

Déterminants Individuels, Familiaux et Contextuels de la Malnutrition des Enfants de moins de cinq ans au Cameroun

Individual, Family and Contextual Determinants of Malnutrition among Children Under Five in Cameroon

Jean-Robert Rwenge Mburano¹, Aoudou Njingouo Moundingam²

¹ IFORD, Université de Yaoundé 2, Yaoundé, Cameroun, rwenge_mburano@yahoo.fr

² MINEPAT, Yaoundé, Cameroun, njingouoaoudou2021@gmail.com

RÉSUMÉ. La malnutrition des enfants demeure un problème majeur de santé publique dans le monde, particulièrement en Afrique. Au Cameroun, par exemple, l'Enquête Démographique et de Santé (EDS), réalisée en 2018, montre que trois enfants de moins de cinq ans sur dix sont victimes de la malnutrition. L'objectif de cette étude est d'y rechercher les facteurs individuels, familiaux et communautaires de ce phénomène. La méthodologie utilisée pour l'atteindre repose principalement sur les données de l'enquête susmentionnée et les modèles multivariés explicatifs multiniveaux. Il ressort des résultats obtenus que, toutes choses égales par ailleurs, les enfants les plus concernés par la malnutrition sont ceux dont les deux parents sont sans niveau d'instruction ou faiblement instruits et les mères ne sont pas exposées aux médias et autonomes dans la prise des décisions. Ces enfants sont de sexe masculin, ont déjà fêté leur premier anniversaire de naissance, sont nés avec un faible poids, ont été récemment anémisés ou malades et sont séparés de leurs précédents frères ou sœurs de moins de 24 mois. De même, les résultats de l'étude ont révélé que ces enfants vivent dans les ménages pauvres et dans les communautés ethniquement homogènes et pas du tout ou faiblement exposées aux médias. Au vu des variances intercommunautaires et intracommunautaires, ce sont les caractéristiques individuelles et familiales qui expliquent le plus la variation de la malnutrition des enfants dans le milieu étudié. Les interventions futures dans ce domaine devraient prendre en compte les facteurs mis en évidence dans la présente étude.

ABSTRACT. Child malnutrition remains a major public health problem around the world, particularly in Africa. In Cameroon, for example, the Demographic and Health Survey (DHS), carried out in 2018, shows that three out of ten children under five are victims of malnutrition. The objective of this study is to find the individual, family and community factors associated with this phenomenon. The methodology used to achieve it relies mainly on data from the above-mentioned survey and the multivariate multilevel models. The results of the study showed that, all things being equal, the children most affected by malnutrition are those whose two parents are uneducated or poorly educated and whose mothers are not exposed to media and autonomy in decision-making. These children are male, have already celebrated their first birthday, were born with a low weight, were recently anemic or ill and are separated from their previous siblings by less than 24 months. Likewise, the results of the study revealed that these children live in poor households and in ethnically homogeneous communities and these have no or little exposure to media. In view of the inter-community and intra-community variances, individual and family characteristics are the factors which most explain the variation in child malnutrition in the studied milieu. Future interventions in this area should take into account the factors highlighted in this study.

MOTS-CLÉS. Malnutrition des enfants, Modèles Multivariés Multiniveaux, Stata, Melogit, Cameroun.

KEYWORDS. Child malnutrition, Multivariate Multilevel Model, Stata, Melogit, Cameroon.

1. Introduction

S'intéresser à la santé des enfants, c'est aussi s'intéresser à la santé des adultes de la prochaine génération et l'enjeu consiste à conduire ces enfants à la vie adulte dans les meilleures conditions possibles (Pomareda et al., 2014). Ceci passe par une nutrition adéquate des enfants, car les problèmes nutritionnels sont à l'origine de décès de la plupart d'entre eux, d'une réduction drastique de leur potentiel intellectuel et d'énormes pertes économiques (Organisation des Nations Unies, 2018).

Selon le rapport de 2017 sur l'Etat de la sécurité alimentaire et de la nutrition dans le monde (FAO et al., 2017), 821 millions de personnes souffraient de faim, 150,8 millions d'enfants accusaient des retards de croissance et 50,5 millions étaient affectés par l'émaciation. Ce qui menace ainsi l'atteinte d'ici 2030 des cibles 2.1 et 2.2 de l'objectif de développement durable (ODD), qui est celui d'éliminer respectivement la faim et la malnutrition sous toutes ses formes. La situation est davantage alarmante dans la plupart des régions d'Afrique. En effet, selon la même source, 55 % d'enfants accusant un retard de croissance sont africains.

Le Cameroun ne déroge pas à cette situation qui prévaut dans le monde en général et en Afrique en particulier. Il ressort notamment des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) et des Enquêtes par Grappes à Indicateurs Multiples (MICS) réalisées dans ce pays que la prévalence de la malnutrition des enfants de moins de cinq ans sous sa forme chronique ou du retard de croissance est passée de 36 % en 1998, à 33 % en 2011, à 31,7 % en 2014 et à 29 % en 2018, celle de sa forme aigüe ou émaciation est passée respectivement de 8 %, 6 % , 5,2 % et 4 % et celle de l'insuffisance pondérale est passée respectivement de 18 %, 15 %, 14,8 % et 11 % (INS (Institut National de la Statistique) et ICF, 2020; INS, 2015; INS et ICF, 2012; Kemgo, 1999). En vingt années, les efforts fournis par le Gouvernement de ce pays et ses partenaires internationaux ont, dans une certaine mesure, fait flétrir la courbe de la malnutrition des enfants et, comme on le constate, dans ce pays, la prévalence du retard de croissance est actuellement largement plus basse que le seuil critique de 40 % fixé par l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS) et celle de l'émaciation n'appartient plus à l'intervalle critique de 5-10 % fixé également par la même organisation.

Toutefois, l'on y est encore très loin de la seconde cible susmentionnée des ODD (FAO et al., 2017) et des prévalences observées chez un de ses voisins, à savoir le Gabon, qui, pourtant, dépend en grande partie de ses exportations agricoles. En effet, en 2012, la prévalence du retard de croissance et celle de l'émaciation étaient dans ce dernier pays respectivement de 17 % et 3 % (Ntsame Ondo et Bakenda, 2013).

Dans les études antérieures sur la malnutrition des enfants de moins de cinq ans, on retrouve deux grandes approches explicatives de ce phénomène, à savoir contextuelle ou environnementale et individuelle. Leur vérification a été faite empiriquement en mobilisant plusieurs facteurs. Dans le premier cas, il s'agit, par exemple, des facteurs macro-structurels et du contexte de résidence (Ndamobissi, 2017), de la culture (Ndamobissi, 2017 ; Massamba et al., 1998), de l'éducation contextuelle (Montgomery, 2000), de la pauvreté contextuelle (Haddad et al., 2003) et de l'existence de l'eau potable dans l'environnement immédiat de l'enfant (Mukalay et al., 2010 ; Andre, 2018). Dans le second cas, on retrouve les caractéristiques des mères comme l'ethnie (Kobelembi, 2004 ; Chagué et al., 2013), l'obédience religieuse (Djibo, 2017) et le niveau d'instruction et l'âge (Kobelembi, 2004 ; Mukalay et al., 2010 ; Abla, 2018), celles de l'enfant comme son âge et son sexe (Padonou, 2014 ; Abla, 2018), son poids à la naissance et son état de santé (Abla, 2018 ; McCathy, 2015) et son rang de naissance (Celik et Hotchkiss, 2000), et enfin l'intervalle entre naissances (Morisson et Linskens, 2000) et les pratiques alimentaires des mères (Turck, 2005).

Ces études fournissent d'importantes informations sur les facteurs de risque de la malnutrition des enfants mais elles sont limitées par le fait qu'elles n'ont pas pris en compte (sinon très peu) les caractéristiques du père et certaines caractéristiques du ménage comme sa composition et sa taille, et pourtant, dans le contexte africain, elles peuvent jouer un rôle important. L'extension familiale du ménage aux descendants et à d'autres personnes y participe à la persistance des valeurs traditionnelles et en plus c'est l'homme qui y prend l'essentiel des décisions dans le domaine de la santé. Par ailleurs, bien que dans les théories explicatives de la malnutrition des enfants utilisées dans les études antérieures les variables contextuelles soient distinguées de celles individuelles, dans très peu d'entre elles les méthodes multiniveaux d'analyse explicative de ce phénomène ont été empiriquement utilisées. Ces méthodes sont pourtant plus adaptées que d'autres à l'analyse des phénomènes sociaux car elles considèrent l'individu dans son environnement de vie et le traite sans

faire fi de son contexte. Etudier la malnutrition des enfants en prenant en compte la relation entre les individus et leur environnement de vie s'avère donc très pertinent ; il permet d'appréhender à chaque niveau les facteurs explicatifs de ce phénomène et, partant, de mettre à la disposition des décideurs des informations nécessaires à une orientation efficace et rentable des actions politiques.

A cet effet, l'objectif du présent article est de pallier toutes ces limites en recherchant les facteurs explicatifs de la malnutrition des enfants au Cameroun à partir des données de l'EDS de 2018 et, ce, en prenant en compte les caractéristiques des pères et en distinguant trois niveaux des facteurs: contexte, ménage et individu. Il a quatre sections suivantes: i) Matériels et méthodes, ii) Résultats, iii) Discussion, iv) Conclusion et recommandations.

2. Matériels et méthodes

2.1. Données

Les données utilisées dans cette étude sont issues de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) réalisée au Cameroun en 2018 par l'Institut National de la Statistique (INS), avec la collaboration du Ministère de la Santé Publique (MINSANTE). Dans l'ensemble des objectifs spécifiques de cette enquête, deux portent explicitement sur la santé des enfants et leur état nutritionnel.

L'enquête susmentionnée est une enquête basée sur les ménages et représentative au niveau national. Elle permet d'estimer des indicateurs en population et santé au niveau national, urbain-rural et régional. Pour plus d'informations sur l'échantillonnage de l'enquête et d'autres aspects méthodologiques y relatifs, bien vouloir se référer au rapport final publié par INS et ICF (2020).

L'échantillon utilisé dans cette étude porte sur 4645 enfants âgés de 0-59 mois au moment de l'enquête et dont on a relevé les mesures anthropométriques. On retrouve parmi eux 2384 enfants de sexe masculin et 2261 de sexe féminin.

2.2. Variables

2.2.1. Variable dépendante

C'est l'état nutritionnel de l'enfant au moment de l'enquête. Il prend la valeur 1 si l'enfant est concerné par le retard de croissance, l'insuffisance pondérale ou l'émaciation et 0 sinon. Le premier correspond au z-score de l'indice taille pour âge dont la valeur est inférieure à -2 fois l'écart-type de cet indice (faible rapport taille/âge), le second à celui de l'indice poids pour âge dont la valeur est inférieure à -2 fois l'écart-type de cet indice (faible rapport poids/âge) et le troisième à celui de l'indice poids pour taille dont la valeur est inférieure à -2 fois l'écart-type de cet indice (faible rapport poids/taille) (OMS, 2006).

La création d'un seul indice de la malnutrition des enfants à partir de ses trois composantes a permis de ne pas la sous-estimer. En effet, à en croire notamment Shailen et Svedberg (2012), aucune de ses composantes prise seule ne peut donner une estimation complète du nombre d'enfants malnutris dans la population ; certains enfants présentant un retard de croissance souffrent également d'émaciation et/ou ont un poids insuffisant ; certains enfants ayant une insuffisance pondérale ont également une émaciation et/ou un retard de croissance ; et des enfants souffrant d'émaciation ont également un retard de croissance et/ou un poids insuffisant.

2.2.2. Variables indépendantes

Comme les données de l'EDS que nous avons choisi d'utiliser présentent bien une structure hiérarchique, en ce sens que, les enfants sont nichés chez les parents, ces derniers nichés dans les ménages et les ménages nichés dans les communautés, les variables indépendantes se retrouvent aux niveaux macro, méso et individuel d'analyse.

Niveau macro

Les variables contextuelles ou communautaires ne sont pas directement disponibles dans la base des données utilisées. Elles ont été créées en agrégeant au niveau des grappes (l'unité primaire de sondage dans les EDS) certaines caractéristiques individuelles ou relatives aux ménages.

– Proportion de femmes instruites dans la communauté : elle permet d’appréhender l’éducation contextuelle. Celle-ci peut affecter la malnutrition à travers les modèles de diffusion, fondés sur l’observation et l’imitation (Montgomery, 2000). Il apparaît que si une personne non instruite reste en contact avec d’autres personnes instruites dans une communauté, il en résulterait un partage d’information sur les pratiques favorables à une meilleure santé des enfants. Cette variable agrégée a trois modalités : 1) Faible, 2) Elevé, 3) Très élevé.

– Degré de fragmentation ethnique de la communauté : elle agit sur la malnutrition des enfants via le processus de diffusion des normes et croyances traditionnelles relatives à l’alimentation des enfants et l’effet d’imitation, de renforcement ou du « groupe de référence », au sens où la propension à adopter un comportement varierait en fonction de la prévalence du même comportement dans la localité (Soura, 2009). Cette variable a quatre modalités suivantes : 1) Homogène, 2) Faible, 3) Elevé, 4) Très élevé.

