions du Cameroun. Une enquête initiale avec un échantillon comparable de 2559 adultes choisis au hasard a été réalisée en mars et avril 2011. Les résultats de l'enquête de 2011 ont été comparés aux indicateurs initiaux de 2011 afin d'analyser l'évolution au cours de l'année écoulée, de mesurer l'impact des actions de lutte contre le paludisme et d'identifier les axes prioritaires, en vue des campagnes de lutte contre le paludisme futures. Il en ressort que :

La distribution des moustiquaires imprégnées d'insecticide au Cameroun en 2011, a été un succès. De nombreuses familles ont ainsi bénéficié de moustiquaires équitablement et gratuitement. Plus de 80 % des ménages possèdent au moins une moustiquaire. Ce chiffre s'élevait à 57 % en 2011.

Dans les ménages possédant plus d'une moustiquaire, 63 % d'adultes et 74 % de leurs enfants affirmaient avoir dormi sous une moustiquaire la veille de l'enquête. Par conséquent non seulement plus de personnes possèdent assez des moustiquaires à la maison mais elles les utilisent plus régulièrement.

De ce qui précède, nous constatons que la distribution nationale des MILDA a toujours eu un effet à la baisse sur les indicateurs du paludisme. Dans le cas de notre étude, quelle approche d'évaluation sied le mieux?

---

<sup>14</sup> Rapport d'étude: « Enquête CAP sur le paludisme au Cameroun: Évolution entre 2011 et 2012 », réalisé par Malaria NO MORE.

### 2.2.2 Approche d'évaluation de la campagne MILDA 2011

Comme nous l'avons constaté, l'évaluation nationale des moustiquaires est principalement faite au moyen d'une enquête transversale dans la littérature. Cette approche souffre du fait :

- ❖ Elle est coûteuse,
- ❖ Elle ne permet pas d'isoler l'effet d'un travail spécifique. Dans notre cas précis, elle n'est pas appropriée pour isoler l'effet dû uniquement à la campagne. En effet, dans les résultats que produisent une enquête il y a l'effet des actions des ménages que les gens entreprennent. En plus des actions des ménages, il y a l'effet des mesures nationales comme : la prévention avec la prescription des TPI aux femmes enceintes, les Aspersions Intra-Domiciliaires, les distributions routinières de moustiquaires, et l'effet dû à la communication par les publicités et celui dû au traitement à base d'ACT.
- ❖ Elle est incompatible au sujet proposé. L'objectif de notre travail est d'isoler l'effet propre à la campagne des autres actions de lutte, une approche par enquête serait dans ce cas inapproprié.

Fort des insuffisances que présente l'approche par enquête transversale, nous proposons une approche au moyen des données administratives: **données de surveillance suivi et évaluation du PNLP**.

Au Cameroun, les données de surveillance suivi et évaluation concernent les patients qui viennent en consultation dans les formations sanitaires. Ces données sont enregistrées au moyen d'une fiche de suivi mensuel comprenant cinq sections que sont : le traitement préventif intermittent chez femmes enceintes, morbidité, mortalité, la prise en charge à domicile, la communication pour le changement de comportement/mobilisation, la gestion des antipaludiques et autres produits de santé et la supervision. Ces informations sont collectées pour trois groupes de population : les enfants de moins de cinq ans, les femmes enceintes et les personnes de plus de cinq ans hormis les femmes enceintes.

Les données sont recueillies mensuellement au niveau de l'unité primaire de collecte des données qui est la formation sanitaire. Ces données sont ensuite agrégées au niveau des districts de santé puis, au niveau régional et enfin au niveau national. Un exemplaire de la fiche se trouve en Annexe 1 (Figure 28).

Les données de notre base de données correspondent au niveau d'agrégation régional. Elles s'étalent sur cinq ans allant de 2008 à 2012. L'approche que nous proposons est une analyse avant la campagne que nous comparons à l'année 2012 pour extraire l'effet campagne uniquement. Cette approche rentre dans les approches d'évaluation dites avant-après.

Quelle méthodologie d'analyse proposons-nous pour résoudre notre problématique?

### **2.2.3 Taux de couverture des données**

La complétude des données est le taux de couvertures des fiches de suivi du PNLP. Dans le cas de notre étude il s'agit de taux de couverture en termes de Formations Sanitaires ou de Districts de santé. La promptitude quant à elle est le taux de couverture des fiches de suivi du PNLP dans le respect des délais fixés pour une échéance précise. Au PNLP, les Formations sanitaires doivent acheminer les fiches de suivi d'un mois donné au plus tard le 5 du mois suivant.

Les données servant à nos analyses connaissent une complétude évoluant en dents de scie avec une allure générale croissante. En effet, l'on est passé d'une complétude de 49% en 2008 au niveau des districts de santé à 96 % en 2009 pour atteindre 95 % 2010, puis, 90 % en 2011 et enfin 99 % en 2012. En revanche, pour ce qui concerne les Formations Sanitaires, la complétude, de 64% en 2008, elle est arrivée à 85% en 2009, puis, elle est passée à 77% en 2010, en 2011 81% et 82 % en 2012.

Pareillement à la complétude, la promptitude présente une évolution en dents de scie mais dans une allure générale croissante. Avec une promptitude de près de 26% en 2008 dans les Formations Sanitaires, elle est passée à 53 % en 2009 et à 40 % en 2010. Elle a atteint près de 33% en 2011 et 38% en 2012. Au niveau des districts de sanitaire la promptitude est passée en 2008 à 0,07% puis 2009 de 15 % à 25 % 2010 pour atteindre à 24 % en 2011.

## **2.3 Méthodologie d'analyse**

### **2.3.1 Analyse exploratoire**

L'analyse exploratoire étant à la base de toute analyse statistique, nous nous devons de nous y conformer afin de produire un travail cohérent. Cette analyse va nous permettre d'identifier les variables qui se présentent pertinentes pour l'analyse économétrique.

#### **2.3.1.1 Les éléments de l'analyse exploratoire**

De façon générale, cette étude vise à mesurer l'effet de la campagne nationale 2011 de distribution des moustiquaires imprégnées d'insecticide à longue durée d'action sur la morbidité palustre par groupe de population cible. Au regard de cet objectif, notre démarche va consister préalablement à une analyse exploratoire des données. Il est question de présenter quelques statistiques descriptives sur les variables de la morbidité puis, de nous servir des



variables qualitatives que sont l'année, le mois et la région pour faire une analyse exploratoire chronologique, puis, spatiale et enfin spatio-temporelle. Nous allons par la suite opérer les traitements qui s'appliquent à nos variables quantitatives pour les exploiter éventuellement dans l'analyse économétrique. Suite à ces analyses, nous ferons une étude des corrélations entre les variables afin de détecter celles qui nous apporteraient éventuellement une redondance d'information et de ce fait, s'en tenir à celles qui vont nous aider à répondre à la question posée.

### **2.3.1.2 Mise en œuvre**

La description temporelle va se faire au moyen des graphiques générés dans le logiciel R. Pour ce qui est des analyses spatiales et spatio-temporelles, elles se feront dans le logiciel MapInfo (version 8.5). L'évaluation des corrélations entre les variables se fera dans SPSS (version 18).

### **2.3.2 Analyse explicative : MANOVA**

Suite au travail préliminaire de l'analyse exploratoire, où sera présagé un certain nombre d'informations, nous allons infirmer ou confirmer ces soupçons au moyen d'une analyse explicative. L'analyse explicative va consister à mettre en œuvre l'analyse de la variance multi-variée (MANOVA). Cette analyse va permettre de cerner s'il y a ou pas une influence de la campagne MILDA sur la morbidité. Dans le cas où la campagne s'avère influente, nous allons quantifier cette influence.

#### **2.3.2.1 Présentation du MANOVA (FRENCH A. et Al, 2002)**

Le MANOVA est une méthode économétrique qui rentre dans les modèles dit modèles linéaires généralisés. La variable analysée est quantitative et les variables explicatives sont qualitatives. Il présente la particularité d'avoir une variable expliquée multidimensionnelle. Aussi, les composantes de la variable expliquée doivent être corrélées. Toutefois cette corrélation ne doit pas être trop faible ou trop forte. La corrélation recommandée est comprise entre 0,3 et 0,7. En effet, lorsqu'il n'existe pas de corrélation, une analyse de la variance (ANOVA) sur chaque composante est suffisante. Lorsque deux composantes de la variable dépendante sont très corrélées, elles sont redondantes et l'une d'entre elle suffirait.

#### **2.3.2.2 Hypothèses du modèle (FRENCH A. et Al, 2002)**

Les hypothèses implicites du MANOVA sont celles du modèle linéaire général, à savoir :

❖ Homoscédasticité : la variance des résidus est constante c'est-à-dire qu'elle ne doit pas varier en fonction des niveaux du ou des facteur(s) ;

❖ Normalité multi-variée des résidus

**NB :** L'hypothèse d'homoscédasticité est d'une importance relativement secondaire lorsque les effectifs des échantillons par niveau du facteur sont tous égaux (plan équilibré).

### 2.3.2.3 Spécification du modèle (BACCINI A. et al, 2003)

Nous allons faire une spécification du modèle à deux facteurs avec une variable dépendante  $y$  ayant  $D$  dimension :  $y = (y^1, y^2, \dots, y^D)$

Le modèle à deux s'écrit :  $y_{i,j,k} = \mu_{i,j} + u_{i,j,k}$   $i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, n_i$

$y_{i,j,k}$ ,  $\mu_{i,j}$  et  $u_{i,j,k}$  sont des vecteurs de dimension  $D$ .

$u_{i,j,k}$  est une réalisation d'une variable aléatoire  $U_{i,j,k}$  distribuée selon la loi gaussienne, centrée et de matrice de variances-covariance  $\Sigma$ , d'ordre  $D$  ( $N_D(0, \Sigma)$ ).  $\Sigma$ , est symétrique et définie positive ces variables aléatoires sont indépendantes.

Comme dans un modèle uni dimensionnel, on introduit les effets du facteur. On décompose  $\mu_{i,j}$

❖ Soit sous forme centrée :

$$\mu_{i,j} = \mu_{..} + \alpha_{i.} + \alpha_{.j} + \beta_{i,j}, i = 1, 2, \dots, I, j = 1, 2, \dots, J$$

Où  $\mu_{..}$ ,  $\alpha_{i.}$ ,  $\alpha_{.j}$  et  $\beta_{i,j}$  sont des vecteurs de  $\mathbf{R}^D$  :

$$\mu_{..} = (\mu_{..}^1, \mu_{..}^2, \dots, \mu_{..}^D)$$

$$\alpha_{i.} = (\alpha_{i.}^1, \alpha_{i.}^2, \dots, \alpha_{i.}^D)$$

$$\alpha_{.j} = (\alpha_{.j}^1, \alpha_{.j}^2, \dots, \alpha_{.j}^D)$$

$$\beta_{i,j} = (\beta_{i,j}^1, \beta_{i,j}^2, \dots, \beta_{i,j}^D)$$

$$\text{Avec } \sum_{i=1}^I \alpha_{i.} = \sum_{j=1}^J \alpha_{.j} = \sum_{i=1}^I \beta_{i.} = \sum_{j=1}^J \beta_{.j}$$

❖ Soit sous forme SAS :

$$\mu_{i,j} = \mu_{I,J} + a_{i.} + a_{.j} + b_{i,j}, i = 1, 2, \dots, I, j = 1, 2, \dots, J$$

Où  $\mu_{I,J}$ ,  $a_{i.}$ ,  $a_{.j}$  et  $b_{i,j}$  sont des vecteurs de  $\mathbf{R}^D$  :

$$a_{i,\cdot} = (a_{i,\cdot}^1, a_{i,\cdot}^2, \dots, a_{i,\cdot}^D)$$

$$a_{\cdot,j} = (a_{\cdot,j}^1, a_{\cdot,j}^2, \dots, a_{\cdot,j}^D)$$

$$b_{i,j} = b_{i,j}^1, b_{i,j}^2, \dots, b_{i,j}^D$$

Avec  $a_{I,\cdot} = a_{\cdot,J} = b_{I,J} = b_{I,j} = 0$

Dans un modèle sans effet d'interaction, les paramètres  $\beta_{i,j}, b_{i,j}$  disparaissent.

Sous forme matricielle on a donc :

$$y = X \cdot \beta + u$$

$y$  est la matrice de  $n \times D$  observations; chaque ligne correspond à un individu et chaque colonne est une composante de la réponse

$\beta$  est un paramètre inconnu: c'est une matrice  $p \times D$  ( $p$  lignes et  $D$  colonnes)

$X$  est une matrice connue  $n \times p$  qui permet, comme dans le modèle linéaire uni dimensionnel, d'écrire des  $n$  moyennes de la composante  $d$  de la réponse comme des combinaisons linéaires, de coefficients connus, de  $p$  paramètres inconnus qui constituent la colonne  $d$  de  $\beta$ . Les colonnes de la matrice d'incidence  $X$  sont les indicatrices  $Z^j$ , des niveaux de facteur  $F$ , de sorte que  $X$  ne comporte que des 0 et des 1.

$u$  est la matrice  $n \times D$  des  $n$  réalisations indépendantes d'une variable  $N_D(0, \Sigma)$

L'estimation de  $\beta$  est obtenue en appliquant à chaque composante les résultats du modèle linéaire gaussien ; on obtient donc :  $\tilde{\beta}(y) = (X'X)^{-1}X'y$

Les valeurs ajustées sont  $\tilde{y} = X \cdot \tilde{\beta}(y)$

Les résidus calculés sont  $\tilde{u} = y - \tilde{y}$

La matrice de variance-covariance  $\Sigma$  est estimée par  $\tilde{\Sigma}(y) = \frac{1}{n-p} \cdot \tilde{u}' \cdot \tilde{u} = \frac{1}{n-p} \cdot E$

#### 2.3.2.4 Test de validation du modèle

On a les relations suivantes :

$$y = X \cdot \beta + u$$

$$\tilde{\Sigma}(y) = \frac{1}{n-p} \cdot \tilde{u}' \cdot \tilde{u} = \frac{1}{n-p} \cdot E \quad \text{et} \quad H = \tilde{u}'_0 \cdot \tilde{u}_0 - \tilde{u}' \cdot \tilde{u} = \tilde{\beta}'(y) \cdot Q' (Q(X'X)^{-1}Q')^{-1} Q \cdot \tilde{\beta}$$

Pour valider le modèle, on teste l'hypothèse nulle  $H_0$  imposant  $q$  contraintes linéaires à  $\beta$ .

$H_0: Q\beta = 0$  où  $Q$  est une matrice  $q \times p$  de rang  $q$

C'est-à-dire

$H_0$  : Tous les coefficients des niveaux des facteurs des variables explicatives sont nuls

Il existe quatre critères pour tester la significativité du modèle. Chacun de ces critères permet de construire une statistique approximative de la loi de Fisher-Snedecor. On dispose donc de 4 règles de décision différentes qui ne conduisent pas toujours à la même décision.

La grandeur  $E^{-1}H$  va donc servir à éprouver  $H_0$  : si cette matrice est grande,  $H_0$  sera rejetée. Pour mesurer la ‘grandeur’ de  $E^{-1}H$  on utilise ses valeurs propres  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r$  rangées dans l’ordre décroissant.

❖ **Le lambda de Wilks ( $\Lambda$ ):** c’est la valeur de test la plus utilisée, et elle est souvent transformée pour être interprétée comme un test F.  $\Lambda$  est un indice variant de 0 à 1 indiquant la part de variance non expliquée par le modèle.

$$\Lambda = \frac{\det(E)}{\det(E+H)} = \prod_{i=1}^r \left( \frac{1}{1+\lambda_i} \right)$$

❖ **La trace de Pillai ( $V$ ):** repose elle-même sur une transformation en valeur du type F de Fisher-Snedecor. Elle est conseillée par de nombreux auteurs dans le cas général, en raison notamment de sa robustesse à l’égard des violations des hypothèses implicites d’homogénéité des variances et des covariances parentes. Sa valeur est donnée par

$$T = \text{Tr}((H + E)^{-1} \cdot H) = \sum_{i=1}^r \left( \frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i} \right)$$

❖ **La trace de Hotelling ( $T$ ):** repose elle-même sur une transformation en valeur du type F de Fisher-Snedecor. Sa valeur est donnée par

$$T^2 = (n - p) \cdot \text{Tr}(H \cdot E^{-1}) = (n - p) \cdot \sum_{i=1}^r (\lambda_i)$$

❖ **La racine de Roy ( $R$ ):** est également approximé par un F.

$$\lambda = \sup \lambda_i$$

On rejette l’hypothèse nulle lorsque la p-value est inférieure à 0,05.

Ce test est également appliqué pour tester la significativité l’effet simultané d’un facteur sur le groupe de variables dépendantes.

### 2.3.3 Analyse explicative : Économétrie des données de panel

#### 2.3.3.1 Présentation de l’économétrie des données de panel (SEVESTRE P., 2002)

La double dimension des données de panel constitue un avantage décisif par rapport aux autres types de données, séries temporelles et coupes transversales. Cette double dimension permet de rendre compte simultanément de la dynamique des comportements et de leur éventuelle hétérogénéité, ce qui n’est pas possible avec les séries temporelles ou les coupes

transversales. En effet, l'utilisation des premières repose sur une hypothèse d'homogénéité des individus alors que le recours aux secondes interdit une approche dynamique des comportements individuels. Mais la double dimension permet de tenir compte de l'influence des caractéristiques inobservables des individus sur leur comportement, dès lors que celles-ci restent stables dans le temps. Il existe deux différentes façons de modéliser l'hétérogénéité avec les données de panels : le modèle à effets fixes, le modèle à erreurs composées ou modèle à effets aléatoires, le modèle à coefficients composés et le modèle à coefficients aléatoires.

### 2.3.3.2 Spécification et hypothèses du modèle (SEVESTRE P., 2002)

Supposons que l'on dispose de données de panel relatives à N individus suivis de T période et que pour permettre la meilleure prise en compte possible de l'hétérogénéité, on souhaite estimer le modèle suivant :

$$y_{nt} = b_{0nt} + \sum_{k=1}^K b_k x_{knt} + w_{nt}, n = 1, \dots, N \text{ et } t = 1, \dots, T$$

$y_{nt}$  est la variable expliquée et  $x_{knt}$ , les variables explicatives,  $b_{0nt}$ , une constante et  $w_{nt}$ , les perturbations aléatoires.

❖ Dans les modèles à **effet fixe**, on suppose que l'influence des variables explicatives observées ( $x_{knt}$ ) sur la variable expliquée  $y_{knt}$  est identique pour tous les individus et ce quelle que soit la période considérée :  $b_{knt} = b_k$ . Par contre, on considère que la constante admet une décomposition suivante :  $b_{0nt} = b_0 + a_n + d_t$

Le modèle s'écrit  $y_{nt} = b_0 + a_n + d_t + \sum_{k=1}^K b_k x_{knt} + w_{nt}$ .

La prise en compte des spécificités individuelles et temporelles se fait donc ici par l'introduction d'effets spécifiques aux individus et aux périodes, qui constituent autant de coefficients appelés (effet fixe) que l'on peut estimer.

❖ Dans le modèle à **erreurs composées ou modèle à effets aléatoires** c'est le caractère aléatoire des effets spécifiques qui différencie le modèle à erreurs composées du modèle à effets fixes. Dans le cas général, le modèle à erreur composées s'écrit :

$$y_{nt} = b_0 + \sum_{k=1}^K b_k x_{knt} + \xi_{nt}.$$

$$\xi_{nt.} = u_n + v_t + w_{nt}$$

Les effets spécifiques et individuels ( $u_n$ ) et temporels ( $v_t$ ) sont aléatoires, d'espérance nulle et de variance respectives  $\sigma^2_u, \sigma^2_v$  la dénomination du modèle comprend alors aisément : la perturbation (l'erreur) est composée de trois (03) : une perturbation idiosyncratique  $w_{nt}$  à laquelle s'adjoint un effet spécifique individuel  $u_n$  et un effet temporel  $v_t$ . ces effets sont supposés, non autocorrélés, non mutuellement corrélés, ni corrélés avec la perturbation  $w_{nt}$ . On considère également qu'ils sont non corrélés avec les variables explicatives  $x_{knt}$ .

❖ Les deux modèles précédents ont porté des spécificités uniquement au niveau de la constante du modèle. Les coefficients des variables explicatives du modèle sont supposés identiques pour tous les individus et à toutes les périodes. Ceci peut paraître quelque peu restrictif et l'on peut penser spécifier un modèle dans lequel tous les coefficients admettent la même décomposition que la constante du modèle à effet fixe : il s'agit du modèle à **coefficients composés**.

$$y_{nt} = b_0 + a_n + d_t + \sum_{k=1}^K b_k x_{knt} + w_{nt}. \text{Où } b_{knt} = b_k + a_{kn} + a_{kt}$$

Dans ce modèle, deux individus ayant les mêmes caractéristiques observables et faisant partie du même environnement n'auront pas nécessairement, en espérance la même la même valeur de  $y$  du fait des caractéristiques inobservables.

❖ Le modèle à **coefficients aléatoires** par analogie au précédent on peut considérer que ce modèle est une généralisation du modèle à erreurs composées au cas où tous les coefficients sont aléatoires et admettent une décomposition individuelle-temporelle :

$$y_{nt} = b_0 + \sum_{k=1}^K b_k x_{knt} + u_n + v_t + w_{nt}. \text{Où } b_{knt} = b_k + \mu_{kn} + \nu_{kt}$$

Comme dans le cas à erreurs composées, tous les coefficients spécifiques ( $u_n, v_t, \mu_{kn}, \nu_{kt}$ ) sont aléatoires, d'espérance nulle, de variance finie et autocorrélés. Ils sont également supposés sans corrélation avec les régresseurs.

### 2.3.3.3 Choix du modèle (GOAIED M. et al, 2012)

Le test de Hausman permet de choisir entre le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires celui approprié aux données. La procédure du test est la suivante :

Le test de spécification d'Hausman (1978) est un test général qui peut être appliqué à des nombreux problèmes de spécification en économétrie, traitant avec le problème d'endogénéité. Son application la plus répandue est celle des tests de spécification des effets

individuels aléatoires en panel. L'idée générale du test d'Hausman est simple : Supposons que l'on cherche à tester la présence éventuelle d'une corrélation ou d'un défaut de spécification. Admettons que l'on dispose de deux types d'estimateurs pour les paramètres du modèle étudié. Le premier estimateur est supposé être l'estimateur non biaisé à variance minimale sous l'hypothèse nulle de spécification correcte du modèle (absence de corrélation). En revanche, sous l'hypothèse alternative de mauvaise spécification, cet estimateur est supposé être biaisé. Par contre, le second estimateur, celui du modèle à effets fixes, est non biaisé dans les deux cas. L'application technique de ce principe suppose tout de même que l'on construise la matrice de variance covariance de l'écart entre les deux estimateurs. Le test de spécification de Hausman repose sur le corps d'hypothèses suivant :

$H_0 : E(u_i | X_i) = 0$  (les estimateurs du modèle à erreurs composées sont efficaces.)

$H_1 : E(u_i | X_i) \neq 0$  (les estimateurs du modèle à erreurs composées sont biaisés).

