

**ACADEMIE DE MONTPELLIER**

**UNIVERSITE MONTPELLIER II**

**- SCIENCES ET TECHNIQUES DU LANGUEDOC -**

**T H E S E**

**Présentée à l'Université des Sciences et Techniques du Languedoc pour obtenir le diplôme de**

**DOCTORAT**

**LA MESURE DU TOUR DE BRAS CHEZ LE JEUNE ENFANT :**

**Etude critique de son utilisation en épidémiologie nutritionnelle**

**par**

**André CORNU**

**Soutenue le 21 décembre 1990, devant le Jury composé de:**

**M. le Pr. P. BESANÇON : Président**

**M. le Pr. R. BAYLET : Rapporteur**

**M. le Pr. J.C. DILLON : Rapporteur**

## ERRATUM

page 35 paragraphe 4.3.

lire : augmente le risque pour les plus jeunes enfants non malnutris d'être intégrés dans le groupe des "faux positifs".

## AVANT-PROPOS

Les résultats exposés ici sont issus de données recueillies au Cameroun (Centre de Nutrition de l'Institut des Plantes Médicinales et de la Recherche Médicale), à l'île de la Dominique (Centre Orstom à Fort-de -France) et au Congo (Centre Orstom à Brazzaville). Les travaux ont été réalisés dans le cadre des accords conclus entre le Ministère de la Recherche Scientifique et de l'Enseignement Supérieur du Cameroun, le Ministère de l'Enseignement Supérieur chargé de la Recherche Scientifique du Congo et l'Institut Français de Recherche Scientifique pour le Développement en Coopération (Orstom). Ils sont aussi, pour partie, le fruit d'une collaboration étroite avec le Programme National d'Education Nutritionnelle NUTED, rattaché au Ministère de la Santé et des Affaires Sociales du Congo.

J'ai le plaisir d'exprimer ici ma plus profonde gratitude à Monsieur le Professeur P. BESANÇON, Directeur du Laboratoire de Nutrition de l'Université des Sciences et Techniques du Languedoc, pour avoir accepté de diriger cette thèse et pour m'avoir aidé à surmonter toutes les difficultés nées de mon éloignement géographique. Qu'il soit également assuré de ma reconnaissance pour l'intérêt constant qu'il porte aux recherches menées par l'équipe dont je fais partie.

Mes plus vifs remerciements vont à Monsieur R. BAYLET, Professeur à la Faculté de Médecine - Université de Montpellier I, et à Monsieur J.C. DILLON, Professeur à l'Institut National Agronomique Paris-Grignon, pour avoir accepté de faire partie du Jury de ma thèse et pour avoir assumé les fonctions de Rapporteurs. Tous deux ont une grande connaissance des pays du Tiers-Monde et leur action pour le Développement est un véritable encouragement pour la poursuite de nos travaux dans le domaine de la Nutrition.

Je tiens à remercier mes collègues nutritionnistes de l'Orstom qui ont, à divers titres, apporté leur contribution à la réalisation pratique de ces travaux et à qui j'ai pu faire appel lors de la préparation de cette thèse. Je pense plus particulièrement à C. CARLES, P. CHEVALIER, F. DELPEUCH, J.L. DYCK, G. GALLON, R. GUEGUEN, B. MAIRE, F. SIMONDON et S. TRECHE. Qu'il me soit permis de leur associer Madame D. OLIVOLA, Conseillère Technique de NUTED, sans qui nous n'aurions pu réaliser l'enquête nationale du Congo. Que tous trouvent ici mes remerciements très sincères et aussi mon amitié.

Ma reconnaissance va aussi à mes collègues du Cameroun. Que Madame G.E. MARTIN, Chef du Centre de Nutrition, et T. AGBOR EGBE soient remerciés pour leur contribution à ces travaux et pour la confiance qu'ils m'ont accordée en m'accueillant dans leur Laboratoire.

Enfin je rends un hommage très amical à Monsieur N. ACHEGUI, Madame M. BONNEFOND, Monsieur L.D. FAUCON, Madame I. GOMA, Messieurs V. LACHTIH, J. LOUBASSOU, J.P. MASSAMBA et Madame F. TCHIBINDAT qui ont été, au Cameroun ou au Congo, des collaborateurs précieux.

## RESUME

La mesure du tour de bras à mi-hauteur est, pour des raisons de simplicité et de coût, utilisée comme indicateur de l'état nutritionnel protéino-énergétique chez le jeune enfant. Elle est présentée comme une alternative à la mesure du poids lorsque l'âge de l'enfant n'est pas connu.

Les arguments qui sont en faveur de l'utilisation de la mesure du tour de bras ont été vérifiés sur cinq échantillons d'enfants : quatre sont africains, le cinquième est tiré de la zone caraïbe. L'indépendance de la mesure par rapport à l'âge et par rapport à la race a été vérifiée. Les variations de la mesure du tour de bras ont été étudiées dans les différentes formes de malnutrition protéino-énergétique. L'aptitude de la mesure du tour de bras à évaluer une situation nutritionnelle ou à identifier les enfants malnutris a été appréciée par rapport à deux indicateurs de référence : le poids en fonction de l'âge et le poids en fonction de la taille, tous deux ayant leur limite de normalité fixée à -2 écarts-types de la population de référence NCHS/OMS.

Les résultats obtenus mettent en évidence l'importance des conditions d'environnement de l'enfant, même non malnutri, sur la valeur de la mesure du périmètre brachial. Cette observation ne remet pas en cause le caractère universel des valeurs de référence. Les différences dues à l'environnement n'excluent pas la possibilité d'effets raciaux. La mesure du tour de bras chez les enfants de 12 à 59 mois se révèle plus apte à identifier les enfants maigres que les enfants ayant une insuffisance pondérale, mais les seuils qui sont classiquement utilisés (125 et 135 mm) ne permettent pas au périmètre brachial de donner des indications représentatives d'une situation donnée. La sensibilité de la mesure du tour de bras est assez médiocre et la spécificité par rapport à l'indicateur poids pour la taille n'est pas constante dans des groupes d'enfants établis sur des critères socio-économiques. Ce défaut du test devrait en limiter considérablement l'utilisation.

Le recours à la mesure du tour de bras est justifié dans les situations d'urgence. Dans les autres circonstances, lorsque l'âge de l'enfant est connu, on utilisera préférentiellement la mesure du poids et de la taille.

**Mots-clés :** tour de bras - maigreur - insuffisance pondérale - poids pour la taille - poids pour l'âge - sensibilité - spécificité - prévalence "vraie" - prévalence "estimée" - évaluation - diagnostic.

## INTRODUCTION

Si on voulait simplifier à l'extrême on pourrait dire que l'état nutritionnel d'un individu est la résultante de deux composantes essentielles : les besoins globaux en énergie, en protéines et en autres nutriments et le niveau des apports en énergie, en protéines et en autres nutriments assurés par l'alimentation. Mais cette définition omet la notion de bonne santé, laquelle se manifeste par un mode d'activité jugé compatible avec un fonctionnement physiologique et social satisfaisant. Dans les pays en voie de développement l'équilibre entre apports et besoins est précaire, et des modifications mineures de l'environnement proche sont le point de départ d'un mauvais état nutritionnel et/ou d'une activité réduite. Il importe donc que des programmes puissent mesurer ces points de rupture et mieux encore les prévoir.

La surveillance nutritionnelle représente un ensemble d'activités dont l'objet est de "surveiller la nutrition en vue de prendre des décisions permettant d'améliorer la nutrition des populations" (W.H.O. 1978). Elle prend en compte "tous les facteurs qui influent sur les structures de la consommation alimentaire et sur l'état nutritionnel" (ACC/SCN 1979). Elle s'intéresse aussi bien à la sous-alimentation qu'à la suralimentation. Toutefois les résultats qui sont présentés ici ne portent que sur l'étude de la malnutrition conséquence de la pauvreté. Aussi la population cible est constituée par le groupe des enfants d'âge préscolaire dont on sait qu'il est particulièrement vulnérable, ce qui fait de lui un "groupe sentinelle" dans la communauté. L'observation de ce groupe placé dans des situations de privation chronique permet de suivre les tendances et d'agir si nécessaire.

La malnutrition par carence est largement répandue dans les pays pauvres. Elle peut être le fait des famines et des disettes, heureusement exceptionnelles. Elle est plus souvent le résultat de situations de sous-alimentation aggravée par une mauvaise utilisation des aliments. L'ignorance, le manque d'hygiène, le manque de performance des services de santé sont également des déterminants majeurs de l'état nutritionnel. Dans ce contexte commun aux pays peu développés les activités de surveillance nutritionnelle sont longues à mettre en place et encore peu nombreux, du moins en Afrique, les pays qui sont dotés de tels systèmes. L'action étant le but ultime de la surveillance il importe que cette dernière dispose d'outils capables de :

- quantifier l'ampleur du problème étudié. Dans le cas présent il s'agit de chiffrer avec précision le taux de prévalence de la malnutrition protéino-énergétique.
- identifier les enfants malnutris sur lesquels on envisage d'intervenir.

Cela suppose que le système de surveillance repose sur des indicateurs fiables. Parmi ceux-ci nous trouvons des indicateurs de l'état de santé, en particulier les indicateurs de l'état nutritionnel des enfants et les taux de mortalité par âge enregistrés au cours de la petite enfance.

Compte tenu des difficultés liées au terrain d'action de la surveillance les indicateurs de l'état nutritionnel ne peuvent être retenus que s'ils sont simples et font intervenir des mesures faciles à réaliser, peu onéreuses, ne nécessitant pas de matériel sophistiqué. Le choix d'un indicateur est également fonction du caractère universel de son utilisation. Mais une des premières difficultés à résoudre est de trouver des indicateurs relativement indépendants de l'âge des enfants. En effet il existe encore en 1990 des zones géographiques où la détention de documents d'état civil, acte de naissance par exemple, n'est pas un fait courant ce qui constitue une entrave à l'utilisation des indicateurs dépendants de l'âge.

La mesure du tour de bras a été proposée en 1958 comme indicateur de l'état nutritionnel du jeune enfant. Depuis elle a été très employée, en particulier en cas de famines, consécutives aux catastrophes naturelles mais aussi aux guerres, pour décider les interventions (aide alimentaire) et identifier les destinataires de ces interventions. La mesure du tour de bras s'est révélée être d'une grande valeur pronostique du risque de mortalité. Nous rappellerons plus loin l'essentiel des résultats obtenus dans ce domaine particulier ; ils sont importants car ils valident l'indicateur tour de bras en lui associant la notion de risque.

## JUSTIFICATIONS

Les nutritionnistes ont, dans une large majorité, adopté la classification de la malnutrition protéino-énergétique proposée par WATERLOW (1972). Ce système repose sur les mesures du poids et de la taille et nécessite que soit connu l'âge de l'enfant. Il permet de distinguer les formes chroniques des formes aiguës.

Ce système n'est pas passé dans le domaine public. En effet la taille n'est pas mesurée en routine dans les services ayant en charge la surveillance des enfants. Bien que des recommandations soient faites pour que cette mesure soit intégrée progressivement aux dispositifs actuels, force est de constater que son utilisation à grande échelle apparaît encore très lointaine.

La seule mesure du poids, dans le cadre de la surveillance de la croissance, est loin de toucher tous les enfants, et cela en raison d'obstacles pratiques liés à l'utilisation d'une balance.

Aussi, bien avant que WATERLOW ne présente sa classification, les réalités du terrain de travail ont amené les épidémiologistes à rechercher d'autres alternatives, acceptables au niveau des informations qu'elles apportent et présentant l'avantage d'être faciles à mettre en oeuvre. C'est ainsi que la mesure du tour de bras à mi-hauteur a été retenue pour remplacer la mesure du poids.

Nous nous proposons donc de comparer les résultats obtenus en utilisant la mesure du tour de bras dans des enquêtes épidémiologiques à ceux obtenus avec les indices anthropométriques plus classiquement recommandés : le poids en fonction de l'âge et le poids en fonction de la taille. La capacité du tour de bras à se substituer à ces derniers sera étudiée sans qu'il soit fait référence, à aucun moment, à la notion de risque, mortel en particulier. De plus l'étude portera sur des populations d'enfants parmi lesquelles la malnutrition protéino-énergétique se manifeste essentiellement par des formes modérées, les formes graves étant peu représentées.

A partir des données recueillies dans nos enquêtes nous essaierons d'apporter une réponse aux questions suivantes :

- la mesure du tour de bras permet-elle d'établir des prévalences de malnutrition identiques soit à la prévalence de maigreur, soit à la prévalence d'insuffisance pondérale ?
- la mesure du tour de bras est-elle capable d'identifier les enfants malnutris que ceux-ci soient maigres ou présentent une insuffisance pondérale ?
- la mesure du tour de bras constitue-t-elle une donnée fiable quel que soit le type de population étudiée ? Plus précisément nous testerons les qualités du tour de bras -sensibilité et spécificité- au travers de plusieurs classes de population d'enfants définies à partir de critères socio-économiques ou biologiques.

Globalement il s'agit de savoir si la mesure du tour de bras peut être recommandée pour évaluer des situations et pour identifier des enfants malnutris et si une valeur unique prise pour seuil de normalité peut être utilisée en toutes circonstances. La réponse est importante car force est de reconnaître qu'une pesée peut paradoxalement constituer une difficulté technique majeure qui freine la mise en place des systèmes de surveillance, que ce soit au niveau individuel ou au niveau de la communauté. La substitution de la mesure du tour de bras à celle du poids pourrait ainsi faciliter la mise en place des activités de surveillance.

## Première Partie

# ETAT DES CONNAISSANCES SUR LA MESURE DU TOUR DE BRAS

## 1.1. LES ARGUMENTS EN FAVEUR DE LA MESURE DU TOUR DE BRAS ET LES MODES D'UTILISATION

### *1.1.1. Le tour de bras : indicateur de l'état nutritionnel*

La première enquête nutritionnelle dans laquelle la mesure du tour de bras a été retenue pour apprécier l'état nutritionnel des enfants a été réalisée à Haïti en 1958 par JELLIFFE (JELLIFFE et al. 1960).

Des arguments cliniques, anthropométriques, histologiques et métaboliques plaident en effet que la masse musculaire qui représente la composante majeure de la masse non grasse était susceptible de diminution en cas de malnutrition protéino-énergétique chez les jeunes enfants. La mesure du tour de bras à mi-hauteur a donc été supposée pouvoir être un indicateur simple de la malnutrition, donnant une information intégrant le déficit des protéines du muscle, la disponibilité d'énergie sous la forme des masses grasses sous-cutanées et le ralentissement de croissance (JELLIFFE 1959).

Le bras a été choisi pour son accessibilité, sa forme approximativement circulaire plus facilement mesurable et aussi parce qu'en cas de malnutrition grave, kwashiorkor en particulier, la présence d'oedèmes y est peu fréquente. Ce choix partait aussi du postulat qu'en cas de malnutrition l'ensemble de la masse musculaire corporelle était uniformément affecté. D'autres travaux réalisés à la même époque tendaient à montrer que la mesure du tour de cuisse était plus affectée que la mesure du tour de bras en cas de malnutrition (GOPALAN 1968).

La mesure du tour de bras est affectée par la malnutrition aiguë. Ainsi chez les plus jeunes enfants ses variations reflètent les variations actuelles ou très récentes de la situation nutritionnelle. Chez les enfants un peu plus âgés la chronicité de la malnutrition affecte également la mesure du tour de bras, tout comme elle affecte d'autres mesures (d'où les appellations anciennes de "bébé bonzaï" ou encore "nanisme nutritionnel").

### *1.1.2. La mesure du tour de bras, indépendante de l'âge*

Des valeurs de référence sont alors proposées par WOLANSKI (in : JELLIFFE 1966, communication personnelle), issues d'une population d'enfants polonais en bonne santé et bien nourris. L'examen de ces valeurs montre que la circonférence du bras augmente rapidement de 0 à 11 mois, puis que cette croissance devient plus lente de 12 à 59 mois (figure 1a). La différence entre sexes est très faible. Au total le tour de bras n'augmente que de 1,2 cm en 4 années, le tissu adipeux étant remplacé progressivement par le tissu musculaire.

WOLANSKI propose donc 4 valeurs de référence, chacune correspondant à une classe d'âge couvrant une année : 16 cm entre 12 et 23 mois, 16,25 cm entre 24 et 35 mois, 16,5 cm entre 36 et 47 mois, 16,75 cm entre 48 et 59 mois. Sur l'ensemble de la période la valeur de 16,5 cm est retenue comme référence unique.

On perçoit alors l'intérêt que présente une telle mesure, du moins entre 12 et 59 mois, pour l'étude d'enfants dont l'âge est inconnu ou imprécis (JELLIFFE 1969a). Cet intérêt est conforté par les observations menées avant 1969 qui tendent à montrer que la mesure du tour de bras varie peu selon les groupes ethniques (JELLIFFE et al. 1969b).

Les conditions de l'utilisation du tour de bras comme indicateur de l'état nutritionnel sont argumentées par JELLIFFE et al. (1966 et 1969c) et les normes de WOLANSKI qui au départ étaient des données brutes, sont modifiées par BURGESS et al. (1969) qui les lisse afin d'en améliorer la tendance générale. Les travaux de RUTHAUSER (1969) mettent en évidence des corrélations significatives entre la mesure du tour de bras et les valeurs des indices poids en fonction de l'âge et poids en fonction de la taille. Enfin SHAKIR (1975) recommande qu'une valeur égale à 16,5 cm soit retenue pour référence unique lorsque l'âge des enfants n'est pas connu.

### **1.1.3. Un autre mode d'expression : le tour de bras en fonction de l'âge**

Les travaux qui se succèdent valident l'intérêt de la mesure et proposent pour celle-ci des modes d'expressions auxquels sont attribuées des valeurs-seuils. On dispose en effet de la valeur brute de la mesure exprimée en mm et de l'expression en pour-cent de la moyenne de référence pour l'âge donné. Le choix d'une valeur-seuil est en général basé sur la connaissance des variations de la mesure dans une population d'enfants sains. La valeur du 3<sup>ème</sup> percentile ou la valeur de la moyenne diminuée de 2 écarts-types sont généralement retenues pour définir le seuil de normalité. Une seconde valeur peut être fixée pour apprécier les formes les plus graves de malnutrition. Le choix de cette valeur peut faire intervenir des considérations d'ordre pratique avec parfois une adaptation aux situations locales. On sait par exemple que les enfants marasmiques ont un tour de bras très voisin de 10 cm soit 60% de la référence de WOLANSKI ; pour les enfants atteints de kwashiorkor il est plus proche de 70%. Le choix d'un seuil égal à 75% apparaît donc bien adapté pour détecter les enfants qui sont gravement malnutris et qui risquent d'évoluer vers les formes cliniques de malnutrition.

Deux modes de classification sont proposés, qui sont encore d'actualité et universellement utilisés. Pour la mesure du tour de bras exprimée en pour-cent de la référence par rapport à l'âge SHAKIR et al. (1974) proposent deux valeurs-seuils : 85% qui correspond approximativement à la valeur du 3<sup>ème</sup> percentile des références de WOLANSKI et 75%. Lorsque la mesure est exprimée en centimètres deux valeurs-seuils sont utilisées : 13,5 et 12,5 cm qui représentent respectivement 82 et 76% de la valeur moyenne de référence qui est égale à 16,5 cm (DE VILLE DE GOYET et al. 1978). On a donc :

enfants normaux	≥ 13,5 cm	ou	≥ 85%
malnutrition modérée	12,5-13,4 cm	ou	75-84%
malnutrition sévère	< 12,5 cm	ou	< 75%

### **1.1.4. Le tour de bras en fonction de la taille**

La mesure du tour de bras s'est révélée être d'un grand intérêt dans certaines circonstances dramatiques, guerres et famines. Ainsi pendant la guerre civile qui a sévi au Biaffra ARNHOLD (1969) et le Quaker Service Team ont développé un indicateur basé sur la mesure du tour de bras à l'aide d'un ruban métrique appelé quac-stick (QUaker Arm Circumference), mesure comparée ensuite à une référence du tour de bras par rapport à la taille. La méthode développée par ARNHOLD s'appuie sur le principe que le tour de bras est le reflet de la masse molle corporelle, nutritionnellement labile alors que la taille n'est pas réduite dans les formes aiguës de malnutrition. Ainsi le quac-stick identifie le résultat d'épisodes aigus plutôt que les formes chroniques.

Le ruban métrique mis au point par ARNHOLD fait intervenir les valeurs de référence de WOLANSKI pour la mesure du tour de bras et les valeurs de taille en fonction de l'âge relevées dans une population d'enfants sains d'Afrique de l'Ouest (MORLEY et al. 1968). Le système peut être utilisé pour tous les enfants mesurant de 70 à 133 cm. La technique d'utilisation est relativement simple et rappelle celle de l'indice de maigreur développé plus tard par NABARRO et al. (1980). On doit d'abord mesurer le tour du bras de l'enfant. Ce dernier est alors placé contre le ruban métrique faisant office de toise, sur lequel on repère cette première mesure. Si la taille de l'enfant est placée en dessous de ce repère, c'est que l'enfant a un tour de bras supérieur à la référence. A l'inverse si ce repère est placé en dessous de la taille c'est que le tour de bras est inférieur à la référence et que l'enfant est malnutri. Pour chiffrer cette malnutrition ARNHOLD a fait figurer trois séries de valeurs pour le tour de bras, correspondant respectivement à 75, 80, 85% des valeurs de référence. Initialement étaient considérés normaux les enfants qui avaient un tour de bras supérieur à 85%. Par la suite le seuil à 80% a été davantage utilisé afin d'obtenir une meilleure concordance avec l'examen clinique. Cette adaptation apparaissait aussi comme un compromis qui permettait de réduire l'écart entre les données de référence élevées de WOLANSKI et celles plus basses de KARLBERG (ROBINOW et al. 1969). En dessous de 75% les enfants sont classés dans le groupe des sévèrement malnutris. Initialement le quac-stick a été présenté comme une méthode d'évaluation (détermination de la prévalence de malnutrition). Il a



par la suite été également considéré par ses auteurs comme une méthode d'identification des sujets qui doivent faire l'objet d'une intervention.

Une des limitations de ce système est qu'il ne permet pas de distinguer la chronicité de la malnutrition. Ainsi des mesures de tour de bras peuvent être déclarées bonnes pour la taille alors qu'elles seraient déclarées insuffisantes pour l'âge. L'objet de la mesure est la recherche des formes aiguës de la malnutrition. Aussi ce système, pris isolément, ne peut être d'un grand intérêt dans les zones où le phénomène maigreur est peu prévalent et où les retards de croissance staturale représentent la forme majeure de malnutrition protéino-énergétique, ce qui est le cas des zones de forêt de l'Afrique Centrale.

### **1.1.5. Les populations de référence**

Des références anciennes ont été établies aux U.S.A. par O'BRIEN et al. (1941) dans une population d'enfants et adolescents de 6 à 17 ans, sexes séparés.

Les plus connues et les plus utilisées sont celles de WOLANSKI reprises par BURGESS et al. (1969), qui sont issues d'un échantillon d'enfants polonais de 1 à 60 mois, sexes séparés. Les références de BURGESS présentent par rapport aux autres l'avantage d'être des données mensuelles (figure 1b).

A la même époque KARLBERG et al. (1968) publient des références obtenues sur un échantillon d'enfants suédois : 122 garçons et 90 filles suivis de 1 à 36 mois. Les références de KARLBERG sont moins complètes que les précédentes dans la mesure où elles ne concernent que les enfants de moins de 36 mois et qu'elles ne sont composées que de huit valeurs : 4 la première année, 2 la seconde, puis une valeur annuelle à 24 et 36 mois. Les mesures du tour de bras enregistrées dans cet échantillon sont inférieures à celles relevées par WOLANSKI.

Plus récemment, aux Etats-Unis d'Amérique, les enquêtes nutritionnelles réalisées dans le cadre des "Ten-State Nutrition Survey" ont permis de présenter de nouvelles références (FRISANCHO 1974 et 1981). Elles ont été établies sur de grands effectifs d'individus âgés de 0 à 75 ans. Elles sont présentées par classes d'âge annuelles jusqu'à 19 ans, puis par classes d'âge de 5 ans. Elles sont donc moins facilement utilisables pour le groupe des préscolaires.

Les références de la mesure du tour de bras en fonction de la taille sont issues de ces mêmes enquêtes (CDC/NCHS 1972). Elles sont en fait moins employées que celles qui sont établies par rapport à l'âge.

Les données les plus récentes sont celles obtenues par GERVER (in: VOORHOEVE 1990) dans une enquête réalisée sur 2555 enfants allemands en 1979-1980 (GERVER 1988). Les valeurs de référence sont présentées par sexe et couvrent la période 6 semaines-17 ans. Jusqu'à l'âge de 1 an une donnée hebdomadaire est présentée ; entre 12 et 23 mois les données sont mensuelles ; au-delà elles sont trimestrielles. Un des avantages de ces références est que la valeur de l'écart-type assorti à chaque groupe de mesures est présenté. Pour tous les âges les données de GERVER sont supérieures à celles de WOLANSKI, l'écart étant compris entre 4 et 10 mm.

### **1.1.6. La mesure du tour de bras et les indicateurs composites**

Nous avons vu que la mesure du tour de bras peut être utilisée en centimètres ou en pour-cent d'une valeur de référence (tour de bras en fonction de l'âge et tour de bras en fonction de la taille). Elle peut être aussi combinée à d'autres mesures corporelles pour former de nouveaux indices. Un des plus utilisés est le rapport mesure du tour de bras/mesure du tour de tête proposé initialement par KANAWATI et al. (1970) pour apprécier les formes modérées de malnutrition.

Cet indicateur est indépendant de l'âge et peut être utilisé chez les enfants entre 3 et 48 mois. Un gradient de sévérité a été proposé :

$\geq 0,310$	chez les enfants normaux
0,309-0,280	en cas de malnutrition légère
0,279-0,250	en cas de malnutrition modérée
$\leq 0,249$	en cas de malnutrition sévère

## 1.2. LES ARGUMENTS EN DEFAVEUR DE LA MESURE DU TOUR DE BRAS

Bien que certaines investigations plus récentes confirment que la mesure du tour de bras doit être utilisée entre 12 et 59 mois et que la valeur-seuil de 13,5 cm est satisfaisante (VELZEBOER et al. 1983) plusieurs critiques ont été énoncées sur l'emploi de la mesure du tour de bras, utilisée comme indicateur de l'état nutritionnel (VIJAYARAGHAVEN et al. 1976 - RAMACHANDRAN et al. 1978).

### *1.2.1. Non utilisable chez les moins de un an*

Une des premières est que, si la mesure du tour de bras est intéressante pour sa simplicité et la simplicité du diagnostic au-dessus de 12 mois, pour les plus jeunes elle présente moins d'intérêt: d'une part la mesure est plus difficile à réaliser car le bras des bébés est très mou, d'autre part on doit recourir aux valeurs de référence pour établir le diagnostic. La malnutrition protéino-énergétique s'installe très tôt, à partir de 6 mois et il est important de pouvoir suivre régulièrement la croissance à partir de cet âge. Bien que certains travaux aient tenté de montrer que la mesure du tour de bras avec un seuil à 12,5 cm est un bon indicateur de malnutrition pour les enfants de 6 à 11 mois (YOST et al. 1988) il ne semble pas opportun de recommander cette pratique.

### *1.2.2. Variabilité inter-raciale de la mesure*

Les investigations de KARLBERG et al. (1968) en Suède et de KONDAKIS (1969) en Grèce, pour établir des bases de données ayant valeur de référence, donnent des valeurs moyennes du périmètre brachial plus faibles, approximativement de 10 mm au cours de la première année, par rapport aux données de WOLANSKI. COOK (1969a) et CHOOVIVATHANAVANICH et al. (1970) sont parmi les premiers pour recommander que la mise en évidence d'éventuelles différences raciales soit abordée en utilisant de grands échantillons d'enfants bien alimentés, protégés des infections, issus de milieux sociaux privilégiés et comparables d'un pays à l'autre, et que la réalisation des mesures procède selon une méthode standardisée. FARQUHARSON (1976) apporte sa contribution en montrant que, à des âges donnés, la mesure du tour de bras d'enfants sains originaires du Népal est différente de celle des populations de référence et de celles effectuées dans d'autres pays. Cette critique est reprise par BURGERT et al. (1979) qui conclut que les normes issues d'une population d'enfants polonais ne sont pas universelles.

### *1.2.3. Indépendance par rapport à l'âge*

D'autres auteurs contestent l'indépendance de la mesure par rapport à l'âge. MARTORELL et al. (1976) montrent que dans un échantillon d'enfants colombiens la variation de la mesure du tour de bras est faible entre 6 et 24 mois mais qu'entre 24 et 60 mois l'écart est de 1,6 cm, soit une variation supérieure à celle trouvée dans la population de référence de WOLANSKI. L'examen des données de référence américaines (FRISANCHO 1974) met en évidence le même phénomène.

### *1.2.4. Concordance des résultats*

Le point qui soulève le plus grand débat est en fait celui qui remet en cause la fiabilité des indications issues de la mesure du tour de bras. Nous pouvons citer pour l'illustrer les travaux de ANDERSON (1979) qui montrent que la concordance entre le tour de bras et le poids pour l'âge varie entre pays et entre continents. Ce point est important et nous y reviendrons.

## 1.3. LES QUESTIONS QUI FONT ENCORE L'OBJET DE DEBATS

En fait plusieurs questions de fond restaient posées dans un passé récent. En 1982 Mc DOWELL et al. en formulaient trois :

- . la mesure du tour de bras est-elle le reflet du poids pour l'âge ou n'est-elle pas plutôt un indicateur direct d'une malnutrition clinique ?
- . ne vaudrait-il pas mieux travailler sur des classes d'âge plus petites que sur la classe unique des 12-59 mois ?
- . est-ce que l'utilisation d'un seuil unique n'enlève pas à ce test de sa sensibilité et de sa spécificité ?

Ce type de question amène à une remarque qui peut-être permettra de faire avancer le débat sur la fiabilité des indications fournies par la mesure du tour de bras, sur son utilité pratique et de mieux peser le poids de quelques critiques exposées plus haut. Peut-on tout attendre de la mesure du tour de bras ?

Plusieurs tâches lui sont habituellement attribuées :

- participer à une évaluation en donnant une prévalence de malnutrition.
- identifier les enfants réellement malnutris.
- prédire le risque mortel.
- suivre les effets d'une réhabilitation nutritionnelle.

Nous verrons que les deux premiers points soulèvent les critiques les plus fortes. La mesure du tour de bras et l'utilisation d'une seule valeur-seuil permettent-elles de donner tout à la fois une estimation correcte de la prévalence "vraie" de la malnutrition et d'identifier les mêmes enfants malnutris que ceux dépistés à l'aide d'indicateurs dits de référence ? Cette interrogation est essentielle et relègue, même s'il est réel, le problème des normes à un niveau plus bas. Le troisième point relatif à la mesure du risque mortel a fait l'objet de nombreuses études dont les résultats concordent largement pour montrer que le tour de bras est un très bon indicateur. Il importe de rappeler les résultats les plus significatifs obtenus dans ce domaine.

#### 1.4. LA MESURE DU RISQUE DE MORTALITE

Une des premières enquêtes prospectives étalée sur 18 mois a été réalisée au Bangladesh par SOMMER et al. (1975) afin de valider le quac-stick. Il a été montré que le risque relatif de mortalité est 4,5 fois plus élevé chez les enfants dont la mesure du tour de bras en fonction de l'âge est inférieure au 9<sup>ème</sup> percentile de la référence, par rapport à ceux dont la mesure est supérieure à la médiane de référence. Dans le même groupe d'enfants le risque relatif est 19,8 fois plus élevé au terme du premier mois de suivi, en comparaison du groupe bien nourri. Toujours au Bangladesh les travaux de CHEN et al. (1980) ont permis au cours d'une enquête prospective de 24 mois de classer les indicateurs anthropométriques en fonction de leur aptitude à pronostiquer un risque mortel. Ainsi le poids pour l'âge et le tour de bras pour l'âge sont-ils les plus discriminants, suivis par le tour de bras pour la taille ; le poids pour la taille se révélant le moins performant. Une indication supplémentaire montre que la prise en compte des facteurs de risque maternels (poids et taille de la mère) permet d'améliorer la valeur prédictive des indicateurs anthropométriques de l'enfant.

Les travaux de BRIEND et al. (1986a et 1986b) montrent que la mesure du tour de bras prise isolément se révèle être aussi efficace à prédire le risque mortel que d'autres indicateurs tels que poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge et que la combinaison de plusieurs indices n'améliore pas la prédiction. Le mode d'expression de la mesure du tour de bras en millimètres donne de bons résultats de sensibilité et de spécificité. L'expression en pour-cent de la référence par rapport à l'âge ou à la taille n'améliore pas la qualité des résultats.

Les résultats obtenus par ALAM et al. (1989) confortent les précédents. La mesure du tour de bras exprimée en mm se révèle plus discriminante que l'expression en pour-cent de la référence du bras pour l'âge ; l'indicateur poids pour la taille étant le moins efficace à prédire le risque mortel. La valeur prédictive du tour de bras n'est pas améliorée par l'adjonction d'indicateurs faisant intervenir le poids ; elle l'est avec celle de la taille pour l'âge mais cela est d'un impact pratique limité car l'amélioration du pronostic ne porte que sur 1% supplémentaire d'enfants à risque. Au contraire la valeur prédictive des indicateurs faisant intervenir le poids et la taille est améliorée lorsqu'on leur adjoint la mesure du tour de bras. Le risque relatif de décès des enfants dont le tour de bras est inférieur à 120 mm est 12 fois plus grand que celui des enfants dont le tour de bras est supérieur à 140 mm.

Une des conclusions de l'ensemble de ces résultats est que la mesure du tour de bras, exprimée en mm, est un bon indicateur du risque de mortalité et qu'il est inutile d'utiliser des systèmes composites qui en fait améliorent peu ou pas le pronostic. Dans ces conditions on peut recommander que la mesure du tour de bras soit utilisée préférentiellement à celle du poids.

## 1.5. LA MESURE DE LA PREVALENCE DE LA MALNUTRITION ET L'IDENTIFICATION DES ENFANTS MALNUTRIS PAR LA MESURE DU TOUR DE BRAS

Si la capacité de la mesure du tour de bras à identifier les individus à très haut risque n'est pas remise en cause il n'en est pas de même pour ce qui est de son aptitude à identifier les enfants modérément malnutris. Il n'y a pas non plus unanimité dans les conclusions des travaux réalisés pour juger des propriétés de cet indicateur : sensibilité, spécificité et valeur prédictive positive.

La situation nutritionnelle qui prévaut en Afrique par exemple est assez différente de celle décrite en Asie, au Bangladesh en particulier. Les pays africains ne sont pas exempts de périodes de famine et la zone du Sahel se distingue effectivement des zones forestières par une prévalence de maigreur plus forte, du moins à certaines époques. Mais dans les zones de forêt ce sont les formes modérées de malnutrition, et les formes chroniques qui dominent. L'activité de surveillance est donc moins impérativement orientée vers le dépistage des enfants à très haut risque (risque mortel) que vers le dépistage des enfants chez lesquels la malnutrition s'installe et risque de devenir sévère. Quand un système est en place il a pour objectif premier de mesurer les tendances. La question de l'utilité de la mesure du tour de bras doit donc être resituée dans ce contexte.

### ***1.5.1. Mesure de la prévalence***

LINDTJORN (1985) travaillant sur un groupe de 115 enfants éthiopiens montre une grande discordance entre les prévalences de malnutrition établies avec le tour de bras (66,1%) et avec le poids pour la taille (17,4%), les seuils étant ceux habituellement retenus : respectivement 125 et 135 mm et 70 et 80% de la moyenne de référence. Il propose alors de retenir 110 et 130 mm comme valeurs-seuils afin d'améliorer la concordance des résultats de prévalence.

Utilisant les mêmes seuils (125 et 135 mm) dans une étude portant sur 1266 enfants de même origine, CARTER (1986) montre qu'avec le tour de bras la prévalence de malnutrition est égale à 34,4% (dont 13,6% de malnutrition sévère) alors qu'avec le poids pour la taille elle est de 12,6% (dont 1,6% de malnutrition sévère).