– Degré d’exposition aux médias dans la communauté : elle agit via les interactions entre les individus sur les valeurs modernes en matière de nutrition et soins des enfants qui leur sont transmises à la télévision, radio et journaux/magazines. Il a cinq modalités : 1) Nulle, 2) Faible, 3) Moyen, 4) Elevé, 5) Très élevé.

– Milieu de résidence et proportion des ménages pauvres dans la communauté : ils renseignent sur l’effet de l’environnement socioéconomique. Ils ont respectivement comme modalités urbain vs rural et élevé vs faible.

Niveau méso

A l’exception du quintile de richesse du ménage, d’autres variables considérées ici, notamment la composition familiale du ménage, le sexe du chef de ménage et la taille du ménage n’ont pas été utilisées dans les études antérieures comme variables explicatives de la malnutrition des enfants.

– Composition familiale du ménage : les descendants et/ou d’autres personnes peuvent participer à la persistance des valeurs traditionnelles en matière d’alimentation des enfants mais ils peuvent aussi veiller à ce que la mère adopte certaines pratiques alimentaires favorables à une meilleure santé des enfants ou suppléer la mère dans la nutrition des enfants. Cette variable a été créée à partir du lien de parenté de chaque membre du ménage avec son chef. Elle a comme modalités : 1) Nucléaire, 2) Etendu aux descendants, 3) Etendu aux frères et sœurs, 4) Etendu à d’autres personnes, 5) Chef de ménage avec les enfants, 6) Chef de ménage avec les enfants et d’autres personnes, 7) Couples et autres, 8) Autres types. Dans une famille nucléaire, on retrouve seulement les deux parents avec leurs enfants. En revanche, dans une famille étendue, on retrouve en plus les grands parents, oncles, tantes, cousins...et/ou des personnes sans lien de parenté avec le chef de ménage. La dernière catégorie représente un type complexe de famille ou une famille dans laquelle on ne retrouve pas les parents.

– Taille du ménage : c’est le nombre des membres du ménage. Ses modalités sont : 1) 2-3; 2) 4-6; 3) 7-8; 4) 9 et plus.

– Sexe du chef de ménage : c’est une variable dichotomique ayant la valeur 1 si le chef de ménages est un homme et 2 s’il est une femme.

– Quintile de richesse du ménage : il a été créé en utilisant les données sur les biens durables que le ménage dispose, comme la télévision et les bicyclettes ; les matériaux de construction de l’habitat ; le mode d’approvisionnement en eau et le type d’aisance. Il permet de classer le ménage sur une échelle continue de richesse. Il a été transformé en variable qualitative ordinale ayant cinq catégories

dont les fréquences sont presque identiques : 1) Premier, 2) Deuxième, 3) Moyen, 4) Troisième, 5) Quatrième.

Niveau individuel

a) Caractéristiques des parents

Seulement, celles les plus mentionnées dans les études antérieures ont été considérées. Il s'agit des variables suivantes :

- Ethnie de la mère et son obédience religieuse : elles permettent d'appréhender le milieu socioculturel traditionnel, c'est-à-dire le cadre dans lequel les normes et valeurs traditionnelles en matière d'alimentation et soins de l'enfant ont été transmises à la mère pendant sa socialisation. La première est une variable qualitative ayant sept modalités : 1) Nord ; 2) Beti-Boulou ; 3) Bassa ; 4) Bamiléké ; 5) Mbo ; 6) Kako et autres de l'Est ; 7) Nord-Ouest/Sud-Ouest ; 8) Autres. Il en est de même de la deuxième qui a les modalités suivantes: 1) Catholique ; 2) Protestante ; 3) Autres chrétiennes ; 4) Musulmane ; 5) Autres (i.e. sans religion ou animiste).
- • Niveau d'instruction des parents : il renseigne sur leur ouverture aux valeurs modernes relatives à l'alimentation et soins de l'enfant. Il a les modalités : 1) Mère et père sans niveau d'instruction ; 2) Mère et père de niveau primaire d'instruction ; 3) Mère et père de niveau d'instruction secondaire ou supérieur ; 4) Mère plus instruite que le père; 5) Mère moins instruite que le père.
- Autonomie décisionnelle de la mère : il renseigne sur l'influence des rapports inégalitaires de genre dans les couples. Elle est une variable composite construite à partir des trois indicateurs portant sur la prise des décisions par la femme au sein du ménage. Ces trois indicateurs proviennent de la question suivante: « Dans votre famille, qui a généralement le dernier mot dans les décisions suivantes : i. vos soins de santé personnels ? ii. Les achats importants pour le ménage ? iii. Les visites à la famille, aux amis ou à la parenté ? ». En additionnant les réponses (2 si la femme prend la décision seule, 1 si elle et son conjoint prennent ensemble la décision, 0 si le conjoint prend seul la décision) aux trois questions, on a obtenu un index qui a ensuite été regroupé en trois catégories: 0) Autonomie nulle ; 1) Autonomie faible ; 2) Autonomie élevée.
- L'âge de la mère quant à lui comme modalités : 1) 15-19 ans ; 2) 20-29 ans ; 3) 30-39 ans ; 4) 40-49 ans.

b) Caractéristiques de l'enfant

En plus de celles les plus mentionnées dans les études antérieures, à savoir l'âge et le sexe de l'enfant, son rang de naissance et son poids à la naissance, on a inclus deux autres variables relatives à son capital santé, à savoir le fait d'avoir été récemment malade ou anémisé, et la gémellité.

- Age de l'enfant : elle est une variable qualitative ordinaire dont les modalités sont 1) 0-11 mois, 2) 12-23 mois, 3) 24-35 mois, 4) 36-47 mois, 5) 48-59 mois.
- Sexe de l'enfant : il a deux modalités notamment 1) Masculin et 2) Féminin.
- Poids de l'enfant à la naissance : il a trois modalités notamment 1) Faible (moins de 2,5 kg), 2) Normal (entre 2,5 kg et 4 kg exclu), 3) Elevé (plus de 4 kg), 4) Non pesé.
- Rang de l'enfant à la naissance : il a quatre modalités 1) Un, 2) 2-3, 3) 4-5 et 4) 6 ou plus.
- Fait que l'enfant ait été anémisé au moment de l'enquête: c'est une variable dichotomique dont les modalités sont 1) Oui et 2) Non.
- Fait que l'enfant ait été malade au moment de l'enquête: cette variable a la modalité 1) Si l'enfant avait la fièvre, la toux ou la diarrhée et 2) s'il avait aucune de ces trois maladies.
- Gémellité : elle a aussi deux modalités 1) Oui et 2) Non.

c) Comportements de la mère

- Durée d'allaitement de l'enfant : ses modalités sont 1) En cours d'allaitement, 2) A déjà été allaité, 3) N'a jamais été allaité.
- Intervalle entre l'enfant et la naissance précédente : 1) moins de 24 mois, 2) 24-47 mois, 3) 48 mois ou plus, 4) Non concerné.
- Pourrait donner une alimentation de qualité à l'enfant : 1) Ne pourrait pas lui donner une alimentation de qualité au cours des 12 derniers mois, 2) Pourrait lui en donner.
- Lieu d'accouchement : 1) A domicile, 2) Institution Sanitaire.

2.2.3. Analyses statistiques

Les méthodes statistiques descriptives, univariées et bivariées, et celles multivariées explicatives ont toutes été utilisées ici.

Les premières, à savoir les tableaux des fréquences et les tableaux croisés accompagnés des mesures de chi-deux, ont permis de caractériser les individus (i.e. les enfants de moins de 5 ans) de l'échantillon, d'évaluer les pourcentages de ceux qui sont malnutris et de montrer comment ils varient selon les caractéristiques, considérées aux trois niveaux d'analyse susmentionnés.

Les dernières sont essentiellement ici les modèles multivariés multiniveaux de régression logistique. En effet, la variable dépendante est dichotomique et en plus la nature hiérarchique des données introduit une possibilité de corrélation entre les observations de même niveau, ce qui viole l'hypothèse d'indépendance à la base de la plupart des modèles d'analyse à un seul niveau (Courgeau, 2004). Pour être plus précis, comme les facteurs au niveau communautaire sont communs à tous les individus dans une communauté donnée, les observations au sein de chaque communauté ne sont pas indépendantes. Les enfants et leurs familles, vivant dans une même communauté, sont exposés à un même environnement physique, économique ou culturel. Ces familles adoptent en général des comportements et pratiques similaires, hérités de leur processus de socialisation et des modèles culturels dominants en vigueur dans leur communauté. Cette corrélation lorsqu'elle n'est pas prise en compte, peut réduire l'efficacité de l'échantillon et sous-estimer les erreurs standards des coefficients. Les modèles multiniveaux sont une des solutions permettant de tenir compte des problèmes de corrélation et corriger les écarts-types des coefficients.

Nous avons estimé cinq modèles dans ce travail pour évaluer les effets des variables indépendantes sur la malnutrition des enfants aux trois niveaux d'analyse considérés.

M_0 (*modèle vide*) : il permet de décomposer la variance totale en ses deux composantes, notamment la variance intracommunautaire et la variance intercommunautaire. Une des statistiques importantes estimées à partir de ce modèle est le Coefficient de Corrélation Intra-classe (ICC). S'il est significativement différent de zéro, on conclut que plusieurs facteurs non observés relatifs aux enfants d'une même communauté ou d'un même ménage expliquent la malnutrition des enfants. La variance représente le degré d'exposition des enfants d'une même communauté à des conditions identiques même s'ils ont des caractéristiques individuelles différentes. C'est donc le degré de la différence des niveaux de malnutrition entre communautés. Plus la variance est élevée, plus la différence entre groupes est élevée. Le modèle vide s'écrit comme suit :

$$\text{logit}(Y_{ijk}) = \log \left[P(Y_{ijk} = 1) / (1 - P(Y_{ijk} = 1)) \right] = \beta_0 + [V_k + U_{jk} + E_{ijk}]$$

Où i désigne les observations de niveau individuel, j celles de niveau ménage et k celles de niveau communautaire. Ainsi, Y_{ijk} est l'état nutritionnel de l'individu (l'enfant) i appartenant au ménage j de la communauté k. $[V_k + U_{jk} + E_{ijk}]$ est la partie aléatoire du modèle et β_0 sa partie fixe; avec V_k , U_{jk} et E_{ijk} des variables aléatoires non observées, qui suivent respectivement une loi

normale de moyenne 0 et de variance σ^2_v , la même loi de moyenne 0 et de variance σ^2_u et la même loi de moyenne 0 et de variance $n^2/3$. Celle-ci, σ^2_u et σ^2_v sont respectivement la variance intergroupe au niveau individuel, la variance intergroupe au niveau ménage et la variance intergroupe au niveau communautaire.

M_1 (*modèle individuel*) : il contient seulement les variables explicatives du niveau individuel. Il permet de voir comment ces dernières réduisent la variance résiduelle du modèle vide et de savoir si la variance au niveau de chaque groupe est due à sa composition ou non. Ce modèle quant à lui s'écrit comme suit :

$$\text{logit}(Y_{ijk}) = \beta_0 + \beta_1 x_{ijk} + [V_k + U_{jk} + E_{ijk}]$$

Où x_{ijk} désigne les variables explicatives du niveau individuel.

M_2 (*modèle ménage*) : il résulte de l'inclusion dans le modèle vide les caractéristiques relatives aux ménages afin de dégager l'effet fixe de ces variables sur la malnutrition des enfants. Ce modèle s'écrit comme dans le cas précédent :

$$\text{logit}(Y_{ijk}) = \beta_0 + \beta_2 x_{jk} + [V_k + U_{jk} + E_{ijk}]$$

Où x_{jk} désigne les variables explicatives du niveau ménage.

M_3 (*modèle communautaire*) : il résulte de l'inclusion dans le modèle vide des caractéristiques communautaires afin de dégager leur effet fixe sur la malnutrition des enfants. Ce modèle s'écrit comme suit :

$$\text{logit}(Y_{ijk}) = \beta_0 + \beta_3 x_k + [V_k + U_{jk} + E_{ijk}]$$

Où x_k désigne les variables explicatives du niveau communautaire.

M_4 (*modèle complet*) : il contient toutes les variables explicatives. Il permet de dégager les facteurs qui, toutes choses égales par ailleurs, influencent la malnutrition des enfants de moins de cinq ans au Cameroun. Ce modèle est plus complexe que les précédents et s'écrit comme suit :

$$\text{logit}(Y_{ijk}) = \beta_0 + \beta_1 x_{ijk} + \beta_2 x_{jk} + \beta_3 x_k + [V_k + U_{jk} + E_{ijk}]$$

Les analyses ont été faites à l'aide du logiciel Stata 16. Les lecteurs intéressés aux détails sur les modèles multiniveaux utilisés devraient se référer à StataCorp (2019). Dans toutes les analyses, les coefficients de pondération ont été utilisés pour tenir compte du fait que l'échantillonnage de l'EDS de 2018 réalisée au Cameroun est disproportionné et, partant, ajuster les résultats en fonction. Dans les modèles multivariés, un traitement particulier a été fait dans les cas des variables indépendantes incomplètement observées. En effet, en nous référant à Bousquet (2012), une modalité résiduelle a été ajoutée à chacune d'elles afin que les analyses portent sur tous les individus. Le « DO FILE » contenant les programmes stata relatifs aux analyses effectuées est en annexe n°1. Les seuils de signification considérés sont 0,01, 0,05 et 0,1.