Sous l'hypothèse nulle de spécification correcte, la statistique de ce test est asymptotiquement distribuée selon une chi-deux à K degrés de liberté, soit le Nombre de facteurs variables dans le temps, introduits dans le modèle. Si le test est significatif ( $p\text{-value} < 5\%$ ), on retient les estimateurs du Modèle à effets fixes qui sont non biaisés. Dans le cas, contraire (peu probable), on retient ceux du modèle à erreurs composées, car ils sont efficaces. L'hétérogénéité des comportements est supposé se situer uniquement dans la dimension individuelle et pouvoir être prise en compte par adjonction simple au modèle, d'effets fixes individuels, notés  $a_n$   $n=1, \dots, N$ ,  $t=1, \dots, T$

### **2.3.4 Objectif recherché dans la mise en œuvre des deux méthodes d'analyses explicatives**

Le MANOVA et l'économétrie des données de panel constituent les deux méthodes d'analyse explicative jugées pertinentes pour traiter le sujet qui nous est confié. En effet, le MANOVA présente l'avantage de prendre en compte les corrélations existant entre nos variables bien qu'elle ne soit pas très appropriée pour l'étude des données temporelles. L'économétrie des données temporelles en revanche tient compte de l'aspect temporel et spatial lié à nos données bien qu'il ne donne pas l'opportunité de faire une analyse avec une variable dépendante multivariée. Nous recherchons dans la modélisation de ces deux méthodes, le modèle qui se colle le mieux à nos données. C'est-à-dire celui pour lequel on a avec les mêmes variables exogènes un meilleur pouvoir explicatif. Ainsi nous choisirons ce modèle par rapport aux valeurs que nous donnerons les  $R^2$  ajusté.

### **2.3.5 Démarche d'évaluation des MILDA**

Pour capter l'effet isolé de la campagne MILDA, nous allons faire une première modélisation sur les données de 2008 à 2011. Ce modèle capte l'effet des actions de santé publique du PNLP sur la période (distribution des moustiquaires, distribution des TPI, les ACT, aspersions intra-domiciliaires) et celui des ménages. Une fois le modèle validé comme significatif, nous allons estimer la morbidité qu'on aurait obtenue en 2012 s'il n'y avait pas eu la campagne de distribution des MILDA. Cette estimation se fait avec les coefficients estimés du modèle stable. Nous allons par la suite soustraire de la morbidité estimée celle réellement obtenue en 2012. Puis nous allons ramener les valeurs de morbidité négatives à zéro, car ces valeurs informent que la campagne n'a pas eu d'effet significatif à ces endroits. Nous postulons que le différentiel de morbidité est la morbidité imputable à la campagne MILDA.

Dans le cas où, il y a effet de la campagne MILDA, le différentiel devrait être positif. Un second modèle sera fait sur ce différentiel de morbidité et il va nous permettre d'apprécier l'effet des facteurs sur la morbidité imputable à la campagne MILDA. Pour quantifier l'effet de la campagne MILDA 2011, nous allons multiplier le différentiel de morbidité, par les consultations estimées en 2012 toutes causes confondues, afin d'en déduire le nombre de cas résorbés par la campagne MILDA.



## **2ème PARTIE : CADRE ANALYTIQUE**

## CHAPITRE 3 : CARACTÉRISTIQUES ÉPIDÉMIOLOGIQUES DANS LES RÉGIONS DU CAMEROUN

---

Nous ferons dans ce chapitre, une analyse exploratoire qui va nous permettre d'apprécier l'évolution de la morbidité palustre au moyen des explications préliminaires que nous infirmerons ou confirmerons dans le chapitre suivant. Les variables d'analyse et leur processus de traitement sont présentés au préalable.

### 3.1 Présentation des variables d'analyse et traitement des données

#### 3.1.1 Traitement des incohérences de la base de données

Avant toute analyse, il est primordial de mettre la base de données sous une forme aisément exploitable pour éviter tout biais qui viendrait du non apurement. Des fiches de suivi mensuel du PNLP, contenant 113 variables, nous avons sélectionné 36 d'entre elles devant nous permettre de construire certaines de nos variables d'analyse. Après extraction de ces variables, la base ainsi obtenue souffrait des incohérences. Nous avons établi les relations devant exister entre les variables en vue de traiter ces incohérences. Le résumé de ces traitements se trouve dans le Tableau 13 en Annexe 1. Suite à cet inventaire des incohérences, nous avons rédigé un code d'apurement sur le logiciel R pour appliquer les relations construites. Le code R d'apurement de ces variables se trouve en Annexe 2.

#### 3.1.2 Présentation des variables d'analyse

Une fois que la base des 36 variables a été apurée, nous avons construit la base de données utile pour l'analyse. La dite base contient 10 variables dont 4 sont les variables à expliquer et les 6 autres constituent les variables explicatives. Pour chacune des variables explicatives, nous allons également justifier le choix porté sur elles.

##### 3.1.2.1 Variables à expliquer

1. **morbitenft**: il s'agit de la morbidité palustre chez les moins de 5 ans dans l'ensemble des formations sanitaires du pays.
2. **morbbitplu5**: c'est la morbidité palustre des plus de 5 ans, hormis les femmes enceintes dans l'ensemble des formations sanitaires du pays.

3. **morbittfem** : c'est la morbidité palustre des femmes enceintes dans l'ensemble des formations sanitaires du pays.

4. **morbittot** : il s'agit de la morbidité palustre générale dans l'ensemble des formations sanitaires du pays.

### 3.1.2.2 Variables explicatives

5. **moustiquaire**: c'est la proportion des personnes ayant reçu les MILDA dans la population des consultées. Cette variable se justifie par le fait que la distribution de routine des MILDA fait partir des mesures de prévention du PNLP. Qui dit mesure de prévention parle des mesures susceptibles d'influencer à la baisse la morbidité.

6. **TPI** c'est le nombre de femmes enceintes ayant reçu au moins deux doses de TPI. L'intérêt de cette variable est qu'elle est comme la MILDA, une mesure de prévention contre le paludisme et de ce fait susceptible d'affecter la morbidité à la baisse.

7. **ACT** c'est la proportion des personnes souffrant de paludisme simple traité avec l'ACT. En effet, l'ACT a le pouvoir de détruire les gamétocytes dans l'organisme de celui qui le consomme, ce qui immunise pour un certain temps le patient et de ce fait affecte la morbidité.

8. **mois** : il s'agit du mois où l'information est collectée. Les douze mois de l'année constituent les modalités de cette variable. Ces modalités sont : janvier, février, mars, avril, mai, juin, juillet, août, septembre, novembre, décembre. Il se justifie par le fait que la transmission du paludisme est significativement influencée par les saisons (saisons de pluie, saisons sèche). Or, le mois est une des variables qui permet de porter la saisonnalité. Son influence sur la morbidité a d'ailleurs déjà été démontrée (NKAMGNIA, 2011), (MASSODA, 2010). Cette variable se justifie également par le fait qu'elles permettent de prendre en compte les disparités régionales.

9. **région** : c'est la région correspondant à l'information collectée. Notre base contient les 10 régions du Cameroun qui sont : Adamaoua, Centre, Extrême-Nord, Est, Littoral, Nord, Nord Ouest, Ouest, Sud, Sud Ouest. D'une région à une autre, la morbidité palustre change du fait des changements de faciès. Or, le faciès est porté par la région qui est un facteur qui influence la morbidité (MASSODA, 2010), (NGUEPET S., 2011).

10. **année** : l'année de collecte en question. Les années possibles sont 2008, 2009, 2010, 2011 et 2012. Cette variable permet de prendre en compte l'influence du temps sur la morbidité. Les travaux ont démontré qu'au fil des années, la morbidité est affectée différemment (NGUEPET S., 2011)

## **3.2 Caractéristiques descriptives de la morbidité**

Dans cette section, nous présentons l'évolution de la morbidité palustre par groupe cible, aussi, nous testons la significativité de cette évolution. L'évolution de la morbidité est ensuite décrite dans l'espace et dans le temps. Puis, pour les variables quantitatives, nous décrivons leurs structures internes et les catégorisations qui en sont faites.

### **3.2.1 Description de la morbidité**

La morbidité moyenne connaît sur la période de 2008 à 2012, une décroissance marquée quelle que soit la population cible (enfants de moins de 5 ans (morbitenft), personnes de plus de 5 ans hormis les femmes enceintes (morbitplu5), les femmes enceintes (morbitfem) et la population générale (morbittot)). Cependant, on note qu'elle est plus élevée chez les enfants de moins de 5 ans que dans toutes les autres sous populations. Les femmes enceintes sont, le groupe présentant en moyenne le plus petit taux de morbidité mais également le groupe dont la morbidité a le plus varié sur les 5 ans (écart type=18 %) à l'opposé des personnes de plus de 5 ans (écart type=7,7 %). En effet, elle est passée de 49 % en 2008 à 44 % en 2009 pour atteindre 38 % en 2010 et 13 % en 2011 et enfin 12,7 % en 2012. Aussi, c'est dans ce groupe qu'est enregistré le plus grand taux de morbidité sur la période (94,4 %). Ce taux identifié en 2009 dans la région de l'ouest au mois de juillet. Chez les enfants de moins de 5 ans c'est en 2010 et plus précisément dans la région du centre et au mois d'octobre qu'on enregistre le plus fort taux (91,76 %). On note aussi que la morbidité des plus de 5 ans est en moyenne sur la période des 5 ans est proche de celle de la population générale. Les chiffres liés à cette description se trouvent dans le Tableau 1 qui suit.

**Tableau 1: Statistiques descriptives de la morbidité par groupe de population sur les 5 ans**

Tableau de bord					
ANNEE		morbitenft	Morbitplu5	morbitfem	Morbittot
2008	Minimum	20,06	19,88	10,00	24,72
	Maximum	60,098	60,04	89,6793012	64,79
	Moyenne	56,4412	33,7879	49,2039	40,7552
	Ecart-type	11,05113	7,50793	40,11675	8,62419
2009	Minimum	36,81	19,62	21,39	23,78
	Maximum	76,01	62,80	94,39	66,26
	Moyenne	54,4594	32,8929	44,4306	38,2499
	Ecart-type	8,30735	8,16606	15,97525	8,53385
2010	Minimum	33,69	15,30	18,48	20,08
	Maximum	91,76	53,03	92,22	55,41
	Moyenne	52,4	31,8931	38,1282	36
	Ecart-type	8,58274	7,34460	12,06052	7,88882
2011	Minimum	29,47	17,29	4,97	19,45
	Maximum	61,34	41,22	38,98	46,24
	Moyenne	45,9413	26,9618	13,1036	31,4597
	Ecart-type	6,72280	5,46142	7,01857	6,20918
2012	Minimum	27,48	13,66	4,05	15,62
	Maximum	58,25	47,73	24,47	46,66
	Moyenne	41,7468	25,5448	12,7280	28,5678
	Ecart-type	6,63936	5,69668	4,75520	5,31582

Source : PNLP, Nos calculs

Au vue de la décroissance observée dans la morbidité dans toutes les tranches de population, nous sommes soucieux d'évaluer la significativité de cette évolution. Seul un test de comparaison des moyennes peut nous donner de l'assurance de l'existence d'une différence significative entre deux années consécutives.

Le test qui compare la morbidité pour deux années données d'un sous groupe précis sur les 10 régions du Cameroun correspond au test de comparaison de la moyenne sur deux échantillons appariés. Les hypothèses du test sont les suivantes.

*H0: La morbidité moyenne de l'année i est égale à celle de l'année j*

*H1: La morbidité moyenne de l'année i est différente à celle de l'année j*

$i, j \in \{2008, 2009, 2010, 2011, 2012\}$  avec  $i \neq j$

A l'issue du test de comparaison des moyennes, il en ressort au seuil de 5 % les résultats suivants :

❖ Chez les 0-5 ans, on enregistre des morbidités moyennes qui sont significativement différentes entre toutes les combinaisons d'années possibles excepté entre 2009 et 2010 ( $P\text{-value}=0,336$ ). La significativité enregistrée entre 2011 et 2012 nous conforte dans l'hypothèse d'un effet campagne qui aurait conduit à la baisse de la morbidité. Les résultats du test sont inscrits en Annexe 1 (Tableau 13).

❖ L'évolution de la morbidité durant les 3 premières années n'est pas significative chez les plus de 5 ans. Le test de comparaison de la morbidité moyenne par an pour ce groupe, présent dans le Tableau 14 en Annexe 1 montre qu'entre 2011 et 2012 la différence de morbidité observée n'est pas pertinente. Toutefois, nous n'avons pas assez d'évidence pour le confirmer ( $P\text{-value}=0,051$ ). De ce fait s'il y existe un effet campagne, il ne serait pas important.

❖ Pour ce qui concerne les femmes enceintes, comme dans le cas précédent, on note que la différence n'est pas significative durant les trois premières années. (Tableau 15 en Annexe 1). Aussi, entre 2011 et 2012, on a beaucoup d'évidence de conclure que la baisse de morbidité enregistrée n'est pas pertinente ( $P\text{-value} 0,321$ ). De ce fait l'effet campagne y serait faible.

❖ D'une vue globale, la différence de la morbidité s'exhibe bien dès 2010. En dehors des morbidités consécutives 2008-2009 et 2009-2010 qui ne sont pas significatives, toutes les autres combinaisons d'années possibles donnent des morbidités significatives. De fait, comme entre 2011 et 2012 on enregistre une différence significative, l'effet campagne serait important à l'échelle nationale. Le test correspondant est en Annexe 1 (Tableau 16).

Au regard des caractéristiques descriptives d'ensemble que présente la morbidité par groupe cible, nous sommes donc conforté de présumer que la campagne MILDA aurait un effet à la baisse de la morbidité. Cet effet n'aurait cependant pas la même ampleur d'un groupe à risque à un autre. Quelle évolution temporelle se déduit de ces données.

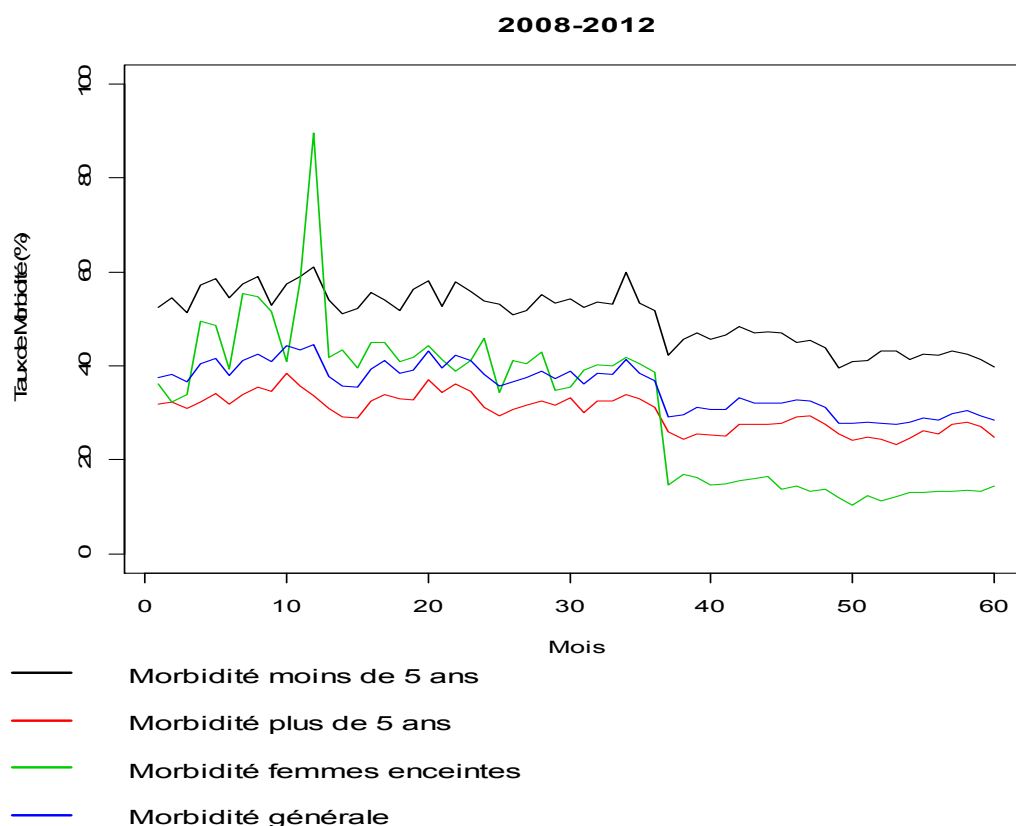
### **3.2.2 Evolution temporelle de la morbidité**

L'analyse temporelle de la morbidité par groupe de population entre 2008 et 2012 (Figure 2 qui suit) montre une baisse progressive de la morbidité dans le temps quel que soit le groupe cible considéré. Les femmes enceintes se trouvent être le groupe ayant enregistré les baisses

les plus importantes. On note qu'en 2008 celle-ci a connu un pic important au mois de décembre. Les enfants de moins de 5 ans demeurent de loin les plus exposés au paludisme au Cameroun sur la période.

Dès 2011, on note une chute importante de la morbidité dans tous les groupes et principalement chez les femmes enceintes. Mais, entre 2011 et 2012, on remarque que la baisse de morbidité n'est pas très importante quel que soit le groupe cible considéré. Ainsi, l'effet espéré de la campagne MILDA 2011 d'un point de vue temporelle ne serait pas très important. Ces soupçons qui transparaissent au niveau général pourraient-ils s'apprécier à l'échelle de chaque région?

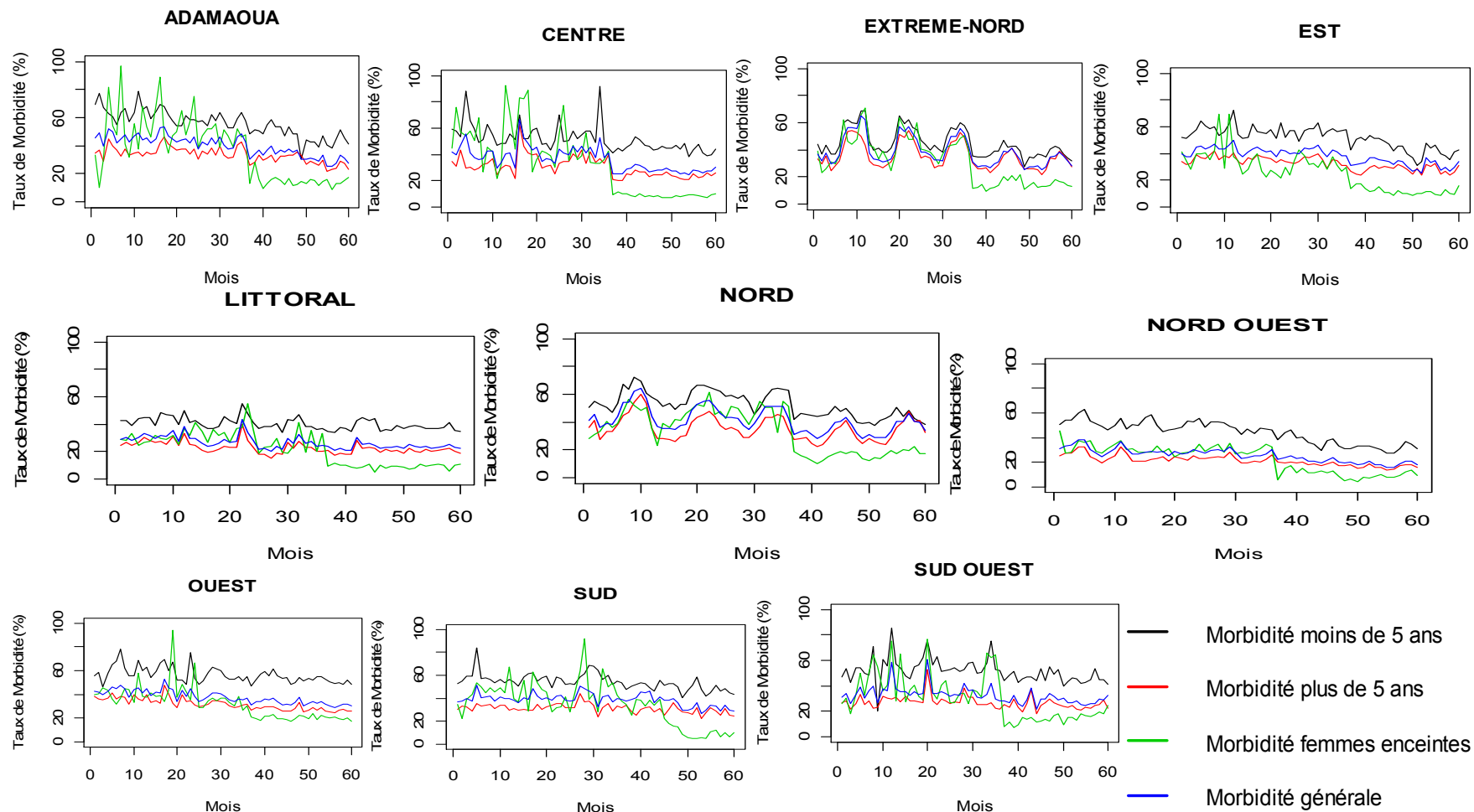
**Figure 2: Morbidité par groupe cible sur la période d'étude**



Source : PNLP, Nos calculs

## EFFET DE LA CAMPAGNE MILDA 2011 SUR LA MORBIDITE PALUSTRE

**Figure 3: Morbidité sur la période d'étude et par région**



Source : PNLP, Nos calculs



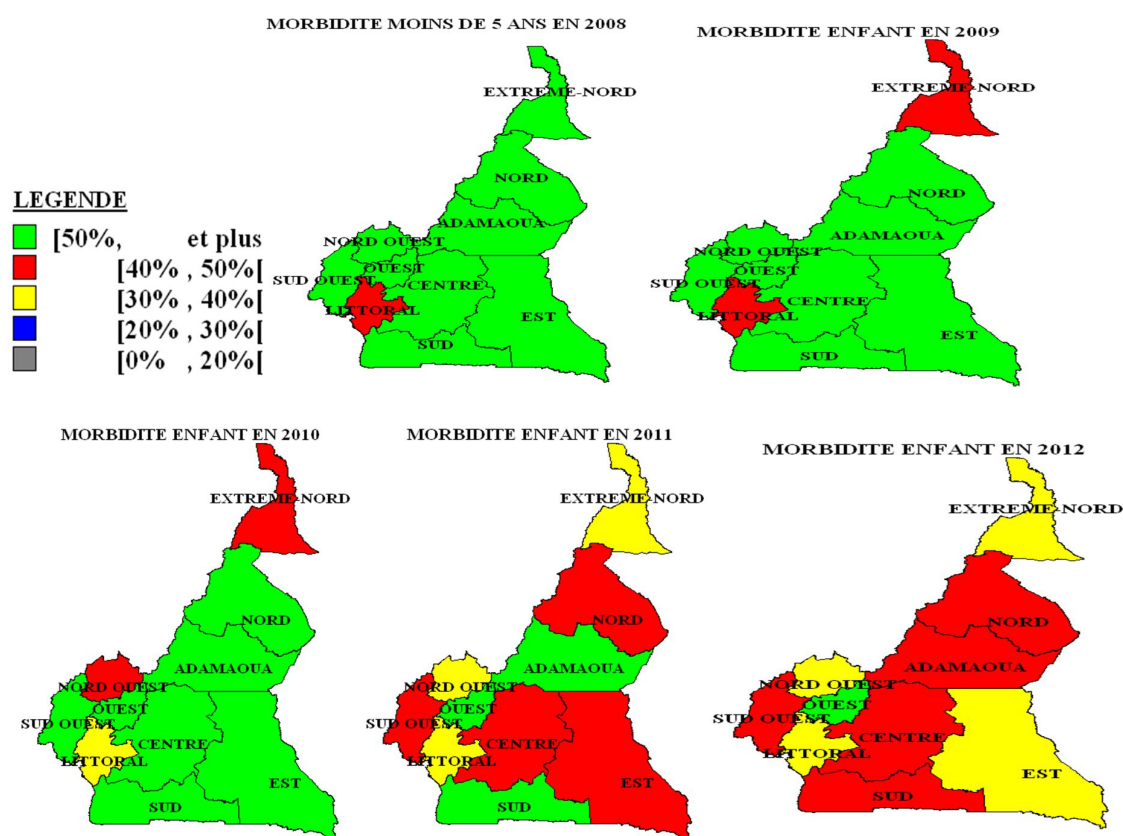
Il ressort de la figure 3 ci-dessus que, l'évolution de la morbidité sur les cinq années présente des comportements variés selon les régions. En effet l'Extrême-Nord et le Nord présente un comportement cyclique avec un pic pour le mois d'Octobre. On remarque une baisse de la morbidité dans le temps. Cependant, les femmes enceintes constituent le groupe cible pour lequel on a enregistré le pic le plus élevé sur les 5 ans et également le pic le plus bas. Il se dégage du graphique également que les deux dernières années présentent une chute considérable comparé aux autres années ; cette chute est davantage considérable pour les femmes enceintes.