### ***1.5.2. Identification des enfants malnutris***

SHAKIR (1975) trouve qu'une des principales limitations de l'utilisation du tour de bras est qu'il n'est pas un indicateur très sensible des formes légères et modérées de malnutrition, telles que définies par le poids pour l'âge.

ACCIARRI et al. (1977) travaillant sur un groupe de 800 enfants colombiens observent que le tour de bras se révèle plus sensible pour détecter les formes aiguës et les formes sévères de malnutrition.

Utilisant les données des enquêtes nationales menées au Sri Lanka, au Népal et au Togo, soit un total de 18751 enfants, NICHAMAN et al. (1978) trouvent que la spécificité du tour de bras par rapport au poids pour la taille est élevée mais que la sensibilité est médiocre et varie dans les différentes classes d'âge.

ZEITLIN (1977) montre que la concordance entre tour de bras et poids pour l'âge n'est pas parfaite. Elle trouve que les faux négatifs ont plus de 24 mois et que la valeur moyenne du poids pour l'âge de ce groupe n'est pas différente de celle des vrais positifs. Ces résultats indiquent que le tour de bras sélectionne des enfants plus jeunes qui seront plus facilement récupérés.

MARGO (1977) cité par VELZEBOER et al. (1983) reprend pour les comparer des résultats de travaux provenant d'Iraq (SHAKIR et al. 1974), d'Ouganda (COOK 1969b), d'Afrique du Sud (MARGO 1977) et du Guatemala (INCAP 1979). Il ressort de cette comparaison que la sensibilité et la spécificité du tour de bras (seuil à 85%) par rapport au poids pour l'âge (seuil à 80% des références de Harvard) fluctuent considérablement d'un pays à l'autre. En Iraq le taux de faux négatifs n'est que de 3% (taille de l'échantillon total= 777 enfants) alors qu'il est de 70,2% en Afrique du Sud (échantillon=621). Au Guatemala le taux de faux positifs est égal à 24,3% (échantillon=2801) alors qu'en Afrique du Sud il est seulement de 1,3% (cf. tableau récapitulatif page suivante).

Lieux d'enquête	Auteurs	(n)	Age (mois)	Faux Positifs	Faux Négatifs
Bagdad, Iraq	SHAKIR	777	13-72	20	3
Uganda	COOK	282	12-60	21	13,5
South Africa	MARGO	621	13-60	1,3	70,2
Guatemala	I.N.C.A.P.	2801	12-60	24,3	48,9

Il ressort de ces comparaisons que la mesure du tour de bras ne semble pas être fiable, puisque sensibilité et spécificité varient avec les lieux d'enquête.

Les résultats montrent à l'évidence que l'amélioration des qualités du tour de bras passe par l'ajustement des valeurs-seuils retenues aux réalités locales. D'une manière générale les auteurs s'accordent pour proposer une valeur-seuil supérieure à 13,5 cm afin d'améliorer la concordance des résultats avec ceux obtenus soit avec le poids pour la taille soit avec le poids pour l'âge. Ainsi FARQUHARSON (1976) adopte 14 cm au Népal. ANDERSON (1979) estime que la valeur 13,5 cm est trop basse dans de nombreux pays. Mc DOWELL et al. (1982) en Zambie proposent une valeur élevée, égale à 15 cm. SHAH et al. (1976) font exception en confirmant la valeur de 13,5 cm en Iraq.

GAYLE et al. (1988) au Burkina-Faso concluent de leurs travaux que le tour de bras et le poids pour la taille n'identifient qu'une faible proportion commune d'enfants malnutris et que les deux méthodes d'appréciation ne sont pas interchangeables. Selon GAYLE l'interprétation de la mesure du tour de bras varie avec l'âge. En dessous de 2 ans la sensibilité est satisfaisante pour les formes sévères et modérées. Au dessus de 2 ans elle baisse. Dans les deux cas elle surestime la prévalence de maigreur.

VELZEBOER et al. (1983) apportent un élément de plus en concluant de ses travaux réalisés au Guatemala que le tour de bras se révèle être un bon indicateur des formes aiguës de malnutrition, définies par le poids pour la taille et un bon indicateur des formes chroniques lorsqu'elles sont sévères.

Ce manque d'homogénéité dans les résultats ne milite pas pour l'adoption de la mesure du tour de bras comme indicateur utilisable pour la surveillance. Mais il faut remarquer que la comparaison des différents résultats serait plus aisée si les auteurs utilisaient des techniques standardisées pour la présentation et l'analyse de leurs données.

L'utilisation du tour de bras en fonction de la taille ne s'est pas révélée devoir être recommandée par rapport à la mesure simple du tour de bras. VIJAYARAGHAVAN et al. (1976) et RAMACHANDRAN et al. (1978) ont observé des taux de faux positifs de 21,6% et de faux négatifs de 31,9%.

ANDERSON (1975) conclut également que le tour de bras en fonction de la taille n'est pas un indicateur sensible par rapport au poids pour l'âge et au poids pour la taille. L'auteur fait toutefois remarquer que cet indicateur trouve sa place dans les situations d'urgence lorsque les problèmes de temps, de personnel et de coût, imposent que des décisions soient rapidement prises pour mettre en place les programmes d'aide alimentaire.

Les qualités de l'indicateur tour de bras varient donc en fonction des échantillons de populations sur lesquels il est mesuré. Son utilité est indéniable dans les situations d'urgence. En dehors de celles-ci les mesures du poids et de la taille devraient être réalisées préférentiellement (VIJAYARAGHAVAN 1987). Bien sûr cela rejoint les recommandations de WATERLOW (1972) qui préconise l'utilisation du poids en fonction de la taille pour apprécier les formes aiguës de malnutrition.

## Deuxième Partie

### MATERIEL ET METHODES

#### 2.1. SUJETS

Tous les sujets sont des enfants d'âge connu, compris entre 12 et 59 mois. Les données sont tirées de travaux antérieurs cités en référence et ayant en commun d'être centrés sur l'étude de la malnutrition protéino-énergétique (prévalence, facteurs de risque, dépistage précoce des formes modérées). Plusieurs échantillons sont utilisés, les enfants étant natifs du Cameroun, du Congo ou de l'île de la Dominique.

##### *2.1.1. Groupe d'enfants camerounais*

762 enfants, 376 garçons et 386 filles, ont été étudiés. Il s'agit d'un échantillon tout-venant constitué au niveau des centres de santé (dispensaires, centres de SMI) et au niveau des villages. 596 d'entre eux sont issus de la région forestière du Sud-Cameroun : 433 en milieu rural et 173 en milieu urbain (DELPEUCH et al. 1980a et 1980b). L'alimentation de base de la région forestière, surtout constituée de manioc, banane plantain et divers tubercules, se caractérise par un apport protéique faible et de qualité médiocre parfois associé à un déficit énergétique. Les 166 autres enfants sont originaires d'une région de piémont au Nord-Cameroun. C'est une zone de savane dont la vocation agricole première est la culture des mils et sorghos. L'alimentation de base est monotone, représentée par les céréales qui assurent une meilleure couverture des besoins en protéines. Le niveau des ingérés reste toutefois très lié aux aléas climatiques.

##### *2.1.2. Groupe d'enfants de la Dominique*

L'échantillon d'enfants, 115 garçons et 88 filles, est représentatif de la classe d'âge 12-59 mois. Ils ont été choisis par randomisation dans les deux districts qui forment l'île de la Dominique (zone caraïbe). Ces 203 enfants ont été tirés d'un échantillon plus important de 1234 sujets inclus dans le protocole d'une enquête d'évaluation initiale (DYCK et al. 1982). Le district de l'Est est peu peuplé et sa population a une activité essentiellement agricole : culture des bananes douces, fruits et légumes, manioc et banane plantain, café. Au moment de l'enquête cette région était très enclavée, le réseau de communications ayant été détruit par la dernière tornade de 1979. Le district de l'Ouest produit les mêmes denrées agricoles. La circulation des biens et des personnes s'y fait plus normalement qu'à l'Est. Dans les deux districts la consommation de banane douce et de banane plantain, de patate douce et d'igname assure l'essentiel des apports glucidiques. Les apports liés à la consommation de pain et de pâtes alimentaires ne sont toutefois pas négligeables. D'une manière générale les régimes alimentaires ne sont pas monotones, la consommation de légumes, de viande et de produits laitiers étant en Dominique plus régulière que dans certains pays d'Afrique.

##### *2.1.3. Groupe d'enfants de Brazzaville*

1531 enfants, 747 garçons et 784 filles, ont été retenus parmi un échantillon plus important de 2494 enfants de moins de 60 mois obtenu par sondage aléatoire, la base de sondage étant une liste d'unités d'habitations abritant un nombre identique d'individus (SIMONDON et al. 1986 et 1989). La zone d'étude correspond à 4 quartiers administratifs de Brazzaville. Elle couvre un espace allant du centre historique jusqu'au front d'urbanisation. L'alimentation de base est celle des zones forestières ; elle repose essentiellement sur le manioc. La présence d'un fleuve poissonneux et d'une façade maritime alliée à un volume important de poisson importé assurent un apport relativement important de protéines animales (DELPEUCH 1986). La consommation de pain, de produits laitiers et de lipides est plus importante à Brazzaville qu'en milieu rural (PNUD/FAO 1982).

#### **2.1.4. Groupe spécial d'enfants privilégiés de Brazzaville**

Un groupe spécial de 229 enfants, 131 garçons et 98 filles, a été constitué. Ces enfants non malades sont issus de classes sociales favorisées. Ils ont été recrutés dans les jardins d'enfants et crèches payants, dans les hopitaux réservés, les immeubles occupés par les officiers supérieurs de l'armée et les quartiers résidentiels. Les caractéristiques anthropométriques de ces enfants sont très proches de celles de la population de référence (TCHIBINDAT et al. 1989).

#### **2.1.5. Groupe d'enfants congolais du milieu rural**

1874 enfants, 947 garçons et 927 filles, ont été étudiés. Ils sont issus d'un échantillon plus important de 2477 enfants de 0 à 59 mois inclus dans le protocole de l'enquête nationale réalisée en 1987 au Congo (CORNU et al. 1990 a et 1990 b) ; le questionnaire de cette enquête est présenté dans l'annexe 1 du présent document. Cet échantillon a été obtenu après stratification et sondage par la méthode des grappes (RUMEAU-ROUQUETTE et al. 1985). Le territoire national du Congo peut être divisé en cinq zones écologiques (VILLIEN communication personnelle). Les enfants de l'échantillon s'y répartissent ainsi : 221 enfants (113 garçons, 108 filles) dans la forêt inondée du Nord, 387 enfants (196 garçons, 191 filles) dans la forêt exondée du Nord, 611 enfants (310 garçons, 301 filles) dans le plateau central, 284 enfants (144 garçons, 140 filles) dans la vallée du Niari et 371 enfants (184 garçons, 187 filles) dans les massifs forestiers du Mayombe et du Chaillu. L'alimentation de base est très monotone, manioc plus feuilles pour la quasi-totalité des enfants, quelle que soit l'origine géographique. Les poissons sont très consommés et représentent plus des 3/4 des sources de protéines animales. L'alimentation des enfants du Sud se distingue par une consommation plus fréquente de légumes autres que les feuilles et de légumineuses. Les fruits sont assez peu consommés mais davantage dans le Sud.

### **2.2. LA MESURE DE L'ETAT NUTRITIONNEL PAR INDICES ANTHROPOMETRIQUES**

#### **2.2.1. Les indices utilisés**

Les indices anthropométriques de croissance physique utilisés pour évaluer l'état nutritionnel des enfants, pour décrire le type de malnutrition et en mesurer les taux sont : le poids en fonction de la taille, la taille en fonction de l'âge et le poids en fonction de l'âge. Ils ont été utilisés conformément aux recommandations du groupe de travail ad hoc de l'OMS (WATERLOW et al. 1977 - W.H.O. Working Group 1986). Le poids en fonction de la taille et le poids en fonction de l'âge sont les critères de référence retenus pour tester les qualités de la mesure du tour de bras.

#### **2.2.2. Réalisation et contrôle des mesures anthropométriques et de l'âge**

Les mesures anthropométriques ont été précédées par la standardisation des méthodes ayant permis d'en contrôler la précision et la reproductibilité (W.H.O. 1983). Le poids a été mesuré sur des pèse-bébés (précision  $\pm 20$  g) pour les enfants de moins de 16 kg et sur des pèse-personnes électroniques ( $\pm 200$  g) pour les autres. La taille a été prise couchée pour les enfants de moins de 2 ans, et debout pour ceux de plus de 2 ans, au mm près. Le périmètre brachial a été mesuré à mi-hauteur du bras gauche, au mm près, avec un ruban plastique. L'ensemble du matériel a été contrôlé avant chaque séance de mesures. Les procédures détaillées des mesures ont été décrites par JELLIFFE (1966).

La date de naissance a été relevée, chaque fois que possible, à partir d'une pièce d'état civil ou de tout autre document justificatif (fiche de grossesse, carnet de santé, carnet de vaccination, fiche de pesée). En l'absence de toute pièce, la date de naissance a été obtenue selon la déclaration des parents ou avec un calendrier d'événements locaux spécialement constitué pour la circonstance. Les enfants pour lesquels au moins le mois et l'année de naissance n'ont pas été obtenus ont été exclus de l'analyse.

### **2.2.3. Calcul des indices**

Les indices statur pondéraux ont été calculés en fonction des données de référence NCHS/CDC adoptées par l'OMS (W.H.O. 1983) comme base internationale. La version 3.0 du logiciel anthropométrique CASP (CDC Anthropometric Software Package) a été utilisé. Les résultats sont ainsi standardisés et les comparaisons de données rendues possibles.

L'expression de la mesure du tour de bras en pour-cent de la référence par rapport à l'âge a été calculée à partir des données de WOLANSKI.

### **2.2.4. Modes d'expression des indices**

CASP fournit trois modes d'expression :

- l'expression en pour-cent de la valeur moyenne de référence est la plus anciennement utilisée, mais elle présente l'inconvénient de ne pas traduire un écart constant par rapport à la valeur moyenne : à titre d'exemple, les seuils de 80% de poids pour la taille et de 90% de taille pour l'âge ne correspondent que très approximativement au seuil de moins 2 écarts-types par rapport à la moyenne de référence ; ainsi, dans la population de référence la proportion d'enfants situés en dessous d'un même seuil exprimé en pourcentage de la moyenne varie sensiblement en fonction de l'âge et de la taille des enfants. Nous avons toutefois conservé quelques résultats présentés selon ce mode d'expression afin de permettre la comparaison avec ceux exprimés en écart-type.
- l'expression en centile, qui permet une comparaison directe avec la population de référence et une bonne représentation visuelle. Elle ne permet pas toutefois d'étudier avec précision les extrémités des distributions en particulier chez des populations où la prévalence de malnutrition est élevée.
- l'expression en écart-type ou Z-score est celle qui est recommandée car mathématiquement la plus rigoureuse lorsque la distribution suit une loi normale ; ce qui est le cas en pratique.

### **2.2.5. Analyse des indices nutritionnels : seuils**

A un indice nutritionnel exprimé en écart-type, il est possible de faire correspondre un seuil qui divise la population étudiée en différentes classes. Le seuil de -2 écarts-types est le plus souvent utilisé pour définir la limite de la normalité . Dans la population de référence, et par définition, environ 2,27% des enfants sont en dessous de cette limite.

- L'émaciation ou maigreur est définie par un poids pour la taille inférieur à 2 écarts-types en dessous de la moyenne de référence. Etant donné que le poids pour la taille fournit en général une indication sur l'état nutritionnel récent, l'émaciation est encore appelée malnutrition aiguë.
- L'insuffisance pondérale est définie par un poids pour l'âge inférieur à 2 écarts-types en dessous de la moyenne de référence. Le poids pour l'âge est un indice composite pouvant refléter à la fois l'émaciation et le retard de croissance.
- Le retard de taille ou retard de croissance est défini par une taille pour l'âge inférieure à 2 écarts-types en dessous de la moyenne de référence. La taille pour l'âge est un indice de croissance linéaire. Pour cette raison elle reflète et intègre le "passé" de l'enfant. De ce fait, par extension, le retard de croissance est souvent qualifié de malnutrition chronique (WATERLOW 1988).

Un seuil plus sévère à -3 écarts-types est souvent utilisé pour qualifier des états nutritionnels plus graves; on parlera d'émaciation, de retard de croissance ou d'insuffisance pondérale grave ou sévère. Dans la population de référence 0,15% des enfants sont en dessous de ce seuil.

Pour ce qui concerne le périmètre brachial les seuils habituellement retenus et confortés par l'usage sont : inférieur à 125 mm (malnutrition sévère), entre 125 et 135 mm (malnutrition marginale), supérieur ou égal à 134 mm (enfants normaux), cette classification s'appliquant à la



classe d'âge 12-59 mois (SHAKIR et al. 1974 - DE VILLE DE GOYET et al. 1978). Lorsqu'il est exprimé en pour-cent de la référence par rapport à l'âge les seuils deviennent 75 et 85%.

Dans la suite de l'exposé on dira que les enfants sont normaux pour le poids, la taille, le tour de bras, lorsque leurs indices anthropométriques sont supérieurs aux seuils ainsi fixés.

### 2.3. LA MESURE DE L'ETAT NUTRITIONNEL PAR INDICES BIOLOGIQUES SÉRIQUES ET URINAIRES

L'étude des paramètres sériques et urinaires ne porte que sur l'échantillon d'enfants camerounais. Les prélèvements sanguins ont été réalisés par ponction à la veine fémorale avec un système de tubes sous vide. Une collecte unique d'urine du matin a été effectuée. Le sérum, obtenu après coagulation et centrifugation du sang, et l'urine ont été conservés à  $-20^{\circ}\text{C}$  en attendant les dosages. Les paramètres biochimiques suivants ont été dosés : protides sériques totaux par la méthode de GORNALL (1949) ; fractions électrophorétiques des protides sériques sur bandes d'acétate de cellulose colorées au rouge Ponceau ; préalbumine, transferrine et fraction C3 ( $\beta 1\text{C}$ ) du complément par immunodiffusion radiale sur plaques et avec sérum de contrôle "Behringwerke"; créatinine urinaire par la méthode de HUSDAN et RAPOPORT (1968) ; hydroxyproline urinaire par la méthode de HABICHT (1969). L'index d'hydroxyproline a été calculé selon WHITEHEAD (1965).

### 2.4. APPRECIATION DE LA VALEUR DIAGNOSTIQUE D'UN TEST DE DÉPISTAGE

#### *2.4.1. Qualités d'un test*

L'exercice consiste à comparer les résultats du test, ici la mesure du tour de bras, chez les enfants malnutris que l'on cherche à dépister et chez ceux qui ne le sont pas.

Pour décrire les qualités d'un test de dépistage on fait appel à deux paramètres : la sensibilité et la spécificité (PAPOZ 1985). Dans le cas présent le test à évaluer est à 2 classes et on peut construire un tableau de ce type.

	Malnutris	Normaux	Total
Tour de bras :			
dépistage positif	a	b	$n_1$
dépistage négatif	c	d	$n_0$
Total	$m_1$	$m_0$	n

Le risque  $\alpha$  exprime la probabilité qu'un enfant normal soit reconnu comme malnutri (faux positif). Le risque  $\beta$  exprime la probabilité qu'un enfant malnutri soit reconnu comme normal (faux négatif). La sensibilité du test est égale à  $1-\beta$  ou encore à  $a/m_1$ . La spécificité du test est égale à  $1-\alpha$  ou encore à  $d/m_0$ .

La valeur diagnostique d'un test est d'autant meilleure que sensibilité et spécificité sont plus proches de 100%. Mais ces deux qualités sont antagonistes et le choix de la limite de positivité du test favorise l'une ou l'autre. Si on abaisse la limite de positivité (on diminue la valeur-seuil du tour de bras) on améliore la spécificité et la sensibilité diminue. L'inverse se produit si on augmente cette limite.

La valeur prédictive positive qui est égale à  $a/n_1$  représente le pourcentage d'enfants réellement malnutris parmi ceux qui ont un test positif. Ce paramètre serait d'un intérêt certain si son utilisation n'était considérablement limitée car sa valeur est fonction de la prévalence de la pathologie dans la population étudiée. C'est la raison pour laquelle nous ne l'avons pas retenu de manière systématique.

On appelle prévalence "vraie" de malnutrition la prévalence calculée à partir de l'indicateur de référence ; elle est égale à  $m_1/n$ . La prévalence calculée à partir du test de dépistage est dite prévalence "estimée" ; elle est égale à  $n_1/n$ .

Le taux de concordance représente le pourcentage d'enfants qui sont classés soit normaux soit malnutris, simultanément par le test et par l'indicateur de référence. Il est égal au rapport  $(a+d)/n$ .

#### **2.4.2. Choix de la valeur-seuil**

- pour le dépistage

Dans le cadre de l'intervention le choix de la limite de positivité dépend essentiellement des ressources disponibles. Si on fait abstraction de cet aspect le choix de la valeur-seuil doit avoir pour effet de réduire au maximum les risques d'erreur. Pour cela l'indice de YODEN est utilisé (RUMEAU-ROUQUETTE et al. 1985). Il est égal à  $[1 - (\text{sensibilité} + \text{spécificité})]$ . On choisit la valeur-seuil qui minimise cet indice.

- pour apprécier la prévalence

Le meilleur résultat de prévalence devrait être obtenu avec la valeur-seuil qui détermine un nombre égal de faux positifs et de faux négatifs. La prévalence "estimée" est alors égale à la prévalence "vraie". Mais dans ce cas aussi la prévalence de la pathologie est déterminante du choix de la valeur-seuil : plus elle est basse et plus la spécificité du test doit être élevée (HABICHT 1982).

Dans le cadre de notre étude nous avons déterminé les valeurs-seuils de la mesure du tour de bras qui permettent de faire coïncider les deux types de prévalence. Notre objectif est de pouvoir comparer les groupes d'enfants dépistés par le test ou par l'indicateur de référence et non pas de fixer des limites de positivité qui auraient une valeur universelle.

#### **2.4.3. Comparaison statistique**

La comparaison de deux taux de sensibilité (Sens.) ou de spécificité (Spéc.) est en tout point comparable à la comparaison de deux pourcentages. Au seuil statistique de 5% l'intervalle de confiance de ces taux est égal à :

$1,96[\text{Sens.}(1-\text{Sens.})(1/n)]^{1/2}$  pour la sensibilité et à  $1,96[\text{Spéc.}(1-\text{Spéc.})(1/n)]^{1/2}$  pour la spécificité.

Nous ne disposons pas d'autre test pour établir une comparaison globale des performances de la mesure du tour de bras par rapport à deux indicateurs de référence. L'analyse statistique de la distance normalisée qui sépare deux courbes R.O.C. (Relative Operating Characteristic), établies à partir des couples de valeurs de sensibilité et de (1-spécificité), telle que proposée par BROWNIE et al. (1986) sous le nom de test  $Zd_a$  est uniquement utilisable pour comparer les performances de deux tests par rapport à un indicateur de référence unique.

### **2.5. ANALYSE DES DONNEES**

#### **2.5.1. Traitement informatique des données**

Le matériel utilisé est un micro-ordinateur VPCII, équipé d'un disque dur et d'un coprocesseur mathématique.

Le calcul des indices anthropométriques a été réalisé avec le logiciel CASP (v.3.0.) de la division nutrition des Centers for Disease Control. L'analyse statistique des données a été effectuée à l'aide des logiciels BMDP (UCLA, California, USA, 1983) et STAT-ITCF (Institut Technique des Céréales et Fourrages, version 4.0, Paris, 1987).

### **2.5.2. Construction d'indices économiques**

Dans l'enquête réalisée au Congo en milieu rural nous disposons des informations relatives aux biens d'équipement possédés par les ménages. Nous disposons également d'un descriptif des matériaux utilisés pour la construction de l'habitation. Pour les besoins de l'analyse et dans le but d'estimer le pouvoir économique des ménages nous avons créé deux indices : un "indice de niveau économique" et un "indice de coût de la construction de l'habitation". L'annexe 2 présente les règles qui ont été retenues pour construire ces deux indices.

### **2.5.3. Méthodes statistiques**

Les analyses classiques qui ont été utilisées sont décrites par SNEDECOR et al. (1971) et par RUMEAU-ROUQUETTE et al. (1985). Les analyses multivariées plus complexes sont présentées dans le manuel d'utilisation du logiciel BMDP (UCLA 1985).

- calcul de la moyenne, écart-type, écart-type de la moyenne.
- comparaison de deux pourcentages.
- comparaison des moyennes par le test de STUDENT lorsque la distribution de la variable peut être considérée comme normale. Test de BONFERRONI lorsque le nombre de comparaisons est élevé.
- étude de la signification de la différence entre deux groupes d'individus caractérisés par plusieurs variables par le test T de HOTELLING et le calcul de la distance généralisée de MAHANALOBIS.
- analyse de la covariance pour tester la signification des différences entre moyennes lorsque la variable étudiée est fortement corrélée à une autre variable et que l'on souhaite éliminer la part de la variabilité liée à cette dernière variable. Calcul des moyennes ajustées.
- calcul des coefficients de corrélation de PEARSON entre variables dont la distribution peut être considérée comme normale.
- régression multiple avec calcul des coefficients de corrélation multiple et partielle.
- calcul de l'odds-ratio, appelé encore risque relatif approché, pour la mesure du risque lié à une variable.
- régression logistique ascendante pas à pas.

## **2.6. PRESENTATION DES RESULTATS**

### **2.6.1. Données manquantes**

Les effectifs totaux d'enfants ont été présentés à la rubrique "2.1. SUJETS". Certains résultats ont été établis sur des effectifs inférieurs. La différence peut être expliquée par des données manquantes (exemple : dosage biochimique non réalisé faute de sérum), ou parce que les données ne peuvent être présentées que dans certaines conditions (exemple : l'indice de masse corporelle ne peut être utilisé valablement que chez les mères non enceintes), ou encore parce que les données n'ont pu être obtenues pour tous les sujets (exemple : le poids de naissance n'est pas connu pour tous les enfants).

### **2.6.2. Les petits effectifs et les tests statistiques**

Les valeurs moyennes et les pourcentages établis sur des effectifs inférieurs à 5, jugés trop faibles, ne sont pas présentés dans les tableaux.

Lorsque les conditions d'application des tests statistiques ne sont pas remplies, aucun résultat de test n'est présenté dans les tableaux.

### **2.6.3. Abréviations utilisées**

Les abréviations suivantes ont été utilisées dans le texte, dans les tableaux et dans les figures :

- MPE** : malnutrition protéino-énergétique
- TB** : tour de bras
- PA** : poids en fonction de l'âge. Il est également présenté sous la forme Poids(âge)
- PT** : poids en fonction de la taille. Il est également présenté sous la forme Poids(taille)
- TA** : taille en fonction de l'âge. Elle est également présentée sous la forme Taille(âge)
- IP** : insuffisance pondérale
- M** : maigreur
- RC** : retard de croissance
- IMC** : indice de masse corporelle
- E.T.** : écart-type
- VPP** : valeur prédictive positive
- ALB** : albumine
- GLO** : globulines.

Nous avons également utilisé les expressions poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge en remplacement de poids en fonction de l'âge, de poids en fonction de la taille et de taille en fonction de l'âge.

## Troisième Partie

### RESULTATS

#### 3.1. LA VALEUR MOYENNE DU TOUR DE BRAS DANS DIFFERENTES POPULATIONS

##### *3.1.1. La mesure du tour de bras dans des échantillons d'enfants non malnutris*

- Le tableau 1 montre l'évolution de la mesure du tour de bras en fonction de l'âge dans quatre échantillons de population. Les valeurs moyennes dans chacune des classes d'âge annuelles sont dans tous les cas inférieures à la valeur de référence annuelle proposée par WOLANSKI. Il ressort également de cet examen que les enfants de l'île de la Dominique ont en moyenne des mesures de tour de bras supérieures à celles des enfants africains. Les enfants qui vivent à Brazzaville sont dans une position intermédiaire. Les enfants camerounais sont identiques aux enfants congolais vivant en milieu rural pour toutes les classes d'âge.

- Lorsqu'on ne prend en compte que les enfants non malnutris on peut formuler les mêmes remarques. Les données de WOLANSKI restent supérieures à toutes les moyennes. Les enfants de Dominique ont les valeurs moyennes les plus élevées et les écarts les plus importants sont proches de 1 cm et opposent la Dominique au Congo rural et au Cameroun (tableau 2).

Le calcul des moyennes du périmètre brachial ajustées sur les valeurs des indices statur pondéraux montre que dans chaque classe d'âge annuelle les différences qui séparent les quatre échantillons normaux restent significatives (tableau 3 - figure 2).

##### *3.1.2. La mesure du tour de bras chez des enfants privilégiés*

Le groupe spécial des enfants privilégiés de Brazzaville présente des valeurs moyennes de tour de bras supérieures à celles du groupe des enfants non malnutris de Brazzaville (tableaux 2 et 4). On remarque en revanche que les valeurs moyennes annuelles calculées dans l'échantillon du groupe spécial sont très proches de celles relevées chez les enfants normaux de Dominique (tableaux 3 et 4). Les valeurs moyennes sont peu modifiées lorsqu'on élimine les enfants malnutris peu nombreux de ce groupe (tableau 4).

##### *3.1.3. La mesure du tour de bras en fonction du sexe*

Le Congo rural se distingue des 3 autres groupes par une différence significative ( $p < 0,001$ ) qui oppose les valeurs moyennes du tour de bras chez les garçons et chez les filles, toutes classes d'âge confondues. Cette différence est plus marquée en dessous de 36 mois. Au-delà elle n'est plus significative. Pour les trois autres groupes, une seule classe d'âge, 12-23 mois du Congo urbain, est marquée par une différence significative entre les sexes (tableau 5).

##### *3.1.4. La mesure du tour de bras en fonction de l'environnement*

- La variabilité de la mesure du tour de bras dans des groupes d'enfants normaux établis sur la base de l'environnement géographique est mise en évidence dans les tableaux 6 et 7. Au Cameroun l'ensemble des enfants de 12 à 59 mois de la zone rurale forestière présente une valeur moyenne du tour de bras inférieure à celles de la zone urbaine et de la zone de savane. Ceci est aussi vrai dans la classe d'âge 12-23 mois. Jusqu'à 23 mois les enfants de la zone de savane ont des valeurs moyennes du tour de bras supérieures à celle des enfants de la zone urbaine. Le fait d'avoir conservé parmi les enfants normaux ceux dont les indices anthropométriques sont supérieurs d'au moins 2 E.T. à la moyenne de référence n'entraîne pas de biais dans les résultats. En effet si on ne conserve que les sujets dont les indices anthropométriques sont compris entre -2 et +2 E.T. on a alors toutes classes d'âge confondues : 148,5 mm en forêt, 152,4 mm en milieu urbain et 154,9 mm en zone de savane et les différences mises en évidence sont maintenues.

- Au Congo rural les écarts entre les différents groupes rattachés aux zones écologiques sont moindres (tableau 7) et les différences significatives sont peu nombreuses.

### **3.1.5. La mesure du tour de bras en fonction de la taille**

- Le calcul de la valeur moyenne du périmètre brachial en fonction de la taille dans des groupes d'enfants normaux montre que les enfants de Dominique ont des valeurs supérieures à celles trouvées dans les autres pays. Entre 70 et 110 cm on observe un gradient des valeurs moyennes qui vont croissant du Cameroun à la Dominique en passant d'abord par le Congo rural puis par le Congo urbain (tableau 8).

Un découpage plus large, qui donne des classes de taille équivalentes à 4 classes d'âge annuelles (de la 2<sup>ème</sup> à la 5<sup>ème</sup> année) donne un résultat encore plus net pour ce qui concerne la comparaison statistique des valeurs moyennes de chaque pays pour les classes de taille supérieures à 84 cm (tableau 9).

- La comparaison des moyennes ajustées de la mesure du tour de bras montre qu'entre 70 et 90 cm les enfants de la zone de savane ont des valeurs moyennes statistiquement plus élevées que celles calculées en zone de forêt, que le milieu soit rural ou urbain (tableau 10). Il faut noter que l'ajustement qui permet de corriger les variations du tour de bras explicables par les valeurs des autres indices nutritionnels est, pour toutes les classes de taille, favorable aux enfants de savane, la correction allant toujours dans le sens d'une augmentation. Au-delà de 90 cm ce sont les enfants de la ville qui ont en moyenne le plus grand tour de bras (tableau 10).

Au Congo les différences sont moins nettes. On peut toutefois noter une tendance : celle en particulier de trouver les valeurs moyennes les plus basses dans les massifs forestiers du Sud, l'infériorité de la mesure étant statistiquement significative dans deux classes de taille (tableau 11).

La comparaison des enfants normaux du groupe spécial de Brazzaville à ceux de la Dominique (tableau 9) montre que dans chaque classe de taille les valeurs moyennes du tour de bras ne diffèrent pas significativement. Nous avons ainsi à Brazzaville les valeurs suivantes (en mm) :  $155,5 \pm 1,0$  (n=102) entre 75 et 84 cm,  $159,6 \pm 2,2$  (n=33) entre 85 et 94 cm,  $164,5 \pm 1,5$  (n=69) entre 95 et 99 cm et  $168,1 \pm 3,3$  (n=10) entre 100 et 109 cm.

### **3.1.6. Les variations de la mesure du tour de bras dans les différentes formes de malnutrition**

L'étude de ces variations a été réalisée dans l'échantillon des enfants congolais vivant en milieu rural.

- Le tableau 12 montre que la valeur de la mesure du tour de bras est affectée par les trois formes de malnutrition: maigreur, retard de croissance et insuffisance pondérale. Les différences sont significatives dans toutes les classes d'âge. Dans la classe d'âge 12-23 mois on trouve la même valeur moyenne du tour de bras dans le groupe des enfants maigres et dans le groupe des enfants présentant une insuffisance pondérale. Cela n'est plus vrai dans la classe d'âge 24-59 mois, la valeur la plus basse étant celle des enfants maigres.

- Quelle que soit la classe d'âge considérée la valeur moyenne de la mesure du tour de bras diminue significativement lorsqu'on passe du groupe des enfants normaux pour les indices pondéraux au groupe des enfants présentant une insuffisance pondérale. L'écart augmente significativement dans le groupe des enfants maigres (tableau 13).

- Si on prend en compte la valeur de l'indice taille pour l'âge en plus de celles des indices pondéraux on peut noter que les enfants normaux (pour les indices statur pondéraux) et les enfants qui ont un seul retard de croissance ont les valeurs moyennes les plus élevées, que ces deux groupes ne diffèrent pas significativement entre eux mais qu'ils diffèrent ( $p < 0,001$ ) avec tous les autres (tableau 14). Pour toutes les classes d'âge on remarque également une différence significative ( $p < 0,001$ ) de la valeur moyenne du tour de bras entre le groupe des enfants retardés en taille et ceux présentant une insuffisance pondérale.

Si on considère la totalité des enfants de 12 à 59 mois on peut constater qu'il est possible de classer les différents groupes les uns par rapport aux autres, à partir de leurs valeurs moyennes de tour de bras. Les enfants normaux et les enfants avec retard de croissance ont les valeurs

moyennes les plus élevées. Viennent ensuite les enfants ayant une insuffisance pondérale accompagnée ou non d'un retard de croissance ; ils ne diffèrent pas entre eux mais diffèrent des deux premiers. Enfin les valeurs moyennes les plus basses sont celles des enfants maigres ayant un retard de croissance ou une insuffisance pondérale (tableau 14).

- La comparaison des moyennes du périmètre brachial ajustées sur les indices staturo-pondéraux et sur l'âge montre que la mesure du tour de bras dans les classes de taille est identique chez les enfants retardés ou normaux en taille (tableau 15).