3. Résultats

3.1. Caractéristiques de l'échantillon

Comme on constate au tableau 1, au Cameroun, en 2018, 32,3 % d'enfants de 0-59 mois étaient victimes de la malnutrition (c'est-à-dire de retard de croissance, d'insuffisance pondérale ou d'émaciation).

Caractéristiques	% (N=4645)	Caractéristiques	% (N=4645)
Enfant victime de malnutrition		Sexe de l'enfant	
Oui	32,3	Masculin	51,3
Non	67,7	Féminin	48,7
Ethnie de la mère		Enfant gémellaire	
Nord	41,4	Oui	96,0
Béti/Boulou	16,4	Non	4,0
Bassa	1,8	Poids de l'enfant à la naissance	
Bamiléké	20,2	Faible	4,6
Mbo	2,9	Normal	45,4
Kako et autres de l'Est	5,6	Élevé	15,2
Nord-Ouest/Sud-Ouest	6,2	Non pesé	34,8
Autres	5,5	Rang de l'enfant à la naissance	
Religion de la mère		1	21,7
Catholique	34,0	2-3	36,1
Protestante	26,4	4-5	23,4
Autres chrétiennes	7,1	6+	18,8
Musulmane	28,8	Enfant récemment anémie	
Autres	3,7	Oui	58,4
Niveau d'instruction des parents		Non	41,6
Mère/père sans niveau	18,3	Enfant récemment malade	
Mère/père de niveau primaire	18,7	Oui	64,8
Mère/père de niveau secondaire au moins	23,3	Non	35,2
Mère plus instruite que le père	14,1	Allaitement de l'enfant	
Mère moins instruite que le père	25,6	En cours	28,5
Autonomie décisionnelle de la mère		Déjà allaité	60,4
Nullle	36,2	Jamais allaité	11,1
Faible	17,9	Intervalle avec l'enfant précédent en mois	
Élevée	45,9	Moins de 24	19,0
Age de la mère		24-47	42,8
15-19	7,1	48 ou plus	16,2
20-29	50,6	Non concerné	22,0
30-39	36,4	Lieu d'accouchement de l'enfant	
40-49	5,9	Domicile	30,0
Age de l'enfant en mois		Institution Sanitaire	70,0
0-11	22,0	Pourrait donner aliments de qualité à l'enfant	
12-23	20,7	Oui	64,3
24-35	19,0	Non	35,7
36-47	19,3		
48-59	19,0		

Tableau 1. Distribution des enfants âgés de 0-59 mois, en fonction de leurs propres caractéristiques et de celles de leurs mères, Enquête Démographique et de Santé camerounaise de 2018

On retrouve dans l'échantillon, 50,6 % d'enfants dont les mères sont âgées de 20-29 ans et 36,4 % dont les mères sont âgées de 30-39 ans. Les enfants dont les mères sont Béti-Boulou (16,4 %), Bamiléké (20,2 %) ou originaires du Nord Cameroun (41,4 %) y sont majoritaires. En revanche, ceux dont les mères appartiennent aux ethnies du Nord-Ouest/Sud-Ouest (6,2 %) ou à l'ethnie Kako ou à d'autres ethnies de l'Est Cameroun (5,6 %) y sont faiblement représentés. Aussi bien les enfants dont les mères sont catholiques (34,0 %) ou protestantes (26,4 %) que ceux dont les mères sont musulmanes (28,8 %) sont assez fréquents dans l'échantillon. 18,3 % d'enfants ont des parents sans niveau d'instruction, 18,7 % des parents de niveau primaire d'instruction et 23,3 % des parents de niveau d'instruction secondaire ou supérieur. La proportion de ceux dont les pères sont plus instruits que les mères est davantage élevée (25,6 %) que celle dont les premiers sont moins instruits que les dernières (14,1 %). 46 % d'enfants ont des mères qui prennent seules les décisions dans les domaines de leurs propres santé, d'achats importants du ménage et des visites à la famille ou aux amis et pour 36 % d'entre eux leurs mères ne participent même pas à la prise des décisions dans ces domaines.

Sept enfants sur dix ont vu le jour dans les institutions sanitaires et seulement un sur dix n'a jamais été allaité. Environ deux enfants sur dix sont séparés de leurs précédents frères ou sœurs de moins de 24 mois ou d'au moins 48 mois et quatre sur dix de 24-47 mois.

Concernant les caractéristiques propres aux enfants, environ 35 % d'entre eux n'avaient pas été pesés à leur naissance, 45,4 % avaient un poids normal à leur naissance et 15,4 % un poids élevé. Un peu plus de la moitié (58,4 %) souffraient d'anémie au moment de l'enquête et la majorité (64,8 %) était malade de la toux, diarrhée ou fièvre au même moment.

Caractéristiques	% (N=4645)	Caractéristiques	% (N=4645)
Composition familiale du ménage		Quatrième	14,9
Nucléaire	47,7	% ménages pauvres dans la communauté	
Etendu aux descendants	3,3	Faible	55,1
Etendu aux frères et sœurs	4,2	Elevé	44,9
Etendu aux autres	21,7	% femmes instruites dans la communauté	
CM et enfants	7,1	Faible	20,8
CM, enfants et autres	8,8	Elevé	24,5
Couples et autres	1,0	Très élevé	54,7
Autres	6,2	Degré de fragmentation ethnique de la communauté	
Taille du ménage		Homogène	30,3
2-3	5,3	Faible	29,4
4-6	36,7	Elevé	15,9
7-8	22,5	Très élevé	24,4
9-10	13,4	% femmes exposées aux médias dans la communauté	
11+	22,1	Nul	14,5
Sexe du chef de ménage		Faible	11,8
Homme	83,5	Moyen	23,1
Femme	16,5	Elevé	26,8
Quintile de richesse du ménage		Très élevé	23,8
Premier	23,2		
Deuxième	22,6	Milieu de résidence	
Moyen	20,0	Urbain	45,2
Troisième	19,3	Rural	54,8

Tableau 2. Distribution des enfants âgés de 0-59 mois, en fonction des caractéristiques des ménages et des communautés dans lesquels ils vivent, Enquête Démographique et de Santé camerounaise de 2018

Concernant les caractéristiques des ménages, le tableau 2 révèle que 47,7 % d'enfants enquêtés vivaient dans les ménages nucléaires et 21,7 % dans ceux étendus à des personnes autres que les descendants ou frères/sœurs du chef de ménage. Environ six enfants sur dix vivaient dans les ménages d'au moins 7 personnes et huit sur dix dans ceux dirigés par les hommes.

Enfin, concernant les caractéristiques communautaires, 54,8 % d'enfants vivaient en milieu rural, 55,1 % dans les communautés faiblement pauvres, 79,3 % dans celles grandement ouvertes aux valeurs modernes via l'instruction, 50,6 % dans celles ouvertes de la même façon à ces valeurs via les médias et 30,3 % dans celles culturellement homogènes au plan ethnique.

3.2. Associations bivariées entre les caractéristiques considérées et la malnutrition des enfants

Au niveau individuel, comme le montre le tableau 3, toutes les caractéristiques des enfants et celles de leurs mères sont significativement associées au phénomène étudié à l'exception de la gémellité, du fait que l'enfant ait été récemment malade et de l'allaitement de l'enfant.

Caractéristiques	%	95 % IC	X² p-value	Caractéristiques	%	95 % IC	X² p-value
Ethnie de la mère			<0,001	Sexe de l'enfant			<0,001
Nord	41,0	[38,0 ; 44,0]		Masculin	35,7	[33,1;38,4]	
Béti/Boulou	26,2	[21,7 ; 31,3]		Féminin	28,8	[26,0;31,7]	
Bassa	16,3	[10,2 ; 25,0]		Enfant gémellaire			0,205
Bamiléké	23,1	[19,2 ; 27,6]		Oui	38,0	[29,2;47,6]	
Mbo	12,3	[6,8 ; 21,3]		Non	32,1	[30,0;34,3]	
Kako et autres de l'Est	37,1	[30,9 ; 43,9]		Poids de l'enfant à la naissance			<0,001
Nord-Ouest/Sud-Ouest	24,2	[19,7 ; 29,3]		Faible	36,4	[28,6;45,1]	
Autres	39,2	[26,6 ; 53,3]		Normal	24,6	[22,0;27,5]	
Religion de la mère			<0,001	Elevé	22,0	[18,5;26,0]	
Catholique	28,9	[25,6 ; 32,5]		Non pesé	46,3	[43,2;49,4]	
Protestante	28,6	[25,4 ; 32,1]		Rang de l'enfant à la naissance			0,001
Autres chrétiennes	22,8	[18,3 : 28,0]		1	29,8	[26,5;33,3]	
Musulmane	41,7	[37,6 ; 45,9]		2-3	30,6	[27,5;33,8]	
Autres	35,8	[30,4 ; 41,6]		4-5	32,2	[28,9;35,6]	
Niveau d'instruction des parents			<0,001	6+	38,8	[34,9;43,0]	
Mère/père sans niveau	49,9	[45,1 ; 54,8]		Enfant récemment anémisé			<0,001
Mère/père de niveau primaire	34,8	[30,7 ; 39,1]		Oui	37,4	[34,6;40,3]	
Mère/père niveau sec au moins	20,0	[16,8 ; 23,8]		Non	28,0	[25,3;30,9]	
Mère plus instruite	31,2	[26,7 ; 36,0]		Enfant malade récemment			0,888
Mère moins instruite	32,7	[29,0 ; 36,6]		Oui	32,5	[29,3;35,9]	
Autonomie décisionnelle de la mère			<0,001	Non	32,2	[29,8;34,8]	
Nulle	43,4	[40,0 ; 46,8]		Allaitement de l'enfant			0,148
Faible	27,4	[23,3 ; 31,8]		En cours	29,7	[26,5;33,1]	
Elevée	27,2	[24,4 ; 30,2]		Déjà allaité	33,5	[30,9;36,3]	

Age de la mère		0,067	Jamais allaité	32,5	[27,7;37,7]	
15-19	38,8	[33,3 ; 44,6]	Intervalle avec précédent enfant			<0,001
20-29	32,5	[30,0 ; 35,1]	Moins de 24	42,3	[37,9;46,7]	
30-39	30,3	[27,2 ; 33,6]	24-47	32,5	[30,0;35,1]	
40-49	35,7	[28,5 ; 43,6]	48 ou plus	23,6	[20,0;27,6]	
			Non concerné	29,8	[26,6;33,3]	
Age de l'enfant en mois		<0,001	Pourrait donner aliments de qualité à l'enfant			0,027
0-11	23,6	[19,9;27,9]	Oui	29,6	[26,6;32,7]	
12-23	40,4	[36,6;44,2]	Non	33,9	[31,3;36,5]	
24-35	35,3	[30,8;40,1]	Lieu d'accouchement de l'enfant			<0,001
36-47	34,5	[30,3;38,9]	Domicile	47,1	[43,6;50,6]	
48-59	28,5	[24,6;32,8]	Institution Sanitaire	26,0	[23,7;28,4]	
Ensemble	32,3	[30,3; 34,5]	Ensemble	32,3	[30,3;34,5]	

Tableau 3. Pourcentage d'enfants âgés de 0-59 mois victimes de malnutrition, en fonction des caractéristiques individuelles sélectionnées, Enquête Démographique et de Santé camerounaise de 2018

Note : χ^2 p-value = degré de signification du test d'association du chi-deux.

La relation entre la malnutrition des enfants et l'âge des mères a la forme en U renversée : la prévalence de ce phénomène est notamment largement supérieure à la moyenne nationale de 32,3 % chez les enfants dont les mères sont âgées de 15-19 ans (38,8 %) et chez ceux dont les mères sont âgées de 40-49 ans (35,7 %). La variation de ce phénomène selon l'ethnie révèle que sa prévalence est largement supérieure à la même moyenne dans les ethnies du Nord Cameroun (41 %) et celles de l'Est (37,1 %). En revanche, elle est largement inférieure à cette moyenne chez les Bassa (16,3 %) et Mbo (12,3 %). Les enfants dont les mères sont Bamiléké (23,1 %), du Nord-Ouest/Sud-Ouest (24,2 %) ou Béti-Boulou (26,2 %) se retrouvent au niveau intermédiaire.

Dans le cas de la religion, on constate que ce sont les enfants dont les mères sont musulmanes qui se démarquent des autres par leur forte prévalence de la malnutrition (41,7 %). Parmi ces derniers, une différence importante est observée entre les catholiques (28,9 %) ou protestantes (28,6 %) et d'autres chrétiennes (22,8 %) et on constate que les enfants dont les mères sont d'obédiences religieuses « autres » sont plus concernés par la malnutrition (35,8 %) que ceux appartenant aux trois catégories qui viennent juste d'être mentionnées.

Concernant le niveau d'instruction des parents, les enfants dont les pères et mères sont de niveau d'instruction secondaire ou supérieur (20 %) sont moins enclins à la malnutrition que ceux dont les deux parents sont sans niveau d'instruction (49,9 %), ceux dont les deux parents sont de niveau primaire d'instruction se retrouvent entre les deux extrêmes (34,8 %). Il en est de même de ceux dont un des parents est plus instruit que l'autre (31,2 % lorsque la mère est plus instruite que le père et 32,7 % lorsque c'est l'inverse). Une augmentation de la prévalence de la malnutrition des enfants est observée dans le cas du degré d'autonomie décisionnelle de la femme mais aucune différence significative n'est observée entre les enfants dont les mères ont une faible autonomie décisionnelle et ceux dont les mères ont une autonomie élevée (43,4 % lorsque les mères n'ont pas d'autonomie et respectivement 27,4 % et 27,2 % dans les deux autres catégories).