### **3.2.3 Analyse spatiale de la morbidité**

#### **3.2.3.1 Cas des enfants de moins de 5 ans**

Sur la période de 2008 à 2012 l'ouest Cameroun est la seule région qui garde un taux de morbidité supérieur ou égal à 50 %. Elle est de ce fait la région à plus fort taux de transmission au Cameroun sur la période et en ce qui concerne les enfants de moins de 5ans. Le nombre de région à morbidité supérieure ou égale à 50 % est passé de 9 en 2008 à 8 en 2009 puis, de 7 en 2010 à 3 en 2011 et finalement de 1 en 2012. Toutefois, la plus faible morbidité est d'au moins 30 %. Ainsi, comme le montre la Figure 4 suivante, la structure régionale de la morbidité a nettement changé sur la période bien qu'elle demeure à un niveau relativement élevé. Mais, on note que l'Adamaoua, le Sud et l'Est, sont potentiellement les régions où la campagne a le plus eu d'effet ; car on y observe une transition de couleur entre 2011 et 2012.

Figure 4: Morbidité spatiale chez les enfants de moins de 5 ans

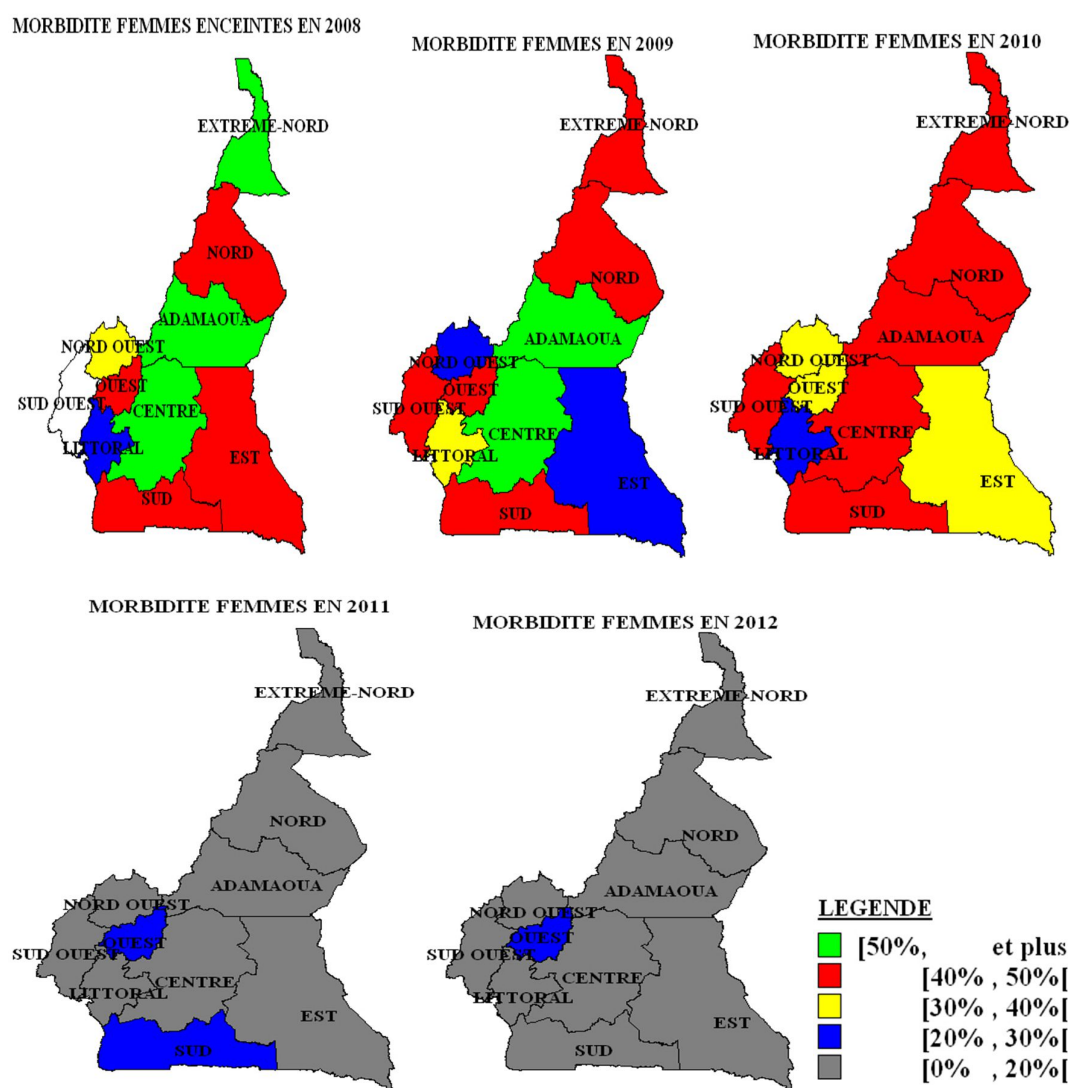


Source : PNLP, Nos calculs

### 3.2.3.2 Cas des femmes enceintes

La morbidité palustre connaît chez les femmes enceintes une baisse remarquable sur les 5 années d'étude (Figure 5 ci-dessous). Les régions telles que l'Extrême-Nord, l'Adamaoua, et le Centre qui ont eu une morbidité au dessus de 50 % en 2008 connaissent en 2012 ce taux inférieur à 20 %. L'Ouest continue de faire la différence avec un taux plus élevé que les autres régions en 2012. Toutes les autres régions présentent un taux inférieur à 20 %. La situation morbide en 2011 et 2012 s'avère inférieure à celle des années antérieures.

Figure 5: Morbidité spatiale chez les femmes enceintes

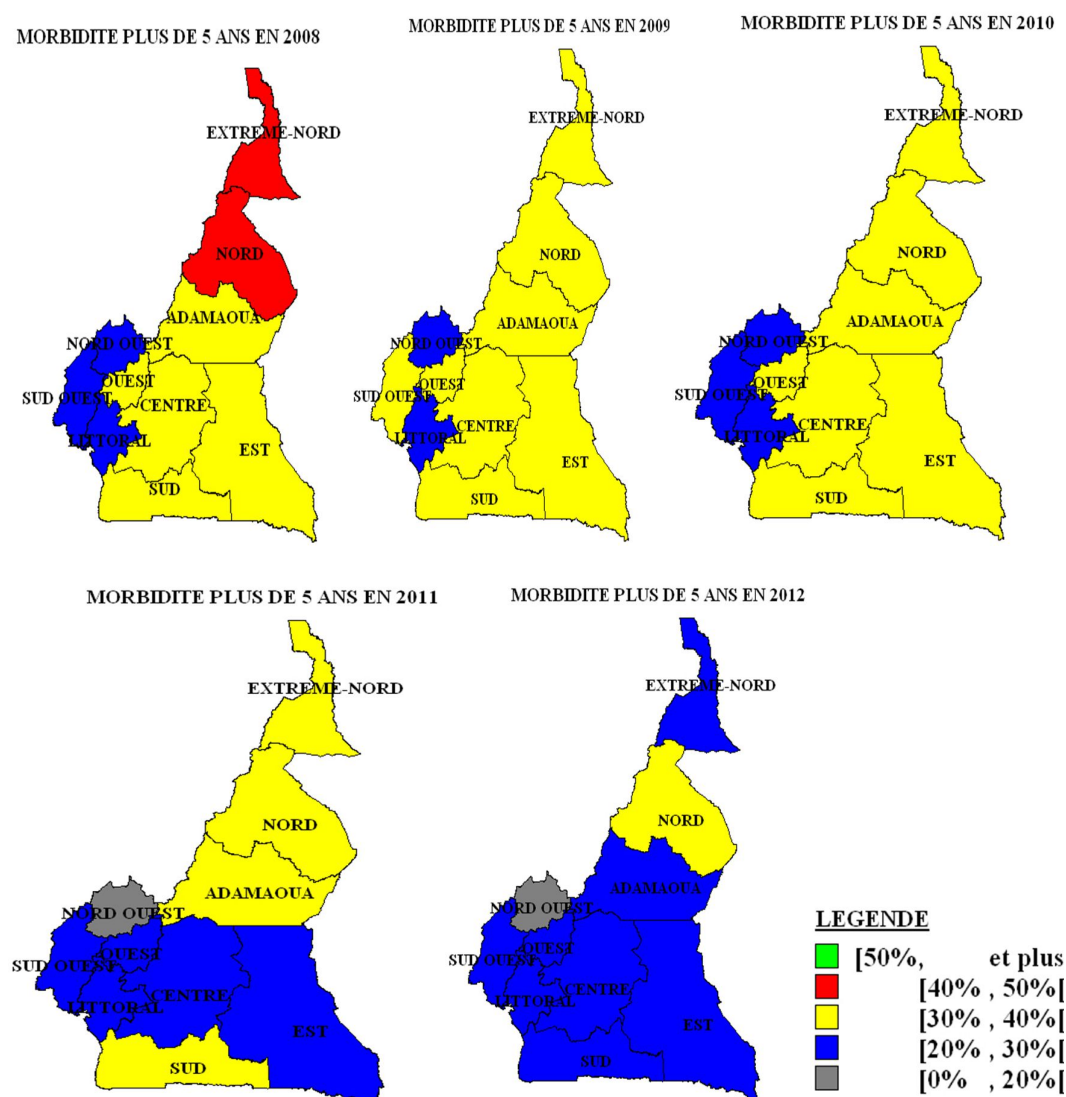


Source : PNLP, Nos calculs

### 3.2.3.3 Cas des plus de 5 ans

Les femmes enceintes et les enfants de moins de 5 ans constituent les cibles principales du PNLP. On constate néanmoins que les personnes de plus de 5 ans sont loin d'être négligées dans les actions de lutte. Nous prenons à témoin la Figure 6 ci-dessous. Une baisse progressive de la morbidité est perceptible de 2008 à 2012 avec une accélération dès 2011 ; de sorte qu'en 2012, le Nord soit la seule région ayant un taux supérieur ou égale à 30 %. Nous y présageons l'effet de la campagne MILDA 2011. Le Sud, l'Adamaoua et l'Extrême-Nord sont pressentis être les régions où l'effet campagne serait important.

Figure 6: Répartition spatiale de la morbidité chez les plus de 5 ans

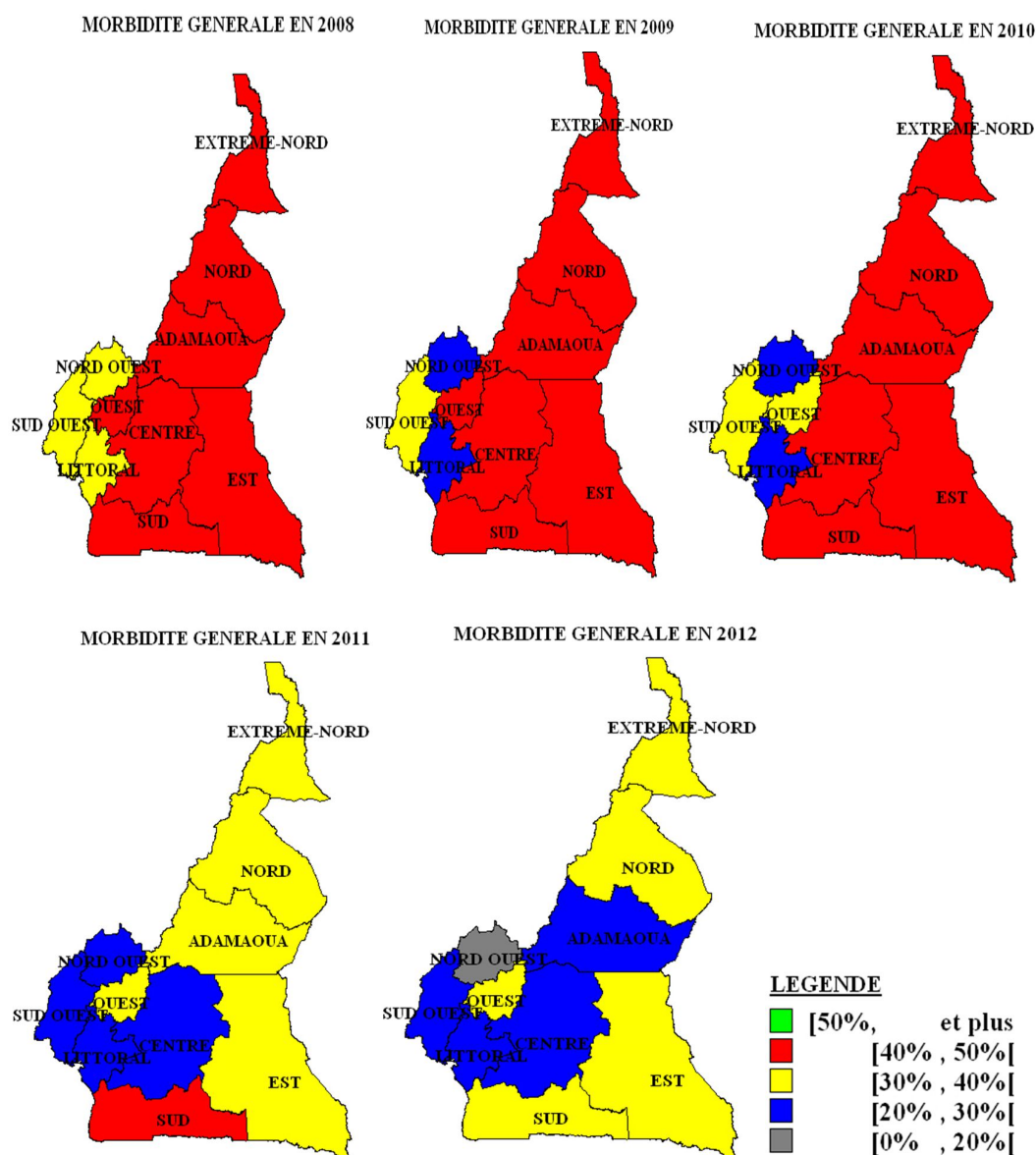


Source : PNLP, Nos calculs

### 3.2.3.4 Cas de la population générale

Comme précédemment, on observe entre 2008 et 2010 puis, entre 2011 et 2012 une structure similaire de la morbidité par région. Ces deux dernières années présentent une baisse plus importante. Nous présumons de fait que la distribution nationale des moustiquaires de 2011 aurait un apport sur cette baisse constatée. Les régions pronostiquées à effet campagne importantes sont le Sud, l'Adamaoua, le Nord-Ouest.

Figure 7: Répartition spatiale de la morbidité dans la population générale



Source : PNLP, Nos calculs

### 3.2.4 Analyse spatio-temporelles de la morbidité

De ce qui précède, une analyse tant temporelle que spatiale révèle une baisse de la morbidité. La Figure 8 donne un résumé de l'évolution de la morbidité par région et par année au Cameroun. Les principaux résultats sont les suivants :

- ❖ La morbidité chez les enfants de moins de 5 ans révèle une information importante. En effet, sur 7 des 10 régions du Cameroun on a beaucoup de peine à se prononcer sur une différence entre la morbidité de 2011 et celle de 2012. Exceptionnellement pour les régions du

Nord, de l'Est et de l'Adamaoua, on peut sans risque de se tromper dire que la morbidité de 2012 est inférieure à celle de 2011.

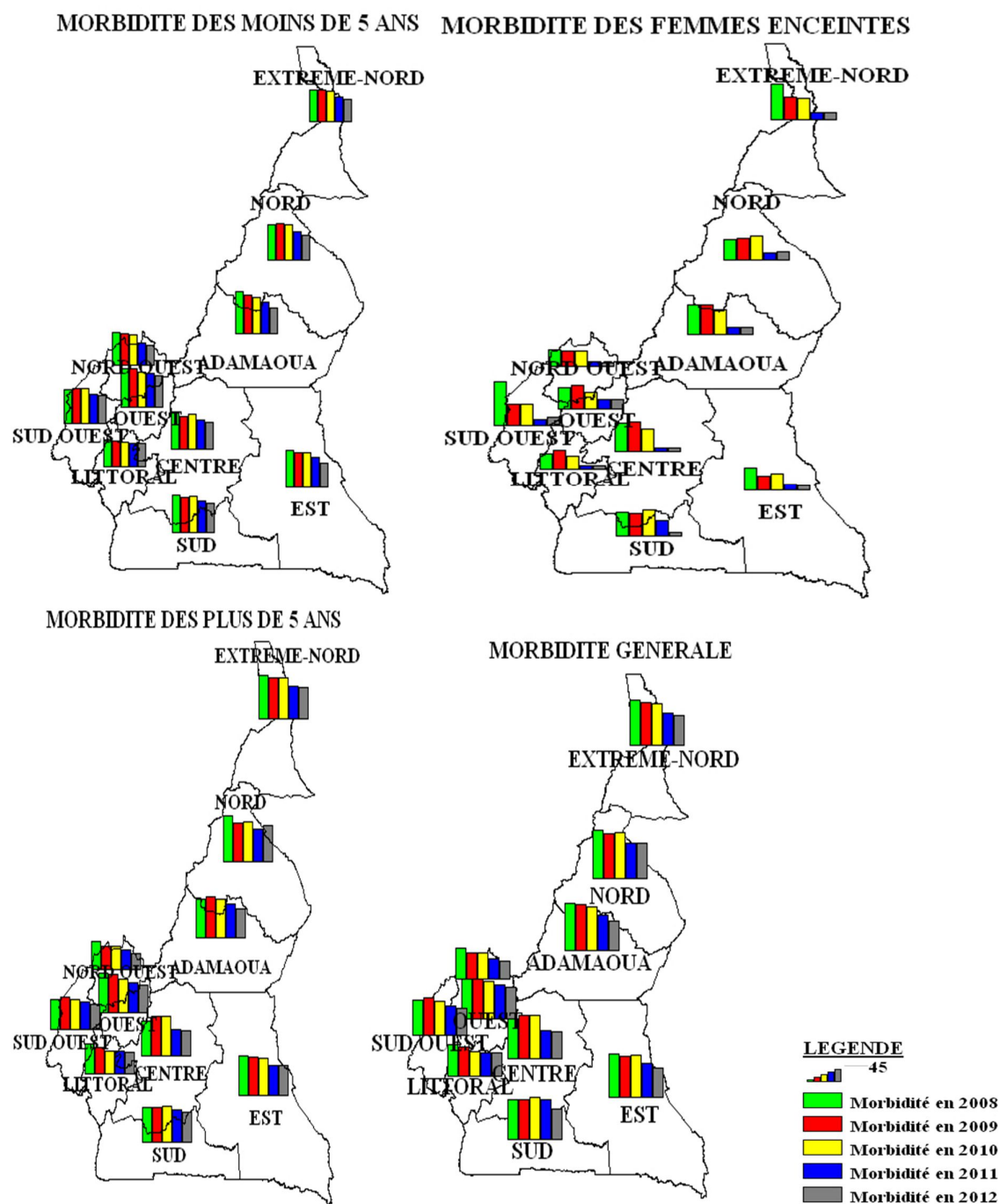
❖ La morbidité chez les femmes enceintes semble révéler deux phases d'évolution entre 2008 et 2012. Une première phase comprenant les années 2008, 2009 et 2010, où pour toutes les régions, on a des taux de morbidité très élevés. Une seconde phase pour les années 2011 et 2012 où s'observe une chute sérieuse de la morbidité avec les plus faibles taux. Entre ces deux dernières années, il est difficile de conclure à une baisse de la morbidité de 2011 à 2012, exception faite pour la région du Sud. Ce résultat conforte le soupçon selon lequel la campagne MILDA 2011 aurait eu un effet plus important dans cette région.

❖ La morbidité chez les personnes de plus de 5 ans présente une certaine stagnation entre 2011 et 2012 de sorte qu'il est difficile pour une région donnée de parler d'une diminution ou d'une augmentation. Cette réalité n'est partagée que pour 8 régions : les régions du Nord et de l'Adamaoua affichent respectivement une augmentation et une diminution de leur morbidité en 2012. Par conséquent, l'Adamaoua est pressentie être une région où la campagne 2012 a eu un effet.

❖ De façon générale, l'abaissement de la morbidité est plus marqué dans la région du Sud entre 2011 et 2012, nous pronostiquons qu'il y existe un effet campagne.



Figure 8: Distribution spatio-temporelle de la morbidité par groupe cible



Source : PNLP, Nos calculs

### **3.3 Caractéristiques des variables explicatives quantitatives**

La morbidité est un phénomène susceptible d’être influencé par les actions de lutte entrepris. Cette réalité nous conduit à intégrer dans nos variables explicatives la proportion de moustiquaires imprégnées d’insecticide dans la population consultée (moustiquaire), le nombre de femmes enceintes ayant reçu au moins deux doses de TPI (TPI), la proportion des malades de paludisme simple ayant été traités avec les ACT (ACT).

#### **3.3.1 Caractéristiques des variables explicatives**

Du Tableau 2 qui suit, il ressort que :

La distribution routinière des moustiquaires au PNLP est une action dont l’effectivité n’est pas assurée pour certains mois. Ce fait ne date pas seulement de 2012 mais peut s’apprécier depuis 2008. Aussi, en aucun cas, les patients venus en consultation dans les Formations Sanitaires (FS) ont tous reçu des moustiquaires. La distribution des MILDA la plus importante rencontrée est de 98,9 % et date de 2011. On note aussi qu’en 2010 et 2012, aucune distribution n’a atteint 30 %. Pour ces mêmes années, on note une variabilité peu importante de la proportion de moustiquaires distribuées. En revanche, les années 2008, 2009 et 2011 cachent des inégalités plus importantes en matière de distribution des moustiquaires. Les inégalités observées sont d’autant plus vraies qu’aucune moyenne annuelle de distribution n’atteint 10 %.

Les personnes souffrant de paludisme simple n’ont pas toujours été traité au moyen des ACT, notamment en 2008 et 2011. Toutefois, la moyenne générale d’utilisation des ACT dans le traitement des malades souffrant de paludisme simple s’élève à au moins 40 %. On note aussi que 2012 est l’année qui semble la moins inégalitaire (écart-type=7,28).

Les nombres maximum et minimum de femmes enceintes ayant reçu au moins deux doses de TPI sont enregistrées en 2008. En moyenne sur les 5 ans 1702 femmes ont reçu au moins deux doses de TPI.