### **3.2. ETUDE DE LA CORRELATION ENTRE LE TOUR DE BRAS ET LES AUTRES INDICES ANTHROPOMETRIQUES**

#### ***3.2.1. Corrélations simples***

- La mesure du tour de bras, exprimée en mm ou en pour-cent, est toujours fortement corrélée avec les indices anthropométriques basés sur le poids et la taille (tableau 16). La corrélation entre le tour de bras et l'indice taille en fonction de l'âge est toujours moins forte que celles avec le poids en fonction de l'âge et le poids en fonction de la taille. Quel que soit le mode d'expression de la mesure du tour de bras on a toujours une corrélation positive et significative entre le tour de bras et l'âge dans la classe 12-59 mois. Cette corrélation est maintenue dans les classes d'âge plus fines, en particulier au Congo (tableau 16).

- Lorsque l'étude des corrélations simples ne porte que sur les seuls enfants normaux, et prend pour modèle l'échantillon d'enfants camerounais on constate que l'expression du tour de bras, en pour-cent de la référence, n'est plus corrélée avec l'âge ; cela vaut pour la totalité de l'échantillon et pour la classe 24-59 mois (tableau 17).

Chez les enfants normaux la valeur du coefficient de corrélation entre la mesure du tour de bras et l'indice taille pour l'âge est très diminuée et ne reste plus significative ( $p < 0,01$ ) que dans la classe 12-23 mois (tableau 17).

#### ***3.2.2. Corrélations partielles***

L'étude des corrélations partielles montre qu'au Congo rural la mesure du tour de bras est corrélée significativement avec l'indice poids pour l'âge sur l'ensemble de l'échantillon d'enfants (tableau 18). Elle l'est aussi avec l'indice poids pour la taille et cette corrélation persiste dans les deux classes d'âge 12-23 et 24-59 mois.

A Brazzaville la corrélation du tour de bras avec l'âge est présente dans toutes les classes d'âge. Entre 12 et 23 mois le tour de bras est davantage corrélé avec les indices poids pour la taille et taille pour l'âge. Entre 24 et 35 mois la corrélation la plus forte est obtenue avec le poids pour l'âge. Au-delà de 36 mois cette corrélation avec le poids pour l'âge est maintenue, qui est significativement moins forte que celle avec l'âge.

Au Cameroun le tour de bras est corrélé significativement avec le poids pour l'âge pour la totalité des enfants. Lorsque le tour de bras est exprimé en mm sa mesure est corrélée avec l'âge ; cette liaison disparaît lorsqu'il est exprimé en pour-cent de la référence. Au dessus de 24 mois une corrélation significative existe entre le tour de bras (mm) et l'indice poids pour la taille.

#### ***3.2.3. Corrélations multiples***

Le calcul des corrélations multiples de chacune des quatre variables suivantes : tour de bras, poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge avec les trois autres donne pour les indices anthropométriques pondéraux et staturaux des valeurs élevées, toujours supérieures à 0,97. La valeur du coefficient de corrélation multiple entre le tour de bras et les trois autres indices est plus basse, elle oscille entre 0,50 et 0,60. Cela est observé dans les quatre échantillons d'enfants et quelle que soit la classe d'âge considérée.

### **3.3. APTITUDE DE LA MESURE DU TOUR DE BRAS A DONNER UNE PREVALENCE DE MALNUTRITION : COMPARAISON AUX PREVALENCES DE MAIGREUR OU D'INSUFFISANCE PONDERALE.**

#### ***3.3.1. Tour de bras exprimé en mm***

- Le tableau 19 et les figures 3 et 4 montrent l'évolution des prévalences des différentes formes de malnutrition au Congo rural. Au-delà de 24 mois les chiffres de prévalence obtenus à partir du tour de bras sont dans une position intermédiaire par rapport aux prévalences de maigreur et d'insuffisance pondérale. Entre 12 et 24 mois le taux d'enfants définis malnutris par le tour de bras ne diffère pas du taux d'insuffisance pondérale. A partir de 36 mois il ne diffère pas du taux d'enfants maigres. Sur des tranches d'âge plus larges, 12-59 et 24-59 mois, les différences entre les prévalences sont significatives. Pour ce qui concerne les formes sévères de malnutrition l'indicateur tour de bras inférieur à 125 mm donne jusqu'à 36 mois un taux de malnutris qui ne diffère pas du taux d'insuffisance pondérale. De 36 à 59 mois il ne diffère pas du taux de maigreur.
- On trouve à Brazzaville des résultats identiques à ceux obtenus au Congo rural pour l'estimation de la prévalence de la malnutrition à partir de la mesure du tour de bras avec le seuil à 135 mm (tableau 20, figure 5). Les taux de malnutrition sévère, établis pour chacun des indicateurs, sont rarement différents entre eux.
- Au Cameroun la prévalence de malnutrition définie par l'indicateur tour de bras inférieur à 135 mm est, hormis pour la classe d'âge 48-59 mois, toujours différente de celle de la maigreur (tableau 21). Elle n'est pas significativement différente de celle de l'insuffisance pondérale entre 12 et 36 mois. Sur la totalité de l'échantillon, le taux de tour de bras inférieur à 125 mm ne diffère pas du taux d'insuffisance pondérale sévère mais il diffère significativement du taux de maigreur sévère (tableau 21).
- La situation de la Dominique est particulière puisque dans toutes les classes d'âge la prévalence de tour de bras inférieur à 135 mm ne diffère pas de la prévalence de maigreur (tableau 22). Par contre il ne diffère pas significativement du taux d'insuffisance pondérale chez les plus jeunes enfants de 12-23 mois.

#### ***3.3.2. Tour de bras exprimé en pour-cent de la norme de référence par rapport à l'âge***

Pour les enfants âgés de 12 à 23 mois il n'y a pas de différence significative entre le taux de tour de bras inférieur à 85% de la référence par rapport à l'âge et le taux de tour de bras inférieur à 135 mm (tableau 23). On note tout de même la tendance pour la mesure du tour de bras exprimée en pour-cent à surestimer la prévalence de malnutrition par rapport à l'expression en mm. Cette tendance devient significative au-delà de 24 mois et elle l'est aussi sur la totalité de l'échantillon. Lorsqu'on ne prend en compte que les formes sévères de malnutrition les indicateurs tour de bras inférieur à 125 mm et tour de bras inférieur à 75% donnent des prévalences identiques d'enfants malnutris (tableau 23). On remarque toutefois que le taux de tour de bras inférieur à 75% diffère significativement des taux de maigreur et d'insuffisance pondérale.

### **3.4. APTITUDE DE LA MESURE DU TOUR DE BRAS A IDENTIFIER LES ENFANTS MALNUTRIS**

#### ***3.4.1. Illustration du problème***

Les tableaux 24 et 25 récapitulent les qualités de la mesure du tour de bras, utilisée comme test de dépistage soit de l'insuffisance pondérale, soit de la maigreur, chez les enfants de 12 à 59 mois. Ils permettent d'apprécier les fluctuations des qualités du test en fonction du lieu d'enquête et de l'indicateur choisi pour référence.

Au Congo, en milieu rural ou urbain, les taux de concordance enregistrés avec le poids pour la taille sont significativement supérieurs à ceux obtenus avec le poids pour l'âge.



A la Dominique les taux de concordance sont les plus élevés. La spécificité du test y est proche de 100% quels que soient les indicateurs et les modes d'expression. En revanche la sensibilité est très mauvaise.

Dans les trois autres échantillons d'enfants la spécificité par rapport au poids pour l'âge varie entre 83,6% et 94,7% alors que la sensibilité est comprise entre 23,1 et 70,3%.

#### **3.4.2. Le cas du Congo rural**

Si on considère l'ensemble des enfants de 12 à 59 mois on peut noter que le tour de bras est un meilleur test avec le poids en fonction de la taille pris comme indicateur de référence car à spécificité égale la sensibilité est meilleure (figure 7 et tableau 26). Ce résultat n'est plus vrai dans la classe d'âge 12-23 mois : les qualités du test tour de bras sont meilleures lorsque l'indicateur de référence est l'insuffisance pondérale (figure 23 - tableau 27). Au-delà de 24 mois le tour de bras identifie mieux les enfants maigres (figure 9 et tableau 28). Ces résultats sont repris dans la figure 10 qui montre que la mesure du tour de bras permet de mieux identifier les sujets maigres dans la classe d'âge 24-59 mois. La différence est moins nette pour l'identification des sujets ayant une insuffisance pondérale.

La valeur la plus basse prise par l'indice de YODEN est obtenue en choisissant la valeur-seuil de 145 mm pour identifier l'insuffisance pondérale chez les enfants de 12-59 mois. Dans la classe d'âge 12-23 mois l'abaissement à 140 mm serait préférable. Pour l'identification des sujets maigres le seuil à 140 mm pour les enfants de 12 à 59 mois réduit les risques d'erreur. Chez les plus jeunes de 12 à 23 mois et chez les plus âgés de 24 à 59 mois on choisirait préférentiellement 135 mm et 145 mm.

#### **3.4.3. Le cas du Congo urbain**

La situation du Congo urbain ne permet pas de décrire des résultats aussi tranchés que ceux obtenus au Congo rural. En effet les courbes représentatives des couples de valeurs sensibilité/spécificité correspondant aux deux indicateurs de référence se coupent. La situation la moins confuse est celle de la classe d'âge 12-23 mois, dans laquelle les prévalences de maigre et d'insuffisance pondérale, bien que modestes, sont les plus élevées (tableau 29). Les deux courbes suivent des tracés peu différents et pour des spécificités égales on peut avoir une sensibilité supérieure du tour de bras dans l'identification des enfants maigres (figure 11).

Dans les différentes classes d'âge le meilleur indice de YODEN est obtenu pour des valeurs-seuils élevées. Ainsi en prenant l'indice poids pour l'âge pour référence les risques d'erreur sont minimum au seuil 145 ou 150 mm entre 12 et 59 mois (tableau 30), et 150 mm entre 24 et 59 mois (tableau 31). A ces valeurs élevées des seuils correspondent des prévalences de malnutrition qui sont à l'évidence très éloignées des prévalences vraies. La valeur du tour de bras de 140 mm donne les meilleurs couples sensibilité/spécificité par rapport au poids pour la taille, excepté dans la classe d'âge 24-59 mois (tableau 31). Elle surestime le phénomène malnutrition par des taux de prévalence de loin supérieurs aux taux de maigre.

#### **3.4.4. Le cas du Cameroun**

##### **- Tour de bras exprimé en pour-cent**

La mesure du tour de bras exprimée en pour-cent de la référence par rapport à l'âge, permet de mieux identifier les enfants maigres et cela aussi bien dans l'échantillon total (tableau 32) que dans les deux classes d'âge 12-23 mois (tableau 33) et 24-59 mois (tableau 34), cela à la condition d'utiliser des valeurs-seuils élevées de tour de bras. Le choix de la valeur-seuil pour laquelle l'indice de YODEN est le plus satisfaisant est fixé à 85% dans les trois cas. L'identification des enfants présentant une insuffisance pondérale donne les meilleurs résultats de sensibilité/spécificité avec un seuil de 85% entre 12 et 23 mois et de 90% entre 24 et 59 mois

- Tour de bras exprimé en mm

L'expression en mm ne modifie pas l'allure des courbes : pour les valeurs-seuils élevées du tour de bras on a, à spécificité égale, des sensibilités plus élevées avec le poids en fonction de la taille comme indicateur de référence. Pour les valeurs plus faibles de la mesure du tour de bras les courbes se superposent ou se croisent et il n'est pas possible de déclarer à quel indicateur de référence le tour de bras se rapproche le plus. Les meilleurs couples sensibilité/spécificité sont obtenus avec une valeur-seuil de 140 mm pour le tour de bras testé par rapport au poids en fonction de la taille (tableaux 35-36-37). Lorsqu'il est testé par rapport au poids pour l'âge le meilleur seuil est également de 140 mm pour les classes d'âge 12-59 mois et 12-23 mois (tableau 35-36) et de 145 mm pour la classe d'âge 24-59 mois (tableau 37).

La représentation graphique des résultats obtenus avec les deux modes d'expression de la mesure du tour de bras, en mm et en pour-cent, ne permet pas de conclure quant à la supériorité d'une expression par rapport à l'autre pour identifier les enfants maigres ou les enfants ayant une insuffisance pondérale : les courbes sont très proches l'une de l'autre, se chevauchent ou se superposent. La modification du seuil des indicateurs de référence n'apporte aucune amélioration.

#### **3.4.5. Résumé sur l'aptitude des seuils classiques 125 et 135 mm**

Les tableaux 38 et 39 permettent de comparer les performances de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur ou d'insuffisance pondérale, définis par le poids pour la taille ou le poids pour l'âge inférieurs à -2 E.T. Sur la totalité de l'échantillon le tour de bras semble mieux adapté au dépistage des enfants maigres (tableau 38). La sensibilité de cet indicateur pour identifier les insuffisances pondérales est très médiocre (tableau 39). Pour ce qui concerne le dépistage des formes sévères de malnutrition l'indicateur tour de bras (avec le seuil égal à 125 mm) est très spécifique mais très peu sensible.

#### **3.4.6. Hétérogénéité des situations**

Le tableau 40 récapitule pour les comparer les résultats obtenus dans les quatre échantillons de population. Les valeurs-seuils qui devraient être retenues pour identifier les maigres ou pour déterminer la prévalence de maigreur sont toujours inférieures à celles qui devraient être utilisées pour identifier les cas d'insuffisance pondérale ou pour en chiffrer la prévalence.

Pour l'estimation de la prévalence de maigreur ou d'insuffisance pondérale les valeurs-seuils de la mesure du tour de bras varient avec l'âge et elles sont toujours plus faibles dans la classe d'âge 12-23 mois que dans la classe 36-59 mois. La valeur retenue pour la classe d'âge 24-36 mois est souvent identique à celle définie pour la totalité des 12-59 mois. La situation de l'île de la Dominique se distingue de celle des autres pays africains : quels que soient la classe d'âge ou l'indicateur de référence, les valeurs-seuils y sont toujours plus élevées.

#### **3.4.7. Sensibilité et spécificité du tour de bras par rapport à l'indicateur poids pour la taille en fonction de certaines variables**

Les résultats sont tirés des données recueillies au Congo rural sur l'ensemble de l'échantillon des enfants de 12 à 59 mois.

- Les caractéristiques de l'enfant

• l'âge de l'enfant

La sensibilité du test ne diffère pas significativement dans les deux classes d'âge 12-23 et 24-59 mois ; par contre la spécificité du tour de bras est significativement plus élevée ( $p < 0,001$ ) dans la classe d'âge 24-59 mois pour toutes les valeurs-seuils égales ou supérieures à 125 mm (tableau 41). La figure 10 illustre ces résultats.

- le poids de naissance de l'enfant

Pour les valeurs-seuils égales à 125 et 130 mm la sensibilité du tour de bras par rapport au poids pour la taille est supérieure chez les enfants de petits poids de naissance ( $\leq 2850$  g). La spécificité du tour de bras est significativement plus élevée chez les enfants dont le poids de naissance est supérieur à cette valeur :  $p < 0,01$  pour la valeur-seuil de 125 mm,  $p < 0,001$  pour toutes les valeurs-seuils égales ou supérieures à 130 mm (tableau 42 - figure 12). L'indice de YODEN le plus bas est obtenu pour le seuil de 140 mm chez les enfants dont le poids de naissance est inférieur ou égal à 2850 g et de 145 mm chez les enfants dont le poids de naissance est supérieur à 2850 g (tableau 42).

- le sexe de l'enfant

Pour des seuils identiques du tour de bras la spécificité du test est significativement plus élevée chez les garçons (tableau 43 - figure 13).

- la morbidité diarrhéique au moment de la mesure

Pour la valeur 135 mm le test est plus sensible chez les enfants diarrhéiques ( $p < 0,005$ ). Pour toutes les valeurs-seuils égales ou supérieures à 130 mm le test est plus spécifique ( $p < 0,001$ ) chez les enfants non diarrhéiques (tableau 44). L'indice de YODEN le plus bas est obtenu pour la valeur-seuil 135 mm chez les enfants diarrhéiques et 140 mm chez les enfants non diarrhéiques (tableau 44).

- Les caractéristiques socio-démographiques du ménage

- la taille du ménage

Les performances du test varient peu en fonction de la taille du ménage. On remarque toutefois qu'au seuil classique de 135 mm le test est significativement plus sensible ( $p < 0,01$ ) dans le groupe "0-5 personnes" que dans les deux autres groupes, les taux de sensibilité étant respectivement de 83,9%, 52,3% et 66,7% (tableau 45 - figure 14). Les valeurs minimales de l'indice de YODEN sont obtenues pour la valeur-seuil 135 mm dans les ménages de moins de six personnes et pour la valeur 140 mm pour les ménages d'au moins six personnes (tableau 45).

- le niveau scolaire de la mère et du chef du ménage

Il n'y a pas de variations significatives des qualités du tour de bras en fonction du niveau scolaire de la mère et du chef du ménage (tableaux 46 et 47). L'indice de YODEN minimum est obtenu au seuil 140 mm pour les chefs de ménage dont la scolarisation a été arrêtée au cycle primaire et de 135 mm pour ceux ayant dépassé ce cycle (tableau 46). Il est obtenu au seuil 140 mm pour les mères non scolarisées, au seuil 135 mm pour les mères dont la scolarisation a été limitée au cycle primaire et au seuil 145 mm pour les mères ayant suivi au moins une classe du cycle secondaire (tableau 47).

- l'activité de la mère

Il n'y a pas de différence significative de la sensibilité du tour de bras selon que la mère est ou n'est pas agricultrice (tableau 48). La mesure du tour de bras est cependant plus spécifique dans la classe "non agricultrice" lorsque la valeur-seuil est égale ou supérieure à 135 mm :  $p < 0,05$  pour 135 mm,  $p < 0,01$  pour 140 mm,  $p < 0,001$  pour 145 et 150 mm (tableau 48 - figure 15).

- l'activité du chef du ménage

La mesure du tour de bras est plus spécifique dans le groupe des "autres professions" qui rassemble les salariés, commerçants et artisans que dans celui des agriculteurs, des "sans profession", des élèves et des pêcheurs, les différences étant toujours hautement significatives ( $p < 0,001$ ). Le groupe des retraités diffère également ( $p < 0,01$ ) de celui des "sans profession" et

des élèves pour la spécificité du test (tableau 49). La valeur minimale de l'indice de YODEN est obtenue pour la valeur-seuil 140 mm dans toutes les classes à l'exception de la classe "non agriculteur" pour laquelle le seuil est à 145 mm (tableau 49).

- Les caractéristiques économiques du ménage

• l'indice économique du ménage

La mesure du tour de bras, utilisée pour identifier les cas de maigreur, est plus spécifique dans le groupe d'enfants dont l'indice économique est le plus élevé (tableau 50). Aux seuils 135 et 140 mm les taux de spécificité diffèrent significativement ( $p < 0,01$ ) pour les indices économiques extrêmes. Pour les seuils 145 et 150 mm les taux de spécificité augmentent régulièrement avec la valeur de l'indice économique et les différences sont significatives ( $p < 0,001$ ) entre l'indice le plus élevé et les deux autres (tableau 50).

• l'indice du coût de la construction de l'habitation

La sensibilité du tour de bras par rapport au poids pour la taille ne diffère pas significativement dans les deux classes de cet indice (tableau 51). Pour les valeurs-seuils égales ou supérieures à 135 mm la spécificité de la mesure est significativement plus élevée ( $p < 0,001$ ) dans la classe "6-11" de l'indice de coût (tableau 51 - figure 16).

- Les caractéristiques de la mère

• l'indice de masse corporelle

La spécificité du tour de bras est significativement ( $p < 0,001$ ) supérieure dans le groupe "IMC  $\geq 21$ " et cela pour toutes les valeurs-seuils égales ou supérieures à 130 mm (tableau 52). La valeur minimale de l'indice de YODEN correspond au seuil 140 mm (tableau 52).

### **3.5. COMPARAISON DES ENFANTS SELECTIONNES PAR LE TOUR DE BRAS, LE POIDS POUR LA TAILLE ET LE POIDS POUR L'AGE**

La comparaison a été réalisée avec les données recueillies au Congo rural.

#### ***3.5.1. Avec les seuils classiques 135 mm et -2 E.T.***

- Dans la classe d'âge 12-23 mois

• La comparaison des faux négatifs et des vrais positifs montre que les faux négatifs ne diffèrent pas des vrais positifs lorsque l'indicateur de référence est le poids pour l'âge (tableau 53). Dans la même classe d'âge lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille les deux groupes diffèrent significativement ( $p < 0,05$  pour le test de MAHALANOBIS) et cette différence porte sur les valeurs moyennes de la taille pour l'âge, le groupe des vrais positifs ayant la valeur moyenne la plus basse (tableau 53).

• La comparaison des faux négatifs et des faux positifs montre que quel que soit l'indicateur de référence les groupes diffèrent globalement (tableau 54). Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour l'âge, le groupe des faux positifs est caractérisé par des valeurs moyennes de poids pour la taille et de taille pour l'âge supérieures à celles des faux négatifs (tableau 54). Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille le groupe de faux positifs est caractérisé par une moyenne inférieure pour la taille pour l'âge (tableau 54). Faux négatifs et faux positifs ont des âges moyens qui ne diffèrent pas significativement.

- Dans la classe d'âge 24-59 mois

- Les groupes des faux négatifs et des vrais positifs diffèrent globalement lorsque l'indicateur est le poids pour l'âge. Ils ne diffèrent plus globalement lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille (tableau 55).

Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour l'âge le groupe des faux négatifs est en moyenne plus âgé, moins maigre et son déficit en poids est moindre (tableau 55).

Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille on retrouve, comme pour la classe d'âge 12-23 mois, une différence significative des valeurs moyennes de taille pour l'âge, celle des faux négatifs étant plus élevée que celle des vrais positifs (tableau 55).

- La comparaison des faux négatifs et des faux positifs montre qu'ils diffèrent globalement quel que soit l'indicateur de référence et, à une exception près, quel que soit le paramètre comparé (tableau 56).

Ainsi la valeur moyenne de l'âge des faux positifs est toujours inférieure à celle des faux négatifs (tableau 56).

Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour l'âge la valeur moyenne de taille pour l'âge la plus élevée est celle des faux positifs (tableau 56)

Avec l'indicateur poids pour la taille les faux positifs sont en moyenne plus jeunes et plus retardés en taille (tableau 56). La valeur de leurs indices anthropométriques sont significativement inférieurs à ceux des vrais négatifs.

### **3.5.2. Lorsque les prévalences "vraie" et "estimée" sont identiques**

Les valeurs-seuils du tour de bras ont été fixées de telle sorte que les effectifs de faux positifs et de faux négatifs soient aussi proches que possible.

- Dans la classe d'âge 12-23 mois

- Les faux négatifs ne diffèrent pas globalement des vrais positifs (tableau 57) lorsque les prévalences d'insuffisance pondérale et de petit tour de bras sont identiques. Une seule différence est mise en évidence, les vrais positifs étant davantage déficitaires en poids.

Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille les faux négatifs et les faux positifs diffèrent globalement, les faux négatifs étant moins retardés en taille et accusant un moindre déficit en poids pour l'âge (tableau 57).

- La comparaison des faux négatifs et des faux positifs montre qu'ils sont globalement différents (tableau 58). Ces différences affectent les valeurs moyennes du poids pour la taille et de la taille pour l'âge qui sont plus basses chez les faux négatifs lorsque l'indicateur de référence est le poids pour l'âge (tableau 58). Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille seules les valeurs moyennes de la taille pour l'âge diffèrent significativement, la plus basse étant celle des faux positifs (tableau 58).

- Dans la classe d'âge 24-59 mois

- Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour l'âge les faux négatifs se distinguent des vrais positifs par un âge moyen plus grand, un poids pour la taille moyen plus grand et un poids pour l'âge moyen plus grand par rapport aux vrais positifs (tableau 59).

Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille, bien qu'aucun paramètre pris individuellement ne diffère d'un groupe à l'autre, le test de MAHALANOBIS est significatif (tableau 59).

- La comparaison des faux positifs et des faux négatifs lorsque le poids pour l'âge est l'indicateur de référence montre que les faux positifs sont plus jeunes, moins maigres et moins retardés en taille que les faux négatifs (tableau 60). Lorsque le poids pour la taille est l'indicateur de référence les faux positifs sont plus jeunes, ont une insuffisance pondérale moindre, et sont plus retardés en taille que les faux négatifs (tableau 60).

### **3.5.3. Lorsque la somme (sensibilité + spécificité) est maximale**

- Tour de bras au seuil 145 mm et dépistage de l'insuffisance pondérale

Sur la classe d'âge 12-59 mois les vrais positifs ne diffèrent pas significativement des faux négatifs au niveau de leurs indices taille pour l'âge (tableau 61). Ils ont en moyenne une valeur d'indice poids pour la taille inférieure et ils sont plus jeunes, la différence d'âge étant de 13 mois. Les enfants faux positifs diffèrent significativement des faux négatifs au niveau des indices poids pour la taille et taille pour l'âge et au niveau de l'âge, la différence étant de 17 mois (tableau 62). Au seuil 145 mm la valeur prédictive positive est égale à 51,0% alors qu'elle était de 70,3% pour le seuil 135 mm

- Tour de bras au seuil 140 mm et dépistage de la maigreur

Les vrais positifs se distinguent des faux négatifs par un indice moyen de taille pour l'âge significativement plus bas (tableau 61). Les faux positifs et les faux négatifs ne diffèrent pas au niveau de leur âge moyen mais les faux positifs sont en moyenne plus retardés en taille (tableau 62). Au seuil 140 mm la valeur prédictive positive est égale à 18,8% alors qu'elle était de 24,7% pour le seuil 135 mm.

## **3.6. VALIDATION DE LA MESURE DU TOUR DE BRAS PAR DES MESURES BIOCHIMIQUES**

L'étude des composantes biologiques, sériques et urinaires, a été réalisée sur l'échantillon des enfants camerounais de 12 à 59 mois.

### **3.6.1. Comparaison des enfants malnutris aux enfants normaux**

Les deux groupes d'enfants constitués sur la base des valeurs individuelles du périmètre brachial diffèrent significativement par leurs teneurs moyennes en protéines sériques et par leur index d'hydroxyproline urinaire (tableau 63). Seules les valeurs moyennes en protides sériques totaux ne diffèrent pas. Ainsi le groupe des enfants dont le tour de bras est supérieur ou égal à 135 mm a des teneurs en albumine, préalbumine, transferrine, B1c-globuline plus élevées que le groupe à "petit tour de bras". Le rapport albumine/globulines et l'index d'hydroxyproline y sont également supérieurs (tableau 63).

Pour les autres indicateurs anthropométriques la réponse des paramètres biochimiques est fonction de la nature du déficit. Quel que soit l'indicateur anthropométrique considéré les enfants normaux et les enfants malnutris diffèrent toujours significativement par leurs valeurs moyennes d'index d'hydroxyproline (tableau 63).

### **3.6.2. Comparaison des classes de tour de bras**

Parmi les paramètres biochimiques retenus, les protides sériques totaux, l'albumine et la transferrine se distinguent par la faible amplitude de leurs variations lorsque la mesure du tour de bras, exprimée en mm ou en pour-cent, passe des valeurs faibles aux valeurs fortes (tableau 64).

La baisse de la mesure du tour de bras est accompagnée d'une diminution régulière de l'index urinaire d'hydroxyproline, de préalbumine et à un moindre degré des teneurs en B1c-globuline (tableau 64).

### **3.6.3. Biochimie chez les enfants normaux.**

La comparaison des valeurs moyennes des paramètres biochimiques chez les enfants bien nourris du Sud-Cameroun et du Nord-Cameroun montre que les teneurs en protides sériques totaux et en albumine sont toujours supérieures dans le Nord (tableau 65). Les teneurs en transferrine sont supérieures chez les enfants du Nord jusqu'à 36 mois. Au-delà elles ne diffèrent pas significativement (tableau 65). Les valeurs moyennes de B1C-globuline et de l'index d'hydroxyproline ne sont pas statistiquement différentes.

Le calcul des moyennes ajustées sur les trois indices anthropométriques faisant intervenir le poids et la taille ne modifie sensiblement que les valeurs de l'index d'hydroxyproline, l'ajustement amplifiant les écarts entre le Nord et le Sud sans toutefois les rendre statistiquement significatifs.

#### **3.6.4. Effet de l'environnement**

La prise en compte de l'environnement des enfants fait apparaître des différences importantes entre les valeurs moyennes de certains paramètres biochimiques. Ainsi à l'intérieur de chaque classe de tour de bras, exprimé en mm ou en pour-cent, les valeurs moyennes de protides totaux, albumine, transferrine sont toujours supérieures chez les enfants du Nord-Cameroun, ces valeurs ayant été ajustées sur les trois autres indices anthropométriques (tableaux 66 et 67). Le rapport albumine/globulines et les teneurs en préalbumine ne diffèrent pas d'un groupe à l'autre. Pour l'index d'hydroxyproline des différences significatives existent dans certaines classes de tour de bras (tableaux 66 et 67). Ces résultats sont repris dans la figure 17.

#### **3.6.5. Etude des corrélations**

##### **- Les corrélations simples**

Les coefficients de corrélations simples les plus élevés sont obtenus avec l'index d'hydroxyproline (tableau 68). Seul l'indice taille pour l'âge n'y est pas corrélé significativement. La mesure du tour de bras est corrélée avec tous les paramètres biochimiques, exception faite des protides sériques totaux et de la transferrine (tableau 68). Les indices faisant intervenir le poids ou la taille sont corrélés négativement aux protides totaux et à l'albumine (tableau 68). Ces corrélations avec les protides totaux sont significatives dans le Nord-Cameroun mais ne le sont pas dans le Sud-Cameroun ou elles deviennent positives (tableau 69). Dans le Sud-Cameroun la mesure du tour de bras est corrélée significativement avec tous les paramètres biochimiques alors que dans le Nord-Cameroun elle l'est seulement avec l'index d'hydroxyproline (tableau 69).

##### **- Les corrélations partielles**

Les corrélations significatives simples entre la mesure du tour de bras et l'albumine, le rapport albumine/globulines, la préalbumine, la transferrine et la  $\beta$ 1C-globuline sont maintenues significatives dans les corrélations partielles faisant intervenir le cas échéant les indices poids pour l'âge, poids pour la taille ou taille pour l'âge (tableaux 70 et 71). Par contre la corrélation entre la mesure du tour de bras, exprimée en pour-cent et l'index d'hydroxyproline diminue significativement ( $t=2,08$ ) dans la corrélation partielle faisant intervenir le poids pour la taille (tableau 71).

##### **- Les corrélations multiples**

Le calcul des coefficients de corrélation multiple indique que lorsque la mesure du tour de bras, exprimée en mm ou en pour-cent, est présente dans l'équation de régression, l'introduction supplémentaire de l'indice poids pour l'âge contribue significativement à l'explication de la variance des protides sériques totaux ( $t=2,53$ ), de l'albumine et de la transferrine (tableaux 72 et 73). De la même manière la taille pour l'âge et le poids pour la taille améliorent respectivement, mais non significativement, l'explication de la variance de  $\beta$ 1c-globuline ( $t=0,86$ ) et de l'index d'hydroxyproline ( $t=1,03$ ) (tableaux 72 et 73).

#### **3.6.6. Comparaison des faux négatifs et des faux positifs**

##### **- Tour de bras exprimé en pour-cent**

La mesure du périmètre brachial, avec un seuil égal à 85% de la référence par rapport à l'âge, sélectionne un groupe de faux positifs par rapport au poids pour l'âge, qui se distingue des faux négatifs par des teneurs significativement plus faibles de protides sériques totaux, albumine,

transferrine et B1c-globuline (tableau 74). Bien que les différences ne soient pas significatives les teneurs en gamma-globulines, en préalbumine et l'index d'hydroxyproline complètent les précédents résultats en décrivant une situation nutritionnelle moins satisfaisante pour les faux positifs (tableau 74).

Lorsque l'indicateur de référence est le poids en fonction de la taille le test de MAHALANOBIS ne met pas en évidence de différence globalement significative (tableau 74). Seules les gamma-globulines, plus élevées dans le groupe des faux positifs, et le rapport albumine/globulines, plus faible dans ce même groupe, diffèrent significativement (tableau 74).

- Tour de bras exprimé en mm

Lorsqu'on passe d'une expression en pour-cent à une expression en mm pour le tour de bras on retrouve les mêmes différences entre les faux négatifs et les faux positifs définis par rapport au poids pour l'âge (tableau 75). Il y a une grande similitude entre les valeurs moyennes des faux positifs sélectionnés par le tour de bras exprimé en pour-cent ou en mm ; il en est de même pour les faux négatifs (tableaux 74 et 75).

Lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille les faux positifs et les faux négatifs diffèrent globalement au niveau des indices anthropométriques. Les différences biochimiques portent sur les teneurs en albumine et transferrine plus faibles dans le groupe des faux positifs, sur les teneurs en gamma-globulines plus élevées dans ce même groupe (tableau 75).

Parmi les faux positifs on trouve une sur-représentation des enfants du Sud-Cameroun : 44 enfants du Sud contre 2 enfants du Nord avec le poids pour l'âge comme indicateur de référence, 82 enfants du Sud contre 19 du Nord avec le poids pour la taille comme indicateur de référence.

- Lorsque les prévalences "vraie" et "estimée" sont identiques

- Lorsque la valeur-seuil est fixée à 137 mm pour que la prévalence de petit tour de bras devienne égale à celle de l'insuffisance pondérale les faux positifs et les faux négatifs maintiennent leurs différences au niveau de la plupart des paramètres biochimiques étudiés (tableau 75) : seuls l'index d'hydroxyproline et la teneur en gamma-globulines ne diffèrent plus significativement.

- Lorsque la valeur-seuil du tour de bras est fixée à 126 mm pour que la prévalence de petit tour de bras devienne voisine de celle de la maigreur il n'y a plus aucune différence significative entre les deux groupes faux positifs et faux négatifs pour les paramètres biochimiques considérés (tableau 76).

Mais ces deux groupes diffèrent globalement (test de MAHANALOBIS significatif) pour l'ensemble des indices statur pondéraux (tableau 76). Le groupe des faux positifs est plus retardé en taille que le groupe des faux négatifs ; bien que les différences ne soient pas statistiquement significatives les enfants faux positifs sont plus jeunes et la proportion d'enfants originaires du Sud-Cameroun y est plus élevée (81,5% contre 63,6%).

### **3.7. ETUDE DES FACTEURS DE RISQUE**

#### ***3.7.1. Modèles logistiques***

Une régression logistique a été réalisée afin d'identifier les variables qui peuvent être intégrées dans la fonction logistique en raison de leur valeur prédictive du taux d'enfants présentant un état de maigreur, une insuffisance pondérale ou un petit tour de bras. Les données sont celles de l'enquête réalisée au Congo, en milieu rural (annexe 3).

Parmi toutes les variables susceptibles d'être retenues (annexe 3) trois seulement ont été acceptées dans le modèle logistique de la maigreur (tableau 77). L'une est biologique, c'est l'indice de masse corporelle de la mère, les deux autres sont socio-économiques et font référence à l'activité de la mère et à l'hygiène familiale. Il faut noter que le groupe des mères qui cultivent le manioc représente la quasi-totalité (96,6%) des femmes agricultrices.



Les deux autres modèles ayant pour variables dépendantes le tour de bras et l'insuffisance pondérale ont en commun d'accepter l'indice de masse corporelle de la mère, le poids des enfants à la naissance et l'indice économique du ménage (tableau 77). Dans le modèle de l'insuffisance pondérale une troisième variable biologique, la taille de la mère, est intégrée au pas 4 de la régression.

### ***3.7.2. Mesure du risque relatif approché de certaines variables***

Pour les variables communes aux trois modèles nous avons calculé les odds-ratio et leur intervalle de confiance à 95%. Il s'agit d'estimations "brutes" du risque lié à ces facteurs puisqu'il n'a pas été tenu compte des autres facteurs (tableau 78). Pour les enfants dont les mères ont un indice de masse corporelle faible le risque d'être maigre est supérieur à celui d'avoir un petit tour de bras (< 135 mm). Pour les enfants qui avaient un petit poids à la naissance, ou pour les enfants issus de ménages dont l'indice économique est bas, le risque de présenter une insuffisance pondérale est supérieur à celui d'avoir un petit tour de bras.