Concernant les caractéristiques propres aux enfants, la relation entre leur âge en mois et la malnutrition a la forme en U renversée et on constate que ceux de sexe masculin (35,7 %) sont plus concernés par ce phénomène que ceux de sexe féminin (28,8 %). Le poids de l'enfant à la naissance est négativement associé à ce phénomène et on constate que l'enfant non pesé à la naissance en est plus concerné que d'autres.

Concernant les comportements des mères, l'intervalle entre naissances est associé négativement à la malnutrition des enfants contrairement au rang de l'enfant à la naissance qui lui est positivement associé. Enfin, l'enfant qui a vu le jour dans une institution sanitaire (26 %) est moins concerné par la malnutrition que celui qui l'a vu à domicile (47,1 %).

Caractéristiques	%	95 % IC	χ^2 p-value	Caractéristiques	%	95 % IC	χ^2 p-value
Composition familiale			0,016	Quatrième	11,0	[8,5 ; 14,2]	
Nucléaire	35,8	[32,8 ; 39,0]		% ménages pauvres dans la communauté			<0,001
Etendu aux descendants	29,3	[18,2 ; 43,6]		Faible	22,8	[20,3 ; 25,4]	
Etendu aux frères/sœurs	23,1	[16,6 ; 31,1]		Elevé	42,2	[39,3 ; 45,3]	
Etendu aux autres	27,7	[23,1 ; 32,9]		% femmes instruites dans la communauté			<0,001
CM et enfants	36,5	[27,5 ; 46,6]		Faible	47,5	[42,9 ; 52,2]	
CM, enfants et autres	26,9	[22,2 ; 32,1]		Elevé	33,8	[29,5 ; 38,3]	
Couples et autres	26,0	[17,1 ; 37,5]		Très élevé	24,4	[21,9 ; 27,0]	
Autres	33,3	[27,2 ; 40,0]		Degré de fragmentation ethnique de la communauté			<0,001
Taille du ménage			0,119	Homogène	40,1	[36,3 ; 43,9]	
2-3	31,7	[24,8 ; 39,5]		Faible	33,5	[29,6 ; 37,8]	
4-6	30,7	[27,4 ; 34,3]		Elevé	29,2	[24,5 ; 34,5]	
7-8	32,2	[28,2 ; 36,4]		Très élevé	21,6	[17,7 ; 26,0]	
9-10	29,8	[25,6 ; 34,3]		% exposées médias dans la communauté			<0,001
11+	36,9	[32,7 ; 41,2]		Nul	48,0	[42,7 ; 53,3]	
Sexe du chef de ménage			0,634	Faible	41,6	[36,8 ; 46,5]	
Homme	32,6	[30,3 ; 34,9]		Moyen	39,2	[35,1 ; 43,5]	
Femme	31,2	[26,2 ; 36,7]		Elevé	25,2	[21,6 ; 29,1]	
Quintile richesse ménage			<0,001	Très élevé	17,1	[14,2 ; 20,5]	
Premier	44,2	[39,8 ; 48,7]		Milieu de résidence			<0,001
Deuxième	43,1	[38,5 ; 47,8]		Urbain	23,0	[20,4 ; 25,9]	
Moyen	31,0	[27,6 ; 34,6]		Rural	39,9	[37,0 ; 43,0]	
Troisième	23,3	[19,9 ; 27,1]					

Tableau 4. Pourcentage d'enfants âgés de 0-59 mois victimes de malnutrition, en fonction des caractéristiques des ménages et communautés dans lesquels ils vivent, Enquête Démographique et de Santé camerounaise de 2018

Note : χ^2 p-value = degré de signification du test d'association du chi-deux.

Au niveau méso, seulement la composition familiale du ménage et le quintile de richesse du ménage sont significativement associés à la malnutrition des enfants. Les enfants vivant dans les ménages étendus aux descendants du chef de ménage (29,3 %), à ses frères/sœurs (23,3 %) ou à d'autres personnes (27,7 %) sont moins enclins à la malnutrition que ceux vivant dans les ménages nucléaires (35,8 %). On constate la même chose lorsqu'on compare les ménages dont les chefs vivent avec les enfants et d'autres personnes (26,9 %) et ceux dont les chefs vivent seuls avec les enfants (36,5 %). S'agissant du quintile de richesse du ménage, il est très négativement associé à la malnutrition des enfants : la prévalence de ce phénomène varie de 44,2 % au premier quintile à 11 % au quatrième quintile.

Au niveau communautaire, le degré de pauvreté contextuelle, le degré de fragmentation ethnique de la communauté, le niveau d'éducation contextuelle, le degré d'exposition aux médias dans la communauté et la résidence en villes sont tous négativement associés à la malnutrition des enfants.

3.3. Analyse multivariée

Les résultats issus du modèle vide révèlent que la contribution de chaque niveau à l'explication de la malnutrition des enfants est significative. Ainsi, au vu des valeurs des coefficients de corrélation intra-classe (47 % au niveau méso et 14 % au niveau communautaire), on peut dire que les différences entre les enfants en matière de malnutrition est attribuable aux facteurs non observés au niveau « ménage » et ceux non observés au niveau « communautaire ». Les résultats issus d'autres modèles ont permis d'identifier aux deux niveaux, dans l'ensemble des facteurs observés, ceux qui expliquent le phénomène étudié.

La probabilité associée au chi-deux de Wald étant inférieur à 1 % dans le cas du modèle 1, obtenu en introduisant les caractéristiques individuelles dans le modèle vide, on peut dire que considérées dans l'ensemble ces caractéristiques expliquent la malnutrition des enfants. Les changements des variances observés au niveau communautaire montrent que ces caractéristiques expliquent 65,9 % ($\frac{0,29-0,85}{0,85}$) de l'hétérogénéité non observée à ce niveau. Ceci veut dire qu'elles contribuent à diminuer de près de 66 % la variance non expliquée à ce niveau. Par ailleurs, on observe une augmentation de la variance au niveau méso de 5,9 % ($\frac{2,14-2,02}{2,02}$). Ce qui signifie que la variabilité au niveau des ménages est en partie expliquée par leur composition mais faiblement.

Ce modèle révèle que les enfants dont les mères sont Bamiléké (Odds Ratio (OR)=0,72) ou Mbo (OR=0,42) ont moins de risque d'être malnutris que ceux dont les mères appartiennent aux ethnies du Nord Cameroun. En revanche, ceux dont les mères sont d'ethnie Kako ou appartiennent à d'autres ethnies de l'Est Cameroun (OR=1,50) ont plus de risque d'être malnutris que ceux du groupe de référence. Dans le cas de la religion, aucune différence significative n'est observée entre les enfants dont les mères sont catholiques et ceux dont les mères sont musulmanes et on constate que ceux dont les mères appartiennent aux obédiences religieuses « autres chrétiennes » (OR=0,57) ont moins de risque que les premiers d'être malnutris. On constate aussi que ce sont les enfants dont les deux parents sont de niveau d'instruction secondaire ou supérieur (OR=0,70) qui se démarquent des autres par leur faible risque d'être malnutris. De même, l'exposition de la mère aux médias est associée négativement au risque que son enfant soit malnutri (OR=0,58 lorsqu'elle en est faiblement exposée et 0,48 lorsqu'elle en est moyennement exposée) ainsi que son autonomie décisionnelle (OR=1,52 lorsqu'elle n'a pas du tout d'autonomie).

Dans l'ensemble des caractéristiques propres à l'enfant, à partir de son douzième mois jusqu'à son quarante-septième mois de vie le risque qu'il soit malnutri est davantage élevé (OR=2,54 à 12-23 mois, 1,93 à 24-35 mois et 1,55 à 36-47 mois) que pendant ses onze premiers mois de vie.

Caractéristiques	Modèles multiniveaux								Modèle à un seul niveau			
	M0		M1		M2		M3		M4		OR	95% IC
	OR	95%IC	OR	95 % IC	OR	95% IC	OR	95% IC	OR	95% IC	OR	95% IC
CONSTANTE	0,28***	[0,24; 0,33]	0,36***	[0,18; 0,70]	0,63***	[0,48; 0,82]	0,26***	[0,18; 0,39]	0,52	[0,22; 1,25]	0,48**	[0,26; 0,89]
NIVEAU INDIVIDUEL												
1. Caractéristiques de la mère												
Ethnie de la mère												
Nord		1,00							1,00		1,00	
Béti/Boulou		0,89	[0,61; 1,31]						0,92	[0,60; 1,40]	0,94	[0,73; 1,23]
Bassa		0,71	[0,29; 1,76]						0,94	[0,38; 2,33]	1,01	[0,52; 1,95]
Bamiléké		0,72*	[0,50; 1,03]						0,77	[0,52; 1,14]	0,86	[0,67; 1,10]
Mbo		0,42**	[0,19; 0,96]						0,51	[0,22; 1,18]	0,57*	[0,32; 1,04]
Kako et autres de l'Est		1,50*	[0,92; 2,44]						1,35	[0,82; 2,23]	1,18	[0,85; 1,62]
Nord-Ouest/Sud-Ouest		0,94	[0,56; 1,58]						0,95	[0,56; 1,63]	0,90	[0,63; 1,28]
Autres		1,01	[0,61; 1,67]						1,10	[0,66; 1,84]	1,24	[0,91; 1,68]
Religion de la mère												
Catholique		1,00							1,00		1,00	
Protestante		0,82	[0,62; 1,09]						0,80	[0,60; 1,06]	0,79**	[0,66; 0,95]
Musulmane		1,11	[0,80; 1,55]						0,96	[0,69; 1,35]	0,96	[0,78; 1,17]
Autres chrétiennes		0,57**	[0,36; 0,90]						0,58**	[0,37; 0,92]	0,59***	[0,43; 0,81]
Autres		0,83	[0,46; 1,49]						0,81	[0,45; 1,45]	0,79	[0,55; 1,15]
Niveau d'instruction des parents												
Mère/père sans niveau		1,43	[0,98; 2,09]						1,45*	[0,98; 2,13]	1,28*	[1,01; 1,63]
Mère/père de niveau primaire		1,11	[0,79; 1,56]						1,06	[0,75; 1,50]	1,00	[0,80; 1,26]
Mère/père niveau sec au moins		0,70**	[0,49; 1,01]						0,71*	[0,49; 1,02]	0,85	[0,67; 1,09]
Mère plus instruite		1,10	[0,75; 1,60]						1,08	[0,74; 1,57]	1,13	[0,88; 1,45]
Mère moins instruite		1,00							1,00		1,00	
Autonomie décisionnelle de la mère												
Nulle		1,52***	[1,14; 2,04]						1,46**	[1,10; 1,96]	1,23**	[1,03; 1,48]
Faible		0,99	[0,71; 1,37]						0,95	[0,68; 1,32]	0,89	[0,72; 1,11]
Ellevée		1,00							1,00		1,00	
Degré d'exposition aux médias												
Nul		1,00							1,00		1,00	
Faible		0,58***	[0,43; 0,77]						0,74*	[0,54; 1,02]	0,84	[0,68; 1,04]
Moyen		0,48***	[0,34; 0,68]						0,69*	[0,47; 1,01]	0,73**	[0,56; 0,94]
Ellevé		0,72	[0,42; 1,23]						1,24	[0,70; 2,20]	1,10	[0,74; 1,63]
Age de la mère												
15-19		1,48*	[0,97; 2,24]						1,38	[0,91; 2,09]	1,25	[0,93; 1,68]
20-29		1,00							1,00		1,00	
30-39		0,92	[0,70; 1,21]						0,98	[0,74; 1,30]	1,02	[0,85; 1,24]
40-49		1,04	[0,62; 1,73]						1,09	[0,65; 1,81]	1,25	[0,89; 1,77]
2. Caractéristiques de l'enfant												
Age de l'enfant en mois												
0-11		1,00							1,00		1,00	
12-23		2,54***	[1,75; 3,86]						2,49***	[1,71; 3,63]	2,08***	[1,57; 2,74]
24-35		1,93***	[1,16; 3,00]						1,78***	[1,15; 2,77]	1,48**	[1,06; 2,05]
36-47		1,55*	[0,96; 2,51]						1,42	[0,87; 2,30]	2,58	[0,73; 9,15]
48-59		1,32	[0,60; 1,61]						0,88	[0,54; 1,45]	1,86	[0,52; 6,66]

Tableau 5. OR et leur intervalle de confiance pour les effets des variables considérées au niveau individuel, au niveau ménage et au niveau communautaire, Enquête Démographique et de Santé camerounaise de 2018

* = p-value ≤ 10 %, ** = p-value ≤ 5 %, *** = p-value ≤ 1%.