**Tableau 2: Statistiques descriptives des variables TPI, ACT et Moustiquaire**

ANNEES		Effectif de doses de TPI	Proportion d'ACT	Proportion de Moustiquaires distribués
<b>2008</b>	Minimum	0	,00	,0000
	Maximum	17676	98,44	80,8154
	Moyenne	1910,61	59,0778	3,798616
	Ecart-type	2383,744	18,43848	13,3434222
<b>2009</b>	Minimum	262	3,93	,0000
	Maximum	4673	83,74	81,3380
	Moyenne	1839,15	58,2407	6,558401
	Ecart-type	950,169	15,56854	10,4327081
<b>2010</b>	Minimum	193	34,34	,0000
	Maximum	4590	100,00	23,5897
	Moyenne	1366,56	69,4159	3,759070
	Ecart-type	883,742	13,75036	3,7415675
<b>2011</b>	Minimum	249	,00	,0000
	Maximum	4208	92,94	98,8972
	Moyenne	1559,93	41,9858	8,587547
	Ecart-type	835,492	16,66079	19,6000356
<b>2012</b>	Minimum	315	26,53	,0000
	Maximum	3953	62,84	27,9348
	Moyenne	1836,25	42,4927	2,871069
	Ecart-type	910,752	7,28246	4,4969816
<b>Total</b>	Minimum	0	,00	,0000
	Maximum	17676	100,00	98,8972
	Moyenne	1702,50	54,2426	5,114941
	Ecart-type	1345,183	18,18516	12,0278745

Source : PNLP, Nos calculs

### 3.3.2 Catégorisation des variables explicatives quantitatives

La catégorisation des variables s'est faite de sorte à avoir le même nombre d'éléments par niveau de la variable considérée. Le Tableau 3 suivant présente les traitements appliqués.

**Tableau 3: Catégorisation des variables quantitatives des données de 2008 à 2012**

Code	Proportion de Moustiquaires distribués		Effectif de doses de TPI		Proportion d'ACT	
	Tranche (%)	Effectifs de moustiquaires	Tranche	Effectifs de TPI	Tranche ( %)	Effectifs d'ACT
<b>1</b>	0-0,0215	120	0-730	100	0-38,62	100
<b>2</b>	0,0216-0,9023	120	731-1062	100	38,63-45,96	100
<b>3</b>	0,9024-2,8177	120	1063-1550	100	46,97-54,16	100
<b>4</b>	2,8178-5,6732	120	1551-1979	100	54,17-63,73	100
<b>5</b>	5,6733-100	120	1980-2481	100	63,74-71,32	100
<b>6</b>			2482-17679	100	71,33-100	100
<b>Total</b>		600		600		600

Source : PNLP, Nos calculs

### 3.3.3 Autres variables explicatives

En dehors des variables Moustiquaire, TPI, ACT, nous avons trois autres variables explicatives que sont : le mois, l'année et la région. Le mois a 12 niveaux, la région en a 10 et l'année en a 5. Ces variables sont codifiées de la façon suivante.

**Tableau 4: Récapitulatif des codes associés aux niveaux des facteurs mois, région, année**

mois		régions		Année	
Modalités	Codes	Modalités	Codes	Modalités	Codes
<b>janvier</b>	1	Adamaoua	1	2008	1
<b>Février</b>	2	Centre	2	2009	2
<b>Mars</b>	3	Extrême-Nord	3	2010	3
<b>Avril</b>	4	Est	4	2011	4
<b>Mai</b>	5	Littoral	5	2012	5
<b>Juin</b>	6	Nord	6		
<b>Juillet</b>	7	Nord Ouest	7		
<b>Août</b>	8	Ouest	8		
<b>Septembre</b>	9	Sud	9		
<b>Octobre</b>	10	Sud Ouest	10		
<b>Novembre</b>	11				
<b>Décembre</b>	12				

Source : PNLP, Nos calculs

### 3.3.4 Etude des corrélations

Nous allons à présent étudier les liens qui peuvent exister entre les variables explicatives prises deux à deux. Les hypothèses de ce test sont les suivantes :

$H_0$ : *Il ya indépendance*

$H_1$ : *Il ya dépendance*

Les résultats de ces tests présents en Annexe 1 (Tableau 17), nous révèlent l'existence de 9 corrélations entre les variables prises deux à deux. En effet, chaque variable explicative est au moins liée à une autre. Cependant, le V de Cramer pour chacun de ces liens ne nous conforte pas de déduire une colinéarité fortes entre les variables explicatives.

Le présent chapitre a permis de décrire chacune de nos variables. Nous y avons aussi présagé au sortir de nos analyses quelques informations d'analyses importantes que seules des analyses profondes peuvent dissuader ou persuader de leur existence.

## CHAPITRE 4 : ANALYSES EXPLICATIVES DE LA MORBITITE

Nous allons confirmer ou infirmer les tendances présagées en analyse exploratoire et donner les résultats de l'effet de la campagne de distribution des moustiquaires sur la morbidité du paludisme.

### 4.1 Mise en œuvre de l'Analyse de la Variance Multi-variée (MANOVA)

#### 4.1.1 Justification du modèle

L'analyse de la variance multidimensionnelle est une méthode qui se justifie lorsqu'on a plus d'une variable dépendante à analyser au moyen de variables qualitatives (facteurs). Ces variables à expliquer doivent être corrélées. Pour ce qui concerne cette étude, nous avons la morbidité pour quatre groupes qui constitue notre variable à expliquer. Il s'agit de la morbidité chez les enfants de moins de 5 ans, chez les femmes enceintes, chez les plus de 5 ans et la morbidité générale. Du Tableau 5 qui suit, l'étude des corrélations entre les variables dépendantes nous révèle l'existence des liens significatifs entre les variables expliquées. Ainsi, la morbidité d'un groupe de population est corrélée à celle des autres groupes. Ce résultat justifie amplement l'emploi du MANOVA comme méthode économétrique. Par ailleurs, le fort lien existant entre la morbidité des personnes de plus de 5 ans et la morbidité générale étant presque certain, nous excluons la morbidité des personnes de plus de 5 ans et nous limiterons simplement à trois composantes.

**Tableau 5: Etude des corrélations entre les variables expliquées**

		Corrélations			
		morbiteft	morbiteplu5	morbitefem	Morbittot
<b>morbiteft</b>	Corrélation de Pearson	1			
	P-valeur				
	N	600			
<b>morbiteplu5</b>	Corrélation de Pearson	0,581			
	P-valeur	0			
	N	600	600		
<b>morbitefem</b>	Corrélation de Pearson	0,503	0,576		
	P-valeur	0	0		
	N	600	600	600	
<b>Morbittot</b>	Corrélation de Pearson	0,705	0,955	0,698	
	P-valeur	0	0	0	
	N	600	600	600	601

Source : PNLP, Nos calculs

#### 4.1.2 Spécification du modèle

Nous avons un modèle à six facteurs et une variable dépendante  $y$  ayant 3 dimensions :

$$y = (morbitenft, morbitfem, morbittot)$$

Le modèle à deux facteurs s'écrit :  $y_{i,j,k,l,m,n,p} = \mu_{i,j,k,l,m,n} + u_{i,j,k,l,m,n}$

$i = 1, \dots, 12$  et représente le facteur mois

$j = 1, \dots, 10$  et représente le facteur région

$k = 1, \dots, 5$  et représente le facteur année

$l = 1, \dots, 5$  et représente le facteur moustiquaire

$m = 1, \dots, 6$  et représente le facteur ACT

$n = 1, \dots, 6$  et représente le facteur TPI

$p = 1, \dots, n_{i,j,k,l,m,n}$

$y_{i,j,k,l,m,n,p}$ ,  $\mu_{i,j,k,l,m,n}$  et  $u_{i,j,k,l,m,n,p}$  sont des vecteurs de dimension 3.

$u_{i,j,k}$  est une réalisation d'une variable aléatoire  $U_{i,j,k,l,m,n,p}$  distribuée selon la loi gaussienne, centrée et de matrice de variances-covariance  $\Sigma$ , d'ordre  $D$  ( $N_3(0, \Sigma)$ ).  $\Sigma$  : est symétrique et définie positive ces variables aléatoires sont indépendantes.

#### 4.1.3 Mise en œuvre du MANOVA

##### 4.1.3.1 Significativité du modèle stable

Après exécution du modèle, nous constatons de la Figure 9 des tests multi-variés que, le modèle est globalement significatif quelle que soit la statistique de test utilisée. En revanche, le facteur moustiquaire n'est pas significatif au seuil de 5 % pour aucune de ces statistiques de test utilisées. De ce fait, cette variable n'apporte rien au modèle. Ainsi, les distributions routinières des moustiquaires ne sont pas pertinentes dans l'explication de la morbidité. Le précédent résultat nous conforte donc de retrancher la moustiquaire de nos variables explicatives.

Le TPI est la seconde variable la moins pertinente pour l'explication de la morbidité, mais du fait de sa significativité pour la statistique de Roy's, nous la conservons dans le modèle. Et ferons une nouvelle estimation du modèle dans lequel nous retranchons la variable moustiquaire.

Aussi nous constatons que les facteurs expliquent à 53,9 % la morbidité des moins de 5 ans, à 36,23 % celle des femmes enceintes et à 64,21 % celle de la population entière. (Figure 10).

Figure 9: Significativité globale du modèle sur quatre ans avec tous les facteurs

Number of obs = 480							
W = Wilks' lambda				L = Lawley-Hotelling trace			
P = Pillai's trace				R = Roy's largest root			
Source	Statistic	df	F(df1,	df2) =	F	Prob>F	
Model	W	0.1089	37	111.0	1318.8	13.03	0.0000 a
	P	1.4982		111.0	1326.0	11.92	0.0000 a
	L	3.5739		111.0	1316.0	14.12	0.0000 a
	R	1.9900		37.0	442.0	23.77	0.0000 u
Residual		442					
mois	W	0.8732	11	33.0	1297.0	1.85	0.0025 a
	P	0.1304		33.0	1326.0	1.83	0.0030 a
	L	0.1410		33.0	1316.0	1.87	0.0021 a
	R	0.1046		11.0	442.0	4.20	0.0000 u
region	W	0.3489	9	27.0	1285.7	20.67	0.0000 a
	P	0.8413		27.0	1326.0	19.14	0.0000 a
	L	1.3514		27.0	1316.0	21.96	0.0000 a
	R	0.7837		9.0	442.0	38.49	0.0000 u
annee	W	0.5800	3	9.0	1071.0	29.85	0.0000 a
	P	0.4227		9.0	1326.0	24.16	0.0000 a
	L	0.7195		9.0	1316.0	35.07	0.0000 a
	R	0.7130		3.0	442.0	105.04	0.0000 u
Moustiqua-e	W	0.9680	4	12.0	1164.4	1.20	0.2768 a
	P	0.0323		12.0	1326.0	1.20	0.2753 a
	L	0.0328		12.0	1316.0	1.20	0.2782 a
	R	0.0178		4.0	442.0	1.97	0.0979 u
ACT	W	0.9131	5	15.0	1215.0	2.71	0.0004 a
	P	0.0883		15.0	1326.0	2.68	0.0005 a
	L	0.0936		15.0	1316.0	2.74	0.0004 a
	R	0.0743		5.0	442.0	6.57	0.0000 u
TPI	W	0.9474	5	15.0	1215.0	1.60	0.0670 a
	P	0.0534		15.0	1326.0	1.60	0.0660 a
	L	0.0545		15.0	1316.0	1.60	0.0680 a
	R	0.0270		5.0	442.0	2.38	0.0377 u
Residual		442					
Total		479					

e = exact, a = approximate, u = upper bound on F

Source : PNLP, Nos calculs

Figure 10: Pouvoir explicatif du modèle avec moustiquaire

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	F	P
morbiteft	480	38	6.704122	0.5390	13.96548	0.0000
morbittfem	480	38	21.63346	0.3623	6.788296	0.0000
morbittot	480	38	5.363477	0.6421	21.43555	0.0000

Source : PNLP, Nos calcul

Une fois la variable moustiquaire retranchée au modèle, nous avons obtenu, un modèle globalement significatif tel qu'on peut l'apercevoir dans la Figure 11. Ce test permet d'éprouver l'hypothèse nulle :

Ho : Tous les coefficients des niveaux des facteurs des variables explicatives sont nuls. Il nous informe que la p-valeur du modèle vaut 0,000 quelle que soit la variable dépendante ; ce qui est inférieure au seuil fixé à 5 %. Nous pouvons donc conclure qu'il existe, au moins un

facteur qui influence la morbidité. C'est-à-dire que l'un des niveaux au moins d'un facteur a un coefficient estimé significativement différent de zéro.

**Figure 11: Significativité globale du modèle sur quatre ans sans la moustiquaire**

Number of obs = 480						
W = Wilks' lambda			L = Lawley-Hotelling trace			
P = Pillai's trace			R = Roy's largest root			
Source	Statistic	df	F(df1, df2)	= F	Prob>F	
Model	W 0.1125	33	99.0	1330.2	14.43	0.0000 a
	P 1.4842		99.0	1338.0	13.23	0.0000 a
	L 3.4941		99.0	1328.0	15.62	0.0000 a
	R 1.9455		33.0	446.0	26.29	0.0000 u
Residual	446					
mois	W 0.8692	11	33.0	1308.8	1.93	0.0013 a
	P 0.1347		33.0	1338.0	1.91	0.0016 a
	L 0.1460		33.0	1328.0	1.96	0.0010 a
	R 0.1083		11.0	446.0	4.39	0.0000 u
region	W 0.3373	9	27.0	1297.4	21.66	0.0000 a
	P 0.8579		27.0	1338.0	19.85	0.0000 a
	L 1.4166		27.0	1328.0	23.23	0.0000 a
	R 0.8488		9.0	446.0	42.06	0.0000 u
annee	W 0.5550	3	9.0	1080.7	32.86	0.0000 a
	P 0.4541		9.0	1338.0	26.51	0.0000 a
	L 0.7852		9.0	1328.0	38.62	0.0000 a
	R 0.7638		3.0	446.0	113.55	0.0000 u
ACT	W 0.9068	5	15.0	1226.1	2.95	0.0001 a
	P 0.0945		15.0	1338.0	2.90	0.0002 a
	L 0.1014		15.0	1328.0	2.99	0.0001 a
	R 0.0856		5.0	446.0	7.63	0.0000 u
TPI	W 0.9393	5	15.0	1226.1	1.88	0.0218 a
	P 0.0619		15.0	1338.0	1.88	0.0215 a
	L 0.0634		15.0	1328.0	1.87	0.0221 a
	R 0.0277		5.0	446.0	2.47	0.0319 u
Residual	446					
Total	479					

e = exact, a = approximate, u = upper bound on F

Source : PNLP, Nos calculs

Les variables explicatives du modèle expliquent à 54,4 % la morbidité des enfants, à 58,36 % celle des femmes enceintes et à 63,71 % celles de la population totale. Ainsi, le retrait de la variable moustiquaire nous a permis d'avoir un meilleur pouvoir explicatif du modèle. Avant de passer à l'interprétation des coefficients, nous allons à présent vérifier les hypothèses sous-jacentes au modèle.

**Figure 12: Pouvoir explicatif du modèle sans moustiquaire**

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	F	P
morbiteft	480	34	6.524441	0.5449	16.18418	0.0000
morbiteft	480	34	11.34617	0.5836	18.94447	0.0000
morbittot	480	34	5.376975	0.6371	23.72492	0.0000

Source : PNLP, Nos calculs

#### 4.1.3.2 Vérification des hypothèses

❖ **Normalité multi-variée des résidus** : le test de normalité multi-variée qui suit rejette l'hypothèse de normalité. Cependant, au regard des histogrammes des résidus en Annexe 1 (Figure 29), nous notons l'existence des valeurs aberrantes qui empêchent la normalité.

```
. mvtest normality residuenft residufem residutot
Test for multivariate normality
Doornik-Hansen          chi2(6) = 415.484    Prob>chi2 = 0.0000
```

Nous nous proposons de ce fait de retrancher au modèle les valeurs aberrantes

❖ **Homoscédasticité des résidus**<sup>15</sup> : l'hypothèse nulle de ce test stipule qu'il y a homoscédasticité. Le Tableau 6 ci-dessous nous conduit à rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité au seuil de 5 %. Se faisant, l'estimateur sans biais de notre modèle n'est pas de variance minimale.

**Tableau 6: Résultats du test d'homoscédasticité**

	N	R <sup>2</sup>	t	X <sup>2</sup> (5)
<b>Morbitenft</b>	480	0,1178	56,544	11,07
<b>morbifem</b>	480	0,147	70,56	11,07
<b>morbittot</b>	480	0,2216	106,368	11,07

Source : PNLP, Nos calculs

#### 4.1.3.3 Ré-estimation du modèle

Après extraction des 14 valeurs aberrantes, nous obtenons le modèle de la Figure 13. Les moustiquaires deviennent significatives et le modèle se colle davantage aux données. En effet, on remarque comme le montre la Figure 14 que les variables explicatives du modèle expliquent à 59,3 % la morbidité des enfants, à 63,45 % celle des femmes enceintes et à 68,33 % celle de la population totale. Vérifions à présent si les hypothèses sous-jacentes au modèle sont validées.

<sup>15</sup> Ce test n'est pas implémenté dans STATA, la procédure de test consiste à faire générer le modèle sur les carrés des résidus. La statistique du test est  $n \cdot R^2$  qui suit un khi deux à K-1 degré de liberté. K étant le nombre de variables explicatives et la constante y comprise.



Figure 13: Modèle stable

Number of obs = 466

W = Wilks' lambda      L = Lawley-Hotelling trace  
P = Pillai's trace      R = Roy's largest root

Source	Statistic	df	F(df1, df2)	= F	Prob>F
Model	W 0.0832	37	111.0 1276.8	14.88	0.0000 a
	P 1.6139		111.0 1284.0	13.47	0.0000 a
	L 4.2744		111.0 1274.0	16.35	0.0000 a
	R 2.4765		37.0 428.0	28.65	0.0000 u
Residual		428			
mois	W 0.8791	11	33.0 1255.8	1.70	0.0083 a
	P 0.1242		33.0 1284.0	1.68	0.0096 a
	L 0.1336		33.0 1274.0	1.72	0.0071 a
	R 0.0983		11.0 428.0	3.83	0.0000 u
region	W 0.2924	9	27.0 1244.8	24.14	0.0000 a
	P 0.9444		27.0 1284.0	21.85	0.0000 a
	L 1.6606		27.0 1274.0	26.12	0.0000 a
	R 1.0046		9.0 428.0	47.77	0.0000 u
annee	W 0.5243	3	9.0 1036.9	35.00	0.0000 a
	P 0.4775		9.0 1284.0	27.00	0.0000 a
	L 0.9039		9.0 1274.0	42.65	0.0000 a
	R 0.9002		3.0 428.0	128.42	0.0000 u
Moustiqua~e	W 0.9503	4	12.0 1127.4	1.83	0.0396 a
	P 0.0503		12.0 1284.0	1.83	0.0396 a
	L 0.0516		12.0 1274.0	1.83	0.0395 a
	R 0.0265		4.0 428.0	2.83	0.0244 u
ACT	W 0.9028	5	15.0 1176.4	2.96	0.0001 a
	P 0.0991		15.0 1284.0	2.92	0.0001 a
	L 0.1055		15.0 1274.0	2.99	0.0001 a
	R 0.0795		5.0 428.0	6.81	0.0000 u
TPI	W 0.9381	5	15.0 1176.4	1.84	0.0258 a
	P 0.0630		15.0 1284.0	1.84	0.0257 a
	L 0.0648		15.0 1274.0	1.83	0.0260 a
	R 0.0375		5.0 428.0	3.21	0.0074 u
Residual		428			
Total		465			

e = exact, a = approximate, u = upper bound on F

Source : PNLP, Nos calculs

Figure 14: Pouvoir explicatif du modèle stable

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	F	P
morbitemft	466	38	5.813031	0.5929	16.84777	0.0000
morbittfem	466	38	9.799029	0.6345	20.08042	0.0000
morbittot	466	38	4.716051	0.6833	24.95878	0.0000

Source : PNLP, Nos calculs

#### 4.1.3.4 Vérification des hypothèses sous-jacentes au modèle stable retenu

❖ L'homoscédasticité des résidus : du Tableau 7, on a beaucoup d'évidence de conclure qu'il n'y a pas homoscédasticité des résidus.

Tableau 7: Test d'homoscédasticité du modèle stable

	N	R <sup>2</sup>	t	X <sup>2</sup> (6)
<b>Morbitenft</b>	466	0,1284	59,8344	12,59
<b>morbifem</b>	466	0,2001	93,2466	12,59
<b>morbittot</b>	466	0,3448	160,6768	12,59

Source : PNLP, Nos calculs

- ❖ Normalité : comme précédemment le modèle rejette la normalité multi-variée

. mvtest normality residuenft residufem residutot

Test for multivariate normality

Doornik-Hansen

chi2(6) = 257.504 Prob>chi2 = 0.0000

Source : PNLP, Nos calculs

Nous préférons cependant ce modèle au précédent car il se colle mieux aux données. On note par ailleurs que, bien que la normalité multi-variée des résidus ne soit pas vérifiée, celle liée à la population totale est validée.

Figure 15: Normalité uni variée

Variable	Skewness/Kurtosis tests for Normality				
	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
residuenft	466	0.1214	0.0000	31.79	0.0000
residufem	466	0.0000	0.0000	35.91	0.0000
residutot	466	0.2405	0.5369	1.76	0.4138

Source : PNLP, Nos calculs

Suite à ce paragraphe, il est question à présent d'interpréter les effets respectifs des niveaux de facteurs. En d'autres termes, nous devons identifier les variables explicatives spécifiques qui contribuent à la significativité globale.

#### 4.1.3.5 Présentation des résultats

##### 4.1.3.5.1 Enfants de moins de 5 ans

A l'analyse de la Figure 16 qui suit, il ressort que :

- ❖ Chez les enfants de moins de 5 ans, pour chaque facteur, il existe au moins un niveau pour lequel on observe une influence significative sur la morbidité. En effet, au seuil de 5 % on constate que les mois Juillet, d'août, d'octobre et de novembre influencent la morbidité des moins de 5 ans à la hausse comparativement au mois de janvier. Ce résultat corrobore avec

l'information contenu dans la Figure 2<sup>16</sup>, où, remarque des pics pour ces mois, considérés être les mois de haute transmission chez les enfants.

❖ . En prenant l'Adamaoua comme référence, toutes les régions à l'exception de l'ouest affectent entre 2008 et 2011 la morbidité palustre des moins de 5 ans à la baisse. Ce résultat corrobore avec celui que les cartes nous ont présenté au chapitre précédent.

❖ Les années 2010 et 2011 affectent la morbidité des enfants de moins de 5 ans à la baisse en prenant 2008 comme année de référence. Ce résultat va dans le même sens avec l'information de la Figure 2 et les Figure 8 au chapitre précédent.