## Quatrième Partie

### DISCUSSION

#### 4.1. LA MESURE DU TOUR DE BRAS CHEZ LES ENFANTS NORMAUX

##### *4.1.1. En fonction de l'âge*

- Dans la population de référence de WOLANSKI l'écart moyen de la mesure du tour de bras entre les deux classes d'âge 12-23 et 48-59 mois est de 7,5 mm. Dans les trois échantillons d'enfants africains étudiés ici on a trouvé chez les enfants normaux un écart remarquablement constant : 9,6 mm au Congo rural, 10,7 mm au Congo urbain et 10,5 mm au Cameroun (tableau 3). A la Dominique cet écart est de 8,8 mm. Cette valeur occupe une position intermédiaire par rapport aux données de WOLANSKI et celles enregistrées dans les trois échantillons africains. Il faut remarquer que ces écarts sont établis en fait entre 18 et 54 mois et non pas entre 12 et 59 mois. On peut estimer approximativement à 5 mm l'accroissement du périmètre brachial entre 12 et 18 mois dans les populations africaines (valeur estimée à partir des mesures moyennes dans la classe 00-11 mois). En définitive, l'écart de la mesure du tour de bras entre 12 et 59 mois chez les enfants normaux africains serait donc proche de 15 mm alors que dans la population de référence de WOLANSKI il n'est que de 12 mm. Nous retrouvons donc dans nos populations des éléments qui permettent d'émettre un doute sur l'indépendance de la mesure du tour de bras par rapport à l'âge, ce que MARTORELL et al. (1976) et FRISANCHO (1974) ont déjà mis en évidence dans des populations colombiennes et Nord-américaines.

- Les quatre groupes d'enfants normaux se distinguent par la distribution de leurs indices anthropométriques plus ou moins décalée vers la gauche par rapport à la distribution de la population de référence NCHS/OMS. Ce glissement se traduit par des valeurs moyennes légèrement négatives pour les indices exprimés en E.T. (exception faite du groupe spécial de Brazzaville qui a des valeurs légèrement positives pour les indices taille pour l'âge et poids pour l'âge) et par des déficits variables au niveau de la mesure du tour de bras. Nous observons donc qu'à l'opposé des groupes spéciaux qui sont constitués le plus souvent à partir de critères socio-économiques et dont les mesures de poids et de taille varient peu en fonction des lieux d'enquête, les groupes d'enfants normaux ne sont pas en tous points identiques vis-à-vis de leur anthropométrie. On aurait pu s'attendre à ce que l'ajustement par rapport aux indices statur pondéraux ait pour effet de réduire, ou même d'annuler, les écarts entre les moyennes du périmètre brachial dans les quatre échantillons. En fait l'effet de l'ajustement est peu visible et les différences significatives subsistent.

L'hypothèse d'une différence liée à la race est peu vraisemblable, du moins pour ce qui concerne l'explication des différences observées entre le Congo rural et le Congo urbain. En effet les procédures de sondage qui ont été retenues pour les deux échantillons et la taille des zones couvertes par les deux enquêtes ont assuré une bonne représentation de la diversité ethnique.

Nous avons vu que les groupes d'enfants normaux qui ont les valeurs moyennes de tour de bras les plus basses sont issus de populations caractérisées par de fortes prévalences de retard de croissance (31,0% au Cameroun et 31,5% au Congo rural contre 9,9% à la Dominique). Le retard de croissance est reconnu être un indicateur global de pauvreté (MARTORELL et al. 1988). Il intègre les effets de la malnutrition et des infections. Ainsi, on pourrait être amené à considérer que la croissance du tour de bras chez les enfants normaux est d'autant plus satisfaisante que ces derniers évoluent dans un environnement moins contraignant. Mais ceci n'est qu'une hypothèse qui mériterait d'être vérifiée dans d'autres populations.

Il n'en subsiste pas moins que lorsque la mesure du tour de bras sera utilisée pour évaluer la MPE ou pour dépister les enfants malnutris il faudra tenir compte, pour chaque terrain d'enquête, des réalités locales et envisager le choix de seuils de positivité spécifiques.

- La prévalence du retard de croissance dans le groupe spécial de Brazzaville est de 2,3% entre 0 et 59 mois (TCHINBIDAT et al. 1989). Les valeurs moyennes annuelles du tour de bras des enfants normaux qui le constituent ne diffèrent pas de celles des enfants normaux de la Dominique mais elles sont supérieures à celles de l'échantillon aléatoire de Brazzaville. Ce qui distingue le plus, ou

qui les confond, ces trois groupes pris deux à deux est sans aucun doute les conditions de leur environnement (habitat, eau, électricité, hygiène, couverture sanitaire).

Les valeurs moyennes relevées chez les enfants normaux du groupe spécial de Brazzaville et de l'échantillon de la Dominique sont identiques à celles de la référence grecque de KONDAKIS. On remarque donc que les enfants normaux issus de populations évoluant dans un cadre de vie plutôt satisfaisant sur le plan des équipements et de l'accès aux soins, ont des caractéristiques anthropométriques identiques à celles enregistrées dans les populations de référence. Ces observations font la preuve que les différences ethniques ou raciales sont négligeables par rapport à celles liées à l'environnement (HABICHT 1974) et valident l'utilisation des populations de référence.

#### **4.1.2. En fonction du sexe**

La différence liée au sexe existe mais elle est inconstante dans les classes d'âge et dans les échantillons étudiés. L'écart entre les deux sexes est en général peu élevé, à l'exception de la classe d'âge 12-23 mois du Congo urbain ; on peut admettre qu'un seuil de positivité unique puisse être utilisé pour les deux sexes.

Des effectifs plus importants auraient été nécessaires pour l'étudier finement au travers de classes d'âge plus étroites. Compte tenu de l'impact de l'environnement sur la mesure du tour de bras, une étude de ce type nécessiterait que les sujets retenus soient issus de classes sociales bien définies. Les effectifs du groupe spécial de Brazzaville ne permettent pas de donner des résultats par classes d'âge. Sur la totalité de l'échantillon des 12-59 mois la différence entre garçons ( $159,7 \pm 1,1$  mm) et filles ( $158,8 \pm 1,2$  mm) de même âge moyen ( $35,2 \pm 1,2$  et  $35,7 \pm 1,4$  mois) n'est pas significative.

#### **4.1.3. En fonction de la zone écologique**

- Le découpage du territoire national congolais en cinq zones écologiques ne permet pas de mettre en évidence de différence au niveau de la mesure du tour de bras des enfants normaux. Sur ce découpage géographique on pourrait calquer un découpage de groupes ethniques bien localisés dont les principaux sont les Kongo, les Téké et les Mbochi auxquels viennent s'ajouter les Makoa et les Mbéré-Nzabi. L'absence de différence au niveau de ces groupes constitue un argument de plus pour rejeter l'importance accordée par certains auteurs, ou certains cliniciens, au différentiel de croissance lié à la race. Il faut noter que les caractéristiques de l'alimentation des enfants congolais sont, malgré quelques variantes géographiques, assez uniformes sur l'ensemble du territoire.

- Les populations que nous pouvons opposer au Cameroun appartiennent à des groupes raciaux bien distincts: les Bantous de la zone forestière tropicale et les Peuls de la zone soudano-sahélienne. La mesure du tour de bras des enfants normaux de la zone de savane est supérieure à celle des enfants de la zone de forêt, les autres indices anthropométriques étant égaux par ailleurs. La zone de savane est caractérisée par une plus forte prévalence de MPE parmi les enfants d'âge préscolaire, les conditions d'existence y sont plus difficiles. Aussi on peut se demander si la différence enregistrée au niveau de la mesure du tour de bras n'est pas l'expression de différences génétiques ; il est d'autres différences connues depuis longtemps et vérifiées également ici telles les teneurs en protides sériques totaux et en albumine qui sont supérieures chez ces populations de savane. Une autre tentative d'explication, qui n'exclut pas la première, fait intervenir l'alimentation. Les populations de savane consomment des céréales qui apportent à l'enfant dès son plus jeune âge des protéines de bonne qualité et en quantité suffisante lorsque les récoltes ont été bonnes. Les populations de la forêt camerounaise consomment peu de protéines animales et les apports sont assurés par les tubercules et autres racines. Il n'est pas déraisonnable d'émettre l'hypothèse selon laquelle des régimes alimentaires si contrastés peuvent entraîner des différences au niveau de la composition corporelle, et qu'un régime mieux équilibré, plus riche en protéines, permette une meilleure expression du potentiel génétique, du moins dans les premières années de la vie.

- Les écarts de mesures attribuables à la race ne sont pas négligeables ; ils confortent les observations de ASHCROFT et al. (1976) chez des enfants de plusieurs continents. Il peut en être tenu compte pour le choix du seuil de positivité. Mais on remarquera que ces écarts restent faibles lorsqu'ils sont comparés aux déficits de la mesure par rapport aux valeurs de référence.

#### **4.1.4. En fonction de la taille**

- Les observations qui ont été faites avec les enfants normaux originaires de trois pays et répartis par classes d'âge se retrouvent lorsque les enfants sont regroupés par classes de taille: les valeurs moyennes pondérées de la mesure du tour de bras suivent la même progression, du Cameroun à la Dominique. De la même manière les enfants normaux du groupe spécial de Brazzaville ont des valeurs moyennes qui ne diffèrent pas significativement de celles du groupe des enfants normaux de la Dominique.

On retrouve également au Congo et au Cameroun (à partir d'une taille égale ou supérieure à 90 cm) les valeurs moyennes de tour de bras les plus élevées chez les enfants du milieu urbain. Le milieu urbain rassemble souvent un grand nombre de races et les confond. Les identités culturelles y sont souvent moins vives et l'impact des conditions d'environnement sur l'état de santé, bien meilleures qu'en zone rurale, l'emporte sur celui attribuable aux facteurs ethniques.

Les résultats obtenus montrent que l'utilisation d'un seuil unique peut mener à des biais, en particulier lorsque des particularités raciales sont reconnues, ce qui est le cas des enfants du Nord-Cameroun appartenant aux classes d'âge les plus basses (tableau 10).

- L'ajustement des valeurs moyennes du tour de bras sur les autres indices anthropométriques est important. La comparaison de la moyenne brute du groupe d'enfants normaux de savane à celle de la zone forestière n'aurait pas donné de différence significative. Cela conforte l'idée selon laquelle l'étude de la validité du tour de bras en épidémiologie nutritionnelle doit procéder à partir d'échantillons de sujets aussi homogènes que possible (couches sociales, environnement familial).

- Le calcul de l'indice tour de bras en fonction de la taille a été proposé dans les enquêtes faisant intervenir des enfants d'âge inconnu. Cet indice est en fait peu utilisé. Une des premières raisons est que ce mode d'expression n'améliore pas les performances du test pour identifier les enfants malnutris. En effet, TROWBRIDGE et al. (1980) et SHAKIR (1973 et 1975) ont montré que les qualités du test du tour de bras en fonction de la taille pour détecter un déficit en poids pour l'âge ou un état de maigreur sont moins bonnes que celles du tour de bras exprimé en mm.

On peut concevoir deux types de risque liés à l'utilisation de cet indice, en l'absence de l'âge des enfants. Le premier est lié au biais introduit par l'importance plus ou moins grande de la prévalence des retards de croissance dans la population d'enfants. Si la prévalence est élevée l'âge moyen des enfants répondant au critère d'inclusion dans l'enquête - taille comprise entre 70 et 133 cm - est plus grand que si la prévalence est basse. On peut donc imaginer que l'absence totale de contrôle sur l'âge peut amener à comparer des groupes d'enfants qui diffèrent au niveau de cette variable. Ce biais pourrait expliquer, du moins partiellement, l'absence d'impact, inattendue, de certaines interventions (SOOTHILL 1980). Le second risque est lié aux conditions d'apparition des retards de croissance. Ces derniers sont mesurables dès le plus jeune âge - avant 12 mois - et avant que ne s'installe la maigreur. Si on admet que les deux formes de MPE procèdent d'une même cause mais que l'apparition des formes chroniques n'est pas systématiquement consécutive à une ou plusieurs étapes de MPE aiguë on peut s'attendre à ce que l'enregistrement longitudinal du seul indice tour de bras en fonction de la taille dans une population peu touchée par la maigreur ne permette pas de déceler l'installation et l'aggravation des retards de croissance.

- Toutes choses étant égales par ailleurs, la mesure du tour de bras est identique que l'enfant soit normal ou retardé en taille ; cela reste vrai lorsque les moyennes ne sont pas ajustées. Cette observation n'est pas surprenante : la taille du bras, comme la masse corporelle, s'adapte harmonieusement à la taille de l'enfant lorsque les conditions sont favorables. Une des premières conséquences de cette observation est que la mesure du tour de bras, exprimée en mm ou en pourcentage d'une référence, doit être assez mal corrélée avec l'indice taille en fonction de l'âge exprimé en E.T. C'est ce qui est effectivement observé dans les trois échantillons d'enfants africains. La deuxième conséquence est que l'utilisation de l'indice tour de bras en fonction de la taille est

incapable de déceler l'insuffisance pondérale liée à un seul retard de croissance. On peut le vérifier dans les trois différentes classes de taille pour lesquelles on a respectivement chez les enfants retardés en taille des valeurs moyennes de poids pour l'âge de -2,02, -2,06 et -1,73 E.T. alors qu'elles sont de -0,68, -0,38 et -0,95 E.T. chez les enfants normaux en taille, les indices de poids pour la taille n'étant pas significativement différents d'un groupe à l'autre (tableau 15). Ceci limite considérablement le champ d'action de cet indice dans l'espace et dans la taille de la population cible. En effet, puisqu'il mesure les états de maigreur, il doit être principalement utilisé dans les régions où la prévalence est importante et touche toutes les classes d'âge. En zone de forêt équatoriale africaine la maigreur est peu prévalente et concerne surtout la classe d'âge 12-23 mois. De plus, les âges des enfants sont connus. Cet indice est donc un test mal adapté à la situation décrite ici. Il l'est davantage dans les situations d'urgence : il permet d'isoler les enfants maigres qui constituent le groupe cible de l'intervention, et il laisse échapper les enfants retardés en taille qui sont considérés normaux.

#### 4.2. LA MESURE DU TOUR DE BRAS ET LES DIFFERENTES FORMES DE MPE

- Nous avons conservé dans la présentation de nos résultats tous les groupes d'enfants qui ont été constitués à partir de la valeur de leurs indices anthropométriques staturo-pondéraux (tableau 14). Nous pouvons être étonnés de voir apparaître des groupes d'enfants définis par une anthropométrie qui semble douteuse. La taille de l'échantillon étant relativement importante les valeurs extrêmes de chaque indice délimitent un intervalle suffisamment large pour qu'apparaissent des enfants petits et gros pour leur âge (donc ayant un retard de croissance sans maigreur ni insuffisance pondérale) ou quelques (n=6) grands enfants maigres n'ayant pas d'insuffisance pondérale. Il faut se rappeler également que le seuil de positivité des indices anthropométriques est fixé à -2 E.T. et que dans les populations étudiées les courbes de distribution des valeurs des indices sont largement décalées vers la gauche.
- Lorsqu'on utilise la donnée en mm pour la mesure du tour de bras seul le groupe des enfants retardés en taille et n'ayant pas d'insuffisance pondérale ne diffère pas des enfants normaux. Tous les autres groupes ont une valeur moyenne du tour de bras inférieure, y compris le groupe des retardés en taille ayant une insuffisance pondérale. Donc lorsque la mesure du tour de bras ne fait pas référence à la taille elle est capable de détecter une insuffisance pondérale liée à un retard de croissance.
- L'étude des valeurs moyennes de la mesure du tour de bras dans les différents groupes de malnutris permet de montrer que les valeurs les plus basses sont observées chez les enfants maigres et que le déficit de la mesure est aggravé par le retard de croissance. Cette observation tend à renforcer l'idée que la mesure du tour de bras est un meilleur test pour identifier les cas de maigreur que les cas d'insuffisance pondérale. Ceci est sûrement plus vrai dans la classe d'âge 24-59 mois, l'écart de la valeur moyenne du tour de bras entre les enfants normaux et les enfants maigres étant de 19,5 mm alors qu'il est de 13,7 mm pour la classe d'âge 12-23 mois.

#### 4.3. LES CORRELATIONS

- Les corrélations entre la mesure du tour de bras et les indices pondéraux sont toujours hautement significatives, quels que soient la classe d'âge ou l'échantillon considérés. Les valeurs élevées des coefficients sont semblables à celles qui ont été calculées par RUTHAUSER (1969) en Ouganda ou KANAWATI et al. (1969) au Liban.

L'avantage du mode d'expression en pour-cent de la mesure du tour de bras, qui n'est pas simple d'utilisation sur les terrains d'enquête, est de n'être pas lié à l'âge. Il n'en est pas de même avec le mode d'expression en mm et on peut s'attendre à ce que l'utilisation d'un seuil unique de positivité, en mm, pour la classe d'âge 12-59 mois augmente le risque pour les plus jeunes enfants non malnutris d'être intégrés dans le groupe des "faux négatifs".

- Les corrélations entre la mesure du tour de bras et l'indice taille pour l'âge disparaît lorsqu'on ajuste sur les indices poids pour l'âge et poids pour la taille. Cela confirme ce que nous avons déjà observé dans les groupes d'enfants retardés en taille et normaux en taille.

L'étude des corrélations partielles montre que la corrélation du tour de bras avec le poids pour l'âge est significative sur la totalité des trois échantillons. Cela confirme que la mesure brute du tour de bras est sensible à toute forme d'insuffisance pondérale. La mesure du tour de bras est également corrélée avec le poids pour la taille dans la classe d'âge 24-59 mois de tous les échantillons. Ceci peut être expliqué par le fait que la mesure du tour de bras est davantage sensible à la maigreur qu'à l'insuffisance pondérale entraînée par le retard de croissance.

#### **4.4. LE TOUR DE BRAS ET L'EVALUATION DE LA MPE**

##### ***4.4.1. Hétérogénéité des situations et des protocoles***

La mesure du tour de bras est utilisée essentiellement dans les situations d'urgence. Elle est, à chaque fois que les moyens le permettent, accompagnée d'une autre mesure afin qu'il soit possible de nuancer les conclusions de l'évaluation. En effet, de nombreux exemples d'enquête montrent que la prévalence de MPE "estimée" par la mesure du tour de bras peut varier considérablement, en fonction des situations, par rapport à la prévalence "estimée" à l'aide d'autres indicateurs. Aussi, TESSIER et al. (1989) en Ouganda montrent que la mesure du tour de bras donne des prévalences de MPE pouvant être 10 fois supérieures à celles de la maigreur, et que ces taux de prévalence diffèrent considérablement selon que l'on utilise la donnée brute en mm ou la donnée en pour-cent de la référence en fonction de la taille. En revanche, au cours d'une enquête réalisée par "Save the children" en Ethiopie (OMS 1990) la prévalence des "petits tours de bras" était identique à celle de la maigreur (indice poids pour la taille inférieur à 80%), cela chez les enfants de moins de cinq ans. La comparaison des résultats obtenus dans les travaux antérieurs est souvent difficilement réalisable, les auteurs de ces travaux ayant retenu des classes d'âge, des modes d'expression d'indices anthropométriques et des seuils de positivité variables. Pour notre part, nos indicateurs de référence sont toujours exprimés en écart-type avec un seuil à -2 E.T. Pour la mesure du tour de bras nous avons utilisé les seuils classiques 135 et 125 mm ou 85 et 75%. Enfin les enfants sont âgés de 12 à 59 mois.

##### ***4.4.2. Avec le seuil classique de 135 mm***

Sur la totalité des trois échantillons africains nous avons observé qu'au seuil de 135 mm la mesure du tour de bras donne une estimation de la prévalence de MPE qui est toujours supérieure à la prévalence de maigreur et qui est toujours inférieure à la prévalence d'insuffisance pondérale. CARTER (1986) fait le même constat en Ethiopie. Dans ces trois situations africaines, la valeur de 135 mm est donc trop élevée pour évaluer la maigreur et trop basse pour évaluer l'insuffisance pondérale. On retrouve cette situation dans la classe d'âge 24-59 mois.

Dans l'île de la Dominique la situation est bien différente, la prévalence de "petit tour de bras" est la plus faible. Elle ne diffère cependant pas de la prévalence de maigreur. On se rappelle que sur cette île les formes chroniques de MPE ne constituent pas un réel problème de santé publique mais qu'en revanche les formes aiguës sont très fréquentes et apparaissent très tôt. Dans ce contexte particulier la mesure du tour de bras semble mieux adaptée pour apprécier la MPE aiguë.

Entre 12 et 23 mois la mesure du tour de bras peut être substituée à la mesure du poids pour estimer la prévalence d'insuffisance pondérale, cela pour les trois échantillons africains. Mais elle surestime toujours très largement les taux de maigreur ; il faudrait fixer la valeur à 128 mm au Cameroun ou au Congo pour obtenir des résultats homogènes. La valeur-seuil de 135 mm semble en revanche bien adaptée à la Dominique pour mesurer les taux de maigreur dans cette classe d'âge.

##### ***4.4.3. Evaluation des formes sévères de MPE***

Dans la population de référence 0,15% des individus ont des valeurs d'indices anthropométriques inférieures à -3 E.T. Les taux de MPE sévère, en maigreur et en insuffisance pondérale, qui caractérisent nos échantillons de population y sont plus élevés. Il paraît toutefois illusoire de vouloir les comparer aux taux de mesures de tour de bras inférieures à 125 mm ; en effet, la

précision assortie à ces taux est très mauvaise. Ces comparaisons doivent être réservées aux échantillons de populations chez lesquelles les formes graves de MPE sont des événements moins rares, ou aux échantillons de taille plus importante.

#### ***4.4.4. Le tour de bras exprimé en pour-cent de la norme par rapport à l'âge***

La mesure du tour de bras selon qu'elle est exprimée en mm ou en pour-cent de la norme par rapport à l'âge ne donne pas, exception faite de la classe d'âge 12-23 mois, les mêmes estimations de prévalence de la MPE. Cette disparité dans les résultats a déjà été constatée (TROWBRIDGE 1980). L'indicateur tour de bras inférieur à 85% s'avère mieux adapté que l'indicateur tour de bras inférieur à 135 mm pour estimer la prévalence d'insuffisance pondérale.

#### ***4.4.5. Des valeurs-seuils adaptées à l'environnement***

Si la mesure du tour de bras est le seul moyen d'estimer une prévalence de malnutrition, il apparaît indispensable d'attribuer à la mesure du tour de bras une valeur-seuil qui harmonise les résultats de l'indicateur tour de bras par rapport à ceux de l'indicateur poids en fonction de la taille. Les résultats qui viennent d'être exposés montrent la diversité des situations rencontrées, en Afrique d'une part dans deux pays limitrophes, aux Caraïbes d'autre part. Il n'existe pas de valeur-seuil universelle ; il faut au contraire rechercher pour chaque situation particulière la valeur spécifique qui convient. Ainsi au Cameroun et au Congo rural les seuils de 126 et 128 mm conviennent pour les deux échantillons ruraux, à Brazzaville le seuil serait fixé à 130 mm et à la Dominique à 140 mm. Pour les trois échantillons africains ces valeurs-seuils sont proches de celle proposée par LINDTJORN (1985) en Ethiopie et qui est égale à 130 mm. On remarque que ce classement des pays par ordre croissant des valeurs-seuils est le même que celui que nous avons établi pour la valeur moyenne du tour de bras chez les enfants normaux.

### **4.5. LE TOUR DE BRAS ET LE DIAGNOSTIC DE MPE**

Le calcul de la valeur moyenne du tour de bras chez les enfants normaux et dans les différentes formes de malnutrition, l'étude des corrélations entre la mesure du tour de bras et les autres indices anthropométriques, ont permis de renforcer les arguments avancés par d'autres auteurs et relatifs à la non-indépendance de la mesure par rapport à l'âge et à la possibilité de différences liées à la race. Mais seule l'étude de la valeur diagnostique du test tour de bras par rapport à un indicateur de référence peut répondre à la question de la qualité de l'identification des enfants normaux ou malnutris.

#### ***4.5.1. Remarque générale***

Une première observation doit être faite qui est générale à tous les échantillons :

- quand l'indicateur de référence est le poids pour l'âge les faux négatifs sont toujours en moyenne plus retardés en taille que les faux positifs,
- quand l'indicateur de référence est le poids pour la taille les faux positifs sont toujours en moyenne plus retardés en taille que les faux négatifs.

En effet, dans le premier cas la mesure de la spécificité est effectuée sur le groupe d'enfants de poids normal pour l'âge, donc dans lequel les problèmes de maigreur et de retard de croissance doivent être particulièrement réduits. La valeur moyenne du déficit de croissance staturale sera donc systématiquement supérieure dans le groupe des faux négatifs. Ainsi le test tour de bras laisse échapper les cas d'insuffisance pondérale liée au retard de croissance.

Dans le deuxième cas la mesure de la spécificité est effectuée sur le groupe des enfants non maigres. Le tour de bras retient donc parmi les faux positifs des enfants dont l'insuffisance pondérale est liée au retard de taille. La valeur moyenne du déficit de croissance staturale sera donc supérieure dans le groupe des faux positifs. Un des risques du test tour de bras est donc dans ce cas de prendre pour maigres des enfants qui sont retardés en taille.

#### **4.5.2. Qualités du dépistage au seuil 135 mm**

Si on prend l'exemple du Congo rural qui donne les résultats les plus nets on note que pour les classes d'âge 12-59 mois et 24-59 mois la mesure du tour de bras s'avère plus apte à identifier les enfants maigres que les enfants ayant une insuffisance pondérale ; entre 12 et 23 mois c'est l'inverse qui est observé. La sensibilité du tour de bras vis-à-vis des deux indicateurs de référence est meilleure lorsque les enfants ont moins de 24 mois.

- L'indicateur de référence est le poids pour l'âge

Entre 12 et 23 mois il n'y a aucune différence significative entre les vrais positifs et les faux négatifs dont le taux est de 29,3%. Les faux négatifs, qui ont un tour de bras supérieur à 135 mm, ont par rapport aux faux positifs, qui ont un tour de bras inférieur à 135 mm, des valeurs d'indice anthropométriques inférieures. Cette situation est difficilement interprétable et ne peut être attribuée qu'à la variabilité de l'échantillon. Au seuil 135 mm, la mesure du tour de bras dans la classe d'âge 24-59 mois, se révèle incapable d'identifier les enfants ayant une insuffisance pondérale, la valeur moyenne de l'indice poids pour l'âge des faux négatifs étant de -2,5 E.T. La sélection semble se faire davantage sur la maigreur que sur l'insuffisance pondérale liée au retard de croissance. Cela se retrouve dans la comparaison des faux négatifs et des faux positifs pour l'indice poids pour la taille qui est identique dans les deux groupes. Le taux de faux négatifs est alors de 71,8%.

- L'indicateur de référence est le poids pour la taille

Entre 12 et 23 mois le tour de bras identifie parmi les enfants maigres des enfants qui sont en moyenne davantage retardés en taille, mais il ne sélectionne pas les plus maigres.

Les conclusions sont donc bien celles précédemment énoncées et le risque pour le tour de bras au seuil 135 mm est donc :

- lorsqu'il est utilisé pour identifier les enfants ayant une insuffisance pondérale de ne pas considérer comme malnutris les enfants qui ont une insuffisance pondérale liée au retard de croissance. La sensibilité du test sera d'autant meilleure que la proportion d'enfants retardés en taille par rapport aux enfants maigres sera moins élevée. C'est ce qui se passe entre 12 et 23 mois.
- lorsqu'il est utilisé pour identifier les enfants maigres de déclarer malnutris les enfants qui ont une insuffisance pondérale uniquement expliquée par un retard de croissance. La sensibilité du test sera d'autant meilleure que la proportion d'enfants retardés en taille et maigres par rapport aux enfants seulement maigres sera plus élevée. C'est ce qui se passe entre 12 et 23 mois.

- Remarque générale aux deux indicateurs de référence

Quels que soient l'indicateur de référence et la classe d'âge considérés l'âge moyen des faux positifs est toujours inférieur à celui des faux négatifs, qu'il s'agisse simplement d'une tendance ou que la différence soit significative. Ainsi le tour de bras sélectionne des enfants plus jeunes. La charge de travail et le surcoût entraînés par le traitement des faux positifs sont donc compensés par l'espoir que l'intervention maintiendra à leurs niveaux des indices staturo-pondéraux légèrement négatifs et qu'ainsi elle préviendra l'apparition de formes sévères de MPE.

#### **4.5.3. Qualités du dépistage lorsque les prévalences "vraie" et "estimée" sont identiques**

Nous avons pris l'exemple du Congo rural pour mesurer les effets du remplacement du seuil classique de 135 mm, utilisé indifféremment pour tester la mesure du tour de bras par rapport aux poids pour l'âge ou au poids pour la taille, par des valeurs spécifiques qui permettent d'ajuster les prévalences de MPE données par le test et par l'indicateur.



La modification apportée à la valeur-seuil étant, avec l'indicateur poids pour la taille, une diminution, elle aura pour premier effet de diminuer la sensibilité et d'augmenter la spécificité du test. L'inverse se produit avec l'indicateur poids pour l'âge dans la classe d'âge 24-59 mois. Un léger gain du taux de concordance est également observé.

- L'indicateur de référence est le poids pour l'âge

Entre 12 et 23 mois la modification du seuil est trop faible ( $\delta = -1$  mm) pour entraîner des changements notables par rapport aux observations faites au seuil 135 mm. Entre 24 et 59 mois la valeur-seuil est portée à 143 mm. La mesure du tour de bras identifie comme malnutris des enfants dont la valeur moyenne de l'indice poids pour la taille est faiblement négatif :  $-0,7$  E.T. (tableau 60) La sensibilité du test est donc certes bien améliorée mais le risque d'être faux positif est devenu trop important pour les enfants dont l'anthropométrie est loin de la limite de normalité.

- L'indicateur de référence est le poids pour la taille

Bien que la sensibilité du test soit fortement diminuée lorsque la valeur-seuil passe de 135 à 128 mm, les groupes des faux négatifs et des vrais positifs entre 12 et 23 mois restent comparables (tableaux 53 et 57). Par contre, le groupe des faux positifs au seuil 128 mm est caractérisé par des indices aggravés de poids pour l'âge et de taille pour l'âge et la mesure de l'insuffisance pondérale n'est plus différente chez les faux positifs et chez les faux négatifs. Au seuil de 128 mm la spécificité du test est donc très améliorée. Le test identifie des enfants dont les indices anthropométriques sont inférieurs à  $-2$  E.T., voire proches de  $-3$  E.T. Leur état nutritionnel est donc proche des formes sévères de MPE. Nous avons fixé le seuil à 128 mm pour que la mesure du tour de bras puisse évaluer la prévalence de maigreur dans la population congolaise. Cette limite est proche de celle fixée à 125 mm par SHAKIR et al. (1974) pour évaluer les formes sévères de MPE. Il y a donc discordance entre nos résultats et cette recommandation. Mais cette discordance ne fait que rappeler que les fonctions d'évaluation et de diagnostic de la maigreur ne peuvent être assumées par la mesure du périmètre brachial assorti d'un seuil unique de positivité.

Entre 24 et 59 mois la modification du seuil de positivité de la mesure du tour de bras ( $\delta = -4$  mm) n'entraîne pas de changements notables au niveau des qualités du test et des caractéristiques des faux négatifs, faux positifs et vrais positifs.

#### ***4.5.4. Qualités du dépistage lorsque la somme (sensibilité + spécificité) est maximale***

L'utilisation des seuils qui réduisent les risques d'erreur du diagnostic amplifient les différences qui avaient été mises en évidence au seuil 135 mm entre les faux négatifs et les vrais positifs d'une part et entre les faux négatifs et les faux positifs d'autre part. Ceci est particulièrement vrai lorsque l'indicateur de référence est le poids pour l'âge. On peut noter que l'utilisation du seuil fixé à 145 mm aboutit à la constitution d'un groupe de faux positifs particulièrement jeune (tableau 62). Cette sélection pourrait être la conséquence d'un état nutritionnel moins satisfaisant dans les plus basses classes d'âge. Elle apparaît pourtant être davantage la conséquence des effets de l'environnement puisque entre 12 et 20 mois les enfants normaux ont une valeur moyenne du tour de bras inférieure à 145 mm (tableau 2). Cette observation renforce la critique qui peut être formulée sur l'indépendance de la mesure par rapport à l'âge et sur l'utilisation d'un seuil unique pour le diagnostic.

#### ***4.5.5. Valeur prédictive positive du test***

La valeur diagnostique du tour de bras peut être appréciée par le calcul de la valeur prédictive positive (VPP). Cette valeur serait d'un grand intérêt si elle n'était fonction de la prévalence "vraie" de MPE. Sur la totalité des enfants de 12 à 59 mois du Congo rural la prévalence de maigreur est de 5,7%, celle de l'insuffisance pondérale est de 25,0%. Un calcul simple permet de montrer que la VPP du tour de bras qui est égale à 51,0% avec une prévalence d'insuffisance pondérale de 25,0% aurait été égale à 15,7% si la prévalence "vraie" avait été de 5,7%. On ne peut donc pas comparer les VPP obtenues avec l'un et l'autre de ces deux critères de référence.

#### 4.5.6. Variabilité des qualités du test en fonction des types de population

Les performances d'un test sont appréciées à partir de sa sensibilité et de sa spécificité. On doit attendre d'un test que son niveau de performance soit égal, quelle que soit la population concernée et quelle que soit la prévalence "vraie" dans cette population. La valeur prédictive positive varie avec la prévalence "vraie". Il semble en revanche que la sensibilité et la spécificité résistent mieux aux modifications de prévalence (HABICHT 1982). Nous avons vérifié cette affirmation dans l'échantillon des enfants du Congo rural.

- D'une manière générale, la sensibilité de la mesure du tour de bras (en mm) dans l'identification des enfants maigres reste constante, à de très rares exceptions près, pour un seuil donné dans les différentes classes créées pour les variables qui ont été retenues. En revanche, on note que la spécificité, à un seuil donné, est presque toujours supérieure dans les classes qui traduisent, du moins pour les variables socio-économiques, l'appartenance de l'enfant à un environnement plus favorable. Ainsi la spécificité est-elle meilleure chez les enfants issus d'un ménage dont les parents ont un niveau d'instruction élevé ou qui habitent dans une maison plus confortable. Parallèlement, l'indice de YODEN tend à prendre sa valeur minimale à des seuils de positivité qui sont supérieurs dans les classes qui traduisent un mieux-être pour l'enfant. Au seuil 135 mm les écarts de spécificité les plus importants sont trouvés entre les enfants de moins de 24 mois et ceux de plus de 24 mois ( $\delta=20,8\%$ ), et entre les enfants diarrhéiques et ceux non diarrhéiques ( $\delta=13,1\%$ ).

L'amélioration de la spécificité observée d'une classe à l'autre va de pair avec la diminution de la prévalence de la maigreur et pourrait aussi être expliquée par elle. Il est vrai que la concordance des résultats du test peut varier avec la prévalence "vraie" (HABICHT 1982). On peut également soupçonner que parmi les enfants non maigres les proportions relatives des différents degrés de sévérité d'insuffisance pondérale (liée au retard de croissance) ne sont pas constantes dans les différentes classes de populations étudiées.