Caractéristiques	Modèles multiniveaux								Modèle à un seul niveau			
	M0 OR	M1 95%IC	M0 OR	M1 95 % IC	M2 OR	M2 95% IC	M3 OR	M3 95% IC	M4 OR	M4 95% IC	OR	95% IC
Sexe de l'enfant												
Masculin				1,00							1,00	
Féminin				0,64*** [0,54;0,77]							0,64*** [0,53;0,77]	0,71*** [0,62;0,82]
Enfant gémellaire												
Oui				1,86* [1,11;3,11]							1,79** [1,07;3,00]	1,57** [1,11;2,22]
Non				1,00							1,00	
Poids de l'enfant à la naissance												
Faible				2,07*** [1,32;3,25]							2,05*** [1,31;3,22]	1,70*** [1,23;2,37]
Normal				1,00							1,00	
Elevé				0,64*** [0,48;0,87]							0,61*** [0,45;0,82]	0,71*** [0,57;0,88]
Non pesé				1,33 [0,94;1,90]							1,26 [0,88;1,79]	1,30** [1,01;1,67]
Rang de l'enfant à la naissance												
1				0,60 [0,13;2,90]							0,60 [0,12;2,91]	0,75 [0,21;2,64]
2-3				1,00							1,00	
4-5				1,03 [0,79;1,35]							0,95 [0,72;1,24]	0,95 [0,78;1,16]
6+				1,17 [0,83;1,66]							1,05 [0,73;1,51]	0,92 [0,72;1,19]
Enfant récemment anémie												
Oui				1,00							1,00	
Non				0,69*** [0,56;0,85]							0,71*** [0,58;0,87]	0,79*** [0,68;0,92]
Enfant récemment malade												
Oui				1,26** [1,03;1,55]							1,25** [1,02;1,54]	1,08 [0,93;1,24]
Non				1,00							1,00	
3. Comportements de la mère												
Allaitement de l'enfant												
En cours				0,73** [0,53;1,00]							0,69** [0,50;0,95]	0,75** [0,60;0,95]
Déjà allaité				1,00							1,00	
Jamais allaité				1,13 [0,83;1,54]							1,11 [0,82;1,52]	1,03 [0,83;1,29]
Intervalle avec le précédent enfant												
Moins de 24				1,73*** [1,35;2,21]							1,72*** [1,35;2,20]	1,54*** [1,28;1,84]
24-47				1,00							1,00	
48 ou plus				0,70** [0,52;0,94]							0,70*** [0,52;0,93]	0,73*** [0,58;0,90]
Non concerné				1,65 [0,35;7,98]							1,68 [0,34;8,24]	1,35 [0,38;4,73]
Pourrait donner aliments de qualité à l'enfant												
Oui				1,00							1,00	
Non				1,01 [0,80;1,27]							1,09 [0,86;1,38]	1,10 [0,94;1,28]
Lieu d'accouchement de l'enfant												
Domicile				1,14 [0,81;1,61]							1,14 [0,81;1,60]	1,09
Institution sanitaire				1,00							1,00	[0,86;1,39]
NIVEAU MENAGE												
Composition familiale												
Nucléaire					1,00						1,00	
Etendu aux ascendants					0,74 [0,39;1,39]						0,86 [0,44;1,68]	0,96 [0,64;1,45]
Etendu aux frères/sœurs					0,77 [0,43;1,36]						0,85 [0,46;1,56]	0,70* [0,48;1,04]

Tableau 5. (suite)

* = p-value ≤ 10 %, ** = p-value ≤ 5 %, *** = p-value ≤ 1%.

Caractéristiques	Modèles multiniveaux								Modèle à un niveau	
	M0		M1		M2		M3		M4	
	OR	95% IC	OR	95% IC	OR	95% IC	OR	95% IC	OR	95% IC
Etendu aux autres					0,76*	[0,56;1,02]			0,85	[0,62;1,17]
CM et enfants					1,07	[0,56;2,06]			1,13	[0,56;2,28]
CM, enfants et autres					0,71	[0,39;1,29]			0,79	[0,42;1,50]
Couples et autres					0,63	[0,20;2,01]			0,90	[0,26;3,07]
Autres					0,87	[0,56;1,36]			0,92	[0,58;1,47]
Taille du ménage										
2-3					1,10	[0,71;1,71]			1,00	[0,62;1,63]
4-6					1,00				1,00	
7-8					1,17	[0,89;1,55]			1,19	[0,88;1,62]
9-10					0,86	[0,61;1,21]			0,80	[0,55;1,17]
11+					1,37**	[1,00;1,86]			1,07	[0,76;1,51]
Sexe du chef de ménage										
Homme					1,00				1,00	
Femme					0,99	[0,57;1,73]			1,27	[0,71;2,29]
Quintile de richesse du ménage										
Premier					1,07	[0,79;1,46]			0,74	[0,52;1,06]
Deuxième					1,00				1,00	
Moyen					0,53***	[0,39;0,72]			0,73	[0,49;1,06]
Troisième					0,30***	[0,21;0,42]			0,63*	[0,38;1,03]
Quatrième					0,12***	[0,08;0,18]			0,28***	[0,15;0,51]
3. NIVEAU COMMUNAUTAIRE										
% des ménages pauvres dans la communauté										
Faible							1,00	1,00		1,00
Elevé							0,99	[0,67;1,48]	0,71	[0,41;1,12]
% des femmes instruites dans la communauté										
Faible							1,61**	[1,07;2,45]	0,99	[0,56;1,69]
Elevé							1,24	[0,92;1,69]	1,01	[0,68;1,43]
Très élevé							1,00		1,00	
Degré de fragmentation ethnique de la communauté										
Homogène							1,00	1,00		1,00
Très faible							0,95	[0,70;1,28]	0,85	[0,60;1,21]
Faible							0,89	[0,62;1,30]	0,94	[0,61;1,45]
Elevé							0,66**	[0,46;0,93]	0,65**	[0,42;0,99]
% des femmes exposées médias dans la communauté										
Nul							2,35***	[1,34;4,13]	1,81*	[0,91;3,61]
Faible							1,82**	[1,07;3,10]	1,46	[0,77;2,77]
Moyen							2,02***	[1,36;3,02]	1,75**	[1,09;2,82]
Elevé							1,00		1,00	
Très élevé							0,62***	[0,43;0,89]	0,89	[0,57;1,38]
Milieu de résidence										
Urbain							0,80	[0,57;1,11]	0,95	[0,63;1,41]
Rural							1,00		1,00	
Variance intercommunautaire (V001)	0,85	[0,60;1,22]	0,29**	[0,14;0,59]	0,25**	[0,12;0,52]	0,24**	[0,11;0,51]	0,20**	[0,08;0,52]
Variance intracommunautaire (V001>V002)	2,02***	[1,57;2,60]	2,14**	[1,65;2,77]	1,97**	[1,53;2,55]	2,00**	[1,55;2,58]	2,07**	[1,58;2,71]
ICC V001	0,14**	[0,10;0,19]	0,05**	[0,03;0,10]	0,05**	[0,02;0,09]	0,04**	[0,02;0,09]	0,04**	[0,01;0,09]
ICC V002/V001	0,47**	[0,41;0,52]	0,42**	[0,37;0,48]	0,40**	[0,35;0,46]	0,40**	[0,35;0,46]	0,41**	[0,35;0,47]
Wald χ^2 ou χ^2			324,63***		161,76***		158,9***		350,91***	
									703,33***	

Tableau 5. (suite et fin)

* = p-value ≤ 10 %, ** = p-value ≤ 5 %, *** = p-value ≤ 1%.

Toutefois, on voit clairement qu'à partir de la deuxième année de vie le risque de malnutrition de l'enfant diminue avec son âge. Les enfants de sexe féminin sont moins concernés par la malnutrition que ceux de sexe masculin ($OR=0,64$). Par ailleurs, on constate que la gémellité ($OR=1,86$) et le faible poids de l'enfant à sa naissance ($OR=2,07$) en sont des facteurs de risque. Il en est de même de la morbidité de l'enfant ($OR=1,26$).

S'agissant des comportements des mères, les enfants en cours d'allaitement ont moins de risque d'être malnutris que ceux ayant déjà été allaités ($OR=0,73$). De même, on constate que les enfants dont les dates de naissance sont très rapprochées de celles de leurs précédent(e)s frères ou sœurs ont plus de risque d'être malnutris ($OR=1,73$). En revanche, on constate le contraire dans le cas des autres ($OR=0,70$).

Le modèle 2, résultant de la prise en compte des variables relatives aux ménages (revoir section 2.2.3 sur les analyses statistiques et annexe n°1 dédié aux programmes Stata), révèle que ces dernières réduisent de 70,6 % l'hétérogénéité non observée au niveau communautaire. Ces variables expliquent donc aussi une grande partie de la variance intercommunautaire. Par ailleurs, au niveau méso, on observe une légère baisse de la variance de 2,5 %.

En d'autres termes, les variables relatives aux ménages n'expliquent que 2,5 % de l'hétérogénéité non observée à ce niveau. Selon les résultats issus de ce modèle, la composition familiale du ménage, sa taille et le quintile de richesse du ménage expliquent la variation du risque de malnutrition des enfants. Par rapport aux enfants vivant dans les ménages nucléaires, ceux vivant dans les ménages étendus aux personnes autres que les descendants et frères ou sœurs du chef de ménage ont moins de risque d'être malnutris ($OR=0,76$). Dans le cas de la deuxième variable, on constate que le risque de malnutrition des enfants est davantage élevé dans les ménages d'au moins onze personnes que dans ceux de 4-6 personnes ($OR=1,37$). Par ailleurs, le risque de malnutrition des enfants diminue lorsque le quintile de richesse du ménage augmente (par rapport au deuxième quintile, l' OR varie de 0,53 au quintile moyen à 0,12 au quatrième quintile).

Le modèle 3, résultant de la prise en compte des variables communautaires (revoir section 2.2.3 sur les analyses statistiques et annexe n°1 dédié aux programmes Stata), révèle que ces dernières réduisent de 71,8 % l'hétérogénéité non observée au niveau communautaire. A l'exception du milieu de résidence et de la pauvreté contextuelle, toutes les autres variables considérées à ce niveau expliquent le phénomène étudié.

Le risque de malnutrition des enfants augmente avec la diminution du niveau d'éducation contextuelle ($OR=1,61$ au faible niveau, par rapport au niveau très élevé). De même, on constate qu'une forte fragmentation ethnique de la communauté est négativement associée à la malnutrition des enfants ($OR=0,66$). Il en est de même d'une forte proportion des femmes exposées aux médias dans la communauté ($OR=0,62$ contre 2,35 lorsque cette proportion est nulle, 1,82 lorsqu'elle est faible et 2,02 lorsqu'elle est moyenne).

Dans le modèle 4, contenant toutes les variables (revoir section 2.2.3 sur les analyses statistiques et annexe n°1 dédié aux programmes Stata), des changements importants sont observés dans les cas des caractéristiques considérées au niveau méso et au niveau communautaire. En revanche, concernant celles individuelles, à l'exception de l'ethnie et de l'âge de la mère, dont les effets sont éliminés, aucun autre changement important n'est observé. Au premier niveau, l'effet de la composition familiale du ménage est éliminé ainsi que celui de la taille du ménage. Au même niveau, le pouvoir explicatif du quintile de richesse du ménage a notablement baissé: la significativité de la différence des risques de malnutrition entre les enfants vivant dans les ménages dont le quintile de richesse est moyen ou le troisième et ceux vivant dans les ménages dont le quintile de richesse est le deuxième s'est annulée ou est passée de 1 % à 10 %. Au second niveau, l'effet de l'éducation contextuelle est éliminé et le pouvoir explicatif de la proportion des femmes

exposées aux médias dans la communauté a baissé. Dans ce dernier cas, les enfants dont les mères vivent dans les communautés où le degré d'exposition aux médias est faible ou très élevé ne présentent plus un risque de malnutrition différent de celui des enfants dont les mères vivent dans les communautés où le degré d'exposition aux médias est élevé. Ce sont seulement ceux dont les mères vivent dans les communautés où le degré d'exposition aux médias est nul ou moyen qui se démarquent de ceux du groupe de référence et, ce, par des risques élevés de malnutrition.

Si l'on s'intéresse seulement aux caractéristiques individuelles, dans le modèle classique, on constate que les différences observées dans les cas de la religion de la mère, de son degré d'exposition aux médias, du niveau d'instruction des parents et de la morbidité de l'enfant sont, dans une certaine mesure, différentes de celles mises en évidence dans les modèles multiniveaux. Il en est de même de l'ethnie. Ceci dénote le fait que les informations sur ces caractéristiques varient beaucoup d'un ménage à l'autre, d'une communauté à l'autre. C'est pourquoi la considération de plusieurs niveaux a permis de mettre en évidence leurs effets réels.

4. Discussion

Les résultats de l'étude ont révélé que trois enfants sur dix âgés de moins de cinq ans sont victimes de la malnutrition au Cameroun. Ils ont aussi révélé que ce phénomène est influencé par un certain nombre de caractéristiques individuelles des enfants et leurs mères, de comportements de ces dernières, de caractéristiques familiales et de celles communautaires.