❖ La distribution routinière des moustiquaires, les ACT et les TPI n'affectent pas significativement la morbidité chez les enfants de moins de 5 ans

Figure 16: Coefficients du modèle stable chez les enfants

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
morbiteft						
mois						
2	.241681	1.314173	0.18	0.854	-2.341355	2.824717
3	.0591293	1.319264	0.04	0.964	-2.533912	2.652171
4	1.848172	1.358733	1.36	0.174	-.822448	4.518792
5	2.25877	1.334911	1.69	0.091	-.3650263	4.882566
6	2.045013	1.337295	1.53	0.127	-.5834694	4.673495
7	2.782056	1.339724	2.08	0.038	.1487985	5.415314
8	3.769125	1.336575	2.82	0.005	1.142058	6.396193
9	.6417827	1.32855	0.48	0.629	-1.969513	3.253078
10	3.742405	1.347161	2.78	0.006	1.09453	6.390279
11	2.947397	1.333166	2.21	0.028	.3270297	5.567765
12	.9937026	1.349384	0.74	0.462	-1.658542	3.645947
region						
2	-7.93059	1.501693	-5.28	0.000	-10.8822	-4.978979
3	-14.68173	1.945174	-7.55	0.000	-18.50501	-10.85845
4	-4.709493	1.418244	-3.32	0.001	-7.497082	-1.921904
5	-19.23545	1.432719	-13.43	0.000	-22.05149	-16.41941
6	-5.727871	1.573025	-3.64	0.000	-8.819686	-2.636057
7	-12.39756	1.556378	-7.97	0.000	-15.45665	-9.338461
8	-1.815876	1.562679	-1.16	0.246	-4.887356	1.255604
9	-3.491822	1.555481	-2.24	0.025	-6.549155	-.434489
10	-7.556275	1.343682	-5.62	0.000	-10.19731	-4.915238
annee						
2	-1.452469	.9158137	-1.59	0.113	-3.252521	.347583
3	-2.362112	.9738576	-2.43	0.016	-4.276251	-.4479739
4	-8.784823	.9832898	-8.93	0.000	-10.7175	-6.852146
Moustiquaire						
2	-1.32375	.8924287	-1.48	0.139	-3.077838	.4303386
3	-.1391096	1.090363	-0.13	0.899	-2.282242	2.004023
4	.5995773	1.064283	0.56	0.573	-1.492294	2.691448
5	.1532563	.9831095	0.16	0.876	-1.779067	2.08558
ACT						
2	-.9570562	1.166747	-0.82	0.413	-3.250323	1.33621
3	-1.649825	1.156826	-1.43	0.155	-3.923593	.6239425
4	-.5861671	1.174022	-0.50	0.618	-2.893734	1.7214
5	.1641258	1.229514	0.13	0.894	-2.252511	2.580762
6	.2334574	1.307049	0.18	0.858	-2.335576	2.802491
TPI						
2	-.2200162	1.179461	-0.19	0.852	-2.538272	2.09824
3	1.844766	1.2857	1.43	0.152	-.6823062	4.371838
4	-.6577877	1.51433	-0.43	0.664	-3.634236	2.318661
5	2.025791	1.570434	1.29	0.198	-1.060932	5.112513
6	2.62854	1.794634	1.46	0.144	-.8988528	6.155933
_cons	60.85247	1.779253	34.20	0.000	57.35531	64.34963

Source : PNLP, Nos calculs

<sup>16</sup> Chapitre précédent

#### 4.1.3.5.2 Cas des femmes enceintes

Il ressort de l'analyse de la Figure 17 que :

❖ Les mois d'août, septembre, novembre et décembre influencent significativement à la hausse la morbidité des femmes enceintes par rapport au mois de Janvier. En effet, on constate dans le Figure 2 (au chapitre précédent) que, pour les années 2008 et 2009, ces mois enregistrent des morbidités élevées chez les femmes enceintes

❖ Les régions de l'Est, du Littoral, du Sud Ouest et du Nord Ouest affectent la morbidité de ce groupe à la baisse comparativement à la région de l'Adamaoua.

❖ Comme chez les enfants, les années 2010 et 2011 affectent en diminution la morbidité des femmes enceintes.

❖ La distribution routinière des moustiquaires et les TPI ne sont pas significatifs dans l'explication de la morbidité palustre chez les femmes enceintes.

❖ L'ACT influence à la baisse la morbidité des femmes enceintes. Une proportion de patients souffrants de paludisme simple ayant été traité à l'ACT, d'au moins 46,97 % et d'au plus 63,73 % influence la morbidité de la population des femmes enceintes à la baisse par rapport à la proportion de patients maximum de 38,62 % traitée avec l'ACT.

Figure 17: Coefficients du modèle stable chez les femmes enceintes

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
<b>morbitfem</b>						
<b>mois</b>						
2	3.127119	2.215302	1.41	0.159	-1.227106	7.481344
3	1.82943	2.223883	0.82	0.411	-2.541662	6.200521
4	4.068999	2.290417	1.78	0.076	-.4328666	8.570864
5	3.89137	2.250259	1.73	0.084	-.5315648	8.314305
6	1.636252	2.254278	0.73	0.468	-2.794581	6.067086
7	4.272208	2.258374	1.89	0.059	-.1666755	8.711092
8	4.722856	2.253065	2.10	0.037	.2944072	9.151305
9	4.957568	2.239538	2.21	0.027	.5557061	9.35943
10	3.512607	2.27091	1.55	0.123	-.9509164	7.976131
11	4.492465	2.247319	2.00	0.046	.0753096	8.90962
12	4.666792	2.274657	2.05	0.041	.195903	9.137681
<b>region</b>						
2	-4.232789	2.531404	-1.67	0.095	-9.20832	.7427426
3	-3.629099	3.278981	-1.11	0.269	-10.07401	2.81581
4	-11.03912	2.390734	-4.62	0.000	-15.73817	-6.340084
5	-15.10674	2.415135	-6.26	0.000	-19.85374	-10.35973
6	-1.563769	2.651648	-0.59	0.556	-6.775642	3.648104
7	-15.45795	2.623586	-5.89	0.000	-20.61466	-10.30123
8	-4.044974	2.634208	-1.54	0.125	-9.222568	1.132621
9	-.0619966	2.622076	-0.02	0.981	-5.215744	5.091751
10	-7.59828	2.265046	-3.35	0.001	-12.05028	-3.146282
<b>annee</b>						
2	-2.017226	1.543788	-1.31	0.192	-5.051575	1.017122
3	-3.857128	1.641632	-2.35	0.019	-7.083792	-.6304635
4	-27.52258	1.657532	-16.60	0.000	-30.78049	-24.26466
<b>Moustiquaire</b>						
2	-1.949403	1.504367	-1.30	0.196	-4.906271	1.007464
3	1.329488	1.838025	0.72	0.470	-2.283192	4.942168
4	3.090867	1.794062	1.72	0.086	-.4354007	6.617135
5	2.001885	1.657228	1.21	0.228	-1.255434	5.259204
<b>ACT</b>						
2	-3.100144	1.966785	-1.58	0.116	-6.965904	.7656167
3	-5.814731	1.950063	-2.98	0.003	-9.647622	-1.981839
4	-6.275344	1.97905	-3.17	0.002	-10.16521	-2.385478
5	-5.244345	2.072592	-2.53	0.012	-9.31807	-1.17062
6	-2.248948	2.203293	-1.02	0.308	-6.579569	2.081673
<b>TPI</b>						
2	-2.504051	1.988217	-1.26	0.209	-6.411936	1.403834
3	.7282618	2.167305	0.34	0.737	-3.531625	4.988148
4	-.6706807	2.552706	-0.26	0.793	-5.688081	4.34672
5	-1.628664	2.647281	-0.62	0.539	-6.831954	3.574626
6	-1.344577	3.025215	-0.44	0.657	-7.290704	4.601551
<b>_cons</b>	48.84743	2.999287	16.29	0.000	42.95226	54.74259

Source : PNLP, Nos calculs

#### 4.1.3.5.3 Cas de la population générale

Il ressort de la Figure 18 que :

❖ Les mois de mai, à novembre affectent globalement la morbidité à la hausse comparativement à janvier dans la population générale.

❖ Les régions du Centre, du Littoral, du Nord Ouest et du Sud Ouest influencent la morbidité de ce groupe à la baisse comparativement à la région de l'Adamaoua.

❖ Comme chez les enfants, et les femmes enceintes les années 2010 et 2011 affectent en diminution la morbidité de la population générale ; ce qui confirme les résultats de la Figure 8 (chapitre précédent).

❖ Une proportion de personnes consultées ayant reçu les moustiquaires comprise entre 0,0216% et 0,9023% affecte à la baisse la morbidité palustre comparativement à une proportion d'au plus 0,0215

❖ L'ACT influence à la baisse la morbidité dans la population générale. Une proportion de patients souffrants de paludisme simple, dont une proportion d'au moins 46,97 % a été traité avec l'ACT influence la morbidité de la population des femmes enceintes à la baisse par rapport aux patients dont une proportion maximum de 38,62 % ont été traité avec l'ACT

❖ Le TPI n'affecte pas la morbidité dans la population générale. Ce qui est confirmé par la théorie et la pratique de terrain.

Figure 18: Coefficients du modèle stable dans la population générale

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
morbittot						
mois						
2	-.0128885	1.066175	-0.01	0.990	-2.108478	2.082701
3	-.0170055	1.070305	-0.02	0.987	-2.120713	2.086702
4	1.48079	1.102326	1.34	0.180	-.6858559	3.647436
5	2.650656	1.082999	2.45	0.015	.5219981	4.779315
6	2.191922	1.084933	2.02	0.044	.059462	4.324382
7	2.423436	1.086904	2.23	0.026	.2871012	4.55977
8	3.687089	1.084349	3.40	0.001	1.555777	5.818401
9	2.428577	1.077839	2.25	0.025	.3100603	4.547093
10	4.382283	1.092938	4.01	0.000	2.23409	6.530476
11	3.564406	1.081584	3.30	0.001	1.438529	5.690283
12	1.498019	1.094741	1.37	0.172	-.653719	3.649757
region						
2	-3.31434	1.218308	-2.72	0.007	-5.708951	-.9197291
3	-.9246919	1.578099	-0.59	0.558	-4.026481	2.177097
4	-.9248473	1.150606	-0.80	0.422	-3.186389	1.336695
5	-13.5536	1.16235	-11.66	0.000	-15.83822	-11.26898
6	1.347252	1.276178	1.06	0.292	-1.161104	3.855609
7	-13.23686	1.262673	-10.48	0.000	-15.71867	-10.75505
8	-.9084177	1.267785	-0.72	0.474	-3.400277	1.583441
9	-1.416792	1.261946	-1.12	0.262	-3.897174	1.06359
10	-8.284765	1.090115	-7.60	0.000	-10.42741	-6.142119
annee						
2	-1.147245	.74299	-1.54	0.123	-2.607608	.3131188
3	-1.992038	.7900804	-2.52	0.012	-3.544959	-.4391179
4	-8.810146	.7977327	-11.04	0.000	-10.37811	-7.242184
Moustiquaire						
2	-2.218979	.724018	-3.06	0.002	-3.642053	-.795906
3	-.9415965	.8846001	-1.06	0.288	-2.680297	.7971045
4	-.8940743	.8634413	-1.04	0.301	-2.591187	.8030386
5	-.6228535	.7975864	-0.78	0.435	-2.190527	.9448203
ACT						
2	-1.454807	.9465693	-1.54	0.125	-3.31531	.4056957
3	-3.532546	.938521	-3.76	0.000	-5.377229	-1.687862
4	-2.747226	.952472	-2.88	0.004	-4.619331	-.8751214
5	-3.559588	.9974915	-3.57	0.000	-5.52018	-1.598997
6	-2.302518	1.060395	-2.17	0.030	-4.386748	-.2182882
TPI						
2	-.6765864	.956884	-0.71	0.480	-2.557363	1.20419
3	.1659538	1.043075	0.16	0.874	-1.884233	2.216141
4	-2.067479	1.22856	-1.68	0.093	-4.48224	.3472823
5	-1.296151	1.274077	-1.02	0.310	-3.800377	1.208074
6	-.3484023	1.455968	-0.24	0.811	-3.210139	2.513334
_cons	46.04673	1.443489	31.90	0.000	43.20952	48.88394

Source : PNLP, Nos calculs

#### .4.1.4 Extraction de la morbidité attribuable à la Campagne MILDA 2011

L'extraction de la morbidité attribuable à la campagne MILDA se fait suivant les étapes ci-après :

- ❖ Faire une estimation de la morbidité 2012, en se servant des données du modèle stable
- ❖ Retrancher à la morbidité estimée, celle réellement obtenue en 2012 afin de disposer d'une mesure de l'effet campagne excluant les autres effets dû aux actions de santé publique en routine dans les formations sanitaires et aux actions des ménages. Les valeurs négatives de ce différentiel sont ramenées à zéro.
- ❖ Mesurer l'effet évaluant le nombre de cas évités du fait de la campagne.

De façon mathématique on a :

$$\begin{aligned} \widetilde{morbitenft}_{jklmnti}(2012) \\ = \alpha 1_j * region_{ji} + \alpha 2_k * mois_{ki} + \alpha 3_l * annee_{li} + \alpha 4_n * tpi_{ni} + \alpha 5_t * act_{ti} \\ + \alpha 6_t * moustiquaire_{ti} + cste_{jklmni} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \widetilde{morbitfem}_{jklmnti}(2012) \\ = \beta 1_j * region_{ji} + \beta 2_k * mois_{ki} + \beta 3_l * annee_{li} + \beta 4_n * tpi_{ni} \\ + \beta 5_t * act_{ti} + \beta 6_t * moustiquaires_{ti} + cste_{jklmni} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \widetilde{morbittot}_{jklmnti}(2012) \\ = \mu 1_j * region_{ji} + \mu 2_k * mois_{ki} + \mu 3_l * annee_{li} + \mu 4_n * tpi_{ni} + \mu 5_t * act_{ti} \\ + \mu 6_t * moustiquaire_{ti} + cste_{jklmni} \end{aligned}$$

Les variables région, mois, année, TPI, ACT et moustiquaires sont des fonctions indicatrices qui prennent la valeur 1 pour le niveau de facteur correspondant et 0 dans le cas contraire.

Après avoir estimé ainsi les morbidités 2012, nous y retranchons celles réellement obtenue en 2012. Pour des besoins de mises en œuvre, nous considérons uniquement le facteur 4 de la variable année.

$$\Delta morbitenft_i = \widetilde{morbitenft}_i(2012) - morbitenft_i(2012)$$

$$\Delta morbitfem_i = \widetilde{morbitfem}_i(2012) - morbitfem_i(2012)$$

$$\Delta morbittot_i = \widetilde{morbittot}_i(2012) - morbittot_i(2012)$$

$$i \in \{1, 2, \dots, 120\}$$

Les différentiels que nous venons d'obtenir constituent notre estimation de la morbidité réduite du fait de la campagne MILDA. Nous allons estimer un second modèle basé sur la différence de morbidité afin d'apprécier la significativité de l'effet par niveau de facteur.

#### 4.1.5 Mise en œuvre du modèle effet campagne MILDA 2011

##### 4.1.5.1 Significativité du modèle

Il ressort de la Figure 19 que le modèle est globalement significatif quelle que soit la statistique de test utilisée. En revanche, le facteur ACT n'est pas significatif au seuil de 5 %. Ce facteur n'apporte rien au modèle. Ainsi, la proportion de malades de paludisme simple ayant été traitée à l'ACT n'a pas affecté de façon significative la morbidité due à la campagne.

Les facteurs TPI et moustiquaire sont les secondes variables les moins pertinentes pour l'explication de la morbidité, mais du fait de leurs significativités pour la statistique de Roy's, nous les conservons dans le modèle.

Figure 19: Test de significativité globale du second modèle avec ACT

Number of obs = 120						
W = Wilks' lambda			L = Lawley-Hotelling trace			
P = Pillai's trace			R = Roy's largest root			
Source	Statistic	df	F(df1, df2)	F	Prob>F	
Model	W 0.0303	32	96.0	255.3	5.89	0.0000 a
	P 1.8337		96.0	261.0	4.27	0.0000 a
	L 9.1304		96.0	251.0	7.96	0.0000 a
	R 6.6838		32.0	87.0	18.17	0.0000 u
Residual		87				
mois	W 0.5489	11	33.0	251.1	1.72	0.0114 a
	P 0.5303		33.0	261.0	1.70	0.0129 a
	L 0.6839		33.0	251.0	1.73	0.0103 a
	R 0.3781		11.0	87.0	2.99	0.0020 u
region	W 0.0821	9	27.0	248.9	12.48	0.0000 a
	P 1.4067		27.0	261.0	8.53	0.0000 a
	L 5.4458		27.0	251.0	16.88	0.0000 a
	R 4.1177		9.0	87.0	39.80	0.0000 u
moustiqua-e	W 0.8226	4	12.0	225.2	1.44	0.1503 a
	P 0.1874		12.0	261.0	1.45	0.1439 a
	L 0.2036		12.0	251.0	1.42	0.1570 a
	R 0.1192		4.0	87.0	2.59	0.0420 u
act	W 0.9151	3	9.0	207.0	0.85	0.5673 a
	P 0.0862		9.0	261.0	0.86	0.5633 a
	L 0.0913		9.0	251.0	0.85	0.5716 a
	R 0.0710		3.0	87.0	2.06	0.1117 u
tpi	W 0.7563	5	15.0	235.0	1.67	0.0581 a
	P 0.2658		15.0	261.0	1.69	0.0525 a
	L 0.2939		15.0	251.0	1.64	0.0641 a
	R 0.1357		5.0	87.0	2.36	0.0465 u
Residual		87				
Total		119				

e = exact, a = approximate, u = upper bound on F

Source : PNLP, Nos calculs



Après une nouvelle estimation du modèle dans lequel nous avons enlevé le facteur moustiquaire, nous constatons d'après la Figure 20 des tests multi variés ci-dessous que le modèle est globalement significatif, quelle que soit la statistique de test utilisée.

**Figure 20: Test de significativité globale de l'effet de la campagne**

Number of obs = 120						
W = Wilks' lambda      L = Lawley-Hotelling trace						
P = Pillai's trace      R = Roy's largest root						
Source	Statistic	df	F(df1, df2)	= F	Prob>F	
Model	W 0.0331	29	87.0	264.2	6.45	0.0000 a
	P 1.7972		87.0	270.0	4.64	0.0000 a
	L 8.7362		87.0	260.0	8.70	0.0000 a
	R 6.3645		29.0	90.0	19.75	0.0000 u
Residual		90				
mois	W 0.5474	11	33.0	260.0	1.79	0.0070 a
	P 0.5299		33.0	270.0	1.76	0.0086 a
	L 0.6911		33.0	260.0	1.81	0.0058 a
	R 0.4021		11.0	90.0	3.29	0.0008 u
region	W 0.0776	9	27.0	257.6	13.36	0.0000 a
	P 1.4196		27.0	270.0	8.98	0.0000 a
	L 5.7268		27.0	260.0	18.38	0.0000 a
	R 4.3918		9.0	90.0	43.92	0.0000 u
moustiqua-e	W 0.8215	4	12.0	233.1	1.50	0.1255 a
	P 0.1884		12.0	270.0	1.51	0.1209 a
	L 0.2053		12.0	260.0	1.48	0.1304 a
	R 0.1182		4.0	90.0	2.66	0.0378 u
tpi	W 0.5306	5	15.0	243.3	4.19	0.0000 a
	P 0.5399		15.0	270.0	3.95	0.0000 a
	L 0.7568		15.0	260.0	4.37	0.0000 a
	R 0.5468		5.0	90.0	9.84	0.0000 u
Residual		90				
Total		119				

e = exact, a = approximate, u = upper bound on F

Source : PNLP, Nos calculs

#### 4.1.5.2 Pouvoir explicatif du modèle et vérification des hypothèses

Les facteurs mois, régions, moustiquaires et TPI expliquent à 86,28 % le différentiel de morbidité dans la population générale, à 31,71 % le différentiel chez les femmes enceintes et à 67,14 % celui des enfants de moins de 5 ans. Aussi, les tests F (Fisher) sont significatifs au seuil de 5 % pour les enfants de moins de 5 ans et de la population totale. De ce fait, la morbidité des femmes enceintes n'a pas contribué à la significativité globale du modèle. Ce qui permet d'attester que l'effet de la campagne MILDA n'est pas significatif chez les femmes enceintes. Nous nous garderons ainsi d'interpréter les informations relatives à cette cible.

**Figure 21: Caractéristique uni variée**

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	F	P
diffmorbi~ft	120	30	3.239801	0.6714	6.3413	0.0000
diffmorbi~m	120	30	.2651283	0.3171	1.44076	0.0983
diffmorbi~ot	120	30	2.340335	0.8628	19.51789	0.0000

Source : PNLP, Nos calculs

- ❖ Le test de normalité des individus n'est pas vérifié.

```
. mvtest normality residuenft residufem residutot
```

Test for multivariate normality

Doornik-Hansen                      chi2(6) = 142.181    Prob>chi2 = 0.0000

- ❖ L'homoscédasticité est de même rejetée au regard des résultats du tableau ci-dessous

**Tableau 8: Résultats du test d'homoscédasticité**

	N	R <sup>2</sup>	t	X <sup>2</sup> (4)
<b>Morbitenft</b>	120	0,4557	54,684	9,45
<b>morbifem</b>	120	0,4032	48,384	9,45
<b>morbittot</b>	120	0,3585	43,02	9,45

Source : PNLP, Nos calculs

### 4.1.5.3 Interprétation des résultats du modèle

#### 4.1.5.3.1 Enfants de moins de 5 ans

A l'analyse de la Figure 22 qui suit, il ressort que:

- ❖ Chez les enfants de moins de 5 ans, aucun mois n'a favorisé significativement la baisse de la morbidité attribuable à la campagne MILDA lorsqu'on prend janvier comme référence

- ❖ Au niveau régional, en prenant l'Adamaoua comme référence, excepté l'Est et le Nord Ouest les régions ont contribué à la baisse de la morbidité attribuable à la campagne MILDA.

- ❖ La distribution routinière des moustiquaires n'a pas eu une influence significative sur la morbidité imputable à la campagne MILDA.

- ❖ Un nombre de TPI 2 distribué aux femmes enceintes compris entre 1980 et 2481, affecte à la hausse le niveau de morbidité attribuable à la campagne MILDA comparativement à un nombre distribué d'au plus 730.

Figure 22: Coefficients du second modèle pour les enfants

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
diffmorbif~ft						
mois						
2	-1.525492	1.475548	-1.03	0.304	-4.456925	1.405941
3	-.9619832	1.523029	-0.63	0.529	-3.987747	2.06378
4	-1.410185	1.521244	-0.93	0.356	-4.432401	1.612031
5	-1.872112	1.57583	-1.19	0.238	-5.002773	1.258549
6	.336062	1.509448	0.22	0.824	-2.662721	3.334845
7	-1.124485	1.539954	-0.73	0.467	-4.183873	1.934903
8	.4616475	1.515739	0.30	0.761	-2.549633	3.472928
9	-1.618394	1.532949	-1.06	0.294	-4.663865	1.427077
10	.3013358	1.521273	0.20	0.843	-2.720938	3.323609
11	.1876811	1.540924	0.12	0.903	-2.873632	3.248995
12	.4693774	1.551872	0.30	0.763	-2.613686	3.552441
region						
2	-11.70209	1.83551	-6.38	0.000	-15.34865	-8.055526
3	-8.411379	2.292151	-3.67	0.000	-12.96514	-3.85762
4	-3.277555	2.040638	-1.61	0.112	-7.331638	.7765276
5	-11.7448	2.027497	-5.79	0.000	-15.77277	-7.716821
6	-7.056604	2.049728	-3.44	0.001	-11.12875	-2.98446
7	-2.290356	2.261825	-1.01	0.314	-6.783866	2.203154
8	-11.09884	2.066329	-5.37	0.000	-15.20396	-6.993719
9	-9.08569	2.102001	-4.32	0.000	-13.26168	-4.909698
10	-10.81625	2.195137	-4.93	0.000	-15.17727	-6.455229
moustiquaire						
2	2.840446	2.030335	1.40	0.165	-1.193169	6.87406
3	3.219272	2.307868	1.39	0.166	-1.365711	7.804255
4	1.812452	2.528727	0.72	0.475	-3.211306	6.836211
5	4.918961	2.634315	1.87	0.065	-.3145651	10.15249
tpi						
2	.6858725	1.548376	0.44	0.659	-2.390247	3.761992
3	1.887351	1.42735	1.32	0.189	-.9483295	4.723031
4	-1.778229	1.350771	-1.32	0.191	-4.461772	.9053141
5	3.520411	1.465054	2.40	0.018	.6098246	6.430997
6	2.202953	1.447791	1.52	0.132	-.673337	5.079244
_cons	8.977427	2.220483	4.04	0.000	4.566049	13.3888

Source : PNLP, Nos calculs

#### 4.1.5.3.2 Population générale

❖ Dans la population générale, le Mai, Août, Octobre, Novembre ont favorisé l'augmentation de la morbidité attribuable à la campagne comparativement au mois de janvier. Ainsi, l'effet de la campagne a été plus important dans ces régions.

❖ Au niveau régional, en prenant l'Adamaoua comme référence, la morbidité attribuable à la campagne MILDA est influencée à la hausse par l'est et le Sud tandis qu'elle est influencée à la baisse au Littoral, au Nord Ouest à l'Ouest et au Sud Ouest.