- Il est d'autres possibilités d'explication. Ainsi pour le sexe on peut admettre que les filles ayant en moyenne un plus petit tour de bras ont un risque accru d'être classées parmi les faux négatifs. Il en est de même avec l'âge, les enfants les plus jeunes courant ce même risque. Pour ce qui concerne les enfants diarrhéiques au moment de l'enquête on peut supposer que les effets de la diarrhée se traduisent plus rapidement sur la mesure du tour de bras et sur la valeur de l'indice poids pour l'âge que sur la valeur de l'indice poids pour la taille. Il s'agit là d'effets à court terme. Il en est d'autres, de plus long terme, visibles lorsqu'on prend en compte le poids à la naissance. Les enfants dont le poids à la naissance est supérieur à 2.850 g sont moins nombreux à être maigres (4,1%) que les autres (7,9%). Le tour de bras est plus spécifique chez les premiers. On retrouve ici une observation qui est constante dans les pays peu développés : l'état nutritionnel des enfants à un moment donné est toujours lié au poids à la naissance (CORNU et al. 1980). Ainsi la spécificité diminuée du tour de bras chez les enfants de petit poids à la naissance doit-elle traduire l'insuffisance pondérale liée aux retards de croissance vraisemblablement plus fréquents. L'analyse des autres variables socio-économiques fait intervenir les mêmes éléments explicatifs que ceux qui précèdent. Aussi, on note d'une manière générale que la spécificité du tour de bras diminue dans les classes "défavorisées", l'augmentation du taux de faux positifs étant liée à l'augmentation du taux de retard de croissance montrée par ailleurs (annexe 4) dans ces classes.

- Au seuil donné de 135 mm la mesure de la sensibilité reste remarquablement constante dans les classes "défavorisées"; il en est de même pour la mesure de la spécificité dans les classes "favorisées". On peut donc penser que les variables au travers desquelles la valeur diagnostique du tour de bras a été comparée donnent des informations très redondantes, et cela malgré la variabilité des effectifs mis en jeu dans chaque cas. En terme de prévalence de maigreur les taux varient de 6 à 10%, avec une exception à 13% pour la classe d'âge 12-23 mois, dans les classes qui traduisent une pauvreté accrue; ils varient de 3 à 5% dans les classes qui traduisent une pauvreté moindre.

L'hypothèse selon laquelle la spécificité du tour de bras serait indépendante de la prévalence "vraie" de maigreur n'est donc pas vérifiée ici dans le cas de l'échantillon d'enfants du Congo rural.

Dans le cas d'une évaluation suivie d'une intervention, la valeur-seuil fixée à 135 mm par exemple va donc entraîner le traitement d'un plus grand nombre de faux positifs dans les couches sociales "défavorisées", ou chez les plus jeunes. Cela n'est pas toujours compatible avec les moyens mis en oeuvre. C'est la prise en considération du niveau de ces derniers et une bonne connaissance du terrain d'enquête qui permettront de juger de l'opportunité de modifier le seuil de positivité pour réduire le coût des faux positifs. Il n'en reste pas moins que la fiabilité des résultats du dépistage reste douteuse.

#### 4.6. LES LIMITES DU TEST ET QUELQUES PROPOSITIONS D'AMELIORATION.

- Au travers de l'exemple du Congo rural, nous avons vu les risques liés à l'utilisation d'un seuil unique, 135 mm, dans deux classes d'âge qui sont importantes car la description des formes de MPE y est différente. Ces risques tiennent pour l'essentiel à la prise en compte des enfants retardés en taille lors de l'identification des enfants maigres et à la négativité du test pour ces mêmes enfants retardés en taille lors de l'identification des enfants déficitaires en poids. Une des caractéristiques de l'échantillon étudié est que la prévalence de maigreur, sans être négligeable en terme de santé publique, n'est peut-être pas suffisante pour que le test tour de bras fasse la preuve de qualités indiscutables. Nous avons vu que la sensibilité du test vis-à-vis de deux indicateurs de référence est meilleure lorsque la proportion d'enfants maigres, ou d'enfants à la fois maigres et retardés en taille, est plus grande. En zone de forêt tropicale africaine la maigreur est très localisée dans le temps, et la forme dominante de MPE est le retard de taille. On doit donc se demander si la mesure du tour de bras, exprimée en mm, peut être substituée à la mesure du poids dans ces conditions. Ces risques d'erreur subsistent, et d'autres peuvent s'y sur-ajouter, lorsque la valeur-seuil du tour de bras est choisie pour que la prévalence mesurée par le test soit aussi proche que possible de la prévalence mesurée par l'indicateur. Ces risques supplémentaires sont liés à la perte ou au gain de spécificité du test.
- Les observations qui ont été faites à partir de nos quatre échantillons montrent qu'en fonction des lieux et des classes d'âge les propositions de choix de valeur-seuil pour le tour de bras sont très variables (tableau 40). On note toutefois, du moins pour les échantillons africains et pour l'indicateur poids pour l'âge, une moindre variabilité de ces valeurs fixées soit pour estimer une prévalence soit pour identifier les enfants déficitaires en poids, et une relative proximité des valeurs rattachées à ces deux fonctions. On peut donc imaginer que dans certaines situations analogues on puisse utiliser un seuil unique adapté à l'évaluation et au diagnostic de l'insuffisance pondérale. Cela suppose que l'on ait préalablement une bonne connaissance des terrains d'enquête.
- Le choix d'un seuil unique pour l'évaluation et le diagnostic n'est pas envisageable lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille (tableau 40). Il ressort de nos observations que le seuil de 135 mm n'est adapté à aucun de nos échantillons et à aucune classe d'âge en particulier. Nous pouvons en revanche proposer pour nos trois échantillons africains sur la classe 12-59 mois un seuil unique égal à 140 mm pour l'identification des enfants maigres et un seuil unique, qui serait compris entre 126 et 130 mm, pour l'estimation de la prévalence de maigreur. Dans ce dernier cas (évaluation) le risque d'erreur lié à la non-prise en compte des spécificités locales, conditions d'environnement par exemple dont il a déjà été question, est certainement moins important que celui d'utiliser un seuil de 135 mm qui est inadapté.

#### 4.7. LA MESURE DU TOUR DE BRAS ET LES PARAMETRES BIOCHIMIQUES

L'objet de l'étude de quelques paramètres biochimiques était de rechercher si la connaissance des perturbations enregistrées au niveau de ces paramètres pouvait permettre de valider l'utilisation de la mesure du tour de bras et l'utilisation des seuils classiques en pour-cent ou en mm.

#### **4.7.1. Arguments biochimiques en faveur de l'utilisation du tour de bras pour apprécier la MPE**

Les paramètres biochimiques qui ont été retenus sont, à l'exception des protides sériques totaux, réputés être sensibles à l'apparition des formes modérées de malnutrition.

Les enfants qui ont un tour de bras inférieur à 135 mm ont pour ces paramètres des valeurs moyennes significativement diminuées par rapport à celles des enfants qui ont un tour de bras égal ou supérieur à ce seuil. La préalbumine sérique et l'index d'hydroxyproline urinaire sont les plus sensibles et leurs valeurs diminuent régulièrement lorsque la mesure du tour de bras (en pour-cent ou en mm) décroît (tableau 64). L'étude des corrélations montre que la part des variations des paramètres biochimiques les plus sensibles expliquée par les variations de la mesure du tour de bras, diminue lorsque sont prises en compte les valeurs de l'indice poids pour la taille.

#### **4.7.2. Limitations des apports de la biochimie pour justifier le choix d'un seuil**

Le recours à des tests biochimiques ne permet pas de justifier le choix d'un seuil. Quelques arguments peuvent être cités. Certains sont extraits d'une publication (DELPEUCH 1979 et al.) présentée dans l'annexe 5.

##### **- Variabilité inter-individuelle des mesures**

Les valeurs moyennes de préalbumine comprises entre 12,2 et 14,2 mg/100 ml (tableau 65) chez les enfants normaux du Cameroun peuvent paraître faibles comparées à celle observée par INGENBLEEK et al. (1972) au Sénégal chez des enfants réalimentés : 22,3 mg/100 ml. Elles sont pourtant du même ordre de grandeur que celles relevées en Egypte (SMITH et al. 1973) et en Thaïlande (SCHELP et al. 1976), soit respectivement 14,5 et 12,9 mg/100 ml. A l'intérieur même de notre échantillon camerounais les enfants normaux du Nord ont par rapport à ceux du Sud des valeurs moyennes de protides sériques totaux et d'albumine supérieures (tableau 65).

##### **- Variabilité liée aux infections et aux carences spécifiques.**

L'interprétation des différences observées au niveau des taux de transferrine entre le Sud et le Nord-Cameroun doit tenir compte de la situation particulière du Nord pour ce qui concerne l'anémie ferriprive. Ainsi les taux plus élevés de transferrine sont davantage le reflet d'une carence en fer que d'un état nutritionnel protéino-énergétique meilleur (DELPEUCH et al. 1980 c).

D'autres travaux ont montré que la diminution du complément est souvent la conséquence d'une synthèse réduite par la MPE et d'une utilisation accrue par les infections (NEUMANN et al. 1975). La synthèse de ces différentes fractions est également dépendante du métabolisme minéral, en calcium et en magnésium (CHEVALIER et al. 1979).

##### **- Absence de réponse du type oui/non**

L'examen de l'évolution des paramètres biochimiques pris isolément ne permet pas de mettre en évidence une rupture franche dans le continuum des situations qui vont du normal au pathologique. On ne dispose donc d'aucun argument biochimique pour justifier le choix d'un seuil pour la mesure du tour de bras auquel correspondrait une dégradation notable de l'équilibre homéostatique.

#### **4.7.3. Comparaison biochimique des faux positifs et des faux négatifs**

- La comparaison des paramètres biochimiques des enfants faux positifs et faux négatifs ne permet pas de valider les différences anthropométriques qui opposent ces deux groupes ; en effet, aux seuils classiques de 85% ou 135 mm le test de MAHALANOBIS effectué sur une batterie de 8 analyses biochimiques n'est pas significatif (tableaux 74 et 75). On note également que les valeurs moyennes des deux paramètres qu'on peut considérer comme étant les plus sensibles à une modification de l'état nutritionnel (préalbumine et index d'hydroxyproline) ne diffèrent pas d'un groupe à l'autre.

Nous avons vu que la mesure moyenne du tour de bras chez les enfants du Nord-Cameroun était, à

indices statur pondéraux égaux, supérieure à celle des enfants du Sud. Cela se traduit par une plus forte proportion d'enfants originaires du Sud dans le groupe des faux positifs (tableau 75) et par une amplification des écarts constatés entre les valeurs moyennes des paramètres biochimiques, en particulier protides sériques totaux, albumine et transferrine.

- Lorsque le seuil de positivité du tour de bras passe de 135 à 137 mm, valeur pour laquelle la prévalence mesurée est égale à la prévalence "vraie" d'insuffisance pondérale, la différence significative globale relevée pour l'anthropométrie est accompagnée d'une différence significative globale pour la biochimie (tableau 76). L'apparition d'une différence statistiquement significative peut être expliquée par la diminution du taux d'enfants originaires du Nord dans les faux positifs.
- Le recours à des dosages biochimiques pour justifier le choix des seuils de positivité est limité par la grande variabilité des mesures inter-individuelles. Elles ne peuvent donc être exploitées qu'au niveau du groupe. Ainsi le recours à la biochimie permet de montrer que les enfants identifiés par la mesure du tour de bras ont tendance à avoir des valeurs moyennes plus faibles que celles des enfants identifiés par les indicateurs de référence. Le périmètre brachial permet donc d'isoler des enfants dont l'état nutritionnel est globalement moins satisfaisant.

#### 4.8. LA MESURE DU TOUR DE BRAS EN POUR-CENT DE LA REFERENCE PAR RAPPORT A L'AGE

L'utilisation d'une mesure de tour de bras exprimée en pour-cent de la référence par rapport à l'âge présente deux avantages. Le premier est que cette expression permet d'éviter que des enfants soient considérés malnutris du seul fait qu'ils sont plus jeunes. Le deuxième avantage est que l'indicateur tour de bras inférieur à 85% donne une estimation de la MPE qui est identique à celle de l'indicateur poids pour l'âge inférieur à -2 E.T.

En terme de diagnostic le calcul de l'expression en pour-cent n'apporte pas d'amélioration sensible au niveau des qualités du test : à spécificité égale la sensibilité est légèrement supérieure avec l'expression en mm mais les caractéristiques anthropométriques et biochimiques des faux positifs et des faux négatifs restent très voisines quand on change de mode d'expression. Au seuil classique de 85% la VPP du test mesurée par rapport à l'indicateur poids pour l'âge est égale à 54,2% ; elle est supérieure à celle obtenue avec le seuil à 135 mm : 37,7%. Ceci est lié à la sensibilité médiocre du tour de bras en mm. Le recours à l'expression en pour-cent de la mesure du tour de bras semble donc pouvoir être recommandé uniquement pour évaluer une situation donnée. Mais cela suppose bien sûr que l'âge exact des enfants soit connu.

#### 4.9. LA MESURE DU RISQUE

- Nous avons voulu identifier les principaux facteurs de risque de la MPE définie soit par l'indicateur poids pour l'âge, soit par l'indicateur poids pour la taille, soit enfin par l'indicateur tour de bras. Dans les six premières étapes de la régression logistique quatre variables communes ont été retenues en raison de leur valeur prédictive du taux d'insuffisance pondérale et du taux de "petit tour de bras". L'homogénéité de ces résultats confirme que la mesure du tour de bras, comme la valeur de l'indice poids pour l'âge, est effectivement le reflet d'une situation nutritionnelle globale et mieux définie par les indices taille pour l'âge et poids pour la taille. Parmi les variables indépendantes ayant une valeur prédictive du taux de maigreur une seule est commune avec celles acceptées dans le modèle logistique du "petit tour de bras". Il ne faut pas s'en étonner : la mesure du tour de bras est certes affectée par la maigreur, elle l'est aussi par le retard de croissance dont la prévalence est élevée dans l'échantillon.

- On remarque que parmi toutes les variables proposées (annexe 3) aux modèles, les variables biologiques qui caractérisent l'enfant (poids à la naissance) et la mère (indice de masse corporelle et taille) sont parmi les premières à être acceptées dans la fonction logistique et qu'elles ne s'excluent pas.

Hormis l'indice économique du ménage, peu de variables socio-économiques sont présentes. On peut aisément expliquer la sous-représentation de ce type de variable. On peut en effet admettre d'une part que l'indice économique rassemble à lui seul suffisamment d'information pour que les

autres variables, redondantes avec lui, ne puissent améliorer la prédiction. D'autre part, l'indice de masse corporelle de la mère qui recèle une information biologique primordiale pour toute la période allant de la conception au sevrage de l'enfant peut également être considérée comme un bon indicateur socio-économique.

Les autres variables socio-économiques sont en fait des covariants très étroits, les variations de l'une allant dans le même sens que les variations de l'autre. La présence de l'une d'entre elles dans le modèle enlève toutes chances aux autres d'être intégrées dans ce dernier. En conséquence, une modification même légère de l'effectif de l'échantillon étudié dans la régression peut entraîner une modification dans la sélection des variables indépendantes de nature socio-économique. Ce qui ne signifie pas que les modèles soient totalement différents.

## Cinquième Partie

### CONCLUSION

#### 5.1. LES QUALITES ET LES LIMITES DU TEST TOUR DE BRAS

La mesure du tour de bras a été proposée comme alternative à la mesure du poids, cette dernière intervenant initialement uniquement dans le calcul de l'indice poids pour l'âge.

La mesure du tour de bras permet effectivement de déceler une insuffisance pondérale globale. Cependant les résultats du Congo rural montrent que, au seuil classique de 135 mm, les qualités du test "tour de bras < 135 mm" varient selon l'âge des enfants. Aussi entre 12 et 23 mois le tour de bras identifie mieux l'insuffisance pondérale que la maigreur ; entre 24 et 59 mois l'inverse se produit. Sur la totalité des enfants âgés de 12 à 59 mois le tour de bras se révèle être un meilleur indicateur des formes aiguës que des formes chroniques de MPE. Dans tous les cas la sensibilité du test reste médiocre. Son aptitude à dépister les enfants maigres est d'autant meilleure que le taux d'enfants retardés en taille est moindre. Cette caractéristique limite son champ d'application à certaines zones géographiques. Certains travaux, dont ceux de VAN LOON et al. (1987) et MC DOWELL et al. (1982) ont montré que la mesure du tour de bras est un bon indicateur des formes graves de MPE. Nous n'avons pas pu étudier les qualités du test par rapport aux formes sévères de maigreur et d'insuffisance pondérale ; en effet, les effectifs impliqués dans le calcul de la sensibilité sont trop faibles et auraient donné des résultats inconsistants. L'étude biochimique révèle toutefois que l'état nutritionnel des enfants déclarés malnutris à partir de la mesure du périmètre brachial a tendance à être moins satisfaisant que celui des enfants dépistés par les indices statur pondéraux.

#### 5.2. LA MESURE DU TOUR DE BRAS ET L'ENVIRONNEMENT

- A l'analyse des multiples enquêtes réalisées avec la mesure du tour de bras on constate que les seuils classiques de 135 et 125 mm ne sont pas adaptés à tous les terrains et que les auteurs en changent pour améliorer la fiabilité des résultats. Il existe une relation étroite entre la mesure du tour de bras des enfants normaux ou sains et l'environnement global de ces enfants. Cela se voit dans les différences mises en évidence dans les populations de référence, celle de WOLANSKI et celle de GERVER par exemple, et qui correspondent au changement séculaire lié à l'amélioration des conditions d'existence ; cela se voit également dans les différences qui séparent les enfants normaux d'origines diverses. Ces évolutions mesurables dans le temps ou dans l'espace justifient que les seuils de positivité soient fixés en fonction des caractéristiques du terrain d'enquête. L'utilisation d'une valeur-seuil exprimée en mm permet d'écarter le problème lié au choix d'une population de référence.
- La fabrication de références locales ne doit pas être envisagée car elle n'apporterait aucune solution aux problèmes posés par l'utilisation de la mesure du tour de bras dans l'évaluation ou le diagnostic de la MPE. La nécessité de les réactualiser régulièrement serait en fait un problème supplémentaire. En revanche la population de référence de WOLANSKI offre l'avantage de mesurer le déficit réel qui sépare les individus d'une situation qu'on pourrait qualifier d'idéale. Elle permet ainsi de juger l'effort qui devrait être fait pour que les enfants des pays pauvres atteignent cet état nutritionnel idéal. La comparaison des enfants normaux de Brazzaville et des enfants normaux du groupe spécial est révélatrice de l'importance des actions à mettre en oeuvre pour que la population générale puisse atteindre le niveau de la population de référence.

#### 5.3. LES DIFFICULTES LIEES A L'HETEROGENEITE DES SITUATIONS

Les terrains d'enquête sont caractérisés par des prévalences "vraies" de MPE très variables. Ces prévalences sont déterminantes des qualités du test dans les différentes populations étudiées. Le choix du seuil de positivité en vue d'une évaluation est fonction de la prévalence "vraie" (HABICHT 1982) ; ceci est particulièrement net lorsque l'indicateur de référence est le poids pour la taille. Nous avons vu également que la spécificité du tour de bras par rapport au poids pour la

taille n'était pas constante dans des groupes d'individus définis à partir de critères biologiques et socio-économiques et différents au niveau de leur prévalence "vraie" de MPE.

#### 5.4. LA NECESSITE D'ETUDES STANDARDISEES

L'hétérogénéité des situations et de la réponse du tour de bras à ces situations implique que les études méthodologiques qui se veulent comparatives soient standardisées à tous les niveaux : choix des indicateurs et des populations de référence, choix du mode d'expression et de la valeur-seuil de positivité pour la mesure du tour de bras, choix de la population cible définie par son anthropométrie staturo-pondérale et par son niveau social.

#### 5.5. LES SOURCES DE BIAIS AUTRES QUE L'ENVIRONNEMENT

Les différences liées à l'environnement n'excluent pas d'autres sources de biais.

##### *5.5.1. Les différences raciales*

Les différences raciales existent et les enfants du Nord-Cameroun, comparés à ceux du Sud, en sont un exemple. On aurait pu s'attendre à ce que les conditions contraignantes d'existence de cette zone semi-aride prédisposent à un petit tour de bras même chez les enfants normaux pour les indices staturo-pondéraux ; le contraire est observé, du moins chez les plus jeunes. Il est difficile d'apprécier la part que peut prendre l'alimentation, très différente par la nature et la composition des aliments consommés, dans ces différences morphologiques. Les travaux de MANSHANDE et al. (1985) réalisés sur des groupes raciaux aussi typés que ceux étudiés par nous au Cameroun (les Rega dans la forêt zaïroise et les Mossi dans une zone sub-saharienne partagée par le Togo et le Burkina-Faso) montrent que le postulat selon lequel la proportion de muscle et de masse grasse sous-cutanée est constante dans le bras d'enfants sains n'est pas vérifié. Aussi, lorsqu'une MPE est présente, la discordance entre les indications données par la mesure du tour de bras et celles des autres indicateurs anthropométriques peut-elle être expliquée par la différence des répartitions relatives des deux compartiments et par l'importance relative des modifications subies l'une par rapport à l'autre (ADHIKARI et al. 1981) en cas de MPE.

##### *5.5.2. L'indépendance de la mesure par rapport à l'âge*

L'indépendance de la mesure du tour de bras par rapport à l'âge est une hypothèse de travail qui conduit à un autre type de biais : celui de considérer malnutris les enfants les plus jeunes, ceux de moins de 20 mois, qui en fait ne le sont pas. Ce risque est d'autant plus élevé que les populations étudiées sont plus pauvres. Il peut paraître avantageux de recommander lorsque cela est possible, c'est à dire lorsque l'âge est connu ou qu'il peut être apprécié, l'utilisation de deux classes d'âge ayant chacune un seuil spécifique. Mais cela ne va pas dans le sens d'une simplification du système.

#### 5.6. LA NECESSITE DE VALEURS-SEUILS ADAPTEES AU TERRAIN

L'utilisation systématique du seuil classique 135 mm pour évaluer une situation nutritionnelle en terme de maigreur ne peut être recommandée. Nous n'avons pas pu vérifier qu'en dessous de 125 mm la prévalence "estimée" de MPE ne diffère pas de la prévalence "vraie". Le seul avantage offert par ce système de classification est de permettre des comparaisons entre pays. Mais les prévalences mesurées de MPE sévère et modérée ne sont pas représentatives ; on notera toutefois l'exception relevée entre 12 et 23 mois, la prévalence de tour de bras inférieur à 135 mm n'étant pas différente de celle d'insuffisance pondérale pour les trois échantillons africains.

Le seuil à 135 mm confère une mauvaise sensibilité à la mesure du tour de bras. Le seuil peut être modifié pour réduire les risques d'erreur de diagnostic. Dans la plupart des interventions il sera modifié en fonction d'autres critères, tel le coût total des erreurs. D'une manière générale on n'accorde pas systématiquement le même poids à un faux positif et à un faux négatif. En matière d'intervention nutritionnelle on peut considérer qu'il n'y a pas d'effet délétère.



## 5.7. QUEL AVENIR POUR LE TOUR DE BRAS ET QUELLES DIFFICULTÉES ?

Les résultats présentés ici montrent que la mesure du tour de bras est une méthode simple d'appréciation de l'état nutritionnel qui pourrait, à condition de certains aménagements, être substituée à l'utilisation d'indicateurs plus complexes.

### **5.7.1. La principale limitation**

Le principal défaut de ce test, mis en évidence ici, est que sa valeur diagnostique, la spécificité en particulier, n'est pas constante dans les groupes définis par des critères socio-économiques et biologiques et que les variations ne peuvent être considérées comme négligeables. Les populations enquêtées étant rarement homogènes sur ce plan, le risque d'erreur va être accru sans qu'il soit possible de le maîtriser.

### **5.7.2. Les situations d'urgence et la maigreur**

La principale justification de l'utilisation de la mesure du tour de bras reste la méconnaissance de l'âge des enfants, la nécessité d'une évaluation ou d'un diagnostic simple et rapide ne nécessitant pas un personnel très qualifié.

Aussi, il ne fait pas de doute que dans une situation d'urgence (famine, catastrophe) cette mesure soit retenue. S'il s'agit d'identifier les seuls cas de maigreur le quac-stick, qui fait référence au tour de bras en fonction de la taille, est également une technique adaptée, encore qu'un peu plus compliquée. D'autres auteurs recommandent également que le tour de bras soit utilisé en routine pour dépister les formes sévères de MPE, ce qui est un objectif proche de celui qui précède et qui est d'intervenir sur les enfants à très haut risque.

### **5.7.3. L'évaluation**

L'utilisation de la mesure du tour de bras pour évaluer une situation nutritionnelle donnée se heurte au problème du choix du seuil de positivité. Il est comme nous l'avons vu fonction de la prévalence "vraie" qui au départ est supposée ne pas être connue et sa valeur doit être d'autant plus basse que la prévalence "vraie" est peu élevée. Il est également fonction des formes de MPE qu'on souhaite évaluer : maigreur ou insuffisance pondérale. La détermination des modifications de la prévalence "vraie" suivie dans le temps à partir de la prévalence "estimée" par la mesure du tour de bras soulève des problèmes méthodologiques importants pour lesquels aucune procédure n'a pour le moment été proposée.

### **5.7.4. La surveillance individuelle de la croissance**

Certains auteurs estiment que la mesure du tour de bras peut se substituer à la mesure du poids dans le cadre de la surveillance individuelle de la croissance (SHRESTHA et al. 1990). Plusieurs difficultés apparaissent face à la réalisation de cette proposition. La première tient à la non-indépendance de la mesure par rapport à l'âge et à la nécessité de se rapporter à une population de référence. La seconde tient à une difficulté accrue de la mesure chez les nourrissons due à une accessibilité réduite et à la compressibilité des tissus.

### **5.7.5. Une expression en mm, simple et efficace**

L'ensemble des travaux réalisés convergent pour reconnaître que la mesure du tour de bras exprimée en mm donne des résultats de sensibilité et de spécificité qui ne sont pas améliorés par le calcul d'indice faisant appel à l'âge ou à la taille. En revanche, nous avons vu les limitations de la mesure du tour de bras lorsqu'elle fait référence à la taille. Cette expression est adaptée à l'identification d'enfants maigres. Elle n'est pas utilisable en surveillance nutritionnelle.

## **5.8. LE TOUR DE BRAS EN SITUATION ORDINAIRE**

La mesure du tour de bras est un indicateur composite dont les variations suivent celles des indices poids pour la taille et taille pour l'âge. Dans certaines conditions d'utilisation elle apparaît comme un outil indispensable. En revanche, en situation ordinaire, son emploi dans le dépistage ou dans l'évaluation de la MPE ne paraît pas devoir être envisagé ; les problèmes méthodologiques qu'il soulève n'étant pas tous résolus. La mesure du tour de bras présente l'avantage d'être facilement réalisable, peu coûteuse, et relativement indépendante de l'âge. Aussi ne doit-on pas envisager une extension de son champ d'action qui se ferait au prix de l'une ou l'autre de ses qualités. En situation ordinaire, lorsque l'âge des enfants est connu, la mesure du poids et de la taille reste la recommandation.

## TABLEAUX

**TABEAU 1 : Mesure du tour de bras (en mm) chez des enfants de 12 à 59 mois originaires de plusieurs pays (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).**

	CONGO RURAL	CONGO URBAIN	CAMEROUN	DOMINIQUE
Classes d'âge	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)
12-14	140,0 $\pm$ 1,0 (147)	145,5 $\pm$ 1,3 (102)	139,9 $\pm$ 1,4 (75)	151,9 $\pm$ 3,0 (19)
15-17	139,8 $\pm$ 1,1 (135)	142,8 $\pm$ 1,2 (94)	142,1 $\pm$ 1,7 (68)	151,4 $\pm$ 3,7 (14)
18-20	140,6 $\pm$ 1,1 (131)	143,1 $\pm$ 1,3 (90)	140,6 $\pm$ 1,6 (65)	149,2 $\pm$ 3,3 (12)
21-23	144,0 $\pm$ 1,1 (118)	148,7 $\pm$ 1,2 (114)	143,8 $\pm$ 1,5 (71)	158,9 $\pm$ 2,9 (14)
Total	140,9 $\pm$ 0,5 (531)c	145,2 $\pm$ 0,6 (400)b	141,7 $\pm$ 0,8 (279)c	152,9 $\pm$ 1,6 (59)a
24-26	143,8 $\pm$ 0,9 (124)	150,9 $\pm$ 1,1 (101)	145,1 $\pm$ 1,3 (54)	155,7 $\pm$ 2,8 (12)
27-29	145,7 $\pm$ 1,0 (126)	151,3 $\pm$ 1,0 (112)	143,3 $\pm$ 2,1 (47)	158,0 $\pm$ 2,7 (12)
30-32	148,6 $\pm$ 0,9 (132)	153,9 $\pm$ 1,1 (94)	147,3 $\pm$ 1,9 (51)	158,4 $\pm$ 2,2 (16)
33-35	149,8 $\pm$ 1,0 (119)	154,7 $\pm$ 1,0 (110)	147,2 $\pm$ 1,9 (38)	158,3 $\pm$ 3,4 (10)
Total	147,0 $\pm$ 0,5 (501)c	152,7 $\pm$ 0,5 (417)b	145,7 $\pm$ 0,9 (190)c	157,6 $\pm$ 1,3 (50)a
36-38	150,5 $\pm$ 0,9 (112)	152,5 $\pm$ 1,3 (95)	152,5 $\pm$ 2,2 (37)	157,0 $\pm$ 2,4 (16)
39-41	151,7 $\pm$ 1,2 (104)	153,7 $\pm$ 1,2 (71)	151,5 $\pm$ 1,7 (37)	166,5 $\pm$ 2,6 (14)
42-44	151,8 $\pm$ 1,1 (106)	155,8 $\pm$ 1,1 (100)	153,0 $\pm$ 1,8 (36)	159,8 $\pm$ 2,1 (14)
45-47	152,4 $\pm$ 1,1 (105)	156,9 $\pm$ 1,3 (92)	153,7 $\pm$ 1,9 (42)	166,0 $\pm$ 3,6 (14)
Total	151,6 $\pm$ 0,6 (427)c	154,8 $\pm$ 0,6 (358)b	152,7 $\pm$ 0,9 (152)bc	162,1 $\pm$ 1,4 (58)a
48-50	153,0 $\pm$ 1,0 (109)	156,6 $\pm$ 1,1 (88)	149,3 $\pm$ 1,6 (39)	158,7 $\pm$ 5,2 (9)
51-53	152,7 $\pm$ 0,9 (102)	157,8 $\pm$ 1,1 (80)	154,9 $\pm$ 1,9 (30)	165,6 $\pm$ 2,8 (10)
54-56	152,1 $\pm$ 0,9 (102)	158,2 $\pm$ 1,2 (98)	154,9 $\pm$ 1,6 (41)	161,8 $\pm$ 3,3 (10)
57-59	152,2 $\pm$ 1,0 (102)	158,1 $\pm$ 1,1 (90)	152,2 $\pm$ 1,9 (31)	158,1 $\pm$ 5,0 (7)
Total	152,5 $\pm$ 0,5 (415)b	157,7 $\pm$ 0,6 (356)a	152,8 $\pm$ 0,9 (141)b	161,4 $\pm$ 2,0 (36)a

a, b, c : dans chaque classe d'âge annuelle les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABEAU 2 : Mesure du tour de bras (en mm) chez des enfants normaux de 12 à 59 mois originaires de plusieurs pays (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).\***

	CONGO RURAL	CONGO URBAIN	CAMEROUN	DOMINIQUE
Classes d'âge	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)
12-14	144,7 $\pm$ 1,0 (90)	148,3 $\pm$ 1,2 (84)	143,4 $\pm$ 1,5 (50)	154,5 $\pm$ 2,8 (17)
15-17	144,2 $\pm$ 1,3 (83)	146,5 $\pm$ 1,1 (67)	148,2 $\pm$ 2,5 (32)	151,3 $\pm$ 2,1 (11)
18-20	144,5 $\pm$ 1,2 (72)	147,9 $\pm$ 1,3 (59)	145,2 $\pm$ 1,6 (39)	152,7 $\pm$ 3,8 (8)
21-23	148,4 $\pm$ 1,2 (67)	151,4 $\pm$ 1,2 (77)	147,1 $\pm$ 1,7 (41)	159,7 $\pm$ 3,1 (12)
Total	145,3 $\pm$ 0,6 (312)c	148,6 $\pm$ 0,6 (287)b	145,7 $\pm$ 0,9 (162)c	154,8 $\pm$ 1,5 (48)a
24-26	147,8 $\pm$ 1,0 (73)	153,5 $\pm$ 1,2 (78)	147,0 $\pm$ 1,7 (39)	155,7 $\pm$ 2,8 (12)
27-29	150,6 $\pm$ 1,0 (75)	153,8 $\pm$ 0,9 (94)	148,3 $\pm$ 1,9 (31)	159,9 $\pm$ 2,9 (10)
30-32	152,2 $\pm$ 1,0 (84)	155,1 $\pm$ 1,1 (84)	153,1 $\pm$ 1,8 (36)	158,2 $\pm$ 2,3 (10)
33-35	152,5 $\pm$ 1,0 (90)	155,6 $\pm$ 1,0 (96)	151,6 $\pm$ 1,8 (23)	160,6 $\pm$ 2,8 (9)
Total	150,9 $\pm$ 0,5 (322)c	154,5 $\pm$ 0,5 (352)b	149,8 $\pm$ 0,9 (129)c	158,4 $\pm$ 1,4 (41)a
36-38	153,4 $\pm$ 1,1 (72)	155,8 $\pm$ 1,3 (76)	155,8 $\pm$ 2,3 (25)	158,6 $\pm$ 2,2 (14)
39-41	155,4 $\pm$ 1,6 (59)	155,6 $\pm$ 1,2 (59)	153,4 $\pm$ 2,0 (24)	167,4 $\pm$ 2,7 (13)
42-44	155,9 $\pm$ 1,2 (60)	157,0 $\pm$ 1,1 (89)	154,5 $\pm$ 1,6 (28)	159,9 $\pm$ 2,1 (12)
45-47	156,3 $\pm$ 1,2 (65)	158,6 $\pm$ 1,3 (77)	154,6 $\pm$ 2,2 (30)	165,0 $\pm$ 3,8 (13)
Total	155,1 $\pm$ 0,6 (256)b	156,8 $\pm$ 0,6 (301)b	154,6 $\pm$ 1,0 (107)b	162,7 $\pm$ 1,4 (52)a
48-50	154,6 $\pm$ 1,1 (69)	157,9 $\pm$ 1,1 (74)	152,8 $\pm$ 2,0 (22)	164,9 $\pm$ 1,6 (7)
51-53	155,2 $\pm$ 1,0 (66)	159,3 $\pm$ 1,2 (68)	155,7 $\pm$ 1,8 (22)	167,2 $\pm$ 2,5 (9)
54-56	155,4 $\pm$ 1,2 (54)	160,7 $\pm$ 1,2 (82)	156,1 $\pm$ 1,8 (32)	163,5 $\pm$ 4,0 (8)
57-59	154,6 $\pm$ 1,2 (56)	160,0 $\pm$ 1,2 (69)	154,7 $\pm$ 2,6 (19)	160,6 $\pm$ 6,8 (5)
Total	154,9 $\pm$ 0,6 (245)c	159,5 $\pm$ 0,6 (293)b	154,9 $\pm$ 1,0 (95)c	164,4 $\pm$ 1,8 (29)a

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T.

a, b, c : dans chaque classe d'âge annuelle les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 3 : Mesure du tour de bras (en mm) chez des enfants normaux de 12 à 59 mois originaires de plusieurs pays (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).\***

	CONGO RURAL	CONGO URBAIN	CAMEROUN	DOMINIQUE
Classes d'âge	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)
12-23	146,8 $\pm$ 0,4b (312)	148,1 $\pm$ 0,5b (287)	144,3 $\pm$ 0,6c (162)	154,8 $\pm$ 1,1a (48)
24-35	151,2 $\pm$ 0,4c (322)	154,2 $\pm$ 0,4b (352)	149,9 $\pm$ 0,6c (129)	158,6 $\pm$ 1,2a (41)
36-47	155,8 $\pm$ 0,4c (256)	157,0 $\pm$ 0,4b (301)	153,1 $\pm$ 0,7d (107)	162,4 $\pm$ 1,0a (52)
48-59	156,4 $\pm$ 0,5c (245)	158,8 $\pm$ 0,4b (293)	153,8 $\pm$ 0,7d (95)	163,6 $\pm$ 1,3a (29)

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq$  -2 E.T. Dans chaque classe d'âge les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge.

a, b, c, d : dans chaque classe d'âge les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 4 : Mesure du tour de bras (en mm) chez les enfants privilégiés de Brazzaville.**

Classes d'âge	Echantillon total	Enfants normaux *
	m ± sem (n)	m ± sem (n)
12-14	155,6 ± 2,3 (14)	157,1 ± 2,4 (12)
15-17	151,1 ± 2,1 (17)	151,7 ± 2,1 (16)
18-20	152,4 ± 2,2 (15)	151,8 ± 2,3 (13)
21-23	155,9 ± 2,0 (18)	156,5 ± 2,0 (18)
<b>Total</b>	<b>153,8 ± 1,3 (64)</b>	<b>154,2 ± 1,4 (59)</b>
24-26	155,3 ± 3,2 (7)	155,7 ± 3,2 (7)
27-29	162,0 ± 2,0 (19)	161,2 ± 2,2 (15)
30-32	157,4 ± 2,3 (14)	157,8 ± 2,3 (14)
33-35	161,8 ± 2,0 (18)	162,1 ± 2,0 (18)
<b>Total</b>	<b>158,5 ± 1,4 (58)</b>	<b>158,1 ± 1,5 (54)</b>
36-38	161,5 ± 2,0 (20)	161,6 ± 1,9 (20)
39-41	161,0 ± 2,1 (17)	161,4 ± 2,0 (17)
42-44	- - (2)	- - (2)
45-47	164,9 ± 2,2 (15)	165,4 ± 2,2 (15)
<b>Total</b>	<b>161,9 ± 1,5 (54)</b>	<b>162,2 ± 1,5 (54)</b>
48-50	163,1 ± 2,0 (17)	163,7 ± 2,1 (16)
51-53	162,9 ± 2,2 (14)	163,6 ± 2,2 (14)
54-56	167,9 ± 2,8 (9)	168,6 ± 2,8 (9)
57-59	166,6 ± 2,3 (13)	167,5 ± 2,3 (13)
<b>Total</b>	<b>164,4 ± 1,4 (53)</b>	<b>165,1 ± 1,4 (52)</b>

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T. Dans chaque colonne les moyennes sont ajustées sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge.