En effet, il est ressorti des analyses multiniveaux effectués que la malnutrition des enfants de moins de cinq ans est conjointement déterminés par les effets observés des caractéristiques susmentionnées et ceux non observés aux deux derniers niveaux de ces caractéristiques: même dans le modèle complet, la variance intercommunautaire et celle intracommunautaire se sont avérées significatives. Toutefois, le fait que les résultats de l'étude ont aussi révélé que la deuxième est plus large que la première et que la corrélation intra-ménage est plus importante que celle intracommunautaire signifie que la malnutrition des enfants dépend plus des caractéristiques familiales que de celles communautaires. Ces résultats confortent ceux issus du travail de Bolstad et Manda (2001) sur la santé des enfants, dans lequel les modèles multiniveaux ont été appliqués sur les données d'une EDS. Ils ont, notamment, constaté que la corrélation intra-ménage dans le cas de la mortalité des enfants est de 28 % (avec une variance au niveau familial de 0,843) et que celle intracommunautaire est de 18 % (avec une variance au niveau communautaire de 0,417). Par ailleurs, le rôle des caractéristiques individuelles dans l'explication de la malnutrition des enfants s'est aussi avéré important au vu des changements observés dans le cas des variances intercommunautaires lorsqu'elles ont été introduites dans le modèle vide.

Nous allons à présent entamer la discussion des résultats principaux concernant les effets des caractéristiques considérées aux niveaux individuel, familial et communautaire d'analyse.

Il est d'abord ressorti de résultats de l'étude que les enfants dont les mères sont d'obédiences religieuses « autres chrétiennes » ont moins de risque d'être malnutris que ceux dont les mères sont catholiques. Ceci signifie qu'il existe des barrières socioculturelles à une bonne nutrition des enfants dans le milieu étudié et ceci conforte l'idée de Prudhomme (2016). Selon cet auteur, les religions chrétiennes anciennes ou traditionnelles ont produit des normes alimentaires qui ne seraient pas respectées (sinon très peu) par les nouvelles religions chrétiennes induites par plusieurs mouvements religieux.

Un autre résultat intéressant de l'étude est que lorsque les deux parents sont de niveau élevé d'instruction le risque de malnutrition des enfants est le plus faible. Ceci conforte en partie les résultats issus de Chukwuchindu et al. (2019) sur le Nord Cameroun, où le risque de malnutrition des enfants s'est avéré 40 % moins élevé chez les enfants dont les mères sont au moins de niveau

primaire d'instruction que chez les enfants dont les mères sont sans niveau d'instruction, et ceux issus d'Abla (2018) et de plusieurs travaux sur la survie des enfants, par exemple, Boco (2011) et Kravdal (2004). A en croire les résultats de notre étude, dans le domaine de la nutrition des enfants, c'est au plus haut niveau que l'instruction permet aux parents d'acquérir suffisamment des connaissances leur permettant d'avoir des pratiques les plus favorables à une meilleure croissance de leurs enfants comme, par exemple, la rupture avec les pratiques résultant d'opinions traditionnelles sur la nourriture, l'adoption de la ration alimentaire adéquate (particulièrement, à partir du septième mois de vie de l'enfant), la consommation de l'eau potable et un assainissement efficace pour éviter les maladies infectieuses, la recherche en temps opportun des soins de santé pour les enfants, etc.

Le manque d'autonomie de la mère dans la prise des décisions au sein du ménage a aussi fait partie des facteurs de risque de la malnutrition des enfants dans l'ensemble des variables individuelles considérées et ceci va dans le même sens que les résultats issus des études antérieures comme Osamor et Grady (2016), Bold et al. (2013) et Pandey et al. (2012). Bold et al. (2013) ont, par exemple, constaté dans leur étude qui a couvert 36 pays en développement d'Asie du Sud et d'Afrique subsaharienne que le pouvoir de la femme de prendre les décisions influence positivement la probabilité que l'enfant âgé de 6-12 mois reçoive un complément nutritionnel, soit fréquemment nourrie ou reçoive une nutrition de qualité. De plus, dans Malhotra et al. (2014), une faible liberté de la femme à se mouvoir s'est avérée positivement associée au risque élevé de vaccination primaire incomplète des enfants et à celui de ne pas recourir à leur traitement en cas d'Infection Respiratoire Aiguë (IRA).

Dans les études antérieures spécifiques à la malnutrition des enfants, l'exposition des mères aux médias n'a pas été incluse dans l'ensemble des variables explicatives et, pourtant, dans notre étude son effet s'est avéré significativement négatif. Ceci témoigne de l'efficacité du programme de promotion de la santé mis en œuvre au Cameroun par le Ministère de la Santé, lequel se focalise, entre autres, sur l'alimentation et la nutrition des enfants de moins de cinq ans, et, dans ce cadre, les familles sont quotidiennement sensibilisées via la télévision et d'autres médias sur les pratiques alimentaires saines pour les enfants.

S'agissant des caractéristiques propres à l'enfant, son âge, son sexe, son poids à la naissance, sa morbidité et le fait qu'il soit anémique ont aussi fait partie des déterminants du phénomène étudié. Dans la présente étude, nous avons observé, comme Ategbo et al. (2013), Kouakou et al. (2017) et Traoré et al. (2008), que le risque de malnutrition des enfants augmente d'abord à 12-23 mois et décroît après cette période. Selon le premier auteur, ce résultat est justifié par le fait que les effets cumulés de l'insuffisance des apports nutritionnels sont importants à cet âge, où il est essentiel que les enfants reçoivent une alimentation complémentaire sûre et adéquate pour faciliter la transition entre le lait maternel et la nourriture familiale. La relation positive observée entre le fait qu'un enfant soit de sexe masculin et le risque de malnutrition va dans le même sens que celle mise en exergue par Mukalay et al. (2010) et Aouehougon (2007). En revanche, elle est en contradiction avec les résultats issus d'Ategbo et al. (2013) et Sellam et Bour (2015), où aucune association n'a été observée entre les deux variables. Par ailleurs, les résultats de notre étude confortent l'idée que le faible poids de l'enfant à la naissance est un facteur de risque de la malnutrition des enfants. Ils confirment ainsi ceux de nombreuses études parmi lesquelles Kouakou et al. (2017), Sumithra (2009) et Diallo et al. (2006). Quant à l'occurrence de l'anémie et celle de la maladie chez l'enfant, Vierra (2017), Abla et al. (2016), Ngnie-Teta et al. (2007) et Lenomier (2000) avaient, comme nous, mis en évidence des relations positives entre ces facteurs et la malnutrition des enfants. Toutefois, ces relations seraient loin d'être causales puisqu'elles peuvent bien être symétriques : la maladie peut entraîner la malnutrition mais aussi un enfant malnutri résiste moins bien à la maladie, il tombe malade, et de ce fait la malnutrition empire.

Parmi les comportements des mères considérés, seulement l'allaitement de l'enfant et l'intervalle avec le précédent frère ou sœur ont fait partie des déterminants du phénomène étudié. Dans le premier cas, les enfants en cours d'allaitement ont été moins concernés par la malnutrition que ceux déjà allaités. Ceci témoigne de l'apport du lait maternel en anticorps et éléments nutritifs déjà bien démontré par Rollins et al. (2016), Grira (2006) et bien d'autres chercheurs. Dans le second cas, l'intervalle court avec le (la) précédent (e) frère ou sœur est un facteur de risque de malnutrition des enfants comme Ndamobissi (2017) a observé. A en croire certains travaux antérieurs sur la survie des enfants, par exemple, Boco (2011) et Rutstein (2005), la principale hypothèse d'explication de cette relation est que lorsqu'un enfant est né très peu de temps après son aîné (moins de 24 mois), les ressources familiales et l'attention de la mère seront partagées entre les deux enfants et chacun d'eux en souffrira, mais surtout le plus grand car son sevrage sera précoce.

Au niveau méso, seulement le quintile de richesse du ménage a été associé à la malnutrition des enfants dans les modèles multivariés. Conformément à l'attente, le risque de malnutrition des enfants diminue lorsque le quintile de richesse du ménage augmente et ceci corrobore les résultats de Fotso et Kuaté-Defo (2005) et Tankari (2016) et, partant, l'idée de l'UNICEF (2006) selon laquelle les disparités des revenus des ménages se répercutent sur l'état nutritionnel des enfants.

Au niveau communautaire, seulement le degré de fragmentation ethnique et la proportion des femmes exposées aux médias ont fait partie des déterminants de la malnutrition des enfants. Dans le premier cas, l'association négative mise en exergue ici contredit les observations faites par Boco (2011) dans certains pays africains et Kravdal et al. (2004) en Inde, selon lesquelles les enfants ont une meilleure santé dans les communautés ethniquement homogène. La principale hypothèse d'explication du résultat de notre étude est que la diffusion des croyances traditionnelles néfastes dans le domaine de l'alimentation des enfants se fait plus difficilement dans les communautés où le degré de fragmentation ethnique est élevé que dans d'autres. Dans le second cas, une association négative a aussi été mise en exergue. Ce résultat est novateur puisque dans aucune étude antérieure l'influence, au niveau communautaire, de la proportion des femmes exposées aux médias n'a été évaluée. Une hypothèse pertinente d'explication de ce résultat est que dans les communautés où le degré d'exposition des femmes aux médias est élevé la plupart d'entre elles est informée de bonnes pratiques en matière de nutrition et soins des enfants et en plus dans ce contexte les interactions entre les femmes sont fortes.

Enfin, bien que les résultats de l'étude soient intéressants, ils sont limités pour trois raisons principales. D'abord, les données des EDS étant transversales, il est impossible d'établir les relations causales entre les caractéristiques considérées aux différents niveaux d'analyse et la malnutrition des enfants. En effet, il fallait disposer des données permettant d'établir la priorité temporelle des variables indépendantes. Par ailleurs, l'absence des données contextuelles dans les EDS n'a pas permis de mieux évaluer la pertinence de l'approche contextuelle d'explication de la malnutrition des enfants dans le milieu étudié. Les données communautaires sur la disponibilité des services de santé et l'accès à ces derniers, l'accès à l'eau potable et l'assainissement, la disponibilité des aliments nutritifs et l'accès à ces derniers et les modèles culturels d'alimentation et soins des enfants font, par exemple, défaut dans les EDS. Enfin, les effets d'interaction entre variables indépendantes n'ont pas été testés. Par exemple, les effets de la composition familiale et de la taille du ménage ne se sont pas avérés significatifs mais théoriquement les deux variables pourraient interagir sur le phénomène étudié. Une association positive entre la taille du ménage et la malnutrition des enfants peut notamment être observée dans les ménages nucléaires et disparaître dans ceux étendus, compte tenu du rôle que peuvent y jouer des personnes aussi économiquement actives que les parents dans l'alimentation des enfants.

5. Conclusion et recommandations

On a identifié les déterminants de la malnutrition des enfants aux trois niveaux d'analyse considérés : individuel, méso et communautaire. A en croire les résultats mis en exergue au premier niveau, on devrait non seulement améliorer le statut des mères et renforcer leur accès aux messages diffusés à la télévision et d'autres médias sur les bonnes pratiques en matière d'alimentation et nutrition des enfants mais aussi mettre en place les actions permettant aux femmes d'utiliser suffisamment la contraception moderne, afin de mieux espacer leurs naissances, aux femmes enceintes d'accéder aux consultations prénatales de bonne qualité, afin d'éviter les naissances prématurées, et aux enfants de ne pas être victimes de la diarrhée et d'autres maladies pendant l'enfance. Selon les résultats mis en exergue au deuxième niveau, on devrait améliorer les conditions de vie de famille. Selon ceux mis en exergue au troisième niveau, on devrait promouvoir le développement local et, partant, le brassage ethnique et l'accès aux médias, particulièrement dans les localités rurales.

Aspects éthiques

Les auteurs affirment que toutes les procédures contribuant à aux résultats de cette recherche sont conformes aux normes éthiques des comités nationaux et institutionnels compétents sur l'expérimentation humaine et à la Déclaration d'Helsinki de 1975, telle que révisée en 2008.

Conflits d'intérêt

Les auteurs n'ont aucun conflit d'intérêts à déclarer.

Information aux chercheurs

“Les données de l'échantillon utilisé (variables explicatives et expliquées de l'analyse multiniveaux) peuvent être obtenues en contactant le premier auteur”.

Références

- Abla K., Bekakria A., Bouziane K. Prévalence et facteurs de risque de l'anémie chez un groupe d'enfants âgés de 1 à 24 mois à Tébessa (une ville de l'Est algérien). Cahiers de nutrition et de diététique, 2016, volume 51, pp. 157-160.
- André C. C. Déterminants de la malnutrition chronique chez les enfants de 6 à 59 mois vivant au sein de la vallée de Palajunoy (Guatémala). Nutrition Chronique et Métabolisme, Volume 32, numéro 4, Novembre 2018, page 330, ISSN 0985-0562, <https://doi.org/10.1016/j.nupar.2018.09.206>.
- Aouehougon O. La malnutrition protéino-énergétique et ses facteurs de risque chez les enfants de moins de 5 ans dans le district sanitaire de Tougan. Mémoire en Biologie et Médecine. Ecole Nationale de Santé Publique (Burkina-Faso) - Diplôme d'attaché de santé en épidémiologie, 2007, 150p.
- Ategbo S., Minto O., Rogombe S., Kuissi E., Ella Ndong Y., Moussavou A. Evaluation de l'état nutritionnel des enfants âgés de 1 à 60 mois, hospitalisés à Libreville. Rev. Cames Santé. 1 (1), 2013, pp. 44-48.
- Boco G. *Déterminants individuels et contextuels de la mortalité des enfants de moins de cinq ans en Afrique au Sud du Sahara, Analyse comparative des enquêtes démographiques et de santé*. Thèse de Doctorat en Démographie, Université de Montréal, Département de Démographie, Faculté des Arts et des Sciences, 2011, 249p.
- Bold van den M., Quisumbing A. R., Gillespie S. Women's Empowerment and Nutrition. An Evidence Review. IFPRI Discussion Paper 01294, October 2013, 80p.
- Bolstad W. M., Manda S. O. Investigating Child Mortality in Malawi Using Family and Community Random Effects. Journal of the American Statistical Association, 2001, 96:453, 12-19, DOI: 10.1198/016214501750332659
- Bousquet V. H. Traitement des données manquantes en épidémiologie: application de l'imputation multiple à des données de surveillance et d'enquêtes. Santé publique et épidémiologie. Université Paris Sud - Paris XI, 2012.