❖ La distribution routinière des MILDA n'a pas influencé celle de la campagne.

❖ Les TPI ont dans presque tous les sous groupe contribué à réduire la morbidité attribuable à la campagne MILDA 2011.

Figure 23: Coefficients du second modèle pour la population générale

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
<b>diffmorbimot</b>						
<b>mois</b>						
2	1.908053	1.065891	1.79	0.077	-.2095259	4.025633
3	-.4089644	1.100191	-0.37	0.711	-2.594685	1.776757
4	2.023198	1.098901	1.84	0.069	-.1599604	4.206356
5	2.484611	1.138332	2.18	0.032	.223115	4.746106
6	1.661573	1.09038	1.52	0.131	-.5046581	3.827804
7	1.484099	1.112417	1.33	0.186	-.7259108	3.69411
8	2.413353	1.094924	2.20	0.030	.2380944	4.588612
9	1.681974	1.107357	1.52	0.132	-.5179831	3.881931
10	3.369659	1.098922	3.07	0.003	1.186459	5.552859
11	2.320575	1.113117	2.08	0.040	.1091743	4.531977
12	-.8434525	1.121026	-0.75	0.454	-3.070566	1.38366
<b>region</b>						
2	2.024095	1.325917	1.53	0.130	-.6100705	4.658261
3	-.1472651	1.655781	-0.09	0.929	-3.436764	3.142234
4	3.161215	1.474095	2.14	0.035	.2326674	6.089763
5	-7.880858	1.464603	-5.38	0.000	-10.79055	-4.971169
6	-1.314633	1.480662	-0.89	0.377	-4.256227	1.626961
7	-6.858013	1.633875	-4.20	0.000	-10.10399	-3.612036
8	-5.436361	1.492654	-3.64	0.000	-8.401779	-2.470943
9	6.013899	1.518422	3.96	0.000	2.997287	9.03051
10	-9.284239	1.585701	-5.85	0.000	-12.43451	-6.133967
<b>moustiquaire</b>						
2	-2.542785	1.466653	-1.73	0.086	-5.456548	.3709769
3	-2.143606	1.667135	-1.29	0.202	-5.45566	1.168449
4	-1.114691	1.826677	-0.61	0.543	-4.743704	2.514321
5	-.38339	1.90295	-0.20	0.841	-4.163932	3.397152
<b>tpi</b>						
2	-2.422269	1.118501	-2.17	0.033	-4.644366	-.2001721
3	-1.993147	1.031075	-1.93	0.056	-4.041558	-.052638
4	-4.991416	.9757567	-5.12	0.000	-6.929927	-3.052905
5	-4.684582	1.058311	-4.43	0.000	-6.787102	-2.582062
6	-4.654002	1.045841	-4.45	0.000	-6.731748	-2.576256
<b>_cons</b>	24.68098	1.604011	15.39	0.000	21.49434	27.86763

Source : PNLP, Nos calculs

## 4.1.6 Quantification de l'effet campagne

### 4.1.6.1 Procédure de quantification

Dès lors que, nous avons extrait la morbidité attribuable à la campagne pour chaque sous groupe, en faisant une différence entre la morbidité estimée en 2012 et celle réellement obtenue, nous utilisons ce différentiel pour quantifier le nombre de cas que la campagne a résorbée. Ce différentiel dans lequel on a annulé toute différence négative, est **significatif** comme on vient de le constaté.

Pour quantifier le nombre de cas de paludisme que la campagne a résorbé, nous procédons de la manière suivante :

❖ Nous calculons le taux d'accroissement annuel du nombre de consultations de chaque sous groupe pour obtenir à partir des données de 2008 à 2011 (voire Tableau 18 en Annexe 1).

❖ Nous multiplions ce taux plus 1 au nombre de consultations de 2011 pour obtenir une estimation du nombre de consultations attendues en 2012 s'il n'y avait pas eu la campagne. Cette précaution est prise pour éviter de faire le calcul avec les données de 2012 déjà affectée par la campagne MILDA.

❖ Nous multiplions par la suite les consultations estimées avec la morbidité attribuable à la campagne. Le résultat de ce calcul nous donne le nombre de cas de paludisme que la campagne a résorbé.

### **4.1.6.2 Résultats**

#### **4.1.6.2.1 Résultats à l'échelle globale**

Sur l'ensemble des dix régions que compte le Cameroun, la campagne nationale de distribution des MILDA, a démontré son efficacité. En effet, il ressort du Tableau 9 les informations suivantes :

La campagne MILDA 2011 a eu une incidence de 1 171 325 cas de paludisme en 2012. En effet, toutes les régions du pays ont été affectées par cette action d'envergure. Pour le compte de l'année 2012, Le centre est la région où la campagne a eu la plus grande incidence avec 19,41 %. Le Centre est suivi du Littoral (15,79 %). Ce résultat est tout à fait plausible puisque ces deux régions sont les plus peuplées du pays. En revanche, le Sud Ouest est la région où on a la plus petite incidence en 2012 (3,21 %).

69354 cas de paludisme ont été résorbés chez les enfants de moins de 5 ans soit environ 6 % de la totalité des cas résorbés. Le nord Cameroun avec 19,17 % de cas de paludisme résorbé est la région où la campagne a le plus porté de fruits chez les enfants de moins de 5 ans. Cette région est suivie du Nord Ouest puis, de l'Extrême Nord. Néanmoins, il est marquant de constater que la campagne n'a eu aucune incidence au Littoral alors que cette région est la seconde région où l'effet général de la campagne est le plus élevé après le centre.

Les femmes enceintes comme le modèle l'a révélé est le groupe cible que la campagne a le moins atteint. En effet, la campagne a une incidence de 131 femmes enceintes sur l'ensemble du territoire soit 0,011 % de 1 171 325. Cette incidence peut donc être considérée comme résiduelle.

**Tableau 9: Quantification de l'effet campagne par région**

REGION	Moins de 5 ans		Femmes enceintes		population générale	
	Effectif de cas résorbés	Contribution par région des moins de 5 ans	Effectif de cas résorbés	Contribution par région des femmes enceintes	Effectif de cas résorbés	Contribution par région dans la population générale
ADAMAOUA	9996	14,41	14	10,53	66986	5,72
CENTRE	6599	9,51	0	0,00	227320	19,41
EXTREME-NORD	11103	16,01	91	69,40	178806	15,27
EST	8700	12,54	0	0,00	69873	5,97
LITTORAL	0	0,00	0	0,00	184949	15,79
NORD	13293	19,17	0	0,00	119074	10,17
NORD OUEST	12248	17,66	0	0,00	119119	10,17
OUEST	2233	3,22	0	0,00	93951	8,02
SUD	2091	3,01	26	20,07	37563	3,21
SUD OUEST	3092	4,46	0	0,00	73683	6,29
<b>Total</b>	69354	100,00	131	100,00	1 171 325	100,00

Source : PNLP, Nos calculs

#### 4.1.6.2.2 Résultats à l'échelle mensuelle

L'incidence de la campagne MILDA 2011 est différentes dans les sous groupes non seulement au niveau des effectif mais également de part la structure ou l'évolution enregistrée au niveau des régions.

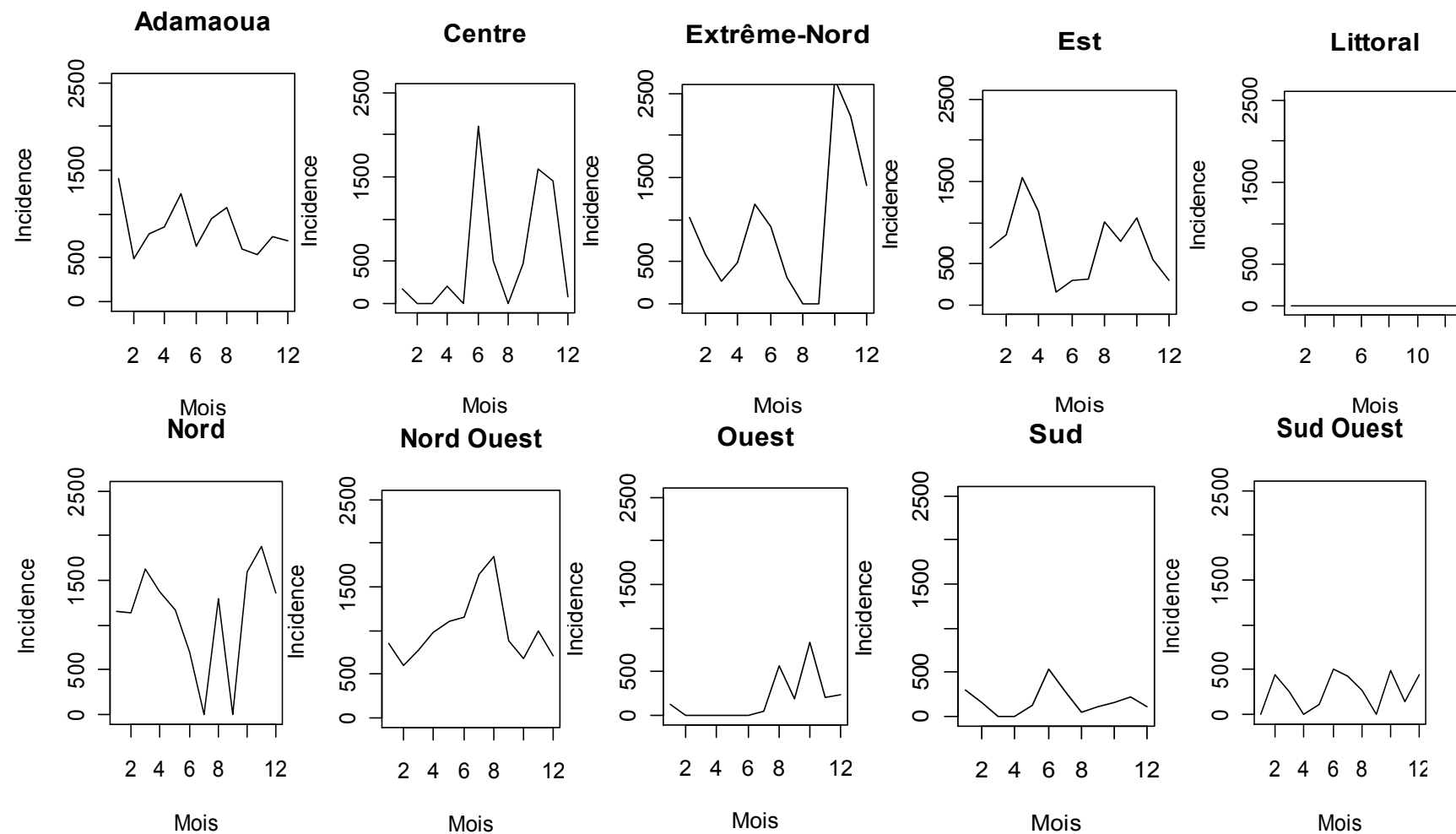
Chez les enfants de moins de 5 ans, la série du Littoral est la seule où aucune incidence n'a été enregistrée dans cette souche. Elle est de ce point de vue une série constante. Aussi, si les séries de l'Adamaoua, de l'Est, du Nord, du Nord Ouest, du Sud et du Sud Ouest présentent une allure additive, celles du Centre, de l'Extrême-Nord et de l'Ouest s'avèrent multiplicatives. On observe que dans ces régions, l'effet de la campagne s'avère croissant dans le temps (Figure 24).

A l'exception de l'Adamaoua, de l'Extrême-Nord et du Sud, toutes les régions chez les femmes enceintes n'ont enregistré aucune incidence dans ce groupe. L'Extrême-Nord regorge la grande majorité de cette incidence. Les mois de février, décembre et Mai sont ceux où l'incidence est enregistrée. Ce dernier est le mois pour lequel l'effet est le plus grand sur la période (environ 81 %) et concerne l'Adamaoua. (Figure 25 et Tableau 19 en Annexe).

Dans la population générale, on remarque les régions du centre, de l'Extrême-Nord et du Littoral présentent les plus grandes incidences de part leur position élevée comparativement aux autres séries (Figure 26).

## EFFET DE LA CAMPAGNE MILDA 2011 SUR LA MORBIDITE PALUSTRE

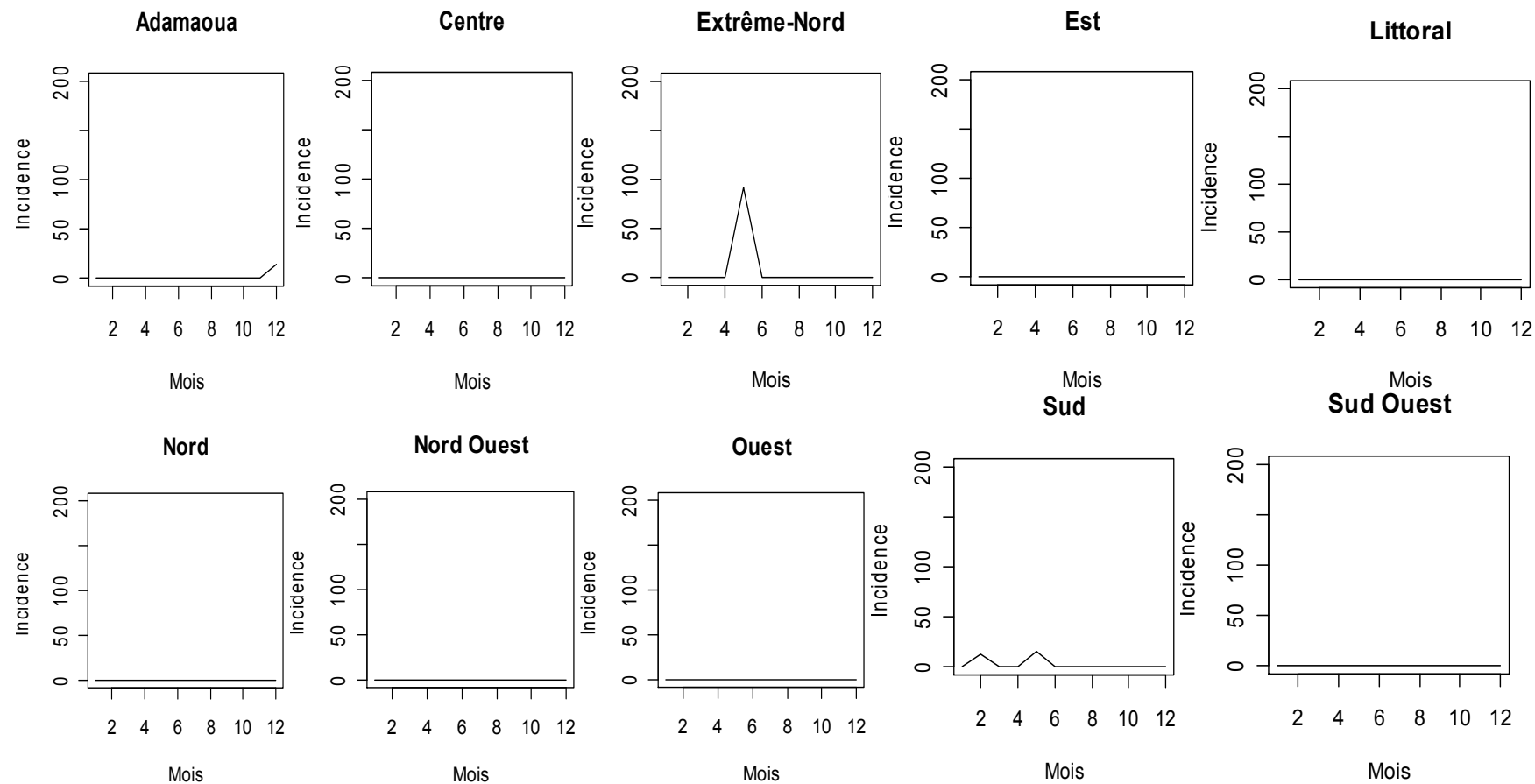
**Figure 24: Incidence chez les enfants de moins de 5 ans**



Source : PNL, Nos calculs

## EFFET DE LA CAMPAGNE MILDA 2011 SUR LA MORBIDITE PALUSTRE

**Figure 25: Incidence chez les femmes enceintes**

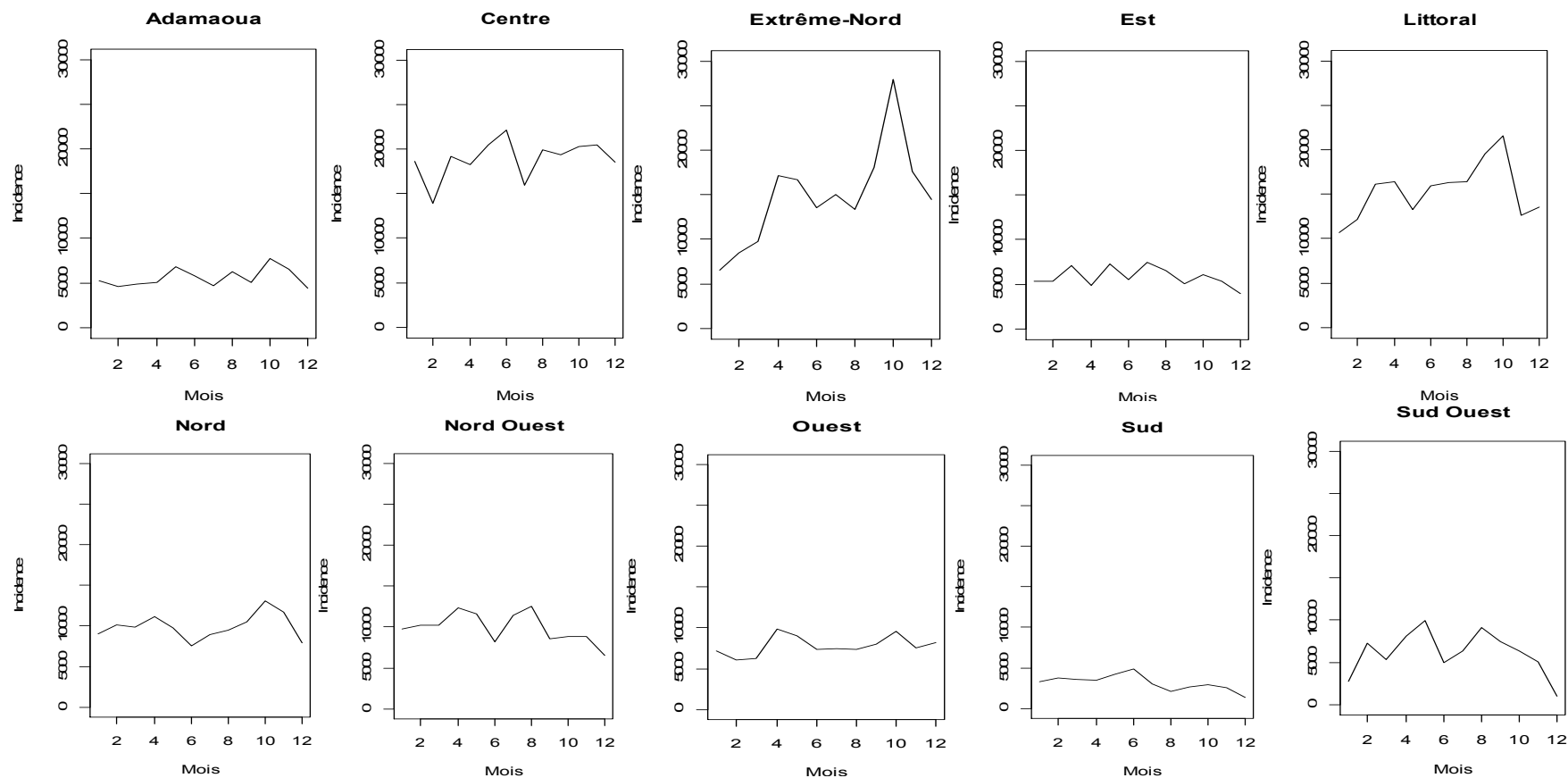


Source : PNL, Nos calculs



## EFFET DE LA CAMPAGNE MILDA 2011 SUR LA MORBIDITE PALUSTRE

Figure 26: Incidence dans la population totale



Source : PNLP, Nos calculs

En rapportant le nombre de cas résorbés à la population totale de la région, il en ressort que : l'Extrême-Nord suivi de l'Ouest sont les régions où le cas résorbés sont les plus faibles. Par ailleurs, on note que l'Est (8,3594 %) est la région où l'effet campagne est le plus important. (Tableau 10).

**Tableau 10: Cas de Paludisme résorbés rapportés à la population totale de la région**

REGION	population générale		
	cas résorbés	Effectif de la population par région	Taux d'incidence
ADAMAOUA	66986	1 060 114	6,3188
CENTRE	227320	3 710 397	6,1266
EXTREME-NORD	178806	3 649 237	4,8998
EST	69873	835 859	8,3594
LITTORAL	184949	3 017 246	6,1297
NORD	119074	2 161 001	5,5101
NORD OUEST	119119	1 895 972	6,2827
OUEST	93951	1 875 586	5,0092
SUD	37563	733 925	5,1181
SUD OUEST	73683	1 447 463	5,0905
<b>Total</b>	1 171 325	20 386 799	5,7455

Source : PNLP, Nos calculs

Les résultats importants qui ressortent de cette étude sont

- ❖ Les mois à plus forte endémicités sont ceux pour lesquels l'effet est le plus important (Août, Septembre, Octobre, Novembre, Mai)
- ❖ Les régions l'Ouest et de l'Extrême-Nord sont celles pour lesquelles l'effet de la campagne est le plus faible.
- ❖ Les femmes enceintes constituent le groupe cible le moins atteint par la campagne MILDA.

Il est question pour nous de choisir le modèle qui se colle le mieux à nos données. C'est-à-dire, le modèle qui nous donne un meilleur pouvoir explicatif avec les variables explicatives dont nous disposons.

**4.1.6.2.3 Estimation des coûts directs de l'incidence due de la campagne MILDA 2011**

En 2012, le PNLP a enregistré comme cas de paludisme 1 589 317 dont 1 224 866 cas de paludisme simple soit 77% et 364 451 cas de paludisme grave (23%). Les décès palustre sont évalué à 3209 pour le compte de l'année 2012 soit 0,2% des cas enregistré.

En considérant que toute chose égale par ailleurs, l'incidence obtenue en 2012 (1 171 325) respecte les mêmes proportions de paludismes simples, graves et décès que celles réellement obtenues en 2012, l'incidence consacrée au paludisme simple aurait été de 901 920 et celle consacrée au paludisme grave de 269405. L'incidence des décès serait de 2 343.

Les coûts directs évalués concernent les coûts de prise en charge des malades (achat des médicaments, consultation et éventuellement hospitalisation). Le prix unitaire de prise en charge d'un malade de paludisme simple est évalué à 1 100FCFA, ainsi, la prise en charge de 901920 malades de paludisme simple vaudrait 992 112 000.