TABLEAU 5 : Mesure du tour de bras (en mm) en fonction du sexe chez des enfants normaux originaires de plusieurs pays (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).\*

Classes d'âge	CONGO RURAL		CONGO URBAIN	
	Garçon	Fille	Garçon	Fille
	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)
12-23	146,8 $\pm$ 0,6 (160) $\Delta$	143,8 $\pm$ 0,6 (152)	151,9 $\pm$ 0,9 (126) $\Delta$	146,1 $\pm$ 0,8 (161)
24-35	152,1 $\pm$ 0,6 (155) $\Delta$	149,8 $\pm$ 0,5 (167)	155,0 $\pm$ 0,8 (176)	154,1 $\pm$ 0,8 (174)
36-47	156,1 $\pm$ 0,7 (126)	154,2 $\pm$ 0,7 (130)	157,1 $\pm$ 0,9 (145)	156,6 $\pm$ 0,9 (156)
48-60	156,0 $\pm$ 0,6 (112) $\bullet$	154,0 $\pm$ 0,5 (133)	158,8 $\pm$ 0,8 (142)	160,2 $\pm$ 0,8 (151)

Classes d'âge	CAMEROUN		DOMINIQUE	
	Garçon	Fille	Garçon	Fille
	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)
12-23	147,0 $\pm$ 0,9 (73)	144,7 $\pm$ 0,8 (89)	156,6 $\pm$ 1,5 (27)	152,3 $\pm$ 1,7 (21)
24-35	150,9 $\pm$ 1,0 (69)	148,7 $\pm$ 1,1 (60)	158,6 $\pm$ 1,4 (21)	158,2 $\pm$ 1,4 (20)
36-47	154,1 $\pm$ 1,4 (47)	155,0 $\pm$ 1,2 (60)	161,0 $\pm$ 1,8 (30)	165,0 $\pm$ 2,2 (22)
48-60	154,4 $\pm$ 1,3 (44)	155,4 $\pm$ 1,2 (51)	164,4 $\pm$ 1,9 (13)	164,6 $\pm$ 1,7 (16)

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T.. Dans chaque pays et dans chaque classe d'âge les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge.

$\bullet$ ,  $\Delta$  : dans chaque pays et chaque classe d'âge les moyennes diffèrent significativement aux seuils 0,05 ( $\bullet$ ) et 0,001 ( $\Delta$ ).



**TABLEAU 6 : Mesure du tour de bras (en mm) des enfants normaux camerounais en fonction des zones écologiques (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).\***

Classes d'âge	Zone rurale forestière	Zone urbaine	Zone rurale de savane
	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)
12-23	143,7 $\pm$ 0,7a (104)	146,8 $\pm$ 1,2b (39)	154,8 $\pm$ 1,8c (19)
24-35	148,6 $\pm$ 0,9a (92)	151,4 $\pm$ 1,8ab (21)	154,7 $\pm$ 2,1b (16)
36-47	153,2 $\pm$ 0,9a (66)	157,2 $\pm$ 1,5b (27)	156,2 $\pm$ 2,2ab (14)
48-59	152,7 $\pm$ 1,1a (58)	158,9 $\pm$ 1,7b (24)	157,6 $\pm$ 2,4ab (13)
12-59	148,7 $\pm$ 0,4a (320)	153,0 $\pm$ 0,8b (111)	155,2 $\pm$ 1,0b (62)

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T. Dans chaque classe d'âge les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge. a, b, c : dans chaque classe d'âge les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent significativement pas au seuil 0,05.

**TABLEAU 7 : Mesure du tour de bras (en mm) chez les enfants normaux du Congo rural en fonction des zones écologiques (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).\***

ZONES ECOLOGIQUES					
	Forêt inondée du Nord	Forêt exondée du Nord	Plateau central	Vallée du Niari	Massifs forestiers du Sud
Classes d'âge	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)	m $\pm$ sem (n)
12-23	145,8 $\pm$ 1,0a (54)	146,1 $\pm$ 0,9a (65)	145,2 $\pm$ 0,7a (95)	145,6 $\pm$ 1,0a (51)	143,7 $\pm$ 1,0a (47)
24-35	151,2 $\pm$ 1,1ab (39)	151,7 $\pm$ 0,8a (76)	151,6 $\pm$ 0,7a (110)	149,9 $\pm$ 1,0ab (50)	148,9 $\pm$ 1,0b (47)
36-47	154,5 $\pm$ 1,0a (42)	155,9 $\pm$ 0,9a (51)	155,6 $\pm$ 0,7a (77)	154,3 $\pm$ 1,0a (44)	154,9 $\pm$ 1,0a (42)
48-59	153,8 $\pm$ 1,1a (31)	154,9 $\pm$ 0,8a (60)	155,4 $\pm$ 0,7a (87)	155,0 $\pm$ 1,1a (32)	154,6 $\pm$ 1,1a (35)
12-59	151,2 $\pm$ 0,5a (166)	151,6 $\pm$ 0,4ab (252)	151,6 $\pm$ 0,4ab (369)	150,9 $\pm$ 0,5ab (177)	150,0 $\pm$ 0,5b (171)

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T. Dans chaque classe d'âge les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et la taille pour l'âge.

a, b : dans chaque classe d'âge les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 8 : Mesure du tour de bras (en mm) chez les enfants normaux de 12 à 59 mois, par classes de taille (en cm).\***

	CONGO RURAL	CONGO URBAIN	CAMEROUN	DOMINIQUE
Classes de taille	m ± sem (n)	m ± sem (n)	m ± sem (n)	m ± sem (n)
60-69	- - (2)	- - (3)	- - (0)	- - (0)
70-79	144,2 ± 0,5c (197)	146,6 ± 0,6b (182)	142,4 ± 0,8c (92)	150,8 ± 1,5a (24)
80-89	150,2 ± 0,4c (371)	151,9 ± 0,4b (337)	148,6 ± 0,6d (163)	159,2 ± 1,2a (45)
90-99	154,5 ± 0,4c (376)	156,8 ± 0,3b (401)	151,9 ± 0,6d (152)	161,8 ± 1,0a (53)
100-109	157,7 ± 0,5c (180)	159,5 ± 0,4b (271)	154,3 ± 0,8d (82)	163,6 ± 1,1a (43)
≥ 110	160,7 ± 2,4 (9)	164,3 ± 1,2 (39)	- - (4)	170,4 ± 3,2 (5)

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T. Dans chaque classe de taille les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge.

a, b, c, d : dans chaque classe de taille les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communent ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 9 : Mesure du tour de bras (en mm) chez des enfants normaux de 12 à 59 mois, par classes de taille (en cm).\***

	CONGO RURAL	CONGO URBAIN	CAMEROUN	DOMINIQUE
Classes de taille	m ± sem (n)	m ± sem (n)	m ± sem (n)	m ± sem (n)
075-084	146,7 ± 0,4a (324)	148,7 ± 0,5ab (260)	145,2 ± 0,6b (150)	155,2 ± 1,1ab (46)
085-094	153,0 ± 0,4c (365)	155,1 ± 0,4b (392)	151,0 ± 0,6d (155)	160,2 ± 1,1a (43)
095-099	155,0 ± 0,5c (197)	156,9 ± 0,5b (205)	152,1 ± 0,8d (77)	162,9 ± 1,3a (30)
100-109	157,7 ± 0,5c (180)	159,0 ± 0,4b (271)	154,4 ± 0,8d (82)	163,4 ± 1,1a (43)

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T. Dans chaque classe de taille les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge.

a, b, c : dans chaque classe de taille les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 10 : Mesure du tour de bras (en mm) chez les enfants normaux de 12 à 59 mois du Cameroun par classes de taille (en cm) dans les zones écologiques.\***

	Zone rurale forestière	Zone urbaine	Zone rurale de savane
Classes de taille	m ± sem (n)	m ± sem (n)	m ± sem (n)
70-79	141,5 ± 0,9a (25)	144,3 ± 1,4a (25)	151,1 ± 2,3b (10)
80-89	147,2 ± 0,8a (108)	149,9 ± 1,6a (29)	155,3 ± 1,8b (26)
90-99	152,0 ± 0,7a (93)	158,1 ± 1,1b (40)	154,5 ± 1,7a (19)
100-109	154,1 ± 1,0a (60)	159,0 ± 2,1b (15)	- - (3)
≥ 110	- - (2)	- - (2)	- - (4)

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T. Dans chaque classe de taille les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge.

a, b : dans chaque classe de taille les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 11 : Mesure du tour de bras (en mm) chez les enfants normaux de 12 à 59 mois du Congo rural, par classes de taille (en cm) dans les zones écologiques.\***

ZONES ECOLOGIQUES					
	Forêt inondée du nord	Forêt exondée du nord	Plateau central	Vallée du Niari	Massifs forestiers du sud
Classes de taille	m ± sem (n)	m ± sem (n)	m ± sem (n)	m ± sem (n)	m ± sem (n)
60-69	- - (0)	- - (2)	- - (0)	- - (0)	- - (0)
70-79	142,0 ± 1,2ab (30)	144,7 ± 1,1b (38)	142,8 ± 0,8ab (66)	142,9 ± 1,1ab (34)	141,1 ± 1,2a (29)
80-89	151,2 ± 1,0a (56)	150,7 ± 0,8a (86)	150,6 ± 0,7a (117)	148,7 ± 1,0ab (53)	147,3 ± 0,9b (59)
90-99	153,5 ± 0,9a (56)	153,7 ± 0,7a (83)	154,2 ± 0,6a (110)	154,3 ± 0,8a (69)	153,5 ± 0,8a (58)
100-109	156,8 ± 1,4a (22)	157,2 ± 1,0a (40)	157,5 ± 0,8a (72)	155,6 ± 1,4a (21)	157,2 ± 1,3a (25)
≥ 110	- - (2)	- - (3)	- - (4)	- - (0)	- - (0)

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T. Dans chaque classe de taille les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge.

a, b : dans chaque classe de taille les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

TABLEAU 12 : Mesure du tour de bras (en mm) en fonction des différentes formes de malnutrition chez les enfants du Congo rural (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).

FORMES DE MALNUTRITION	12 - 23 mois	24 - 59 mois	12 - 59 mois
<b>MAIGREUR</b>			
oui	129,5 $\pm$ 1,4 b (68)	132,5 $\pm$ 1,6 b (38)	130,6 $\pm$ 1,1 b (106)
non	142,6 $\pm$ 0,5 a (463)	150,7 $\pm$ 0,3 a (1305)	148,6 $\pm$ 0,3 a (1768)
<b>INSUFFISANCE PONDERALE</b>			
oui	130,3 $\pm$ 0,8 b (157)	139,7 $\pm$ 0,5 b (312)	136,5 $\pm$ 0,5 b (469)
non	145,4 $\pm$ 0,5 a (374)	153,3 $\pm$ 0,3 a (1031)	151,2 $\pm$ 0,3 a (1405)
<b>RETARD DE CROISSANCE</b>			
oui	135,3 $\pm$ 1,0 b (157)	146,1 $\pm$ 0,6 b (433)	143,2 $\pm$ 0,5 b (590)
non	143,3 $\pm$ 0,6 a (374)	152,1 $\pm$ 0,3 a (910)	149,5 $\pm$ 0,3 a (1284)

a, b : dans chaque classe d'âge et dans chaque forme de malnutrition les moyennes auxquelles sont attribuées une lettre commune ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 13 : Mesure du tour de bras (en mm) en fonction de la valeur des indices anthropométriques pondéraux des enfants du Congo rural (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).\***

FORMES DE MALNUTRITION	12 - 23 mois	24 - 59 mois	12 - 59 mois
ENFANTS NORMAUX •	144,4 $\pm$ 0,5 a (370)	152,9 $\pm$ 0,3 a (1029)	150,6 $\pm$ 0,3 a (1399)
MAIGREUR	- - (4)	- - (2)	136,5 $\pm$ 2,0 (6)
INSUFFISANCE PONDERALE	134,3 $\pm$ 1,1 b (93)	142,2 $\pm$ 0,6 b (276)	140,1 $\pm$ 0,5 b (369)
MAIGREUR ET INSUFFISANCE PONDERALE	130,7 $\pm$ 1,3 c (64)	133,4 $\pm$ 1,5 c (36)	134,0 $\pm$ 0,9 c (100)

\* : dans chaque classe d'âge les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur l'indice taille pour l'âge.

• : les indices poids pour l'âge et poids pour taille sont  $\geq$  -2 E.T.

a, b, c : dans chaque classe d'âge les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.



**TABLEAU 14 : Mesure du tour de bras (en mm) en fonction de la valeur des indices anthropométriques statur pondéraux des enfants du Congo rural (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).**

FORMES DE MALNUTRITION	12 - 23 mois	24 - 59 mois	12 - 59 mois
ENFANTS NORMAUX •	145,3 $\pm$ 0,6 a (312)	153,4 $\pm$ 0,3 a (823)	151,2 $\pm$ 0,3 a (1135)
IP	133,1 $\pm$ 1,1 b (22)	141,0 $\pm$ 1,0 b (65)	139,0 $\pm$ 0,9 b (87)
M	- (4)	- (2)	136,5 $\pm$ 2,0 (6)
RC	146,4 $\pm$ 1,4 a (58)	153,1 $\pm$ 0,6 a (206)	151,7 $\pm$ 0,6 a (264)
IP-RC	130,4 $\pm$ 0,9 b (71)	140,6 $\pm$ 0,6 b (211)	138,0 $\pm$ 0,6 bc (282)
IP-M	132,4 $\pm$ 2,1 b (36)	135,6 $\pm$ 2,0 c (20)	133,6 $\pm$ 1,6 c (56)
IP-M-RC	124,8 $\pm$ 1,9 b (28)	127,9 $\pm$ 2,4 d (16)	125,9 $\pm$ 1,5 d (44)

Abréviations employées : RC retard de croissance, M maigreur, IP insuffisance pondérale.

• : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge sont  $\geq$  -2 E.T.

a, b, c, d : dans chaque classe d'âge les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 15 : Mesure du tour de bras (en mm) chez les enfants de 12 à 59 mois du Congo rural, par classes de taille (en cm) et en fonction de l'indice taille pour l'âge.\***

Classes de taille	TAILLE POUR L'AGE	
	< - 2 E.T.	≥ - 2 E.T.
075-084	142,6 ± 0,8 (218)	142,9 ± 0,5 (384)
085-094	150,6 ± 0,7 (211)	150,7 ± 0,4 (403)
095-099	153,3 ± 1,1 (56)	152,7 ± 0,5 (217)
100-109	- - (1)	156 ± 0,5 (188)

\* : dans chaque classe de taille les moyennes sont ajustées sur l'âge et sur les indices poids pour l'âge et poids pour la taille. Dans chaque classe de taille les moyennes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 16 : Etude des corrélations simples de la mesure du tour de bras, exprimée en mm ou en pour-cent par rapport à l'âge, avec les indices anthropométriques et l'âge des enfants.**

Population	Classes d'âge (mois)	Effectif	Coefficients de corrélation			
			PA	PT	TA	AGE
CONGO RURAL (mm)	12-23	(531)	0,734	0,647	0,439	0,121*
	24-35	(501)	0,731	0,640	0,468	0,210*
	36-47	(427)	0,745	0,742	0,348	0,054
	48-59	(415)	0,677	0,702	0,298	-0,042
	12-59	(1874)	0,686	0,663	0,351	0,378*
	24-59	(1343)	0,691	0,664	0,352	0,226*
	36-59	(842)	0,711	0,721	0,321	0,043
CONGO URBAIN (mm)	12-23	(400)	0,669	0,629	0,397	0,084
	24-35	(417)	0,703	0,506	0,319	0,143*
	36-47	(358)	0,741	0,716	0,405	0,148*
	48-59	(356)	0,644	0,542	0,382	0,046
	12-59	(1531)	0,660	0,545	0,384	0,368*
	24-59	(1131)	0,681	0,547	0,345	0,210*
	36-59	(714)	0,694	0,621	0,394	0,161*
CAMEROUN (mm)	12-23	(279)	0,700	0,713	0,358	0,116
	24-35	(190)	0,664	0,650	0,372	0,068
	36-47	(152)	0,661	0,730	0,301	0,058
	48-59	(141)	0,587	0,521	0,341	0,111
	12-59	(762)	0,640	0,667	0,316	0,371*
	24-59	(483)	0,626	0,639	0,303	0,263*
	36-59	(293)	0,625	0,620	0,319	0,045
CAMEROUN (%)	12-23	(279)	0,703	0,719	0,364	0,049
	24-35	(190)	0,644	0,660	0,334	0,090
	36-47	(152)	0,684	0,743	0,321	-0,040
	48-59	(141)	0,598	0,534	0,343	0,093
	12-59	(762)	0,670	0,683	0,337	0,102*
	24-59	(483)	0,643	0,653	0,319	0,070
	36-59	(293)	0,646	0,638	0,331	-0,094

\* : la corrélation est significative au seuil 0,05.

Tous les coefficients du tour de bras avec les indices anthropométriques sont significatifs au seuil 0,001.

Abréviations employées : PA poids pour l'âge, PT poids pour la taille, TA taille pour l'âge.

**TABLEAU 17 : Etude des corrélations simples de la mesure du tour de bras, exprimée en mm ou en pour-cent par rapport à l'âge, avec les indices anthropométriques et l'âge des enfants normaux camerounais.\***

Population	Classes d'âge (mois)	Effectif	Coefficients de corrélation			
			PA	PT	TA	AGE
CAMEROUN (mm)	12-23	(162)	0,652	0,705	0,238 ▲	0,120 ns
	24-59	(331)	0,435	0,567	0,003 ns	0,233
	12-59	(493)	0,481	0,590	0,071 ns	0,348
CAMEROUN (%)	12-23	(162)	0,651	0,712	0,233 ▲	0,045 ns
	24-35	(331)	0,461	0,583	0,002 ns	0,009 ns
	12-59	(493)	0,537	0,635	0,097 •	0,034 ns

\* : abréviations employées : PA poids pour l'âge, PT poids pour la taille, TA taille pour l'âge. Les indices poids pour l'âge, poids pour la taille, taille pour l'âge sont  $\geq -2$  E.T.

ns : la corrélation n'est pas significative au seuil 0,05.

• , ▲ : la corrélation est significative au seuil 0,05 (•), 0,01 (▲).

Pour tous les autres coefficients la corrélation est significative au seuil 0,001.

TABLEAU 18 : Etude des corrélations partielles de la mesure du tour de bras, exprimée en mm ou en pour-cent par rapport à l'âge, avec les indices anthropométriques et l'âge des enfants.\*

Population	Classes d'âge (mois)	Effectif	Coefficients de corrélation			
			PA	PT	TA	AGE
CONGO RURAL (mm)	12-23	(531)	0,060	0,032	0,013	0,057
	24-35	(501)	0,076	0,059	0,031	0,221•
	36-47	(427)	0,008	0,111•	0,043	0,143•
	48-59	(415)	0,053	0,062	-0,012	0,065
	12-59	(1874)	0,051•	0,110•	0,042	0,473•
	24-59	(1343)	-0,003	0,153•	0,079•	0,390•
	36-59	(842)	0,034	0,089•	0,014	0,164•
CONGO URBAIN (mm)	12-23	(400)	-0,286•	0,418•	0,388•	0,275•
	24-35	(417)	0,591•	0,161•	-0,229•	0,197•
	36-47	(358)	0,061	0,086	0,002	0,146•
	48-59	(356)	0,077	0,012	-0,022	0,133•
	12-59	(1531)	0,344•	0,134•	-0,058•	0,472•
	24-59	(1131)	0,474•	0,122•	-0,182•	0,318•
	36-59	(714)	0,097•	0,019	-0,038	0,207•
CAMEROUN (mm)	12-23	(279)	0,173•	-0,059	-0,135•	0,033
	24-35	(190)	0,015	0,070	0,022	0,101
	36-47	(152)	0,030	0,095	0,003	-0,038
	48-59	(141)	-0,124	0,194•	0,165•	0,162
	12-59	(762)	0,089•	0,054	-0,035	0,423•
	24-59	(483)	0,016	0,092•	0,027	0,299•
	36-59	(293)	0,018	0,079	0,021	0,098
CAMEROUN (%)	12-23	(279)	0,175•	-0,060	-0,138•	-0,042
	24-35	(190)	0,021	0,066	0,012	0,119
	36-47	(152)	0,042	0,095	-0,002	-0,202•
	48-59	(141)	-0,102	0,175•	0,144	0,137
	12-59	(762)	0,116•	0,031	-0,064	0,045
	24-59	(483)	0,035	0,076	0,006	0,033
	36-59	(293)	0,038	0,064	0,004	-0,093

\* : abréviations employées : PA poids pour l'âge, PT poids pour la taille, TA taille pour l'âge. Le calcul des corrélations partielles du tour de bras avec une variable fait intervenir dans l'ajustement les trois autres variables.

• : la corrélation est significative au seuil 0,05.

TABLEAU 19 : Prévalences (en %) des différentes formes de malnutrition chez les enfants de 12 à 59 mois du Congo rural.

CONGO RURAL							
Classes d'âge (mois)	Effectif	Malnutrition sévère			Malnutrition sévère et modérée		
		Poids pour la taille < -3 E.T.	Poids pour l'âge < -3 E.T.	Tour de bras < 125 mm	Poids pour la taille < -2 E.T.	Poids pour l'âge < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm
12-14	(147)	2,7	10,9	13,6	12,9	33,3	32,7
15-17	(135)	3,7	7,4	5,9	14,1	29,6	40,0
18-20	(131)	3,1	3,8	6,9	14,5	30,5	34,4
21-23	(118)	0,8	3,4	4,2	9,3	23,7	24,6
Total	(531)	2,6 b	6,6 a	7,9 a	12,8 b	29,6 a	33,1 a
24-26	(124)	0,8	6,5	4,0	4,0	30,6	17,7
27-29	(126)	0,0	5,6	3,2	4,8	27,0	16,7
30-32	(132)	0,0	3,0	1,5	0,8	21,2	11,4
33-35	(119)	0,8	3,4	2,5	0,8	12,6	8,4
Total	(501)	0,4 b	4,6 a	2,8 a	2,6 b	23,0 b	13,6 a
36-38	(112)	0,0	0,9	0,9	1,8	19,5	3,6
39-41	(104)	1,0	2,9	0,0	3,8	21,2	8,7
42-44	(106)	0,9	4,7	1,9	2,8	25,5	4,7
45-47	(105)	0,0	3,8	1,9	3,8	27,6	4,8
Total	(427)	0,5 a	3,0 a	1,2 a	3,0 a	23,4 b	5,4 a
48-50	(109)	0,0	2,8	0,0	1,8	20,2	5,5
51-53	(102)	0,0	2,9	0,0	3,9	17,6	2,0
54-56	(102)	0,0	2,0	1,0	3,9	29,4	2,9
57-59	(102)	0,0	6,9	0,0	2,0	26,5	4,9
Total	(415)	0,0 a	3,6 b	0,2 a	2,9 a	23,4 b	3,9 a
Total							
12-59	(1874)	1,0 b	4,6 b	3,3 a	5,7 b	25,0 b	15,1 a
24-59	(1343)	0,3 b	3,8 b	1,5 a	2,8 b	23,2 b	8,0 a

a, b : dans chaque classe d'âge les prévalences de malnutrition, totale ou sévère, auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

TABLEAU 20 : Prévalences (en %) des différentes formes de malnutrition chez les enfants de 12 à 59 mois du Congo urbain.

CONGO URBAIN							
Classes d'âge (mois)	Effectif	Malnutrition sévère			Malnutrition sévère et modérée		
		Poids pour la taille < -3 E.T.	Poids pour l'âge < -3 E.T.	Tour de bras < 125 mm	Poids pour la taille < -2 E.T.	Poids pour l'âge < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm
12-14	(105)	0,0	4,8	3,9	6,7	13,3	19,6
15-17	(94)	3,2	5,3	6,4	8,5	17,0	20,2
18-20	(92)	0,0	4,3	6,7	8,7	21,7	25,6
21-23	(116)	0,9	0,0	0,9	4,3	13,8	14,9
Total	(407)	1,0 b	3,4 a	4,2 a	6,9 b	16,2 a	19,8 a
24-26	(101)	0,0	3,0	1,0	2,0	12,9	6,9
27-29	(112)	1,8	2,7	0,9	2,7	9,8	7,1
30-32	(95)	0,0	1,1	0,0	1,1	5,3	4,3
33-35	(111)	0,0	0,0	0,0	0,9	7,2	1,8
Total	(419)	0,5 a	1,7 a	0,5 a	1,7 b	8,8 b	5,0 a
36-38	(97)	0,0	4,1	2,1	4,1	13,4	7,4
39-41	(73)	0,0	1,4	0,0	1,4	11,0	4,2
42-44	(100)	0,0	1,0	0,0	0,0	6,0	1,0
45-47	(93)	0,0	2,2	0,0	1,1	10,8	2,2
Total	(363)	0,0 a	2,2 a	0,6 a	1,7 a	10,2 b	3,6 a
48-50	(88)	0,0	0,0	0,0	0,0	8,0	0,0
51-53	(80)	2,5	1,3	0,0	3,7	6,2	0,0
54-56	(98)	0,0	0,0	0,0	1,0	12,2	2,0
57-59	(94)	1,1	2,1	0,0	4,3	10,6	3,3
Total	(360)	0,8 a	0,8 a	0,0 a	2,2 a	9,4 b	1,4 a
Total							
12-59	(1549)	0,6 b	2,1 a	1,4 a	3,2 b	11,2 b	7,7 a
24-59	(1142)	0,4 a	1,6 b	0,3 a	1,8 a	9,5 b	2,6 a

a, b : dans chaque classe d'âge les prévalences de malnutrition, totale ou sévère, auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

TABLEAU 21 : Prévalences (en %) des différentes formes de malnutrition chez les enfants de 12 à 59 mois du Cameroun.

CAMEROUN							
Classes d'âge (mois)	Effectif	Malnutrition sévère			Malnutrition sévère et modérée		
		Poids pour la taille < -3 E.T.	Poids pour l'âge < -3 E.T.	Tour de bras < 125 mm	Poids pour la taille < -2 E.T.	Poids pour l'âge < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm
12-14	(75)	0,0	2,7	8,0	5,3	24,0	28,0
15-17	(68)	1,5	4,4	7,4	7,4	35,3	27,9
18-20	(65)	0,0	7,7	7,7	7,7	24,6	29,2
21-23	(71)	2,8	5,6	4,2	7,0	23,9	21,1
Total	(279)	1,1 b	5,0 a	6,8 a	6,8 b	26,9 a	26,5 a
24-26	(54)	1,9	5,6	0,0	5,6	22,2	9,3
27-29	(47)	0,0	6,4	8,5	8,5	25,5	23,4
30-32	(51)	0,0	5,9	3,9	2,0	19,6	17,6
33-35	(38)	2,6	10,5	2,6	5,3	21,1	15,8
Total	(190)	1,1 a	6,8 a	3,7 a	5,3 b	22,1 a	16,3 a
36-38	(37)	0,0	5,4	0,0	0,0	18,9	13,5
39-41	(37)	0,0	0,0	0,0	0,0	21,6	5,4
42-44	(36)	0,0	0,0	0,0	0,0	11,1	2,8
45-47	(42)	0,0	0,0	0,0	0,0	9,5	7,1
Total	(152)	0,0 a	1,3 a	0,0 a	0,0 b	15,1 b	7,2 a
48-50	(39)	0,0	2,6	0,0	2,6	23,1	7,7
51-53	(30)	0,0	3,3	0,0	0,0	10,0	6,7
54-56	(41)	0,0	0,0	0,0	0,0	7,3	0,0
57-59	(31)	3,2	12,9	0,0	3,2	19,4	3,2
Total	(141)	0,7 a	4,3 b	0,0 a	4,1 a	14,9 b	4,3 a
Total							
12-59	(762)	0,8 b	4,6 a	3,4 a	4,1 b	21,1 b	16,0 a
24-59	(483)	0,6 a	4,3 b	1,4 a	2,5 b	17,8 b	9,9 a

a, b : dans chaque classe d'âge les prévalences de malnutrition, totale ou sévère, auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.



TABLEAU 22 : Prévalences (en %) des différentes formes de malnutrition chez les enfants de 12 à 59 mois de la Dominique.

DOMINIQUE							
Malnutrition sévère				Malnutrition sévère et modérée			
Classes d'âge (mois)	Effectif	Poids pour la taille < -3 E.T.	Poids pour l'âge < -3 E.T.	Tour de bras < 125 mm	Poids pour la taille < -2 E.T.	Poids pour l'âge < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm
12-23	(59)	0,0 a	3,4 a	0,0 a	8,5 a	13,6 a	8,5 a
24-35	(50)	0,0 a	0,0 a	0,0 a	2,0 ab	10,0 b	0,0 a
36-47	(58)	3,4 a	1,7 a	0,0 a	3,4 ab	6,9 b	0,0 a
48-59	(36)	0,0 a	2,8 a	2,8 a	11,1 a	11,1 a	2,8 a
Total							
12-59	(203)	1,0 a	2,0 a	0,5 a	5,9 ab	10,3 b	3,0 a
24-59	(144)	1,4 a	1,4 a	0,7 a	4,9 ab	9,0 b	0,7 a

a, b : dans chaque classe d'âge les prévalences de malnutrition, totale ou sévère, auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 23 : Prévalences (en %) de malnutrition chez les enfants de 12 à 59 mois du Cameroun estimées par la mesure du tour de bras exprimée en mm ou en pour-cent.**

CAMEROUN									
Malnutrition sévère					Malnutrition sévère et modérée				
Classes d'âge (mois)	Effectif	Poids pour l'âge < -3 E.T.	Poids pour la taille < -3 E.T.	Tour de bras (mm) < 125 mm	Tour de bras (%) < 75%	Poids pour l'âge < -2 E.T.	Poids pour la taille < -2 E.T.	Tour de bras (mm) < 135 mm	Tour de bras (%) < 85%
12-17	(143)	3,5 ab	0,6 b	8,2 a	2,9 b	27,5 a	5,8 b	26,3 a	26,9 a
18-23	(136)	7,4 a	1,1 b	4,6 ab	2,8 ab	25,9 a	8,3 b	26,9 a	36,1 a
24-35	(190)	6,8 a	1,1 b	3,7 ab	3,7 ab	22,1 ab	5,3 c	16,3 b	25,8 a
36-59	(293)	2,7 a	0,3 b	0,0 b	0,0 b	15,0 a	0,7 c	5,8 b	19,1 a
<b>Total</b>									
12-59	(762)	4,6 a	0,8 c	3,4 ab	2,0 b	21,1 a	4,1 c	16,0 b	24,9 a

a, b : dans chaque classe d'âge les prévalences de malnutrition, totale ou sévère, auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05..

**TABLEAU 24 : Valeur diagnostique de la mesure du tour de bras (en mm) comparée à celle de l'indicateur poids pour l'âge.**

LIEUX D'ENQUETE ET INDICATEURS UTILISES	(n)	Taux de concordance (%)	Faux positifs (%)	Faux négatifs (%)
<b>CONGO RURAL</b>				
TB 135 mm/poids âge 80%	(1874)	77,6	5,3	62,1
TB 135 mm/poids âge -2ET	(1874)	81,1	6,0	57,6
<b>CONGO URBAIN</b>				
TB 135 mm/poids âge 80%	(1531)	88,4	10,1	29,7
TB 135 mm/poids âge -2ET	(1531)	90,8	6,9	37,3
<b>CAMEROUN</b>				
TB 135 mm/poids âge 80%	(762)	80,4	16,4	36,1
TB 135 mm/poids âge -2ET	(762)	82,8	13,3	37,7
<b>DOMINIQUE</b>				
TB 135 mm/poids âge 80%	(203)	90,1	0,0	76,9
TB 135 mm/poids âge -2ET	(203)	91,6	0,5	76,2

**TABLEAU 25 : Valeur diagnostique de la mesure du tour (en mm) de bras comparée à l'indicateur poids pour taille.**

LIEUX D'ENQUETE ET INDICATEURS UTILISES	(n)	Taux de concordance (%)	Faux positifs (%)	Faux négatifs (%)
<b>CONGO RURAL</b>				
TB 135 mm/poids taille 80%	(1874)	86,0	13,4	31,6
TB 135 mm/poids taille -2ET	(1874)	86,7	12,0	34,0
<b>CONGO URBAIN</b>				
TB 135 mm/poids taille 80%	(1531)	92,6	6,9	42,3
TB 135 mm/poids taille -2ET	(1531)	90,8	3,2	56,7
<b>CAMEROUN</b>				
TB 135 mm/poids taille 80%	(762)	84,8	14,9	31,3
TB 135 mm/poids taille -2ET	(762)	85,4	13,8	32,3
<b>DOMINIQUE</b>				
TB 135 mm/poids taille 80%	(203)	96,6	1,0	55,6
TB 135 mm/poids taille -2ET	(203)	95,1	1,0	66,7

**TABLEAU 26 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 12 à 59 mois du Congo rural.**

TOUR DE BRAS (mm)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 25,0%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 5,7%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
105	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
110	0,2	0,6	100,0	1,9	99,9
115	0,5	1,9	100,0	6,6	99,9
120	1,0	4,0	100,0	14,1	99,8
125	3,3	12,1	99,6	30,2	98,3
130	6,6	23,4	99,1	45,3	95,8
135	15,1	42,4	94,0	66,0	87,9
140	24,9	61,4	87,3	83,0	78,6
145	38,6	78,7	74,8	91,5	64,6
150	54,1	89,8	57,9	95,3	48,4

**TABLEAU 27 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 12 à 23 mois du Congo rural.**

TOUR DE BRAS (mm)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 29,6%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 12,8%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
105	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
110	0,6	1,9	100,0	2,9	99,8
115	1,3	4,5	100,0	8,8	99,8
120	2,3	7,6	100,0	14,7	99,6
125	7,9	24,2	98,9	33,8	95,9
130	16,0	47,1	97,1	52,9	89,4
135	33,1	70,7	82,6	72,1	72,6
140	47,8	87,9	69,0	88,2	58,1
145	62,5	93,6	50,5	91,2	41,7
150	73,8	96,8	35,8	94,1	29,2

TABLEAU 28 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 24 à 59 mois du Congo rural.