Celik Y., Hotchkiss D. The socio-economic determinants of maternal health care utilization in Turkey. *Social science & Medicine*, Vol. 50, 2000, pp. 1797-1806.

Chagué F., Varioteaux M., Renaud C., Brune V. Liens entre appartenance ethnique et malnutrition infanto-juvénile en milieu rural béninois. In Médecine et Santé Tropicale, 2013, 23, pp. 337-343.

Chukwuchindun A. B., Goura A. P., Beyala B. L., Chebe N. A., Bita A. I. G., Nguefack A. J. et al. Pratiques Alimentaires Des Mères Et Malnutrition Infantile Dans Le District De Santé De Pitoa: Etude Cas-Témoin. Budapest International Research in Exact Sciences (BirEx) Journal Volume 1, No 4, Octobre 2019, pp. 144-154.

Courgeau D. Du groupe à l'individu. Synthèse multiniveau. Paris: Editions de l'Ined, 2004.

Diallo D., Diouf S., Fall A.L., Gueye A.M., Gueye M., Kuakuvi N., Moreau J.C., Ndiaye O., Sall M.G., Sylla A. Facteurs de risque associés au petit poids de naissance. A propos d'une étude cas témoin à la maternité du centre hospitalier régional de Thiès (Sénégal). Journal de Pédiatrie et de Puériculture, 2006, pp. 153-158.

Djibo H. Pratique alimentaire des mères à Niamey : entre règle et réalité, quel avenir pour les enfants ? *Revue des Études Multidisciplinaires en sciences Économiques et Sociales (REMSES)*, n°6, 2017, pp. 149-161.

FAO, FIDA, UNICEF, PAM et OMS. L'État de la sécurité alimentaire et de la nutrition dans le monde 2017 Renforcer la résilience pour favoriser la paix et la sécurité alimentaire. Rome, FAO, 2017, 253p.

Fotso J-C, Kuaté-Defo B. Socioeconomic inequalities in early childhood malnutrition and morbidity: modification of the household-level effects by the community SES. Journal Health Place, 2005, Septembre, volume 11 numéro 3, pp. 205-225.

Grira H. *Capital humain au Bangladesh*. Thèse de Doctorat en Sciences économiques, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, Paris, 2006, 239p.

Haddad L., Alderman H., Appleton S., Song L., Yohannes Y. Reducing Child Malnutrition: How Far Does Income Growth Take Us? The World Bank Economic Review, volume 17, No. 1 (2003), pp. 107-131.

Traoré B., Dabo K. et Traoré S. *Analyse des causes de la malnutrition dans trois pays du sahel : Burkina-Faso, Mali et Tchad*. INSAH et CERPOD, Bamako-Mali, 2008, 72p.

Institut National de la Statistique (INS) et ICF. Enquête Démographique et de Santé du Cameroun 2018. Yaoundé, Cameroun et Rockville, Maryland, USA : INS et ICF, 2020.

Institut National de la Statistique (INS) et ICF. International. Enquête Démographique et de Santé et à Indicateurs Multiples du Cameroun 2011. Calverton, Maryland, USA : INS et ICF International, 2012.

Institut National de la Statistique. Enquête par grappes à indicateurs multiples (MICS5), 2014, Rapport Final. Yaoundé, Cameroun, Institut National de la Statistique, 2015.

Kemgo P. Allaitement et état nutritionnel des enfants et femmes. In Fotso M., Ndonou R., Libité R., Tsafack M., Wakou R., Ghapoutsa A. et al. Enquête Démographique et de Santé, Cameroun 1998. Calverton, Maryland, U.S.A. : Bureau Central des Recensements et des Études de Population et Macro International Inc., Mars 1999, pp. 135-152.

Kobelembi F. La malnutrition chronique chez les enfants de moins de cinq ans. In Adjibade K. A., Ndamobissi R., Kouamé A. et Moloua F. (ed). L'enfant en Centrafrique, 2004, pp. 156-200.

Kouakou E.K.V., Kamara S.M., Zannou-Tchoko V. et al. Neglected Growth Retardation in Children Aged 6-59 Months in Developing Countries: Case of a Subneighborhood of Abidjan Cocody – Angré (Ivory Coast). Science Journal of Public Health, 5 (51), 2017, pp. 8-12.

Kravdal O. Child mortality in India: the community-level effect of education. Population Studies 58, 2004, pp. 177-92.

Lenomier D. Les carences nutritionnelles dans les pays en voie de développement. INSERM, 2000, 91 p.

Malhotra C., Malhotra R. et Subramanian S.V. Maternal autonomy and Child Health Care Utilization in India: Results From the National Family Health Survey. In Asia Pacific Journal of Public Health, Volume 26, Issue 4, 2014, pp. 401-413. <https://doi.org/10.1177/1010539511420418>.

Massamba J., Massamba J.P., Treche S. *Attitudes, croyances, perceptions culturelles et facteurs socio-économiques de nature à détériorer le statut nutritionnel du nourrisson et de l'enfant d'âge préscolaire*. s.l.: s.n., 14 p. multigr. Nutrition du Nourrisson et de l'Enfant d'Age Préscolaire : Conférence Internationale, Ibadan (NGA), 1998/11/16-21.

McCarthy A. Prévalence de la malnutrition chez les enfants et adolescents hospitalisés. Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de Maîtrise en Nutrition. Université de Montréal, Faculté de Médecine, Département de Nutrition, août 2015, 286p.

Montgomery M.R. (2000). "Perceiving Mortality Decline." Population and Development Review 26:795-819.

Morrisson C. et Linskens C. Les facteurs explicatifs de la malnutrition en Afrique subsaharienne, Document de travail n°167, Centre de développement de L'OCDE, 2000, 27p.

Mukalay AW, Kalenga PM, Dramaix M. et al. Facteurs Prédictifs de la Malnutrition des enfants âgés de moins de 5 ans à Lubumbashi (DRC). Santé Publique, n°22, 2010, pp. 54150.

Ndamobissi R. *Les défis sociodémographiques et politiques de la malnutrition des enfants dans les pays d'Afrique du Sahel et de la corne de l'Afrique*. Thèse de Doctorat en Sociologie-Démographie, Université de Bourgogne Franche Comté, France, 2017, 453p.

Ngnie-Teta I., Receveur O. et Kuate-Defo B. Risk factors for moderate to severe anemia among children in Benin and Mali: Insights from a multilevel analysis. Food Nutr Bull, number 28, pp. 76-89.

Ntsame Ondo N., Bakenda J. L. Etat Nutritionnel des Femmes et des Enfants. In Direction Générale de la Statistique - DGS/Gabon and ICF International. (2013). Enquête Démographique et de Santé du Gabon 2012. Calverton, Maryland, and Libreville, Gabon: DGS/Gabon and ICF International, avril 2013, pp. 158-183.

Organisation des Nations Unies. *Programme et objectifs des nations unies au Cameroun*, 2018, 52p.

Osamor P. E. et Grady C. « Women's autonomy in health care decision-making in developing countries: a synthesis of the literature ». Int J Womens Health, June 2016, volume 8, pp. 191-202.

OMS. *Child growth standards: Length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length and body mass index-for age ; methods and development*, Multi Center Growth Reference Study Group, Genève: OMS, 2006, 336p.

Padonou S. Faible poids de naissance, prématurité et retard de croissance intra utérin : facteurs de risque et conséquences sur la croissance de la naissance à 18 mois de vie chez des nouveau-nés béninois. Santé publique et épidémiologie. Université Pierre et Marie Curie - Paris VI, 2014, 156 p.

Pandey S., Lama G. et Lee H. (2012): Effect of women's empowerment on their utilization of health services: a case of Nepal, International Social Work, volume 55, pp. 554-573.

Pomareda R., Roussey M., Conversy L. et al. La santé : un capital en construction dès l'enfance. Actualité et dossier en Santé Publique, 86, 2014, pp. 18-31.

Prudhomme C. Interdits alimentaires, Religions, Convivialité. Dis-moi ce que tu ne manges pas, je te dirai ce que tu es. Dans Histoire, Monde et Cultures Religieuses, 2016(3), n°39. pp. 113-144.

Rollins N. C., Bhandari N., Hajeebhoy N., Horton S., Lutter C. K., Martines J. C. et al. Why invest, and what it will take to improve breastfeeding practices? Series Breastfeeding, volume 387, issue 10017, January 2016, pp. 491-504.

Rutstein, S.O. Effects of preceding birth intervals on neonatal, infant and under-five years mortality and nutritional status in developing countries: evidence from the demographic and health surveys. Int J Gynaecol Obstet, 2005, 89 Suppl 1:S7-24.

Sellam E.B. et Bour A. Etat nutritionnel des enfants de 6 à 60 mois au Maroc « Préfecture d'Oujda-Angad » Société d'anthropologie de Paris et Lavoisier SAS. BMSAP, 27, 2015, pp. 56-63.

Shailen N. et Svedberg P. The Composite Index of Anthropometric Failure (CIAF): An Alternative Indicator for Malnutrition in Young Children. In Preedy V. R. (ed.): *Handbook of Anthropometry Physical Measures of Human Form in Health and Disease*, 2012, pp. 127-137.

Soura B.A. Analyse de la mortalité et de la santé des enfants à Ouagadougou : inégalités spatiales, effets individuels et effets contextuels. ESPO/SPED - Département des sciences de la population et du développement, UCL, Louvain-La-Neuve, 2009.

StataCorp. 2019. Stata 16 Multilevel Mixed-Effects Base Reference Manual. College Station, TX: Stata Press.

Sumithra M. Maternal nutrition and low birth weight-what is really important. Indian J Med, 2, 2009, pp. 600-608.

Tankari M. R. Déterminants de la nutrition des ménages en Ouganda : le cas de la diversité alimentaire. STATECO, n°110, 2016, pp. 91-103.

Turck D. Nutrition des premiers mois de la vie et santé à l'âge adulte. Objectif nutrition (la lettre de l'Institut Danone) n° 78, 2005.

UNICEF. La situation des enfants dans le monde, New York, NY10017, 2006, 154p.

Vieira M. P. Diarrhées aiguës. Hôpitaux Universitaires Genève. Département de médecine communautaire, de Premier recours et des urgences. Service de médecine de premier recours. DMCPHU – HUG, 2017, 9p.

Annexe n°1 : Programmes Stata 16 conçus et utilisés pendant les analyses des données

```
*****  
Déterminants Individuels, Familiaux et Contextuels de la Malnutrition des Enfants de moins de cinq ans au Cameroun  
Yaoundé, Février - Juin 2021  
*****/
```

clear all
set more off
set maxvar 30000
numlabel, add
cd e:\DHS
log using Child30052021, replace
use CMPRKRSTRFAM1802.dta, clear

gen pond2=v005/1000000
svyset [pweight=pond2], psu(v021) strata(v022) singleunit(centered)

* **Création et récodage de la variable dépendante***
recode hc70 (-600/-201=1 "Oui") (-200/600=2 "Non"), gen(retardc)
tab retardc [iw=pond]
recode hc71 (-600/-201=1 "Oui") (-200/600=2 "Non"), gen(insponde)
tab insponde [iw=pond]
recode hc72 (-600/-201=1 "Oui") (-200/600=2 "Non"), gen(emaciat)
tab emaciat [iw=pond]
gen malnutrit=0
replace malnutrit=1 if (retardc==1 | insponde==1 | emaciat==1)
tab malnutrit [iw=pond]

* **Recodage des variables indépendantes et leurs distributions des fréquences***

* **Niveau individuel***

* A) Caractéristiques de la mère*

A.1) Recodage de l'ethnie

```
recode v131 (1 3 5 18 31 33 36 39 45 47 49 55 60 61 62 69 79 144 84 88 98 101 102 133 174 185 199 165 10 17 13 14 15 21 28 32 34 37 38 40  
42 48 54 77 75 87 95 97 103=1 Nord) (236 235 244 241 246 245 89 219 220 229 237 242 248 225 233 239 247 252 238 210 230 243 222=2  
BetiBoulou) (231 232 257=3 Bassa) (176 202 179 180 181 182 190 151 186 188 189 190 191 195 196 197 198 201 205 183 200 138 187 194 =4  
Bami) (193 216 208 227 226=5 Mbo) (78 234 256 255 253 91 250 260 251=6 KakoAutest) (152 161 162 164 166 212 153 173 167 157 168 169  
218 156 107 147 148 159 144 188 191 143 155 177 178 203 213 146 150 158 159 144 188 191 120 112 135 136 137 154 184 =7 NOSO) (116 119  
132 141 145 149 254 261 296 996=8 Autres), gen(ethnieres)  
label variable ethnieres "ethnie"  
tab ethnieres [iw=pond]
```