Les malades de paludisme grave sont des malades que l'on hospitalise. Les enfants de moins de 5 ans, font en moyenne une semaine (sept jours) d'hospitalisation. En 2012, 8,18% des malades de moins de 5 ans souffraient de paludisme grave soit alors 5673 cas pour l'incidence. Les personnes de plus de 5 ans souffrant de paludisme grave (263732) font en moyenne deux jours d'hospitalisation. Le prix unitaire de prise en charge d'un malade de paludisme grave est de 3 000. Ainsi, le coût de prise en charge des moins de 5 ans serait 119 133 000FCFA et celui des plus de 5 ans serait de 1 582 392 000. Nous récapitulons l'estimation de ces coûts dans le Tableau 11 qui suit :

**Tableau 11: Estimation des coûts directs**

Type de paludisme	Effectifs de malades	Durée moyenne d'hospitalisation (en jours)	Coût unitaire en FCFA	Coût total en FCFA
<b>Paludisme simple</b>	901 920		1 100	992 112 000
<b>Paludisme grave moins de 5 ans</b>	5 673	7	3 000	119 133 000
<b>Paludisme grave plus de 5 ans</b>	263 732	2	3 000	1 582 392 000
<b>total</b>	1 171 325	9		2 693 637 000

Source : PNLP, Nos calculs

Il ressort de ce qui précède que les coûts qu'aurait valu le traitement des cas d'incidence s'élèvent à **2 693 637 000**

## **4.2 Économétrie des données de panel**

Les variables année, mois et région nous conduisent à adopter comme l'une de nos méthodes économétriques l'économétrie des données de panel. La mise en œuvre de cette méthode nécessite une double dimension des données : une dimension spatiale et une dimension temporelle. Deux approches ont été utilisées pour structurer nos données.

- ❖ La première a consisté à considérer les régions comme la variable des individus et les données mensuelles sur 4 ans comme la variable temps. Avec la base ainsi construite, nous avons 10 individus et 48 composantes de la variable temps.

- ❖ La seconde approche a consisté à considérer les individus comme une combinaison de la région et du mois, la variable temporelle étant l'année. Ainsi pour une année donnée, comme nous avons 12 mois et 10 régions, on a un total de 120 individus.

Puisque trois de nos variables explicatives ont déjà été utilisé pour paramétrer le modèle de panel, il nous reste comme variable explicative : moustiquaire, ACT et TPI. La modélisation se fait pour chaque groupe cible sur la période de 2008 à 2011 ce qui va nous permettre d'en déduire pour chacun d'eux un modèle stable conformément à notre méthodologie.

NB : Nous avons retenu la deuxième approche de structuration de nos données car, la première nous a donné des résultats moins satisfaisants que la seconde en termes de pouvoir explicatif du modèle (voire annexe 1 Figure 32, 33 et 34)

### **4.2.1 Choix des modèles à appliquer as des enfants de moins de 5 ans**

- ❖ Il ressort de la Figure 30 en Annexe 1 que le test de Hausman ne réussit pas à s'appliquer sur les données des enfants de moins de 5 ans. Cependant comme la variation inter individuelle (173,09) est plus grande que celle intra individuelle (13,43) nous postulons pour un modèle à effet aléatoire (KPODAR K., 2007) (voire Figure 31 en annexe).

- ❖ Le test de Hausman en Annexe 1 (Figure 30) nous conduit à conclure que le modèle approprié aux femmes enceintes est le modèle à effet aléatoire

- ❖ Le modèle à effet fixe est le celui approprié pour la population générale. Annexe 1 (Figure 30)

## 4.2.2 Pourvoir explicatif des modèles

Il s'observe de la Figure 27 :

❖ Chez les enfants de moins de 5 ans, la part de la variabilité intra-individuelle de la variable dépendante expliquée par celles des variables explicatives est de 11,6 %. Les effets aléatoires quant à eux ont une contribution 4,04 %. La statistique de Fisher P-valeur= 0,000 nous conforte de la significativité globale du modèle.

❖ La variabilité intra-individuelle de la variable dépendante expliquée par celles des variables explicatives est de 9,33 % chez les femmes enceintes. Les effets fixes quant à eux ont une contribution 2,06 %. La statistique de Fisher P-valeur= 0,000 nous conforte de la significativité globale du modèle.

❖ La variabilité intra-individuelle de la variable dépendante expliquée par celles des variables explicatives est de 12,25 % dans la population générale. Les effets fixes quant à eux ont une contribution 0,76 %. La statistique de Fisher P-valeur= 0,000 nous conforte de la significativité conjointe tant des trois variables explicatives mais également des effets fixes.

**Figure 27: Modèles respectif des enfants de moins de 5 ans, des femmes enceintes et de la population générale**

. xtreg morbitenft Moustiquaire ACT TPI, re						
Random-effects GLS regression			Number of obs		= 480	
Group variable: regmois			Number of groups		= 120	
R-sq: within = 0.1160			obs per group: min		= 4	
between = 0.0404			avg		= 4.0	
overall = 0.0203			max		= 4	
Random effects u_i ~ Gaussian			wald chi2(3)		= 33.25	
corr(u_i, X) = 0 (assumed)			Prob > chi2		= 0.0000	
morbitenft	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Moustiquaire	-.4975642	.2435238	-2.04	0.041	-.9748621 -.0202664	
ACT	1.096758	.2239449	4.90	0.000	.6578339 1.535682	
TPI	-.414436	.2846769	-1.46	0.145	-.9723925 .1435205	
_cons	51.23568	1.667005	30.74	0.000	47.96842 54.50295	
sigma_u	5.2196812					
sigma_e	6.9296439					
rho	.36198843	(fraction of variance due to u_i)				
. xtreg morbitfem Moustiquaire ACT TPI, fe						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs		= 480	
Group variable: regmois			Number of groups		= 120	
R-sq: within = 0.0933			obs per group: min		= 4	
between = 0.0206			avg		= 4.0	
overall = 0.0249			max		= 4	
corr(u_i, Xb) = -0.3147			F(3,357)		= 12.24	
			Prob > F		= 0.0000	
morbitfem	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Moustiquaire	-1.647071	.8619029	-1.91	0.057	-3.342116 .0479741	
ACT	4.504071	.8091312	5.57	0.000	2.912808 6.095333	
TPI	1.713468	1.3341	1.28	0.200	-.9102142 4.337151	
_cons	18.17352	6.451574	2.82	0.005	5.485657 30.86139	
sigma_u	15.099451					
sigma_e	24.741829					
rho	.27137179	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:		F(119, 357) =		1.29		Prob > F = 0.0406

## EFFET DE LA CAMPAGNE MILDA 2011 SUR LA MORBIDITE PALUSTRE

```
. xtreg morbittot Moustiquaire ACT TPI, fe
Fixed-effects (within) regression
Group variable: regmois
R-sq:  within = 0.1225
      between = 0.0076
      overall = 0.0102
Number of obs   =      480
Number of groups =      120
obs per group: min =      4
               avg  =     4.0
               max  =      4
F(3,357)       =     16.61
Prob > F       =     0.0000

corr(u_i, Xb)  = -0.2355
```

morbittot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Moustiquaire	-.7462932	.1971239	-3.79	0.000	-1.133963 - .3586232
ACT	1.019082	.1850546	5.51	0.000	.6551478 1.383016
TPI	.7543807	.305119	2.47	0.014	.1543241 1.354437
_cons	33.06256	1.475525	22.41	0.000	30.16075 35.96438
sigma_u	7.2656946				
sigma_e	5.6586489				
rho	.62244934				(fraction of variance due to u_i)

```
F test that all u_i=0:      F(119, 357) =      6.04      Prob > F = 0.0000
```

Source : PNLP, Nos calculs

Les résultats que viennent de nous donner l'économétrie des données de panels ne nous permettent pas de continuer nos analyses dans cette méthodes car leurs pouvoir explicatifs sont de loin inférieur à ceux du MANOVA. **Nous concluons à cet effet que le MANOVA est le meilleur modèle.**

## LIMITES ET RECOMMANDATIONS

---

A l'issue de ce travail, il est important de relever des imperfections dont il souffre et de faire quelques recommandations.

### Limites

- ❖ L'absence de variables importantes telles que la pluviométrie et la température qui affectent morbidité palustre.
- ❖ Cette étude ne permet pas de quantifier le taux d'utilisation des moustiquaires de la campagne.
- ❖ Les coûts indirects (nombre d'heure de travail par médecin, transport des malades etc.) de la campagne ne sont pas pris en compte dans l'évaluation des coûts qu'auraient valu la prise en charge des cas d'incidence.
- ❖ Les problèmes de santé émergente (choléra, fièvre jaune, etc.) sont traités comme des urgences et ne sont pas pris en consultation externe. De ce fait, leur influence n'a pas été considérée dans les calculs du taux d'incidence dû à la campagne MILDA 2011

### Recommandations

Les recommandations de ce travail s'adressent :

#### Au PNLP

- ❖ Accentuer les campagnes de sensibilisation et les spots publicitaires dès le mois de mai afin de maîtriser la période de forte transmission
- ❖ Entrer en veille dans les actions de santé publique qui ont démontré leur efficacité, de même que la campagne nationale de distribution des MILDA. De ce fait, continuer à donner les TPI aux femmes enceintes, les moustiquaires aux femmes enceintes et enfants de moins de 5 ans. Eviter les ruptures de stock en ACT dans les FS.
- ❖ Développer des stratégies nouvelles pour les femmes enceintes, afin que l'effet des prochaines campagnes de distributions des MILDA connaisse un succès dans ce groupe cible.

❖ Privilégier les régions comme l'Extrême-Nord et l'Ouest, où l'effet rapporté à la population de la région est le plus faible.

### **Aux ménages**

❖ Eu égard, aux résultats sur l'effet de la campagne MILDA 2011, nous encourageons les ménages à utiliser en permanence les moustiquaires.

❖ Veiller à l'entretien des moustiquaires pour maintenir un effet protecteur de longue durée.



## CONCLUSION GÉNÉRALE

---

Nous sommes parvenus au terme de notre travail dont, l'objectif était de déterminer l'effet de la campagne MILDA 2011 sur la morbidité palustre. Pour atteindre cet objectif, nous avons recherché des approches de résolutions de notre sujet dans la littérature. N'ayant pas trouvé une approche qui cadre avec la structure de données que nous possédions, nous avons proposé une approche innovante. En effet, l'étude a porté sur les dix régions du Cameroun dont nous disposons des données mensuelles de Surveillance Suivi et Evaluation sur 5 ans allant de 2008 à 2012. L'approche méthodologique a consisté à trouver une équation d'équilibre entre 2008 2011 et à faire une estimation de la morbidité 2012 à partir de cette équation. Puis, à retrancher de l'estimation de la morbidité à la morbidité réellement observée en 2012. L'écart positif étant imputable à la campagne.

Notre démarche a consisté tout d'abord, à une analyse exploratoire puis, une analyse économétrique au moyen de l'analyse de la variance multi-variée et de l'économétrie des données de panel. Le modèle retenu a été le MANOVA car il nous a donné un meilleur pouvoir explicatif.

Les points saillants de cette analyse sont les suivant :

- ❖ En 2012, 1 171 325 de personnes ont été préservées du paludisme au Cameroun du fait de la campagne nationale de MILDA. Le Centre (19,41 %) le Littoral (15,79 %) et l'Extrême-Nord (15,27 %) sont les deux régions où l'on rencontre le plus de cas résorbés. En revanche, le l'Extrême-Nord est la région où l'effet est le plus petit en 2012 (environ 4 %) en prenant en compte les populations des régions.

- ❖ 69354 cas de paludisme ont été résorbés chez les enfants de moins de 5 ans, soit environ 6 % de la totalité des cas résorbés et le nord (19,17 %) est la région où on rencontre le plus de cas résorbés.

- ❖ Les femmes enceintes comme le modèle l'a révélé est le groupe cible que la campagne a le moins atteint 131 cas, soit 0,011 % du nombre total de cas résorbés.

- ❖ L'effet de la campagne est perceptible dès janvier 2012. Chez les femmes enceintes, il s'observe sur trois (03) mois : février, décembre et Mai avec environ 81 % de cas en mai. Chez les enfants de moins de 5 ans les mois janvier, juin, août, octobre et novembre marquent chez les enfants de moins de 5 ans des périodes où l'effet est le plus important. Dans la population générale, il s'agit d'octobre et avril.

Des résultats du travail effectué, les recommandations peuvent être formulées à deux niveaux :

### **Au PNLP**

- ❖ Accentuer les campagnes de sensibilisation et les spots publicitaires dès le mois de mai afin de maîtriser la période de forte transmission
- ❖ Entrer en veille dans les actions de santé publique qui ont démontré leur efficacité, de même que la campagne nationale de distribution des MILDA. De ce fait, continuer à donner les TPI aux femmes enceintes, les moustiquaires aux femmes enceintes et enfants de moins de 5 ans. Eviter les ruptures de stock en ACT dans les FS.
- ❖ Développer des stratégies nouvelles pour les femmes enceintes, afin que l'effet des prochaines campagnes de distributions des MILDA connaisse un succès dans ce groupe cible.
- ❖ Privilégier les régions comme l'Extrême-Nord et l'Ouest, où l'effet rapporté à la population de la région est le plus faible.

### **Aux ménages**

- ❖ Eu égard, aux résultats sur l'effet de la campagne MILDA 2011, nous encourageons les ménages à utiliser en permanence les moustiquaires.
- ❖ Veiller à l'entretien des moustiquaires pour maintenir un effet protecteur de longue durée.

## BIBLIOGRAPHIE

---

### Ouvrages généraux

- [1] BACCINNI A. MATHIEU J-R.: Analyse de la variance Multidimensionnelle, Université de Paul Sabatier, Février 2003
- [2] Cameroun: Rapport enquête EDS-MICS, Ed. Ministère de l'Economie et des Finances/Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale, 2011
- [3] Cameroun: Rapport enquête MICS, Ed. Ministère de l'Economie et des Finances/Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale, 2006
- [4] Fonds Mondial de lutte contre le sida, la tuberculose et le paludisme, partie 4: Guide de suivi et d'évaluation du paludisme, 4ème édition, novembre 2011
- [5] DASSI Nicolas, Statistique de la santé, Janvier 2012, ISSEA
- [6] FRENCH Aaron, MARCELO Macedo, POULSEN John, TYLER Waterson and YU Angela: Multivariate Analysis of Variance, 2002 (MANOVA)
- [7] GOAIED Mohamed et SASSI Seifallah: Econométrie des données de panel sous STATA, Mai 2012
- [8] HURLIN Christophe: l'économétrie des données de panel
- [9] KPODAR K.: Manuel d'initiation à STATA 8
- [10] Lengeler C: Insecticide-treated bednets and curtains for malaria control(Cochrane Review) In: The Cochrane Library Oxford: Update Software, 1998:3
- [11] Ministère de la santé: Plan Stratégique National de Lutte contre le Paludisme, Ed. PNLP, Yaoundé, 2007
- [12] Ministère de la santé: Plan Stratégique National de Lutte contre le Paludisme, Ed. PNLP, Yaoundé, 2011
- [13] Ministère de la santé: Rapport d'Activité 2007 du PNLP, Ed. PNLP, Yaoundé, 2008
- [14] Ministère de la santé: Rapport d'Activité 2008 du PNLP, Ed. PNLP, Yaoundé, 2009
- [15] Ministère de la santé: Rapport d'Activité 2009 du PNLP, Ed. PNLP, Yaoundé, 2010
- [16] Ministère de la santé: Rapport d'Activité 2010 du PNLP, Ed. PNLP, Yaoundé, 2011
- [17] Ministère de la santé: Rapport d'Activité 2010 du PNLP, Ed. PNLP, Yaoundé, 2012
- [18] OMS: Manuel à l'intention des responsables de programmes nationaux de lutte antipaludique, Ed. FAIRE RECULER LE PALUDISME, 2003
- [19] SEVESTRE Patrick : Econométrie des données de panel, Dunold, Paris, 2002, 211p
- [20] TOGO: Evaluation de la couverture de la campagne nationale de distribution des moustiquaires imprégnées 2008 et de l'impact des interventions de lutte contre le paludisme au Togo, 2010

**Mémoires et rapports**

- [1] MASSODA TONYE Salomon Gottlieb: Etude de la transmission du paludisme: une approche par la morbidité: mémoire de Master, Université de Toulouse, Décembre 2010
- [2] NGUEPET Syriac: Evaluation des performances de la lutte contre le paludisme au Cameroun entre 2008 et 2010: Rapport de stage, ISSEA, 2011
- [3] NKAMGNIA Eric Maturin : Etude de la morbidité palustre à l'Ouest Cameroun: une approche par l'économétrie spatiale: mémoire de Master, Université de Toulouse, Décembre 2011
- [4] ROUY (P) : Mise en place des Moustiquaires Imprégnées d’Insecticide Longue Durée (MIILD) à Mayotte : premiers éléments relatifs à la pertinence et à la faisabilité locale : mémoire de l’École des Hautes Études en Santé publique de l’Île de Mayotte, Octobre 2010.

**Autres Sources de documentations**

- [1] Analyse de variance multi-variée MANOVA [[www.wikistat.fr](http://www.wikistat.fr)] Téléchargé le 13 Février 2013
- [2] Sélection de modèle dans le cas gaussien [[www.wikistat.fr](http://www.wikistat.fr)] Téléchargé le 29 mai 2013

# ANNEXE 1

**Figure 28: Fiche de suivi mensuel du PNLP dans les FS**

MINISTERE DE LA SANTE PUBLIQUE				REPUBLIQUE DU CAMEROUN			
PROGRAMME NATIONAL DE LUTTE CONTRE LE PALUDISME				Paix - Travail - Patrie			
COMITE NATIONAL ROOL BACK MALARIA							
SYNTHESE DES INDICATEURS DE SUIVI ET DE SURVEILLANCE DES ACTIVITES DU PNLP AU NIVEAU NATIONAL 2010							
				Année		2010	
Population totale		19 406 100		Pop. enfants de 0 - 5 ans (18%)		3 493 098	
Nbre de fiches attendues des SSD		2 148		Nbre de fiches reçues des SSD		2 038	
Nbre de fiches attendues des FS		32 308		Nbre de fiches reçues des FS		24 807	
Complétude SSD		95%		Promtitude SSD		25%	
Complétude FS		77%		Promtitude FS		40%	
N°		INDICATEURS / VARIABLES					Valeur / Résultat
LUTTE ANTIVECTORIELLE							
1		Nombre de MII distribuées aux femmes enceintes					131 115
2		Nombre de MII distribuées aux enfants de moins de 5 ans					39 924
3		Nombre d'UIC fonctionnelles					11 595
4		Nombre de moustiquaires imprégnées					96 055
5		Nombre de moustiquaires réimprégnées					48 140
6		Nombre de domiciles traités par aspersion d'insecticide					1 658
TRAITEMENT PREVENTIF INTERMITTENT							
7		Nombre de femmes enceintes vues en CPN					CPN 1 383 431
							CPN 2 303 719
							CPN 3 284 334
8		Nombre de femmes enceintes ayant reçu le TPI					TPI 1 259 354
							TPI 2 163 986
							TPI 3 99 112
COMMUNICATION POUR LE CHANGEMENT DE COMPORTEMENT/MOBILISATION SOCIALE							
9		Nombre de visites auprès des ménages réalisées par les agents relais communautaires					66 049
10		Nombre de dépliants distribués aux ménages par les agents relais communautaires					20 107
11		Nombre de diffusions des spots et microprogrammes sur le paludisme					813
MORBIDITE							
12		Nombre d'enfants de moins de 5 ans consultés pour maladie (toutes causes confondues)					1 321 311
13		Nombre d'enfants de moins de 5 ans ayant un paludisme simple					465 364
14		Nombre d'enfants de moins de 5 ans ayant un paludisme grave					223 655
15		Nombre de personnes de 5 ans et plus (femmes enceintes exclues) consultés pour maladie (toutes causes confondues)					3 545 021
16		Nombre de personnes de 5 ans et plus (femmes enceintes exclues) ayant un paludisme simple					757 542
17		Nombre de personnes de 5 ans et plus (femmes enceintes exclues) ayant un paludisme grave					302 396
18		Nombre de femmes enceintes consultées pour maladie (toutes causes confondues)					255 725
19		Nombre de femmes enceintes ayant un paludisme					96 734
20		Nombre total de personnes consultées pour maladie (toutes causes confondues) (12 + 15 + 18)					5 122 057
21		Nombre total de personnes ayant un paludisme simple (13 + 16)					1 222 906
22		Nombre total de personnes ayant un paludisme grave (14 + 17 + 19)					622 785
23		Nombre d'enfants de moins de 5 ans hospitalisés pour maladie (toutes causes confondues)					222 082
24		Nombre d'enfants de moins de 5 ans hospitalisés pour paludisme grave					127 947
25		Nombre de personnes de 5 ans et plus (femmes enceintes exclues) hospitalisées pour maladie (toutes causes confondues)					455 205
26		Nombre de personnes de 5 ans et plus (femmes enceintes exclues) hospitalisées pour paludisme grave					193 148
27		Nombre de femmes enceintes hospitalisées pour maladie (toutes causes confondues)					80 158
28		Nombre de femmes enceintes hospitalisées pour paludisme					43 770

Source : PNLP, Nos calculs

## EFFET DE LA CAMPAGNE MILDA 2011 SUR LA MORBIDITE PALUSTRE

**Tableau 12: Traitement des incohérences**

N0	Relation attendue	traitement si relation non vérifiée
1	suspect paludisme simple (suspps)> confirmé paludisme simple(confps)	suspps<-confps
2	suspect paludisme grave (susppg)> confirmé paludisme grave(confpg)	susppg<-confpg
3	décès TCC(dec)> décès palustres (decp)	dec<-decp
4	hospitalisés suspect paludisme grave(hospsusppg)>hospitalisés confirmés paludisme grave(hospconfpg)	hospsusppg<-hospconfpg
5	hospitalisésTCC(hosp)> hospitalisés suspect paludisme grave(hospsuspg)	hosp<-hospsuspg
6	consultation TCC (cons)> hospitalisésTCC(hosp)+ décès TCC(dec)	cons<-hosp+dec
7	consultation TCC (cons)>suspect paludisme simple(suspps)+suspect paludisme grave(susppg)	cons<-suspps+susppg
8	consultation TCC(cons)=consultation moins 5 ans(consenf)+consultation plus de 5 ans(cons moy)+consultation femmes enceintes(consfem)	cons<-consenf+cons moy+consfem
9	suspect paludisme simple (suspps)=suspect paludisme simple enfant(susppsenft)+suspect paludisme simple plus de 5 ans(susppsmoy)+suspect paludisme simple femmes enceintes(susppsfem)	suspps<-susppsenft+susppsmoy+susppsfem
10	confirmés paludisme simple(psconf)= confirmés paludisme simple moins de 5 ans(psconfenf)+confirmés paludisme simple plus de 5 ans(pgconfmoy)+confirmés paludisme simple femmes enceintes(pgconfem)	psconf<-psconfenf+psconfmoy+psconfem
11	confirmés paludisme grave(pgconf)= confirmés paludisme grave moins de 5 ans'(pgconfenf)+confirmés paludisme grave plus de 5 ans(pgconfmoy)+confirmés paludisme grave femmes enceintes(pgconfem)	pgconf<-+pgconfenf+pgconfmoy+pgconfem
12	hospitalisés TCC(hosp)=hospitalisés moins de 5 ans(hospenf)+ hospitalisés plus de 5 ans(hospmoy)+ hospitalisés femmes enceintes(hospfem)	hosp<-hospenf+hospmoy+hospfem
13	hospitalisés suspect paludisme grave(hospsusppg)=hospitalisés suspect paludisme grave moins de 5 ans(hospsusppgenft)+ hospitalisés suspect paludisme plus de 5 ans(hospsusppgmoy)+ hospitalisés femmes enceintes(hospsusppgfem)	hospsusppg<-hospsusppgenft+hospsusppgmoy+hospsusppgfem
14	hospitalisés confirmés paludisme grave(hospconfpg)=hospitalisés confirmés paludisme grave moins de 5 ans(hospconfpgenf)+hospitalisés confirmés paludisme plus de 5 ans(hospconfpgmoy)+hospitalisés confirmés paludisme grave femmes enceintes(hospconfpgfem)	hospconfpg<-hospconfpgenf+hospconfpgmoy+hospconfpgfem
15	décès TCC(dec)=décès TCC moins de 5 ansT CC(decenf)+ décès plus de 5 ansTCC(dec moy) + décès TCC femmes enceintes(decfem)	dec<-decenf+dec moy+decfem
16	décès palustres(dec p)=décès palustre moins de 5 ans(decpenft)+ décès palustres plus de 5 ans(decpmoy) + décès palustres femmes enceintes(decpfem)	dec p<-decpenft+decpmoy+decpfem