TOUR DE BRAS (mm)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 23,0%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 2,8%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
105	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
110	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
115	0,1	0,6	100,0	2,6	99,9
120	0,5	2,2	100,0	13,2	99,8
125	1,5	6,1	99,9	23,7	99,2
130	2,8	11,5	99,8	31,6	98,0
135	8,0	28,2	98,2	55,3	93,4
140	15,9	48,1	93,9	73,7	85,8
145	29,1	71,2	83,6	92,1	72,7
150	30,8	86,2	65,9	97,4	55,2

**TABLEAU 29 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 12 à 23 mois du Congo urbain.**

TOUR DE BRAS (mm)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 16,2%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 6,7%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
105	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
110	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
115	1,0	6,2	100,0	7,4	99,5
120	2,3	13,8	100,0	18,5	98,9
125	4,3	26,2	100,0	40,7	98,4
130	9,8	47,7	97,6	66,7	94,4
135	19,8	72,3	90,4	81,5	84,7
140	29,5	81,5	80,6	92,6	75,1
145	46,3	87,7	61,8	92,6	57,1
150	64,8	92,3	40,6	92,6	37,3



**TABLEAU 30 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 12 à 59 mois du Congo urbain.**

TOUR DE BRAS (mm)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 11,2%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 3,0%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
105	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
110	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
115	0,3	2,3	100,0	4,3	99,9
120	0,7	5,8	100,0	10,9	99,7
125	1,4	12,3	100,0	26,1	99,4
130	3,4	24,0	99,2	43,5	97,8
135	7,7	43,3	96,8	60,9	93,9
140	13,1	58,5	92,6	73,9	88,8
145	24,8	74,3	81,5	73,9	76,8
150	38,7	87,1	67,4	78,3	62,6

**TABLEAU 31 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 24 à 59 mois du Congo urbain.**

TOUR DE BRAS (mm)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 9,4%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 1,7%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
105	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
110	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
115	0,0	0,0	100,0	0,0	100,0
120	0,1	0,9	100,0	0,0	100,0
125	0,4	3,8	100,0	5,3	99,9
130	1,1	9,4	99,7	10,5	99,8
135	3,4	25,5	98,8	31,6	99,5
140	7,3	44,3	96,6	47,4	99,2
145	17,2	66,0	87,9	47,4	99,2
150	29,4	84,0	76,2	57,9	99,0

**TABLEAU 32 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en pour-cent, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 12 à 59 mois du Cameroun.**

TOUR DE BRAS (%)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 21,1%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 4,1%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
65	0,5	2,5	100,0	9,7	99,9
70	0,5	2,5	100,0	9,7	99,9
75	2,0	8,7	99,8	22,6	98,9
80	9,1	30,4	96,7	38,7	92,2
85	24,9	64,0	85,5	83,9	77,6
90	51,0	90,7	59,6	100,0	51,0
95	78,3	97,5	26,8	100,0	22,6

**TABLEAU 33 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en pour-cent, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 12 à 23 mois du Cameroun.**

TOUR DE BRAS (%)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 26,9%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 6,8%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
65	1,1	4,0	100,0	10,5	99,6
70	1,1	4,0	100,0	10,5	99,6
75	2,9	10,7	100,0	15,8	98,1
80	10,4	28,0	96,1	31,6	91,2
85	30,5	64,0	81,9	84,2	73,5
90	57,0	88,0	54,4	100,0	46,2
95	79,2	96,0	27,0	100,0	22,3

**TABLEAU 34 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en pour-cent, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 24 à 59 mois du Cameroun.**

TOUR DE BRAS (%)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 17,8%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 2,5%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
65	0,2	1,2	100,0	8,3	100,0
70	0,2	1,2	100,0	8,3	100,0
75	1,4	7,0	99,7	33,3	99,4
80	8,3	32,6	97,0	50,0	92,8
85	21,7	64,0	87,4	83,3	79,8
90	47,6	93,0	62,2	100,0	53,7
95	77,8	98,8	26,7	100,0	22,7

**TABLEAU 35 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 12 à 59 mois du Cameroun.**

TOUR DE BRAS (mm)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 21,1%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 4,1%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
105	0,5	2,5	100,0	9,7	99,9
110	0,5	2,5	100,0	9,7	99,9
115	0,7	3,1	100,0	9,7	99,7
120	1,4	6,8	100,0	16,1	99,2
125	3,4	13,7	99,3	29,0	97,7
130	7,9	28,0	97,5	41,9	93,6
135	16,0	47,2	92,3	67,7	86,2
140	26,8	70,2	84,9	90,3	75,9
145	40,8	83,9	70,7	96,8	61,6
150	55,0	91,9	54,9	96,8	46,8

**TABLEAU 36 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 12 à 23 mois du Cameroun.**

TOUR DE BRAS (mm)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 26,9%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 6,8%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
105	1,1	4,0	100,0	10,5	99,6
110	1,1	4,0	100,0	10,5	99,6
115	1,4	5,3	100,0	10,5	99,2
120	2,9	10,7	100,0	15,8	98,1
125	6,8	21,3	98,5	26,3	94,6
130	14,3	38,7	94,6	36,8	87,3
135	26,5	58,7	85,3	78,9	77,3
140	43,4	82,7	71,1	94,7	60,4
145	59,9	89,3	51,0	100,0	43,1
150	74,2	94,7	33,3	100,0	27,7

**TABLEAU 37 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur ou les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 24 à 59 mois du Cameroun.**

TOUR DE BRAS (mm)		INDICATEUR DE REFERENCE			
		Poids en fonction de l'âge < -2 E.T. (prévalence = 17,8%)		Poids en fonction de la taille < -2 E.T. (prévalence = 2,5%)	
Valeurs seuils	Prévalence (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)
105	0,2	1,2	100,0	8,3	100,0
110	0,2	1,2	100,0	8,3	100,0
115	0,2	1,2	100,0	8,3	100,0
120	0,6	3,5	100,0	16,7	99,8
125	1,4	7,0	99,7	33,3	99,4
130	4,1	18,6	99,0	50,0	97,0
135	9,9	37,2	96,0	50,0	91,1
140	17,2	59,3	91,9	83,3	84,5
145	29,8	79,1	80,9	91,7	71,8
150	43,9	89,5	66,0	91,7	57,3



**TABLEAU 38 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas de maigreur chez les enfants de 12 à 59 mois du Congo rural.**

INDICATEUR DE REFERENCE :		Poids pour la taille < -3 E.T.		Poids pour la taille < - 2 E.T.	
TOUR DE BRAS :		< 125 mm		< 135 mm	
Classes d'âge	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	
12-17	33,3	90,8	68,4	68,8	
18-23	40,0	95,1	76,7	76,7	
24-35	0,0	97,2	76,9	88,1	
36-59	0,0	99,3	44,0	96,6	
<b>Total</b> 12-59	27,8	96,9	66,0	88,0	

**TABLEAU 39 : Sensibilité et spécificité de la mesure du tour de bras, exprimée en mm, pour identifier les cas d'insuffisance pondérale chez les enfants de 12 à 59 mois du Congo rural.**

INDICATEUR DE REFERENCE :		Poids pour l'âge < -3 E.T.		Poids pour l'âge < - 2 E.T.	
TOUR DE BRAS :		< 125 mm		< 135 mm	
Classes d'âge	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	Sensibilité (%)	Spécificité (%)	
12-17	53,8	94,5	69,7	79,3	
18-23	66,7	96,7	72,1	86,2	
24-35	47,8	99,4	47,8	96,6	
36-59	17,9	99,9	16,8	99,1	
Total 12-59	41,9	98,5	42,4	94,0	

**TABLEAU 40 : Récapitulatif du choix des valeurs seuils de la mesure du tour de bras (en mm) utilisée pour identifier les enfants malnutris ou pour estimer la prévalence de malnutrition.**

INDICATEURS DE REFERENCE				
Classes d'âge	POIDS POUR LA TAILLE < -2 E.T.		POIDS POUR L'AGE < -2 E.T.	
	Identification des malnutris	Estimation de la prévalence	Identification des malnutris	Estimation de la prévalence
Classes d'âge	Valeurs seuils	Valeurs seuils	Valeurs seuils	Valeurs seuils
<b>CONGO RURAL</b>				
12-23	140	128	140	134
24-35	135	125	145	139
36-59	145	132	150	145
12-59	140	128	145	140
<b>CONGO URBAIN</b>				
12-23	140	128	135	134
24-35	140	130	145	139
36-59	150	133	150	143
12-59	140	130	145	138
<b>CAMEROUN</b>				
12-23	140	125	140	133
24-35	140	126	145	135
36-59	*	128	150	140
12-59	140	126	140	137
<b>DOMINIQUE</b>				
12-23	140	135	150	140
24-35	*	139	150	145
36-59	150	147	150	149
12-59	150	140	150	145

\* : dans ces classes d'âge l'effectif d'enfants maigres est inférieur à 3.

**TABLEAU 41: Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction de leur âge.\***

TOUR DE BRAS	AGE DE L'ENFANT (mois)	
	12-23 (1)	24-59 (2)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	2,9 / 99,8	0,0 / 100,0
115	8,8 / 99,8	2,6 / 99,9
120	14,7 / 99,6	13,2 / 99,8
125	33,8 / 95,9a	23,7 / 99,2
130	52,9a/ 89,4a	31,6 / 98,0
135	72,1 / 72,6a	55,3 / 93,4
140	88,2 / 58,1a	73,7 / 85,8
145	91,2 / 41,7a	92,1 / 72,7
150	94,1 / 29,2a	97,4 / 55,2
(n)	(68) (463)	(38) (1305)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (2) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

**TABLEAU 42 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction du poids de naissance.\***

TOUR DE BRAS	POIDS DE NAISSANCE	
	≤ 2850 g (1)	> 2850 g (2)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	3,7 / 100,0	0,0 / 100,0
115	7,4 / 100,0	7,1 / 100,0
120	22,2 / 99,7	7,1 / 99,8
125	51,9a/ 96,5a	25,0 / 98,9
130	70,4a/ 93,1a	42,9 / 97,6
135	81,5 / 82,0a	71,4 / 89,7
140	100,0 / 66,9a	75,0 / 83,0
145	100,0 / 52,7a	92,9 / 68,9
150	100,0 / 36,3a	92,9 / 52,4
(n)	(27) (317)	(28) (660)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (2) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{AP}$ ,  $n_{AQ}$ ,  $n_{BP}$  ou  $n_{BQ} < 5$ .

**TABLEAU 43 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction du sexe.\***

TOUR DE BRAS	SEXE DE L'ENFANT	
	GARCON (1)	FILLE (2)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	1,6 / 99,9	2,3 / 100,0
115	6,3 / 99,8	7,0 / 100,0
120	11,1 / 99,8	18,6 / 99,8
125	28,6 / 99,0a	32,6 / 97,6
130	44,4 / 96,7a	46,5 / 94,8
135	65,1 / 89,8a	67,4 / 86,1
140	85,7 / 80,4	79,1 / 76,7
145	92,1 / 67,4a	90,7 / 61,8
150	96,8 / 52,1a	93,0 / 44,7
(n)	(63) (884)	(43) (884)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (2) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

**TABLEAU 44 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction de la morbidité diarrhéique.\***

TOUR DE BRAS	DIARRHEE	
	OUI (1)	NON (2)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	0,0 / 99,5	2,5 / 100,0
115	8,0 / 99,5	6,2 / 99,9
120	24,0 / 99,5	11,1 / 99,8
125	48,0a/ 96,8	24,7 / 98,5
130	60,0 / 88,7a	40,7 / 96,8
135	84,0a/ 76,5a	60,5 / 89,6
140	96,0 / 63,8a	79,0 / 80,7
145	96,0 / 49,3a	90,1 / 66,8
150	96,0 / 36,7a	95,1 / 50,1
(n)	(25) (221)	(81) (1547)

\* : l' indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (2) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

**TABLEAU 45 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction de la taille du ménage.\***

TOUR DE BRAS	TAILLE DU MENAGE		
	0-5 (1)	6-9 (2)	≥ 10 (3)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	0,0 / 100,0	4,5 / 99,9	0,0 / 100,0
115	12,9 / 100,0	6,8 / 99,7	0,0 / 100,0
120	16,1 / 100,0	15,9 / 99,7	6,7 / 99,6
125	41,9 / 98,4	22,7 / 98,2	26,7 / 98,3
130	67,7a/ 95,5	31,8 / 96,1	40,0b/ 95,4
135	83,9a/ 88,3	52,3 / 87,6	66,7 / 88,3
140	90,3 / 76,4	77,3 / 79,5	83,3 / 79,3
145	90,3 / 63,0	88,6 / 66,3	96,7 / 63,7
150	90,3 / 46,2	95,5 / 50,8	100,0 / 47,2
(n)	(31) (513)	(44) (792)	(30) (460)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (2) au seuil 0,05.

b : significativement différent du groupe (1) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .



**TABLEAU 46 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction du niveau scolaire du chef du ménage.**

TOUR DE BRAS	NIVEAU SCOLAIRE DU CHEF DU MENAGE	
	≤ PRIMAIRE	> PRIMAIRE
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	2,6 / 99,9	0,0 / 100,0
115	7,9 / 99,8	5,3 / 100,0
120	14,5 / 99,8	15,8 / 99,5
125	25,0 / 98,3	47,4 / 97,5
130	39,5 / 95,6	57,9 / 94,9
135	59,2 / 87,3	78,9 / 88,3
140	81,6 / 77,7	84,2 / 79,1
145	89,5 / 63,7	94,7 / 67,2
150	93,4 / 46,8	100,0 / 51,9
(n)	(76) (1064)	(19) (393)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

Pour tous les pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

**TABLEAU 47 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction du niveau scolaire de la mère.\***

TOUR DE BRAS	NIVEAU SCOLAIRE DE LA MERE		
	NON SCOLARISEE (1)	PRIMAIRE (2)	> PRIMAIRE (3)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	1,9 / 99,8	3,4 / 100,0	0,0 / 100,0
115	5,8 / 99,8	6,9 / 100,0	8,0 / 99,8
120	13,5 / 99,8	13,8 / 99,8	16,0 / 99,7
125	28,8 / 98,3	34,5 / 98,7	28,0 / 97,9
130	44,2 / 95,5	51,7 / 97,1a	40,0 / 94,6
135	65,4 / 88,6	72,4 / 87,4	60,0 / 87,2
140	82,7 / 79,0	82,8 / 76,6	84,0 / 79,6
145	90,4 / 64,2	86,2 / 61,9	100,0 / 67,2
150	94,2 / 48,3	93,1 / 45,8	100,0 / 50,6
(n)	(52) (642)	(29) (522)	(25) (579)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (3) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

**TABLEAU 48 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction de l'activité de la mère.\***

TOUR DE BRAS	ACTIVITE DE LA MERE	
	AGRICULTRICE (1)	AUTRES (2)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	2,6 / 99,9	0,0 / 100,0
115	6,6 / 99,9	6,7 / 99,8
120	11,8 / 99,8	20,0 / 99,7
125	28,9 / 98,4	33,3 / 98,1
130	44,7 / 95,5	46,7 / 96,3
135	64,5 / 86,7a	70,0 / 90,6
140	82,9 / 76,8a	83,3 / 82,2
145	90,8 / 61,5a	93,3 / 70,9
150	96,1 / 45,5a	93,3 / 54,5
(n)	(76) (1192)	(30) (574)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (2) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

**TABLEAU 49 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction de l'activité du chef du ménage.\***

TOUR DE BRAS	ACTIVITE DU CHEF DU MENAGE				
	AGRICULTEUR (1)	PECHEUR (2)	SANS/ELEVE (3)	RETRAITE (4)	AUTRES (5)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	1,7 / 99,9	16,7 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
115	8,3 / 99,7	33,3 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
120	15,0 / 99,7	33,3 / 100,0	20,0 / 100,0	11,1 / 100,0	9,1 / 99,8
125	30,0 / 97,7a	50,0 / 99,1	40,0 / 95,3	22,2 / 100,0	27,3 / 99,2
130	46,7 / 95,1	50,0 / 94,3	40,0 / 90,7	55,6 / 98,7b	36,4 / 97,1
135	66,7 / 86,0a	66,7 / 84,0a	60,0 / 83,2a	66,7 / 92,2	59,1 / 90,4
140	83,3 / 75,4a	100,0 / 74,5a	100,0 / 68,2a	88,9 / 83,1b	68,2 / 82,9
145	90,0 / 59,3a	100,0 / 66,0b	100,0 / 51,4a	100,0 / 68,8b	86,4 / 71,1
150	95,0 / 42,9a	100,0 / 54,7c	100,0 / 36,4a	100,0 / 49,4	90,9 / 54,5
(n)	(60) (695)	(6) (106)	(5) (107)	(9) (77)	(22) (615)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (5) au seuil 0,05.

b : significativement différent du groupe (3) au seuil 0,05.

c : significativement différent des groupes (1) et (3) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

**TABLEAU 50 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction de l'indice économique.\***

TOUR DE BRAS	INDICE ECONOMIQUE		
	≤ 30 (1)	31-138 (2)	≥ 139 (3)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	2,4 / 100,0	0,0 / 99,8	3,4 / 100,0
115	9,8 / 99,8	0,0 / 99,8	10,3 / 100,0
120	19,5 / 99,5	5,6 / 99,8	17,2 / 100,0
125	36,6 / 97,8	22,2 / 98,5	31,0 / 98,7
130	56,1a/ 94,9	30,6 / 95,9	48,3 / 96,5
135	73,2a/ 85,3b	50,0b/ 87,9	75,9 / 90,6
140	87,8 / 75,2b	80,6 / 78,1	79,3 / 82,4
145	95,1 / 59,2b	88,9 / 63,3b	89,7 / 71,1
150	97,6 / 42,8b	94,4 / 45,9b	93,1 / 56,4
(n)	(41) (584)	(36) (588)	(29) (596)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (2) au seuil 0,05.

b : significativement différent du groupe (3) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

**TABLEAU 51 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction de l'indice du coût de la construction de l'habitation.\***

TOUR DE BRAS	INDICE DU COUT DE CONSTRUCTION DE L'HABITATION	
	0-5 (1)	6-11 (2)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	1,9 / 100,0	1,9 / 99,9
115	5,8 / 100,0	7,7 / 99,8
120	9,6 / 99,8	17,3 / 99,7
125	21,2 / 97,9	38,5 / 98,5
130	40,4 / 94,7	50,0 / 96,3
135	57,7 / 83,8a	73,1 / 90,2
140	78,8 / 73,3a	86,5 / 81,4
145	86,5 / 56,4a	96,2 / 69,0
150	92,3 / 40,2a	98,1 / 52,9
(n)	(52) (617)	(52) (1149)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (2) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

**TABLEAU 52 : Sensibilité et spécificité (en %) de la mesure du tour de bras pour identifier les cas de maigreur chez les enfants du Congo rural, en fonction de l'indice de masse corporelle de la mère. \***

TOUR DE BRAS	INDICE DE MASSE CORPORELLE DE LA MERE	
	IMC < 21 (1)	IMC ≥ 21 (2)
Valeurs-seuils (mm)	Sensibilité /Spécificité	Sensibilité /Spécificité
105	0,0 / 100,0	0,0 / 100,0
110	1,5 / 99,9	0,0 / 100,0
115	6,0 / 99,7	4,8 / 100,0
120	13,4 / 99,4	4,8 / 100,0
125	32,8 / 97,2	14,3 / 98,6
130	50,7 / 93,2a	28,6 / 97,1
135	67,2 / 84,0a	57,1 / 90,2
140	82,1 / 72,9a	76,2 / 81,8
145	92,5 / 55,4a	81,0 / 71,0
150	97,0 / 37,6a	85,7 / 55,6
(n)	(67) (708)	(21) (655)

\* : l'indicateur de référence est le poids pour la taille < -2 E.T.

a : significativement différent du groupe (2) au seuil 0,05.

Pour les autres pourcentages soit les différences ne sont pas significatives, soit  $n_{Ap}$ ,  $n_{Aq}$ ,  $n_{Bp}$  ou  $n_{Bq} < 5$ .

TABLEAU 53 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "vrais positifs" de la classe d'âge 12-23 mois, au Congo rural (moyenne ± écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX NEGATIFS (1)	VRAIS POSITIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(46)	(111)	
		Age	17,2 ± 0,5	17,4 ± 0,3	ns
Taux de concordance: 79,1%					
Taux de faux négatifs: 29,3%		Poids (taille)	-1,9 ± 0,2	-1,9 ± 0,1	ns
Taux de faux positifs: 17,4%		Taille (âge)	-2,1 ± 0,1	-2,4 ± 0,1	ns
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 29,6%					
Taux de tour de bras < 135 mm: 33,1%		Poids (âge)	-2,6 ± 0,1	-2,8 ± 0,1	ns
					test de MAHALANOBIS
					ns
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(19)	(49)	
		Age	16,8 ± 0,7	17,5 ± 0,5	ns
Taux de concordance: 72,5%					
Taux de faux négatifs: 27,9%		Poids (taille)	-2,9 ± 0,2	-2,6 ± 0,1	ns
Taux de faux positifs: 27,4%		Taille (âge)	-1,3 ± 0,2	-2,1 ± 0,1	< 0,05
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 12,8%					
Taux de tour de bras < 135 mm: 33,1%		Poids (âge)	-2,9 ± 0,2	-3,1 ± 0,1	ns
					test de MAHALANOBIS
					< 0,05



TABLEAU 54 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "faux positifs" de la classe d'âge 12-23 mois, au Congo rural (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX POSITIFS (1)	FAUX NEGATIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(65)	(46)	
Taux de concordance: 79,1%					
Taux de faux négatifs: 29,3%		Age	17,3 $\pm$ 0,4	17,2 $\pm$ 0,5	ns
Taux de faux positifs: 17,4%		Poids (taille)	-1,0 $\pm$ 0,1	-1,9 $\pm$ 0,2	< 0,05
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 29,6%		Taille (âge)	-1,3 $\pm$ 0,1	-2,1 $\pm$ 0,1	< 0,05
Taux de tour de bras < 135 mm: 33,1%					test de MAHALANOBIS < 0,05
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(127)	(19)	
Taux de concordance: 72,5%					
Taux de faux négatifs: 27,9%		Age	17,3 $\pm$ 0,3	16,8 $\pm$ 0,7	ns
Taux de faux positifs: 27,4%		Poids (âge)	-2,1 $\pm$ 0,1	-2,9 $\pm$ 0,2	< 0,05
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 12,8%		Taille (âge)	-2,0 $\pm$ 0,1	-1,3 $\pm$ 0,2	< 0,05
Taux de tour de bras < 135 mm: 33,1%					test de MAHALANOBIS < 0,05

TABLEAU 55 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "vrais positifs" de la classe d'âge 24-59 mois, au Congo rural (moyenne ± écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX NEGATIFS (1)	VRAIS POSITIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(224)	(88)	
		Age	43,3 ± 0,7	35,7 ± 1,1	< 0,05
Taux de concordance: 81,9%					
Taux de faux négatifs: 71,8%		Poids (taille)	-1,2 ± 0,1	-1,6 ± 0,1	< 0,05
Taux de faux positifs: 1,8%		Taille (âge)	-2,5 ± 0,1	-2,8 ± 0,1	ns
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 22,2%					
Taux de tour de bras < 135 mm: 8,0%		Poids (âge)	-2,5 ± 0,1	-2,9 ± 0,1	< 0,05
				test de MAHALANOBIS	< 0,05
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(17)	(21)	
		Age	44,2 ± 2,4	38,8 ± 2,6	ns
Taux de concordance: 92,3%					
Taux de faux négatifs: 44,7%		Poids (taille)	-2,6 ± 0,2	-2,4 ± 0,1	ns
Taux de faux positifs: 6,6%		Taille (âge)	-1,6 ± 0,3	-2,7 ± 0,3	< 0,05
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 2,8%					
Taux de tour de bras < 135 mm: 8,0%		Poids (âge)	-3,0 ± 0,2	-3,4 ± 0,2	ns
				test de MAHALANOBIS	ns

**TABLEAU 56 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "faux positifs" de la classe d'âge 24-59 mois, au Congo rural (moyenne ± écart-type de la moyenne).**

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX POSITIFS (1)	FAUX NEGATIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(19)	(224)	
Taux de concordance: 81,9%					
Taux de faux négatifs: 71,8%		Age	35,1 ± 2,1	43,3 ± 0,7	< 0,05
Taux de faux positifs: 1,8%		Poids (taille)	-1,0 ± 0,2	-1,2 ± 0,1	ns
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 22,2%		Taille (âge)	-1,3 ± 0,2	-2,5 ± 0,1	< 0,05
Taux de tour de bras < 135 mm: 8,0%					
				test de MAHALANOBIS	< 0,05
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(86)	(17)	
Taux de concordance: 92,3%					
Taux de faux négatifs: 44,7%		Age	34,8 ± 1,0	44,2 ± 2,4	< 0,05
Taux de faux positifs: 6,6%		Poids (âge)	-2,5 ± 0,1	-3,0 ± 0,8	< 0,05
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 2,8%		Taille (âge)	-2,5 ± 0,1	-1,6 ± 0,3	< 0,05
Taux de tour de bras < 135 mm: 8,0%					
				test de MAHALANOBIS	< 0,05

TABLEAU 57 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "vrais positifs" de la classe d'âge 12-23 mois, au Congo rural, lorsque les prévalences vraie et estimée sont identiques (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX NEGATIFS (1)	VRAIS POSITIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 134 mm	(n)	(56)	(101)	
		Age	17,5 $\pm$ 0,4	17,2 $\pm$ 0,3	ns
Taux de concordance: 79,7%					
Taux de faux négatifs: 35,7%		Poids (taille)	-1,8 $\pm$ 0,1	-2,0 $\pm$ 0,1	ns
Taux de faux positifs: 13,9%		Taille (âge)	-2,1 $\pm$ 0,1	-2,4 $\pm$ 0,1	ns
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 29,6%					
Taux de tour de bras < 134 mm: 28,8%		Poids (âge)	-2,6 $\pm$ 0,1	-2,9 $\pm$ 0,1	< 0,05
				test de MAHALANOBIS	ns
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 128 mm	(n)	(39)	(29)	
		Age	17,3 $\pm$ 0,5	17,3 $\pm$ 0,6	ns
Taux de concordance: 85,9%					
Taux de faux négatifs: 57,4%		Poids (taille)	-2,7 $\pm$ 0,1	-2,7 $\pm$ 0,1	ns
Taux de faux positifs: 7,8%		Taille (âge)	-1,5 $\pm$ 0,1	-2,3 $\pm$ 0,2	< 0,05
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 12,8%					
Taux de tour de bras < 128 mm: 12,2%		Poids (âge)	-2,8 $\pm$ 0,1	-3,3 $\pm$ 0,2	< 0,05
				test de MAHALANOBIS	< 0,05

TABLEAU 58 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "faux positifs" de la classe d'âge 12-23 mois, au Congo rural, lorsque les prévalences vraie et estimée sont identiques (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX POSITIFS (1)	FAUX NEGATIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 134 mm	(n)	(52)	(56)	
Taux de concordance: 79,7%					
Taux de faux négatifs: 35,7%		Age	16,8 $\pm$ 0,4	17,5 $\pm$ 0,4	ns
Taux de faux positifs: 13,9%		Poids (taille)	-1,2 $\pm$ 0,1	-1,8 $\pm$ 0,1	< 0,05
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 29,6%		Taille (âge)	-1,2 $\pm$ 0,1	-2,1 $\pm$ 0,1	< 0,05
Taux de tour de bras < 134 mm: 28,8%					test de MAHALANOBIS < 0,05
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 128 mm	(n)	(36)	(39)	
Taux de concordance: 85,9%					
Taux de faux négatifs: 57,4%		Age	16,2 $\pm$ 0,5	17,3 $\pm$ 0,5	ns
Taux de faux positifs: 7,8%		Poids (âge)	-2,6 $\pm$ 0,1	-2,8 $\pm$ 0,1	ns
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 12,8%		Taille (âge)	-2,6 $\pm$ 0,2	-1,5 $\pm$ 0,1	< 0,05
Taux de tour de bras < 128 mm: 12,2%					test de MAHALANOBIS < 0,05

**TABLEAU 59 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "vrais positifs" de la classe d'âge 24-59 mois, au Congo rural, lorsque les prévalences vraie et estimée sont identiques (moyenne ± écart-type de la moyenne).**

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX NEGATIFS (1)	VRAIS POSITIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 143 mm	(n)	(108)	(204)	
		Age	46,0 ± 1,0	38,6 ± 0,8	< 0,05
Taux de concordance: 82,6%					
Taux de faux négatifs: 34,6%		Poids (taille)	-1,1 ± 0,1	-1,5 ± 0,1	< 0,05
Taux de faux positifs: 12,2%		Taille (âge)	-2,6 ± 0,1	-2,6 ± 0,1	ns
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 23,2%					
Taux de tour de bras < 143 mm: 24,6%		Poids (âge)	-2,4 ± 0,1	-2,7 ± 0,1	< 0,05
				test de MAHALANOBIS	< 0,05
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 131 mm	(n)	(21)	(17)	
		Age	44,1 ± 2,2	37,6 ± 2,9	ns
Taux de concordance: 95,8%					
Taux de faux négatifs: 55,3%		Poids (taille)	-2,6 ± 0,2	-2,3 ± 0,1	ns
Taux de faux positifs: 2,8%		Taille (âge)	-1,8 ± 0,3	-2,7 ± 0,4	ns
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 2,8%					
Taux de tour de bras < 131 mm: 3,9%		Poids (âge)	-3,1 ± 0,2	-3,4 ± 0,2	ns
				test de MAHALANOBIS	< 0,05

TABLEAU 60 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "faux positifs" de la classe d'âge 24-59 mois, au Congo rural, lorsque les prévalences vraie et estimée sont identiques (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX POSITIFS (1)	FAUX NEGATIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 143 mm	(n)	(126)	(108)	
Taux de concordance: 82,6%					
Taux de faux négatifs: 34,6%		Age	35,4 $\pm$ 0,8	46,0 $\pm$ 1,0	< 0,05
Taux de faux positifs: 12,2%		Poids (taille)	-0,7 $\pm$ 0,1	-1,1 $\pm$ 0,1	< 0,05
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 23,2%		Taille (âge)	-1,3 $\pm$ 0,1	-2,6 $\pm$ 0,1	< 0,05
Taux de tour de bras < 143 mm: 24,6%					
				test de MAHALANOBIS	< 0,05
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 131 mm	(n)	(36)	(21)	
Taux de concordance: 95,8%					
Taux de faux négatifs: 55,3%		Age	33,0 $\pm$ 1,4	44,1 $\pm$ 2,2	< 0,05
Taux de faux positifs: 2,8%		Poids (âge)	-2,7 $\pm$ 0,1	-3,1 $\pm$ 0,2	< 0,05
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 2,8%		Taille (âge)	-2,6 $\pm$ 0,2	-1,8 $\pm$ 0,3	< 0,05
Taux de tour de bras < 131 mm: 3,9%					
				test de MAHALANOBIS	< 0,05

TABLEAU 61 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "vrais positifs" de la classe d'âge 12-59 mois, au Congo rural, lorsque la somme (sensibilité + spécificité) est maximale (moyenne ± écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX NEGATIFS (1)	VRAIS POSITIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 145 mm	(n)	(100)	(369)	
		Age	43,4 ± 1,4	30,5 ± 0,7	< 0,05
Taux de concordance: 75,8%					
Taux de faux négatifs: 21,3%		Poids (taille)	-1,1 ± 0,1	-1,6 ± 0,1	< 0,05
Taux de faux positifs: 25,2%		Taille (âge)	-2,6 ± 0,1	-2,5 ± 0,1	ns
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 25,0%					
Taux de tour de bras < 145 mm: 38,6%		Poids (âge)	-2,4 ± 0,1	-2,7 ± 0,1	< 0,05
				test de MAHALANOBIS	< 0,05
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 140 mm	(n)	(18)	(88)	
		Age	31,2 ± 3,7	24,8 ± 1,4	ns
Taux de concordance: 78,8%					
Taux de faux négatifs: 17,0%		Poids (taille)	-2,8 ± 0,2	-2,6 ± 0,1	ns
Taux de faux positifs: 21,4%		Taille (âge)	-1,3 ± 0,2	-2,1 ± 0,1	< 0,05
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 5,7%					
Taux de tour de bras < 140 mm: 24,9%		Poids (âge)	-2,9 ± 0,2	-3,1 ± 0,1	ns
				test de MAHALANOBIS	< 0,05



TABLEAU 62 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "faux positifs" de la classe d'âge 12-59 mois, au Congo rural, lorsque la somme (sensibilité + spécificité) est maximale (moyenne ± écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX POSITIFS (1)	FAUX NEGATIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 145 mm	(n)	(354)	(100)	
Taux de concordance: 75,8%					
Taux de faux négatifs: 21,3%		Age	26,6 ± 0,6	43,4 ± 1,4	< 0,05
Taux de faux positifs: 25,2%		Poids (taille)	-0,8 ± 0,1	-1,1 ± 0,1	< 0,05
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 25,0%		Taille (âge)	-1,3 ± 0,1	-2,6 ± 0,1	< 0,05
Taux de tour de bras < 145 mm: 38,6%				test de MAHALANOBIS	< 0,05
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 140 mm	(n)	(379)	(18)	
Taux de concordance: 78,8%					
Taux de faux négatifs: 17,0%		Age	26,6 ± 0,6	31,2 ± 3,7	ns
Taux de faux positifs: 21,4%		Poids (âge)	-2,1 ± 0,1	-2,9 ± 0,2	< 0,05
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 5,7%		Taille (âge)	-2,0 ± 0,1	-1,3 ± 0,2	< 0,05
Taux de tour de bras < 140 mm: 24,9%				test de MAHALANOBIS	< 0,05

**TABLEAU 63 : Caractéristiques biochimiques des enfants camerounais de 12 à 59 mois en fonction de leurs indices anthropométriques (moyenne ± écart-type de la moyenne).\***

Indicateurs anthropométriques	(n)	Protides sériques totaux (g/100 ml)	Albumine (g/100 ml)	Alb./Glob.	Préalbumine (mg/100 ml)	Transferrine (mg/100 ml)	B1C globuline (mg/100 ml)	Index OH-Proline
<b>Poids pour l'âge</b>								
< -2 E.T.	(161)	7,39 ± 0,07 a	3,81 ± 0,05 a	1,09 ± 0,02 a	11,9 ± 0,3 a	312 ± 6 a	87,0 ± 1,7 a	2,67 ± 0,10 a
≥ -2 E.T.	(600)	7,14 ± 0,03 b	3,73 ± 0,02 a	1,11 ± 0,01 a	12,6 ± 0,2 b	301 ± 3 a	86,5 ± 0,7 a	3,17 ± 0,07 b
<b>Poids pour la taille</b>								
< -2 E.T.	(31)	7,43 ± 0,24 a	3,85 ± 0,14 a	1,12 ± 0,05 a	12,3 ± 0,8 a	313 ± 17 a	80,4 ± 4,2 a	2,24 ± 0,16 a
≥ -2 E.T.	(730)	7,18 ± 0,02 a	3,74 ± 0,02 a	1,11 ± 0,01 a	12,5 ± 0,1 a	303 ± 3 a	86,9 ± 0,7 a	3,10 ± 0,05 b
<b>Taille pour l'âge</b>								
< -2 E.T.	(236)	7,37 ± 0,06 a	3,80 ± 0,03 a	1,09 ± 0,01 a	12,1 ± 0,3 a	310 ± 5 a	88,7 ± 1,3 a	2,86 ± 0,08 a
≥ -2 E.T.	(525)	7,11 ± 0,03 b	3,72 ± 0,02 b	1,12 ± 0,01 b	12,6 ± 0,2 a	300 ± 3 a	85,7 ± 0,8 b	3,15 ± 0,06 b
<b>Tour de bras</b>								
< 135 mm	(122)	7,18 ± 0,09 a	3,62 ± 0,05 a	1,04 ± 0,02 a	11,2 ± 0,3 a	286 ± 7 a	81,0 ± 1,8 a	2,56 ± 0,11 a
≥ 135 mm	(639)	7,20 ± 0,03 a	3,77 ± 0,02 b	1,12 ± 0,01 b	12,7 ± 0,1 b	307 ± 3 b	87,7 ± 0,7 b	3,16 ± 0,05 b

\* : les données sont manquantes pour un sujet dont les valeurs des indices anthropométriques sont supérieures aux seuils.

a, b : les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

TABLEAU 64 : Caractéristiques biochimiques des enfants camerounais de 12 à 59 mois classés selon la mesure du tour de bras exprimée en mm ou en pour-cent de la référence par rapport à l'âge (moyenne ± écart-type de la moyenne).\*

Indicateurs anthropométriques	(n)	Protides sériques totaux (g/100 ml)	Albumine (g/100 ml)	Alb./Glob.	Préalbumine (mg/100 ml)	Transferrine (mg/100 ml)	B1C globuline (mg/100 ml)	Index OH-Proline
<b>Tour de bras</b>								
< 75 %	(15)	7,23 ± 0,36a	3,59 ± 0,23a	0,99 ± 0,05 b	11,1 ± 1,3ab	272 ± 27a	70,8 ± 6,9 c	1,96 ± 0,22 c
75 - 79	(54)	7,25 ± 0,13a	3,66 ± 0,06a	1,05 ± 0,03 b	11,3 ± 0,4 b	290 ± 9a	81,2 ± 3,1bc	2,73 ± 0,18bc
80 - 84	(121)	7,19 ± 0,09a	3,68 ± 0,05a	1,07 ± 0,02 b	11,9 ± 0,4 b	301 ± 7a	85,7 ± 1,6ab	2,61 ± 0,10ab
85 - 89	(198)	7,19 ± 0,06a	3,75 ± 0,03a	1,11 ± 0,01ab	12,0 ± 0,2 b	304 ± 5a	85,9 ± 1,3ab	3,07 ± 0,08ab
90 - 94	(208)	7,19 ± 0,05a	3,74 ± 0,03a	1,11 ± 0,01ab	12,6 ± 0,3ab	301 ± 4a	86,8 ± 1,3ab	3,06 ± 0,08ab
95 - 99	(95)	7,14 ± 0,07a	3,82 ± 0,04a	1,17 ± 0,02 a	13,7 ± 0,4 a	308 ± 6a	91,2 ± 1,6 a	3,60 ± 0,15 a
≥ 100 %	(70)	7,24 ± 0,09a	3,88 ± 0,05a	1,17 ± 0,02 a	13,8 ± 0,5 a	323 ± 9a	91,0 ± 1,8ab	3,59 ± 0,17ab
<b>Tour de bras</b>								
< 125 mm	(26)	7,21 ± 0,24a	3,59 ± 0,14a	1,00 ± 0,03 c	10,7 ± 0,8 b	284 ± 18ab	77,4 ± 4,8 b	2,45 ± 0,23 bc
125 - 134	(96)	7,17 ± 0,10a	3,63 ± 0,05a	1,05 ± 0,02 bc	11,4 ± 0,4 b	287 ± 7 b	82,0 ± 2,0 b	2,59 ± 0,12 c
135 - 139	(82)	7,22 ± 0,11a	3,77 ± 0,06a	1,11 ± 0,02abc	12,0 ± 0,4ab	321 ± 8 a	84,6 ± 2,2ab	2,90 ± 0,13 bc
140 - 144	(106)	7,15 ± 0,07a	3,76 ± 0,04a	1,13 ± 0,02 ab	12,2 ± 0,4ab	313 ± 7ab	85,3 ± 1,8ab	3,05 ± 0,12abc
145 - 149	(108)	7,20 ± 0,08a	3,75 ± 0,05a	1,10 ± 0,02abc	12,6 ± 0,4ab	306 ± 7ab	90,6 ± 1,9 a	2,93 ± 0,12 bc
150 - 154	(131)	7,16 ± 0,07a	3,74 ± 0,04a	1,12 ± 0,02 ab	12,7 ± 0,3ab	296 ± 5ab	85,3 ± 1,4ab	3,17 ± 0,10 ab
≥ 155 mm	(212)	7,23 ± 0,05a	3,81 ± 0,03a	1,13 ± 0,01 a	13,3 ± 0,3 a	304 ± 4ab	90,0 ± 1,1 a	3,43 ± 0,09 a

\* : les données sont manquantes pour un sujet dont les valeurs d'indices rentrent dans les classes 85-89% et 140-144 mm.

a, b, c : les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05 (test de BONFERRONI).