A.2) Recodage de la religion

```
recode v130 (1=1 Cath) (2=2 Prot) (4=3 Musl) (5 7 96=5 Autres) (3=4 Autchr), gen(religrec)  
label variable religrec "Religion"  
tab religrec [iw=pond]
```

A.3) Création et recodage du degré d'exposition aux médias

```
gen degmedia=v157+v158+v159  
recode degmedia (0=0 zero) (1/2=1 Low) (3/4=2 Average) (5/6=3 High), gen(degexpmedia)  
label variable degexpmedia "Degré Exp Media"  
tab degexpmedia [iw=pond]
```

A.4) Recodage du niveau d'instruction de la mère

```
recode v106 (0=0 No_Educ) (1=1 Primary) (2=2 Second) (3=3 High), gen(edulevelm)  
label variable edulevelm "Insferm"  
tab edulevelm [iw=pond]
```

A.5) Recodage du niveau d'instruction du conjoint

```
recode v701 (0=0 No_Educ) (1=1 Primary) (2=2 Second) (3=3 High) (8=.), gen(edulevelp)  
label variable edulevelp "Inscjt"  
tab edulevelp [iw=pond]
```

* A.6) Niveau d'instruction du couple*

```
gen inscplicrec=0  
replace inscplicrec=1 if edulevelm==0 & edulevelp==0  
replace inscplicrec=2 if edulevelm==1 & edulevelp==1  
replace inscplicrec=3 if ((edulevelm==2 | edulevelm==3) & (edulevelp==2 | edulevelp==3))  
replace inscplicrec=4 if (edulevelm > edulevelp)  
replace inscplicrec=5 if (edulevelm < edulevelp)  
recode edulevelp (.=6)  
replace inscplicrec=6 if edulevelp==6  
recode inscplicrec (1=1 "SnSn") (2=2 "PrimPrim") (3=3 "SecSec") (4=4 "FemPlus") (5=5 "HomPlus") (6=6 "Residu"), gen(inscplicrec2)  
tab inscplicrec2 [iw=pond]
```

A.7) Degré d'autonomie de la mère dans la prise des décisions dans le domaine de la santé

```
recode v743a (4=0) (2=1) (1=2) (5 6=.)  
recode v743b (4=0) (2=1) (1=2) (5 6=.)  
recode v743d (4=0) (2=1) (1=2) (5 6=.)  
gen autonmrec=v743a+v743b+v743d  
recode autonmrec (0=0 "Nulle") (1/3=1 "Faible") (4/6=2 "Eleve") (.=3 "Residu"), gen(autofemrec)  
tab autofemrec [iw=pond]
```

* A.8) Activité mère*

```
recode v717 (0=0 Not_Work) (1 2 3 7 8 9=2 Autres) (4=3 Agric), gen(occupat)
```

label variable occupat "Resp occupation"
tab occupat [iw=pond]

* A.9) Activité père*
recode v705 (0=0 Not_Work) (1 2=1 "Cademp") (3=3 Comce) (4=4 Agric) (7 8 9=5 "Autres") (98 .=6 "Residu"), gen(occpart)
label variable occpart "Cjt occupation"
tab occpart [iw=pond]

A.10) Age de la mère
recode v012 (15/19=1 "15-19") (20/29=2 "20-29") (30/39=3 "30-39") (40/49=4 "40-49"), gen(Agemerec)
tab Agemerec [iw=pond]

* B) Caractéristiques de l'enfant*

* B.1) Poids naissance*
recode m19 (500/2450=1 Faible) (2500/3950=2 Normal) (4000/6000=3 Eleve) (9996 9998=4 NonPese), gen(Poidsnaisrec)
tab Poidsnaisrec [iw=pond]

* B.2) Age de l'enfant*
recode hw1 (0/11=1 "0-11") (12/23=2 "12-23") (24/35=3 "24-35") (36/47=4 "34-47") (48/59=5 "48-59"), gen(agenfrec)
tab agenfrec [iw=pond]

B.3) Type de grossesse dont l'enfant est issu
recode b0 (0=0 "Non gemellaire") (1/3=1 "Gemellaire"), gen(gemeleiterec)
tab gemeleiterec [iw=pond]

* B.4) Rang de naissance*
recode hc64 (1=1 "Un") (2/3=2 "2-3") (4/5=3 "4-5") (6/14=4 "6+"), gen(rangnaisrec)
tab rangnaisrec [iw=pond]

* B.5) Occurrence de l'anémie chez l'enfant*
recode hw57 (1/3=1 "Oui") (4=2 "Non") (.=3 "residu"), gen(anemierec)
tab anemierec [iw=pond]

* B.6) Vitamin A*
recode h33 (1/3=1 "Oui") (0=2 "Non") (. 8=3 "Residu"), gen(vitamArec)
tab vitamArec [iw=pond]

* B.7 Occurrence de la toux, fièvre ou diarrhée chez l'enfant*
recode h31 (2=1 "Oui") (0 8=0 "Non"), gen(toux2)
tab toux2 [iw=pond]
recode h22 (1=1 "Oui") (0 8=0 "Non"), gen(fievre2)
tab fievre2 [iw=pond]
recode h38 (0/5=1 "Oui") (. 8=0 "Non"), gen(diarh2)
tab diarh2 [iw=pond]

B.8) Morbidité de l'enfant
gen maladie2=0
replace maladie2=1 if ((toux2==1) | (fievre2==1) | (diarh2==1))
tab maladie2 [iw=pond]

B.9 Sexe de l'enfant
recode b4 (1=1 "Male") (2=2 "Female"), gen(sexe2)
tab sexe2 [iw=pond]

C) Comportements de la mère

* C.1) Durée d'allaitement*
recode m4 (95=1 "En cours") (93=2 "A deja allaité") (94=3 "N'a jamais"), gen(allaitement2)
tab allaitement2 [iw=pond]

* C.2) Intervalle avec le (la) précédent (e) frère/soeur*
recode hc63 (1/23=1 "Moins de 24") (24/47=2 "24-47") (48/183=3 "48+") (.=4 "NonConcerne"), gen(interval2)
tab interval2 [iw=pond]

* C.3) Alimentation nutritive de l'enfant*
recode s127 (0=0 "Non") (1=1 "Yes"), gen(Nutritifs2)
tab Nutritifs2 [iw=pond]

* C.4) Lieu d'accouchement*
recode m15 (11=1 "A domicile") (12/96=2 "FOSA"), gen(Accouplement2)
tab Accouplement2 [iw=pond]

***** Niveau ménage*****

M1) Composition familiale
recode typmen (1=.)
label variable typmen "Comp Famil"
recode typmen (0=8 othersf) (1=.) (2=1 nuclear) (3=2 extasc) (4=3 extbrosis) (5=4 extothers) (6=.) (7=5 headchild) (8=6 headchildothers) (9=7 couplesothers), gen(famcompo)
tab famcompo [iw=pond]

M2) Taille du ménage
recode taille (1/3=2 2-3) (4/6=3 4-6) (7/8=4 7-8) (9/10=5 9-10) (11/45=6 11+), gen(mentailrec)
label variable mentailrec "house size"
tab mentailrec [iw=pond]

M.3) Sexe du CM

```
recode v151 (1=1 male) (2=2 female), gen(headsexrec)
label variable headsexrec "sex head house"
tab headsexrec [iw=pond]
```

M.4) Indice de richesse du ménage

```
recode v190 (1=1 "Poorest") (2=2 "Poorer") (3=3 "Middle") (4=4 "Richer") (5=5 "Richest"), gen(WealthIndexrec)
label variable WealthIndexrec "Niveau de vie menage"
tab WealthIndexrec [iw=pond]
```

***** Niveau communautaire*****

* Com 1) Proportion ménages pauvres communauté*

```
gen varbin2=(WealthIndexrec==1 | WealthIndexrec==2)
sort v001
egen varpro2=mean(varbin2), by(v001)
gen ppauvre2=1 if varpro2>=0.5
replace ppauvre2=0 if ppauvre2==
lab def ppauvre2 0"faible" 1"élevée"
tab ppauvre2
```

* Com 2) Proportion des femmes instruites communauté*

```
recode v106 (0=0 "non instruite") (1 2 3=1 "instruite"), gen(insf2)
sort v001
egen pinsfem2=mean(insf2), by(v001)
recode pinsfem2 (0/0.49=1 Faible) (0.5/0.9=2 Eleve) (0.905/1=3 Televe), gen(pgrapinsF22)
tab pgrapinsF22
```

*Com 3) Proportion des femmes exposées aux médias dans la communauté**

```
gen degmedia2=0
replace degmedia2=1 if degexpmedia==1 | degexpmedia==2| degexpmedia==3
egen propmedia=mean(degmedia2),by(v001)
recode propmedia (0=1 Nul) (0.01/0.2=2 Faible) (0.21/0.6=3 Moyen)(0.605/0.93=4 Eleve)(0.931/1=5 Televe), gen (propmedia2)
tab propmedia2
```

***** Com 4) Création de la variable Degré de fragmentation ethnique dans la communauté*****

*dichotomisation de la variable ethnie *

```
gen eth12=(ethnierec==1)
gen eth22=(ethnierec==2)
gen eth32=(ethnierec==3)
gen eth42=(ethnierec==4)
gen eth52=(ethnierec==5)
gen eth62=(ethnierec==6)
gen eth72=(ethnierec==7)
gen eth82=(ethnierec==8)
```

calcul de la proportion de chaque ethnies dans chaque communauté

```
sort v001
egen propeth12=mean(eth12),by(v001)
egen propeth22=mean(eth22),by(v001)
egen propeth32=mean(eth32),by(v001)
egen propeth42=mean(eth42),by(v001)
egen propeth52=mean(eth52),by(v001)
egen propeth62=mean(eth62),by(v001)
egen propeth72=mean(eth72),by(v001)
egen propeth82=mean(eth82),by(v001)
```

Application de la formule d'Alésina

```
Gen degré2=1-(propeth12*propeth12)-(propeth22*propeth22)-(propeth32*propeth32)-(propeth42*propeth42)-(propeth52*propeth52)-(propeth62*propeth62)-(propeth72*propeth72)-(propeth82*propeth82)
recode degré2 (0=0 Homo) (0.05/0.38=1 Tfaible) (0.381/0.499=2 Faible) (0.5/1=3 Eleve), gen(frageth2)
recode frageth2 (0=0 Homo) (1=1 Tfaible) (2=2 Faible) (3=3 Eleve) (0.4/0.9=3 Eleve), gen(fragethrec22)
tab fragethrec22
```

Com 5) Milieu de résidence

```
recode v025 (1=1 "Urbain") (2=2 "Rural"), gen(Milres)
tab Milres [iw=pond]
```

***** Modèle bivarié*****

```
tabout ethnierec religrec degexpmedia inscplicrec2 occupat occpart autofemrec Agemerec Poidsnaisrec agenfrec gemeleiterec rangnaisrec anemiererc vitamArec maladie2 sexe2 allaitement2 interval2 Nutritifs2 Accouchement2 famcompo mentailrec headsexrec WealthIndexrec ppauvre2 pgrapinsF22 fragethrec22 Milres malnutrit using malnut30052021.xls, ///
c(row ci) f(1 1) clab(Row_% 95%-CI) svy stats(chi2) npos(lab) per
```

*******Modèle multivarié de régression logistique multiniveaux*****

**** Modèle vide M0****

```
melogit malnutrit [iw=pond] ||v001: ||v002:,or
estat icc
```

**** Modèle Individuel"**

```
melogit malnutrit ib(freq).(ethnierec religrec degexpmedia inscplicrec2 occupat occpart autofemrec Agemerec Poidsnaisrec agenfrec gemeleiterec rangnaisrec anemiererc vitamArec maladie2 sexe2 allaitement2 interval2 Nutritifs2 Accouchement2) [iw=pond] || v001: || v002:,or
estat icc
```

**** Modèle ménage****

```
melogit malnutrit ib(freq).(famcompo mentailrec headsexrec WealthIndexrec) [iw=pond] || v001: || v002:, or  
estat icc
```

**** Modèle communautaire****

```
melogit malnutrit ib(freq).(ppauvre2 pgrapinsF22 fragethrec22 propmedia2 Milres) [iw=pond] || v001: || v002:, or  
estat icc
```

**** Modèle complet****

```
melogit malnutrit ib(freq).(ethnieres religrec degexpmedia inscplrec2 occupat occpart autofemrec Agemerec Poidsnaisrec agenfrec gemeleiterec  
rangnaisrec anemierec vitamArec maladie2 sexe2 allaitement2 interval2 Nutritifs2 Accouplement2 famcompo mentailrec headsexrec  
WealthIndexrec ppauvre2 pgrapinsF22 fragethrec22 propmedia2 Milres) [iw=pond] || v001: || v002:, or  
estat icc
```

*******Modèle classique multivarié de régression logistique*******

```
logistic malnutrit ib(freq).(ethnieres religrec degexpmedia inscplrec2 occupat occpart autofemrec Agemerec Poidsnaisrec agenfrec gemeleiterec  
rangnaisrec anemierec vitamArec maladie2 sexe2 allaitement2 interval2 Nutritifs2 Accouplement2 famcompo mentailrec headsexrec  
WealthIndexrec ppauvre2 pgrapinsF22 fragethrec22 propmedia2 Milres) [iw=pond], or
```

log close