Source : PNL P, Nos calculs

**Tableau 13: Test de comparaison de la morbidité dans le temps chez les 0-5 ans**

	t	ddl	P-valeur
<b>2008-2009</b>	2,651	9	,026
<b>2009-2010</b>	1,015	9	,336
<b>2010-2011</b>	6,250	9	,000
<b>2011-2012</b>	4,749	9	,001
<b>2008-2010</b>	2,893	9	,018
<b>2009-2011</b>	8,282	9	,000
<b>2010-2012</b>	7,003	9	,000
<b>2008-2011</b>	9,133	9	,000
<b>2009-2012</b>	8,193	9	,000
<b>2008-2012</b>	8,167	9	,000

Source : PNLP, Nos calculs

**Tableau 14: Test de comparaison de la morbidité dans le temps chez les 5 ans et plus**

	t	ddl	P-valeur
<b>2008-2009</b>	,850	9	,417
<b>2009-2010</b>	1,494	9	,169
<b>2010-2011</b>	4,351	9	,002
<b>2011-2012</b>	2,247	9	,051
<b>2008-2010</b>	1,714	9	,121
<b>2009-2011</b>	6,596	9	,000
<b>2010-2012</b>	5,706	9	,000
<b>2008-2011</b>	6,515	9	,000
<b>2009-2012</b>	7,395	9	,000
<b>2008-2012</b>	10,579	9	,000

Source : PNLP, Nos calculs

**Tableau 15: Test comparaison de la morbidité dans le temps chez les femmes enceintes**

	t	ddl	P-valeur
<b>2008-2009</b>	1,364	9	,206
<b>2009-2010</b>	1,383	9	,200
<b>2010-2011</b>	10,194	9	,000
<b>2011-2012</b>	1,051	9	,321
<b>2008-2010</b>	2,213	9	,054
<b>2009-2011</b>	7,915	9	,000
<b>2010-2012</b>	9,485	9	,000
<b>2008-2011</b>	6,186	9	,000
<b>2009-2012</b>	9,799	9	,000
<b>2008-2012</b>	7,611	9	,000

Source : PNLP, Nos calculs

**Tableau 16: Test de Comparaison de la morbidité générale dans le temps**

	t	ddl	P-valeur
<b>2008-2009</b>	2,223	9	,053
<b>2009-2010</b>	1,924	9	,087
<b>2010-2011</b>	4,812	9	,001
<b>2011-2012</b>	3,046	9	,014
<b>2008-2010</b>	3,185	9	,011
<b>2009-2011</b>	6,639	9	,000
<b>2010-2012</b>	7,235	9	,000
<b>2008-2011</b>	7,397	9	,000
<b>2009-2012</b>	10,770	9	,000
<b>2008-2012</b>	13,017	9	,000

Source : PNLP, Nos calculs

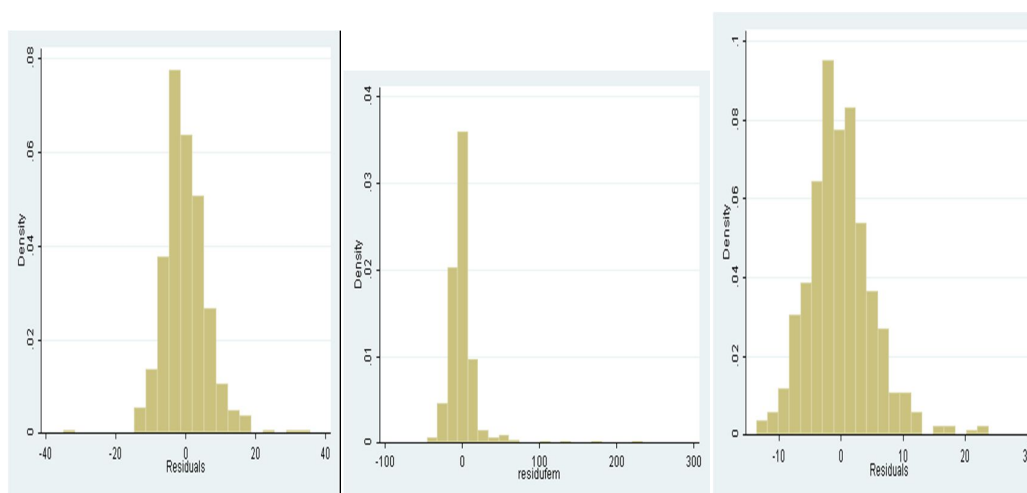
**Tableau 17: Récapitulatif des liens entre les variables explicatives**

		mois	région	moustiquaires	TPI	ACT	Années
<b>mois</b>	statistique						
	p-valeur						
	v-cramer						
<b>région</b>	statistique	0,000					
	p-valeur	1					
	v-cramer	0,000					
<b>moustiquaires</b>	statistique	21,2	145,33				
	p-valeur	0,99	0,000				
	v-cramer	0,094	0,246				
<b>TPI</b>	statistique	34,56	916	64,5			
	p-valeur	0,98	0,000	0,000			
	v-cramer	0,107	0,55	0,164			
<b>ACT</b>	statistique	40,08	43,4	43,4	55,32		
	p-valeur	0,93	0,002	0,002	0,000		
	v-cramer	0,116	0,134	0,134	0,136		
<b>Années</b>	statistique	0,000	0,000	256,3333333	55,4	296,3	
	p-valeur	1,000	1,000	0,000	0,000	0,000	
	v-cramer	0,00	0,00	0,327	0,152	0,351	

Source : PNLP, Nos calculs



Figure 29: Histogramme des résidus respectif des moins de 5 ans, femmes enceintes et population totale



Source : PNLP, Nos calculs

Tableau 18: Taux d'accroissement

	Années	Moins de 5 ans	Femmes enceintes	Population générale
Nombre de consultations	2008	1149790	211491	4064854
	2011	1499810	335355	5957438
Cas de paludisme	2008	643775	104583	1650749
	2011	687289	53686	1829266
Taux d'accroissement des consultations		0,068696604	0,122155969	0,10028108

Source : PNLP, Nos calculs

Tableau 19: Quantification de l'effet campagne par mois et par groupe cible

Ti	Moins de 5 ans		Femmes enceintes		population générale	
	effectif	pourcentage en colonne	effectif	pourcentage en colonne	effectif	pourcentage en colonne
JANVIER	5753	8,30	0	0,00	78298	6,68
FÉVRIER	4289	6,18	12	8,99	82052	7,01
MARS	5258	7,58	0	0,00	92373	7,89
AVRIL	5027	7,25	0	0,00	106671	9,11
MAI	5092	7,34	106	80,67	109133	9,32
JUIN	6828	9,84	0	0,00	95915	8,19
JUILLET	4473	6,45	0	0,00	96665	8,25
AOÛT	6125	8,83	0	0,00	103235	8,81
SEPTEMBRE	3061	4,41	0	0,00	104394	8,91
OCTOBRE	9645	13,91	0	0,00	124538	10,63
NOVEMBRE	8461	12,20	0	0,00	98301	8,39

## EFFET DE LA CAMPAGNE MILDA 2011 SUR LA MORBIDITE PALUSTRE

DÉCEMBRE	5343	7,70	14	10,55	79752	6,81
Total	69354	100,00	131	100,00	1 171 325	100,00

Source : PNLP, Nos calculs

**Figure 30: Test du Hausman respectif des enfants de moins de 5 ans, des femmes enceintes et de la population générale**

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b) sp1	(B) .	Difference	S.E.
Moustiquaire	-.5942949	-.4975642	-.0967307	.
ACT	1.684417	1.096758	.5876588	.0347167
TPI	.9980389	-.414436	1.412475	.2420227

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 $\chi^2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 $= -3002.25$   $\chi^2 < 0 \Rightarrow$  model fitted on these data fails to meet the asymptotic assumptions of the Hausman test; see [suest](#) for a generalized test

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b) sp1	(B) .	Difference	S.E.
Moustiquaire	-1.647071	-1.599977	-.0470936	.3546308
ACT	4.504071	2.657058	1.847013	.3996706
TPI	1.713468	-.7287668	2.442235	1.123103

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 $\chi^2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 $= 21.79$   
 Prob>chi2 = 0.0001

. hausman sp1

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b) sp1	(B) .	Difference	S.E.
Moustiquaire	-.7462932	-.7440446	-.0022485	.0338989
ACT	1.019082	.8203265	.1987555	.043018
TPI	.7543807	.2660173	.4883634	.1750289

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 $\chi^2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 $= 21.86$   
 Prob>chi2 = 0.0001

Source : PNLP, Nos calculs

**Figure 31: Variabilité intra et inter individu**

. xtsum					
Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max
ident	overall	294.5	173.0732	1	588
	between		173.0942	19	570
	within		13.43041	276.5	312.5
					Observations
					N = 480
					n = 120
					T = 4

Source : PNLP, Nos calculs

Figure 32: Première approche de modélisation Panel des moins de 5 ans

```
. xtreg morbitenft Moustiquaire ACT TPI, fe
```

Fixed-effects (within) regression  
Group variable: region

Number of obs = 480  
Number of groups = 10

R-sq: within = 0.0769  
between = 0.2755  
overall = 0.0000

Obs per group: min = 48  
avg = 48.0  
max = 48

F(3,467) = 12.98  
Prob > F = 0.0000

corr(u\_i, Xb) = -0.4322

morbitenft	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Moustiquaire	-.3843034	.2533286	-1.52	0.130	-.8821085 .1135018
ACT	1.397255	.2378137	5.88	0.000	.9299373 1.864572
TPI	.630897	.3818123	1.65	0.099	-.1193858 1.38118
_cons	46.17832	1.873649	24.65	0.000	42.49649 49.86014
sigma_u	6.7623673				
sigma_e	7.6070405				
rho	.44141968				(fraction of variance due to u_i)

F test that all u\_i=0: F(9, 467) = 26.97 Prob > F = 0.0000

```
.
.
. est store spl
.
.
. xtreg morbitenft Moustiquaire ACT TPI, re
```

Random-effects GLS regression  
Group variable: region

Number of obs = 480  
Number of groups = 10

R-sq: within = 0.0764  
between = 0.2761  
overall = 0.0005

Obs per group: min = 48  
avg = 48.0  
max = 48

Random effects u\_i ~ Gaussian  
corr(u\_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(3) = 35.16  
Prob > chi2 = 0.0000

morbitenft	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Moustiquaire	-.3710907	.2531196	-1.47	0.143	-.867196 .1250147
ACT	1.32462	.2369334	5.59	0.000	.8602394 1.789001
TPI	.4051407	.3659138	1.11	0.268	-.3120371 1.122318
_cons	47.1877	2.530549	18.65	0.000	42.22791 52.14748
sigma_u	5.501582				
sigma_e	7.6070405				
rho	.34342301				(fraction of variance due to u_i)

```
.
.
. hausman spl
```

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b) spl	(B) .	Difference	S.E.
Moustiquaire	-.3843034	-.3710907	-.0132127	.0102887
ACT	1.397255	1.32462	.0726346	.020444
TPI	.630897	.4051407	.2257563	.1090308

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
= 15.77  
Prob>chi2 = 0.0013  
(V\_b-V\_B is not positive definite)

Source : PNLP, Nos calculs

Figure 33: Première approche de modélisation Panel des femmes enceintes

```

. xtreg morbitfem Moustiquaire ACT TPI, fe
Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =       480
Group variable: region                        Number of groups =       10

R-sq:  within = 0.0597                      Obs per group:  min =       48
        between = 0.0630                      avg           =      48.0
        overall = 0.0285                      max           =       48

corr(u_i, Xb) = -0.3220                      F(3,467)        =       9.89
                                                Prob > F         =      0.0000

```

morbitfem	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Moustiquaire	-.9585064	.8212041	-1.17	0.244	-2.572219	.6552062
ACT	3.998224	.7709101	5.19	0.000	2.483342	5.513107
TPI	.7088003	1.237704	0.57	0.567	-1.723358	3.140958
_cons	21.4864	6.073724	3.54	0.000	9.551191	33.42161
sigma_u	8.9720125					
sigma_e	24.659402					
rho	.11690238	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(9, 467) =      5.18             Prob > F = 0.0000

.
.
. est store spl

.
.
. xtreg morbitfem Moustiquaire ACT TPI, re
Random-effects GLS regression              Number of obs   =       480
Group variable: region                        Number of groups =       10

R-sq:  within = 0.0587                      Obs per group:  min =       48
        between = 0.0621                      avg           =      48.0
        overall = 0.0333                      max           =       48

Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2(3)     =      25.95
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2      =      0.0000

```

morbitfem	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Moustiquaire	-1.070513	.8049225	-1.33	0.184	-2.648132	.5071065
ACT	3.534003	.7445309	4.75	0.000	2.074749	4.993257
TPI	-.0758242	.9953814	-0.08	0.939	-2.026736	1.875088
_cons	26.28457	5.79543	4.54	0.000	14.92573	37.6434
sigma_u	6.6590269					
sigma_e	24.659402					
rho	.06796549	(fraction of variance due to u_i)				

```

.
.
. hausman spl

----- Coefficients -----
              (b)      (B)              (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
              spl      .      Difference      S.E.
Moustiquaire  -.9585064  -1.070513      .1120063      .162714
ACT           3.998224   3.534003      .4642213      .1999402
TPI           .7088003  -.0758242      .7846245      .7356128

```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

```

Test:  Ho: difference in coefficients not systematic
        chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
            = 6.30
        Prob>chi2 = 0.0978

```

Source : PNLP, Nos calculs

Figure 34: Première approche de modélisation Panel dans la population totale

```

. xtreg morbittot Moustiquaire ACT TPI, fe
Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =    480
Group variable: region                       Number of groups =    10

R-sq:  within = 0.0528                      Obs per group:  min =    48
        between = 0.0069                      avg           =   48.0
        overall = 0.0122                      max           =    48

                                F(3,467)      =    8.68
                                Prob > F       =    0.0000

corr(u_i, Xb) = -0.1655

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| morbittot |      Coef. | Std. Err. |      t | P>|t| | [95% Conf. Interval] |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| Moustiquaire | -.5288677 | .2175918 | -2.43 | 0.015 | -.9564481 | -.1012874 |
| ACT          | .8696528 | .2042656 |  4.26 | 0.000 | .4682593 | 1.271046 |
| TPI          | .3947461 | .3279504 |  1.20 | 0.229 | -.2496951 | 1.039187 |
| _cons       | 34.21321 | 1.609335 | 21.26 | 0.000 | 31.05078 | 37.37565 |
+-----+-----+-----+-----+-----+
| sigma_u     | 6.0064166 |          |          |          |          |          |
| sigma_e     | 6.5339236 |          |          |          |          |          |
| rho         | .4580095   | (fraction of variance due to u_i) |
+-----+-----+-----+-----+-----+
F test that all u_i=0:   F(9, 467) =    37.74          Prob > F = 0.0000

.
.
. est store spl

.
.
. xtreg morbittot Moustiquaire ACT TPI, re
Random-effects GLS regression              Number of obs   =    480
Group variable: region                       Number of groups =    10

R-sq:  within = 0.0528                      Obs per group:  min =    48
        between = 0.0064                      avg           =   48.0
        overall = 0.0131                      max           =    48

Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2(3)     =    25.61
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Prob > chi2      =    0.0000

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| morbittot |      Coef. | Std. Err. |      z | P>|z| | [95% Conf. Interval] |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| Moustiquaire | -.5336644 | .2167174 | -2.46 | 0.014 | -.9584227 | -.1089062 |
| ACT          | .8499999 | .2031185 |  4.18 | 0.000 | .4518949 | 1.248105 |
| TPI          | .347698  | .3190858 |  1.09 | 0.276 | -.2776987 | .9730946 |
| _cons       | 34.46359 | 2.577076 | 13.37 | 0.000 | 29.41261 | 39.51457 |
+-----+-----+-----+-----+-----+
| sigma_u     | 6.4398017 |          |          |          |          |          |
| sigma_e     | 6.5339236 |          |          |          |          |          |
| rho         | .49274557 | (fraction of variance due to u_i) |
+-----+-----+-----+-----+-----+

.
.
. hausman spl

+-----+-----+-----+-----+
| Coefficients |
| (b)          | (B)          | (b-B)        | sqrt(diag(V_b-V_B)) |
| spl          | .            | Difference    | S.E.                 |
+-----+-----+-----+-----+
| Moustiquaire | -.5288677    | -.5336644    | .0047967             |
| ACT          | .8696528    | .8499999     | .0196529             |
| TPI          | .3947461    | .347698      | .0470481             |
+-----+-----+-----+-----+

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:  Ho: difference in coefficients not systematic

        chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
            = 1.12
        Prob>chi2 = 0.7716

```

Source : PNLP, Nos calculs

## ANNEXE 2

### Programme d'apurement de la base de données

```

apurementfinal=function(database){

lig<-nrow(database)

attach(database)

for (i in 1:lig){

  if (susppsengt[i]<psconfgengt[i]){

    susppsengt[i]<- psconfgengt[i]}

  if (susppsmoy[i]<psconfmoy[i]){

    susppsmoy[i]<- psconfmoy[i]}

  if (susppsfem[i]<psconfsfem[i]){

    susppsmoy[i]<-psconfmoy[i]}

  if (susppstot[i]<psconfstot[i]){

    susppstot[i]<-psconfstot[i]}

  if(hospsusppgengt[i]< hospconfpgengt[i]){

    hospsusppgengt[i]<- hospconfpgengt[i]}

  if(hospsusppgmoy[i]< hospconfpgmoy[i]){

    hospsusppgmoy[i]<- hospconfpgmoy[i]}

  if (hospsusppgfem[i]< hospconfpgfem[i]){

    hospsusppgfem[i]<- hospconfpgfem[i]}

  if (hospsusppgtot[i]< hospconfpgtot[i]){

    hospsusppgtot[i]<- hospconfpgtot[i]}

  if (decengt[i]< decpenft[i]){ decengt[i]<- decpenft[i]}

  if (decsmoy[i]< decpmoy[i]){ decsmoy[i]<- decpmoy[i]}

  if (decfem[i]< decpfem[i]){ decfem[i]<- decpfem[i]}

  if (dectot[i]< decptot[i]){ dectot[i]<- decptot[i]}

  if (hospsusppgengt[i]<hospconfpgengt[i]){

    hospsusppgengt[i]<-hospconfpgengt[i]}

  if (hospsusppgmoy[i]<hospconfpgmoy[i]){

```

```
hospsusppgmoy[i]<-hospcnfpfgmoy[i]
if (hospsusppgfem[i]<hospcnfpfgfem){
  hospsusppgfem[i]<-hospcnfpfgfem}
if (hospsusppgtot[i]<hospcnfpfgtot){
  hospsusppgtot[i]<-hospcnfpfgtot}
if (hospenft[i]< hospsusppgenft[i]){
  hospenft[i]<- hospsusppgenft[i]}
if (hospmoy[i]< hospsusppgmoy[i]){
  hospmoy[i]<- hospsusppgmoy[i]}
if (hospfem[i]< hospsusppgfem[i]){
  hospfem[i]<- hospsusppgfem[i]}
if (hosptot[i]< hospsusppgtot[i]){
  hosptot[i]<- hospsusppgtot[i]}
if(consentft[i]<decentft[i]+hospenft[i]){
  consentft[i]<-decentft[i]+hospenft[i]}
if(consmoy[i]<decemoy[i]+hospmoy[i]){
  consmoy[i]<-decemoy[i]+hospmoy[i]}
if(consfem[i]<decfem[i]+hospfem[i]){
  consfem[i]<-decfem[i]+hospfem[i]}
if(constot[i]<dectot[i]+hosptot[i]){
  constot[i]<dectot[i]+hosptot[i]}
if(consentft[i]<susppsft[i]+hospsusppgenft[i]){
  consentft[i]<-susppsft[i]+hospsusppgenft[i]}
if(consmoy[i]<susppsmoy[i]+hospsusppgmoy[i]){
  consmoy[i]<-susppsmoy[i]+hospsusppgmoy[i]}
if(consfem[i]<susppsfem[i]+hospsusppgfem[i]){
  consfem[i]<-susppsfem[i]+hospsusppgfem[i]}
if(constot[i]<susppstot[i]+hospsusppgtot[i]){
  constot[i]<-susppstot[i]+hospsusppgtot[i]}
```

#10ème étape: vérification des sommes

```
a<-consenf[i]+cons moy[i]+cons fem[i]
b<-suspsenf[i]+susps moy[i]+susps fem[i]
ce<-psconsf[i]+psconf moy[i]+psconf fem[i]
d<-pgconsf[i]+pgconf moy[i]+pgconf fem[i]
e<-hospenf[i]+hospmoy[i]+hosp fem[i]
f<-hospsusppenf[i]+hospsusppmoy[i]+hospsuspp fem[i]
g<-ospconfpgef[i]+ospconfpgmoy[i]+ospconfpg fem[i]
hi<-decenf[i]+dec moy[i]+dec fem[i]
j<-decpenf[i]+decpmoy[i]+decp fem[i]
if (const[i]<a){ const[i]<-a };
if (susps tot[i]<b){ susps tot[i]<-b };
if (psconf tot[i]<ce){ psconf tot[i]<-ce };
if (pgconf tot[i]<d){ pgconf tot[i]<-d };
if (hosptot[i]<e){ hosptot[i]<-e };
if(hospsusppgtot[i]<f){ hospsusppgtot[i]<-f };
if (hospconfp gtot[i]<g){ hospconfp gtot[i]<-g };
if (dectot[i]<hi){ dectot[i]<-hi };
if (decptot[i]<j){ decptot[i]<-j };
}

database1=cbind(consenf,cons moy,cons fem,constot,suspsenf,susps moy,susps fem,susps tot,psconsf,psconf moy,psconf fem,psconf tot,pgconsf,pgconf moy,pgconf fem,pgconf tot,hospenf,hospmoy,hosp fem,hosptot,hospsusppenf,hospsuspp moy,hospsuspp fem,hospsusppgtot,hospconfpgef,hospconfpgmoy,hospconfpg fem,hospconfp gtot,decenf,dec moy,dec fem,d ectot, decpenf, decpmoy, decp fem, decptot)

return (database1)

}
```

### **Code d'exécution du MANOVA**

manova morbitenf morbit fem morbit tot = mois region annee moustiquaire act tpi

### **Code pour l'affichage des coefficients du modèle**

Mvreg

### **Code pour extraire le résidu**

Predict residuenf, residuals equation(#1)



**Code du test de normalité multi-variée**

mvtest normality residuenft residufem residutot

**Code nécessaire pour le test d'homoscédasticité en MANOVA**

manova residuenft^2 residufem^2 residutot^2 = mois region annee moustiquaire act tpi

**Code pour paramétrer les données de panel**

tsset regmois timregmois

**Code pour exécuter un modèle de panel à effet fixe**

xtreg morbitenft Moustiquaire ACT TPI, fe

**Code pour exécuter un modèle de panel à effet aléatoire**

xtreg morbitenft Moustiquaire ACT TPI, re

**Code pour afficher les variances intra et inter individu**

Xtsum

**Code pour mettre en œuvre le test de Hausman**

xtreg morbitenft Moustiquaire ACT TPI, fe  
est store spl  
xtreg morbitenft Moustiquaire ACT TPI, re  
hausman spl

**Code pour extraire le résidu**

Predict residuenft, residual

**Code pour vérifier la normalité en panel**

sktest residu

**Code nécessaire pour vérifier l'homoscédasticité en panel**

xtreg residuenft^2 Moustiquaire ACT TPI, fe