**TABEAU 65 : Caractéristiques biochimiques des enfants normaux du Cameroun en fonction de leur âge et de leur origine (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).\***

Classes d'âge (en mois)	(n)	Protides sériques totaux (g/100 ml)	Albumine (g/100 ml)	Alb./Glob.	Préalbumine (mg/100 ml)	Transferrine (mg/100 ml)	B1C globuline (mg/100 ml)	Index OH-Proline
<b>12-23</b>								
SUD	(143)	6,90 $\pm$ 0,06 a	3,64 $\pm$ 0,03 a	1,14 $\pm$ 0,02 a	12,5 $\pm$ 0,3 a	310 $\pm$ 6 a	86,4 $\pm$ 1,4 a	3,22 $\pm$ 0,12 a
NORD	(19)	7,89 $\pm$ 0,13 b	4,24 $\pm$ 0,09 b	1,18 $\pm$ 0,04 a	13,2 $\pm$ 0,7 a	400 $\pm$ 18 b	88,6 $\pm$ 4,6 a	3,61 $\pm$ 0,35 a
<b>24-35</b>								
SUD	(112)	6,91 $\pm$ 0,06 a	3,59 $\pm$ 0,04 a	1,10 $\pm$ 0,02 a	12,2 $\pm$ 0,3 a	279 $\pm$ 5 a	82,4 $\pm$ 1,5 a	3,02 $\pm$ 0,11 a
NORD	(16)	7,88 $\pm$ 0,16 b	4,33 $\pm$ 0,06 b	1,24 $\pm$ 0,03 a	14,2 $\pm$ 1,1 a	356 $\pm$ 15 b	96,8 $\pm$ 5,8 a	4,06 $\pm$ 0,32 a
<b>36-47</b>								
SUD	(93)	7,05 $\pm$ 0,06 a	3,69 $\pm$ 0,04 a	1,11 $\pm$ 0,02 a	13,0 $\pm$ 0,5 a	286 $\pm$ 5 a	87,6 $\pm$ 1,8 a	3,24 $\pm$ 0,12 a
NORD	(14)	7,73 $\pm$ 0,16 b	4,06 $\pm$ 0,10 a	1,13 $\pm$ 0,06 a	11,0 $\pm$ 0,7 a	328 $\pm$ 17 a	85,1 $\pm$ 4,6 a	3,46 $\pm$ 0,64 a
<b>48-59</b>								
SUD	(82)	7,19 $\pm$ 0,07 a	3,64 $\pm$ 0,04 a	1,04 $\pm$ 0,02 a	12,5 $\pm$ 0,4 a	279 $\pm$ 6 a	84,3 $\pm$ 1,9 a	2,94 $\pm$ 0,10 a
NORD	(13)	8,12 $\pm$ 0,19 b	4,29 $\pm$ 0,09 b	1,16 $\pm$ 0,06 a	13,9 $\pm$ 1,3 a	336 $\pm$ 9 a	85,5 $\pm$ 3,7 a	3,48 $\pm$ 0,30 a

\* : les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge sont  $\geq$  -2 E.T. Les données sont manquantes pour un sujet de la classe 24-35 mois de la zone de forêt.

a, b : dans chaque classe d'âge les valeurs moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05 (test de BONFERRONI).

**TABLEAU 66 : Caractéristiques biochimiques des enfants camerounais issus de deux zones écologiques et classés selon la mesure du tour de bras exprimée en mm (moyenne ± écart-type de la moyenne).\***

Indicateur anthropométrique	(n)	Protides sériques totaux (g/100 ml)	Albumine (g/100 ml)	Alb./Glob.	Préalbumine (mg/100 ml)	Transferrine (mg/100 ml)	β1C globuline (mg/100 ml)	Index OH-Proline
<b>Tour de bras</b>								
<b>&lt; 130 mm</b>								
SUD	(43)	6,75 ± 0,15 a	3,39 ± 0,08 a	1,03 ± 0,03 a	10,5 ± 0,6 a	261 ± 11 a	75,1 ± 3,2 a	2,36 ± 0,19 a
NORD	(17)	8,34 ± 0,24 b	4,29 ± 0,13 b	1,12 ± 0,06 a	12,2 ± 1,0 a	353 ± 18 b	91,9 ± 5,3 b	2,87 ± 0,30 a
<b>130 - 139</b>								
SUD	(110)	6,90 ± 0,07 a	3,53 ± 0,04 a	1,06 ± 0,02 a	11,7 ± 0,4 a	285 ± 7 a	80,1 ± 1,8 a	2,58 ± 0,11 a
NORD	(34)	8,11 ± 0,15 b	4,24 ± 0,09 b	1,13 ± 0,04 a	12,0 ± 0,7 a	372 ± 13 b	94,5 ± 3,4 b	3,42 ± 0,21 b
<b>140 - 144</b>								
SUD	(78)	6,89 ± 0,07 a	3,63 ± 0,05 a	1,14 ± 0,03 a	12,4 ± 0,4 a	292 ± 7 a	82,4 ± 2,0 a	2,84 ± 0,13 a
NORD	(28)	7,84 ± 0,13 b	4,12 ± 0,08 b	1,22 ± 0,05 a	11,6 ± 0,7 a	375 ± 12 b	94,1 ± 3,6 b	3,64 ± 0,24 b
<b>145 - 154</b>								
SUD	(192)	7,01 ± 0,05 a	3,65 ± 0,03 a	1,11 ± 0,01 a	12,4 ± 0,3 a	288 ± 4 a	86,5 ± 1,3 a	3,01 ± 0,09 a
NORD	(47)	7,87 ± 0,11 b	4,13 ± 0,06 b	1,12 ± 0,03 a	13,6 ± 0,6 a	355 ± 9 b	92,7 ± 2,7 b	3,26 ± 0,18 a
<b>≥ 155 mm</b>								
SUD	(172)	7,09 ± 0,05 a	3,71 ± 0,03 a	1,12 ± 0,01 a	13,3 ± 0,3 a	289 ± 4 a	90,1 ± 1,3 a	3,28 ± 0,10 a
NORD	(40)	7,86 ± 0,11 b	4,27 ± 0,06 b	1,21 ± 0,03 b	13,4 ± 0,7 a	370 ± 9 b	89,6 ± 2,8 b	4,05 ± 0,22 b

\* : les moyennes sont ajustées sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge. Les données sont manquantes pour un sujet de la classe 140-144 mm.

a, b : dans chaque classe de tour de bras les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

**TABLEAU 67 : Caractéristiques biochimiques des enfants camerounais issus de deux zones écologiques et classés selon la mesure du tour de bras exprimée en pour-cent de la référence par rapport à l'âge (moyenne ± écart-type de la moyenne).\***

Indicateur anthropométrique	(n)	Protides sériques totaux (g/100 ml)	Albumine (g/100 ml)	Alb./Glob.	Préalbumine (mg/100 ml)	Transferrine (mg/100 ml)	β1C globuline (mg/100 ml)	Index OH-Proline
<b>Tour de bras</b>								
<b>&lt; 80%</b>								
SUD	(48)	6,84 ± 0,13 a	3,43 ± 0,07 a	1,02 ± 0,03 a	10,6 ± 0,5 a	264 ± 11 a	72,5 ± 3,3 a	2,45 ± 0,18 a
NORD	(21)	8,17 ± 0,21 b	4,15 ± 0,11 b	1,08 ± 0,05 a	12,6 ± 0,8 b	336 ± 16 b	93,7 ± 5,0 b	2,88 ± 0,27 a
<b>80 - 84</b>								
SUD	(92)	6,87 ± 0,08 a	3,48 ± 0,05 a	1,04 ± 0,02 a	11,7 ± 0,5 a	276 ± 7 a	82,3 ± 1,8 a	2,37 ± 0,11 a
NORD	(29)	8,21 ± 0,16 b	4,32 ± 0,10 b	1,14 ± 0,04 b	12,5 ± 0,9 a	380 ± 14 b	96,2 ± 3,6 b	3,40 ± 0,21 b
<b>85 - 89</b>								
SUD	(150)	6,95 ± 0,06 a	3,61 ± 0,03 a	1,10 ± 0,02 a	12,0 ± 0,3 a	286 ± 5 a	84,0 ± 1,5 a	2,93 ± 0,09 a
NORD	(48)	7,93 ± 0,11 b	4,18 ± 0,06 b	1,14 ± 0,03 a	12,2 ± 0,5 a	356 ± 9 b	92,2 ± 2,7 b	3,52 ± 0,17 b
<b>90 - 94</b>								
SUD	(174)	7,04 ± 0,05 a	3,66 ± 0,03 a	1,11 ± 0,01 a	12,6 ± 0,3 a	291 ± 5 a	86,2 ± 1,4 a	3,05 ± 0,09 a
NORD	(34)	7,95 ± 0,12 b	4,15 ± 0,07 b	1,10 ± 0,03 a	12,4 ± 0,7 a	355 ± 11 b	89,5 ± 3,4 a	3,11 ± 0,21 a
<b>≥ 95 %</b>								
SUD	(131)	7,04 ± 0,05 a	3,76 ± 0,03 a	1,16 ± 0,02 a	13,7 ± 0,4 a	298 ± 5 a	90,8 ± 1,3 a	3,41 ± 0,13 a
NORD	(34)	7,72 ± 0,12 b	4,18 ± 0,07 b	1,20 ± 0,03 a	14,1 ± 0,7 a	376 ± 11 b	92,1 ± 2,7 a	4,30 ± 0,26 b

\* : les moyennes sont ajustées sur les indices poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour l'âge. Les données sont manquantes pour un sujet de la classe 85-89%.

a, b : dans chaque classe de tour de bras les moyennes auxquelles sont attribuées des lettres communes ne diffèrent pas significativement au seuil 0,05.

TABLEAU 68 : Etude des corrélations simples entre les indices anthropométriques et les variables biochimiques chez les enfants de 12 à 59 mois du Cameroun (n = 761).

Indices anthropométriques	Protides sériques totaux	Albumine	Alb./Glob.	Préalbumine	Transferrine	β1C globuline	Index OH-Proline
Poids pour l'âge (E.T.)	-0,163*	-0,085*	0,086*	0,069	-0,047	0,028	0,225*
Poids pour la taille (E.T.)	-0,083*	-0,037	0,051	0,072*	0,004	0,120*	0,288*
Taille pour l'âge (E.T.)	-0,164*	-0,090*	0,081*	0,032	0,074*	-0,067	0,068
Tour de bras (mm)	0,047	0,132*	0,129*	0,184*	0,065	0,178*	0,249*
Tour de bras (%)	0,028	0,149*	0,179*	0,189*	0,130*	0,190*	0,280*

\* : la corrélation est significative au seuil 0,05.

TABLEAU 69 : Etude des corrélations simples entre les indices anthropométriques et les variables biochimiques chez les enfants de 12 à 59 mois du Cameroun issus de deux zones écologiques: le Sud (n = 595) et le Nord (n = 166).

Indices anthropométriques	Protides sériques totaux	Albumine	Alb./Glob.	Préalbumine	Transferrine	β1C globuline	Index OH-Proline
Poids pour l'âge (E.T.)							
SUD	0,063	0,118*	0,097*	0,073	0,153*	0,143*	0,285*
NORD	-0,207*	0,012	0,200*	0,163*	0,003	-0,074	0,293*
Poids pour la taille (E.T.)							
SUD	0,054	0,081*	0,062	0,074	0,133*	0,195*	0,319*
NORD	-0,168*	-0,040	0,074	0,112	-0,045	0,023	0,316*
Taille pour l'âge (E.T.)							
SUD	0,047	0,099*	0,080*	0,031	0,098*	0,027	0,115*
NORD	-0,189*	0,035	0,250*	0,134	0,037	0,139	0,125
Tour de bras (mm)							
SUD	0,141*	0,216*	0,134*	0,208*	0,106*	0,246*	0,273*
NORD	-0,143	0,013	0,125	0,124	0,041	-0,003	0,207*
Tour de bras (%)							
SUD	0,122*	0,236*	0,186*	0,220*	0,178*	0,263*	0,309*
NORD	-0,139	0,066	0,175*	0,111	0,148	0,004	0,236*

\* : la corrélation est significative au seuil 0,05.

**TABLEAU 70 : Corrélations partielles entre la mesure du tour de bras (en mm) et les paramètres biochimiques après ajustement sur les autres indices anthropométriques chez les enfants de 12 à 59 mois du Cameroun (n = 761).**

Indices anthropométriques	Protides sériques totaux	Albumine	Alb./Glob.	Préalbumine	Transferrine	B1C globuline	Index OH-Proline
TB mm	0,047ns	0,132*	0,129*	0,184*	0,064ns	0,178*	0,249*
TB (PA)	0,105•	0,170*	0,109•	0,183*	0,093•	0,211*	0,240*
TB (PT)	0,199*	0,244*	0,097•	0,182*	0,123*	0,209*	0,140*
TB (TA)	0,137*	0,211*	0,128*	0,183*	0,083▲	0,133*	0,080▲
TB (PA + PT)	0,190*	0,247*	0,113•	0,183*	0,110•	0,171*	0,085▲
TB (PA + TA)	0,194*	0,248*	0,111•	0,185*	0,110•	0,166*	0,075▲
TB (PT + TA)	0,193*	0,248*	0,112•	0,184*	0,110•	0,167*	0,077▲
TB (PA + PT + TA)	0,193*	0,248*	0,112•	0,184*	0,110•	0,168*	0,077▲

Abréviations employées : TB tour de bras en mm, PA poids pour l'âge, PT poids pour la taille, TA taille pour l'âge.

▲, •, \* : la corrélation est significative aux seuils 0,05 (▲), 0,01 (•), 0,001 (\*)

ns : la corrélation n'est pas significative au seuil 0,05.

**TABLEAU 71 : Corrélations partielles entre la mesure du tour de bras (en %) et les paramètres biochimiques après ajustement sur les autres indices anthropométriques chez les enfants de 12 à 59 mois du Cameroun (n = 761).**

Indices anthropométriques	Protides sériques totaux	Albumine	Alb./Glob.	Préalbumine	Transferrine	B1C globuline	Index OH-Proline
TB %	0,028ns	0,149*	0,179*	0,189*	0,130*	0,190*	0,280*
TB (PA)	0,089▲	0,191*	0,162*	0,189*	0,165*	0,226*	0,274*
TB (PT)	0,186*	0,278*	0,164*	0,192*	0,218*	0,230*	0,179*
TB (TA)	0,116•	0,239*	0,198*	0,192*	0,174*	0,148*	0,119*
TB (PA + PT)	0,176*	0,285*	0,187*	0,194*	0,212*	0,193*	0,125*
TB (PA + TA)	0,178*	0,283*	0,184*	0,195*	0,211*	0,187*	0,117•
TB (PT + TA)	0,179*	0,285*	0,185*	0,195*	0,212*	0,190*	0,120*
TB (PA + PT + TA)	0,177*	0,285*	0,187*	0,194*	0,212*	0,191*	0,123*

Abréviations employées : TB tour de bras en mm, PA poids pour l'âge, PT poids pour la taille, TA taille pour l'âge.

▲, •, \* : la corrélation est significative aux seuils 0,05 (▲), 0,01 (•), 0,001 (\*)

ns : la corrélation n'est pas significative au seuil 0,05.



**TABLEAU 72 : Etude des régressions multiples entre les indices anthropométriques et les variables biochimiques chez les enfants de 12 à 59 mois du Cameroun (n = 761).**

Indices anthropométriques	Protides sériques totaux	Albumine	Alb./Glob.	Préalbumine	Transferrine	B1C globuline	Index OH-Proline
TB (mm)	0,047ns	0,132	0,129	0,184	0,064ns	0,178	0,249
TB + PA	0,256	0,257	0,129	0,195	0,132	0,210	0,263
TB + PT	0,160	0,214	0,137	0,196	0,083▲	0,178	0,298
TB + TA	0,195	0,192	0,136	0,186	0,118•	0,220	0,249
TB + PA + PT	0,256	0,264	0,142	0,199	0,132	0,223	0,298
TB + PA + TA	0,255	0,263	0,144	0,198	0,133	0,221	0,291
TB + PT + TA	0,259	0,264	0,143	0,199	0,133	0,221	0,298
TB + PA + PT + TA	0,259	0,264	0,143	0,199	0,133	0,221	0,298

Abréviations employées : TB tour de bras en mm, PA poids pour l'âge, PT poids pour la taille, TA taille pour l'âge.

ns : la corrélation n'est pas significative au seuil 0,05.

▲ , • : la corrélation est significative aux seuils 0,05 (▲), 0,01 (•)

Toutes les autres corrélations sont significatives au seuil 0,001.

**TABLEAU 73 : Etude des régressions multiples entre les indices anthropométriques et les variables biochimiques chez des enfants de 12 à 59 mois du Cameroun (n = 761).**

Indices anthropométriques	Protides sériques totaux	Albumine	Alb./Glob.	Préalbumine	Transferrine	B1C globuline	Index OH-Proline
TB (%)	0,028ns	0,149	0,179	0,189	0,130	0,190	0,280
TB + PA	0,256	0,289	0,185	0,204	0,223	0,231	0,285
TB + PT	0,142	0,241	0,204	0,204	0,174	0,190	0,310
TB + TA	0,187	0,210	0,181	0,192	0,180	0,235	0,282
TB + PA + PT	0,246	0,299	0,204	0,209	0,224	0,240	0,310
TB + PA + TA	0,246	0,298	0,207	0,208	0,224	0,238	0,304
TB + PT + TA	0,248	0,297	0,204	0,209	0,223	0,237	0,310
TB + PA + PT + TA	0,248	0,299	0,204	0,209	0,224	0,238	0,310

Abréviations employées : TB tour de bras en mm, PA poids pour l'âge, PT poids pour la taille, TA taille pour l'âge.

ns : la corrélation n'est pas significative au seuil 0,05.

Toutes les autres corrélations sont significatives au seuil 0,001.

TABLEAU 74 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "faux positifs" de 12 à 59 mois, au Cameroun (moyenne ± écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX POSITIFS (1)	FAUX NEGATIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 85 %	(n)	(87)	(58)	
		Age	30,9 ± 1,6	28,4 ± 1,8	ns
		Poids (taille)	-0,9 ± 0,1	-0,9 ± 0,1	ns
		Taille (âge)	-0,8 ± 0,2	-2,9 ± 0,2	< 0,05
			Test de MAHALANOBIS:		< 0,05
		Protides totaux	7,00 ± 0,09	7,39 ± 0,10	< 0,05
		Albumine	3,56 ± 0,06	3,90 ± 0,06	< 0,05
Taux de concordance: 80,9%		Gamma glob.	1,51 ± 0,04	1,38 ± 0,05	ns
Taux de faux négatifs: 36,0%		Alb/Glob.	1,06 ± 0,02	1,15 ± 0,03	< 0,05
Taux de faux positifs: 14,5%		Préalbumine	11,6 ± 0,4	12,1 ± 0,5	ns
		Transferrine	285 ± 8	323 ± 10	< 0,05
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 21,2%		B1C-globuline	81,1 ± 2,0	90,5 ± 2,6	< 0,05
Taux de tour de bras < 85%: 25,0%		Index OH-Proline	2,61 ± 0,11	2,83 ± 0,15	ns
			Test de MAHALANOBIS:		ns
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 85 %	(n)	(164)	(5)	
		Age	30,9 ± 1,1	27,2 ± 7,6	ns
		Poids (âge)	-2,0 ± 0,1	-3,0 ± 0,4	< 0,05
		Taille (âge)	-2,1 ± 0,1	-0,9 ± 0,5	ns
			Test de MAHALANOBIS:		< 0,05
		Protides totaux	7,16 ± 0,07	6,92 ± 0,36	ns
		Albumine	3,64 ± 0,04	3,89 ± 0,18	ns
Taux de concordance: 76,5%		Gamma glob.	1,53 ± 0,03	1,15 ± 0,12	< 0,05
Taux de faux négatifs: 16,1%		Alb/Glob.	1,05 ± 0,01	1,30 ± 0,07	< 0,05
Taux de faux positifs: 22,8%		Préalbumine	11,5 ± 0,3	11,4 ± 1,7	ns
		Transferrine	293 ± 6	300 ± 18	ns
Taux de poids (taille) < -2 ET: 4,1%		B1C-globuline	83,7 ± 1,5	79,7 ± 7,9	ns
Taux de tour de bras < 85% : 25,0%		Index OH-Proline	2,66 ± 0,09	2,36 ± 0,54	ns
			Test de MAHALANOBIS:		ns

TABLEAU 75 : Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "faux positifs" de 12 à 59 mois, au Cameroun (moyenne ± écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX POSITIFS (1)	FAUX NEGATIFS (2)	(1) v. (2)	
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(46)	(85)		
		Age	22,6 ± 1,4	31,6 ± 1,5	< 0,05	
		Poids (taille)	-1,0 ± 0,1	-1,0 ± 0,1	ns	
		Taille (âge)	-0,7 ± 0,2	-2,9 ± 0,1	< 0,05	
				Test de MAHALANOBIS:	< 0,05	
			Protides totaux	6,96 ± 0,12	7,46 ± 0,10	< 0,05
			Albumine	3,49 ± 0,05	3,91 ± 0,05	< 0,05
		Taux de concordance: 82,8%	Gamma glob.	1,51 ± 0,07	1,44 ± 0,04	ns
		Taux de faux négatifs: 52,8%	Alb/Glob.	1,03 ± 0,03	1,13 ± 0,02	< 0,05
		Taux de faux positifs: 7,7%	Préalbumine	10,9 ± 0,5	12,3 ± 0,4	ns
			Transferrine	279 ± 9	330 ± 8	< 0,05
		Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 21,2%	B1C-globuline	79,4 ± 2,7	91,4 ± 2,2	< 0,05
		Taux de tour de bras < 135 mm: 16,0%	Index OH-Proline	2,64 ± 0,17	2,82 ± 0,13	ns
					Test de MAHALANOBIS:	ns
		Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 135 mm	(n)	(101)	(10)
Age	24,9 ± 1,1			27,6 ± 3,7	ns	
Poids (âge)	-2,1 ± 0,1			-2,6 ± 0,4	ns	
Taille (âge)	-2,2 ± 0,2			-0,8 ± 0,7	< 0,05	
				Test de MAHALANOBIS:	< 0,05	
	Protides totaux			7,11 ± 0,09	7,31 ± 0,43	ns
	Albumine			3,60 ± 0,05	4,08 ± 0,28	< 0,05
Taux de concordance: 85,4%	Gamma glob.			1,52 ± 0,04	1,20 ± 0,07	< 0,05
Taux de faux négatifs: 32,3%	Alb/Glob.			1,04 ± 0,02	1,26 ± 0,05	< 0,05
Taux de faux positifs: 13,8%	Préalbumine			10,9 ± 0,3	11,0 ± 1,0	ns
	Transferrine			282 ± 7	327 ± 20	< 0,05
Taux de poids (taille) < -2 E.T.: 4,1%	B1C-globuline			81,3 ± 1,9	82,4 ± 5,2	ns
Taux de tour de bras < 135 mm: 16,0%	Index OH-Proline			2,65 ± 0,12	2,51 ± 0,33	ns
					Test de MAHALANOBIS:	ns

TABLEAU 76: Comparaison des groupes d'enfants "faux négatifs" et "faux positifs" de 12 à 59 mois au Cameroun lorsque les prévalences vraie et estimée sont identiques (moyenne  $\pm$  écart-type de la moyenne).

Indicateur de référence	Indicateur testé	Variables	FAUX POSITIFS (1)	FAUX NEGATIFS (2)	(1) v. (2)
Poids (âge) < -2 E.T.	Tour de bras < 137 mm	(n)	(66)	(65)	
		Age	23,7 $\pm$ 1,3	32,5 $\pm$ 1,8	< 0,05
		Poids (taille)	-0,9 $\pm$ 0,1	-0,9 $\pm$ 0,1	ns
		Taille (âge)	-0,7 $\pm$ 0,2	-2,9 $\pm$ 0,1	< 0,05
			Test de MAHALANOBIS:		< 0,05
		Protides totaux	7,03 $\pm$ 0,11	7,41 $\pm$ 0,10	< 0,05
		Albumine	3,58 $\pm$ 0,06	3,90 $\pm$ 0,05	< 0,05
Taux de concordance: 82,7%		Gamma glob.	1,50 $\pm$ 0,05	1,41 $\pm$ 0,04	ns
Taux de faux négatifs: 40,4%		Alb/Glob.	1,06 $\pm$ 0,02	1,14 $\pm$ 0,02	< 0,05
Taux de faux positifs: 11,0%		Préalbumine	11,1 $\pm$ 0,3	12,4 $\pm$ 0,5	< 0,05
		Transferrine	282 $\pm$ 7	331 $\pm$ 10	< 0,05
Taux de poids (âge) < -2 E.T.: 21,2%		B1C-globuline	77,8 $\pm$ 2,2	92,7 $\pm$ 2,5	< 0,05
Taux de tour de bras < 137 mm: 21,3%		Index OH-Proline	2,66 $\pm$ 0,12	2,86 $\pm$ 0,16	ns
			Test de MAHALANOBIS:		< 0,05
Poids (taille) < -2 E.T.	Tour de bras < 126 mm	(n)	(27)	(22)	
		Age	20,3 $\pm$ 1,3	24,5 $\pm$ 2,3	ns
		Poids (âge)	-2,5 $\pm$ 0,2	-2,5 $\pm$ 0,2	ns
		Taille (âge)	-2,6 $\pm$ 0,3	-0,8 $\pm$ 0,5	< 0,05
			Test de MAHALANOBIS:		< 0,05
		Protides totaux	7,23 $\pm$ 0,20	7,55 $\pm$ 0,29	ns
		Albumine	3,68 $\pm$ 0,12	3,98 $\pm$ 0,16	ns
Taux de concordance: 93,6%		Gamma glob.	1,50 $\pm$ 0,08	1,48 $\pm$ 0,16	ns
Taux de faux négatifs: 71,0%		Alb/Glob.	1,05 $\pm$ 0,03	1,18 $\pm$ 0,06	ns
Taux de faux positifs: 3,7%		Préalbumine	10,4 $\pm$ 0,7	12,3 $\pm$ 0,9	ns
		Transferrine	302 $\pm$ 12	329 $\pm$ 14	ns
Taux de poids (taille) < -2 ET: 4,1%		B1C-globuline	82,8 $\pm$ 3,8	84,5 $\pm$ 3,8	ns
Taux de tour de bras < 126 mm: 4,7%		Index OH-Proline	2,65 $\pm$ 0,22	2,40 $\pm$ 0,19	ns
			Test de MAHALANOBIS:		ns

**TABLEAU 77 : Sélection des variables indépendantes ayant une valeur prédictive de la proportion d'enfants de 12 à 59 mois présentant une maigreur, une insuffisance pondérale ou un petit tour de bras. Exemple du Congo rural (n = 1793).**

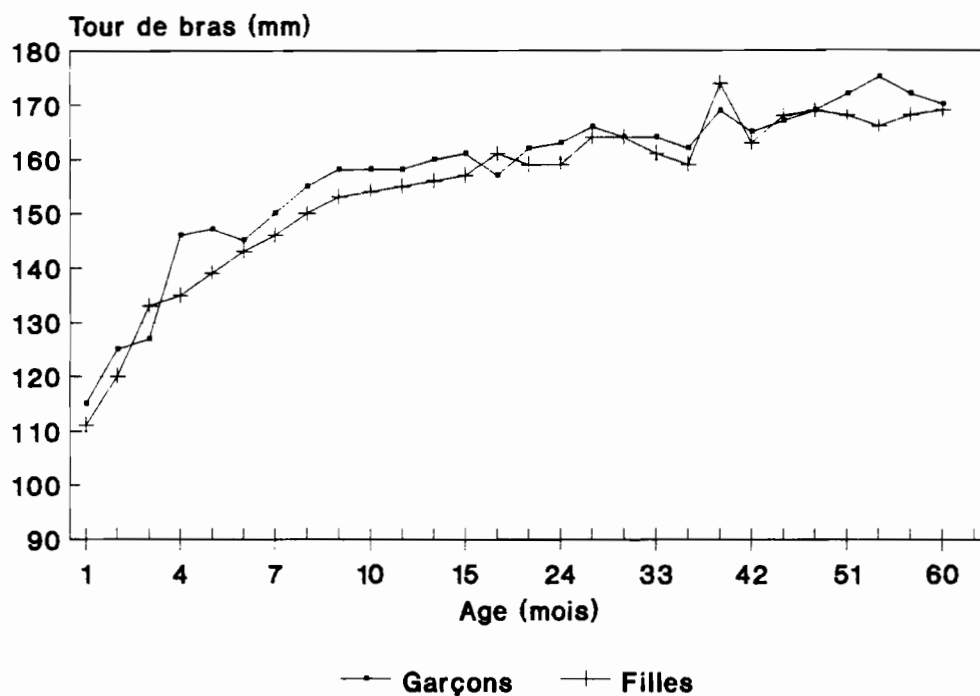
Variables indépendantes	Gain de chi2	p
<b>Modèle 1 proposé pour la mesure du tour de bras (&lt; 135 mm)</b>		
1. Indice de masse corporelle de la mère	41,2	0,00
2. Nature du toit de la maison	12,7	0,00
3. Poids de naissance de l'enfant	20,6	0,00
4. Culture de la banane par la mère	6,4	0,01
5. Indice économique du ménage	6,4	0,04
<b>Modèle 2 proposé pour la mesure de la maigreur (poids pour la taille &lt; -2 E.T.)</b>		
1. Indice de masse corporelle de la mère	34,3	0,00
2. Présence de latrine au domicile	6,9	0,01
3. Culture du manioc par la mère	5,0	0,02
<b>Modèle 3 proposé pour la mesure de l'insuffisance pondérale (poids pour l'âge &lt; -2 E.T.)</b>		
1. Indice de masse corporelle de la mère	60,9	0,00
2. Poids de naissance de l'enfant	50,5	0,00
3. Indice économique du ménage	26,4	0,00
4. Taille de la mère	29,1	0,00
5. Taille de la famille	18,2	0,00
6. Nature du toit de la maison	8,7	0,00

**TABLEAU 78 : Mesure du risque relatif approché d'insuffisance pondérale, de maigreur ou de petit tour de bras lié à des variables biologiques ou socio-économiques (odds-ratio et intervalle de confiance à 95%).**

<b>Variabiles indépendantes (effectif)</b>	<b>Seuils de classes</b>	<b>Poids pour l'âge &lt; -2 E.T.</b>	<b>Poids pour la taille &lt; -2 E.T.</b>	<b>Tour de bras &lt; 135 mm</b>
<b>Indice de masse corporelle de la mère (n = 1460)</b>	< 19	2,20 (1,69-2,87)	3,32 (2,16-5,10)	2,11 (1,55-2,87)
	< 23	2,81 (1,99-3,97)	2,87 (1,37-6,01)	2,37 (1,56-3,61)
<b>Poids de naissance (n = 1032)</b>	<b>de l'enfant</b> ≤ 2500	3,29 (2,34-4,63)	-	1,97 (1,31-2,96)
	< 3000	2,50 (1,87-3,35)	-	1,81 (1,29-2,54)
<b>Indice économique du ménage (n = 1874)</b>	= 0	2,03 (1,60-2,58)	1,79 (1,15-2,79)	1,54 (1,14-2,07)

## FIGURES

**FIG.1a : Référence de Wolanski**



**FIG.1b : Référence de Burgess**

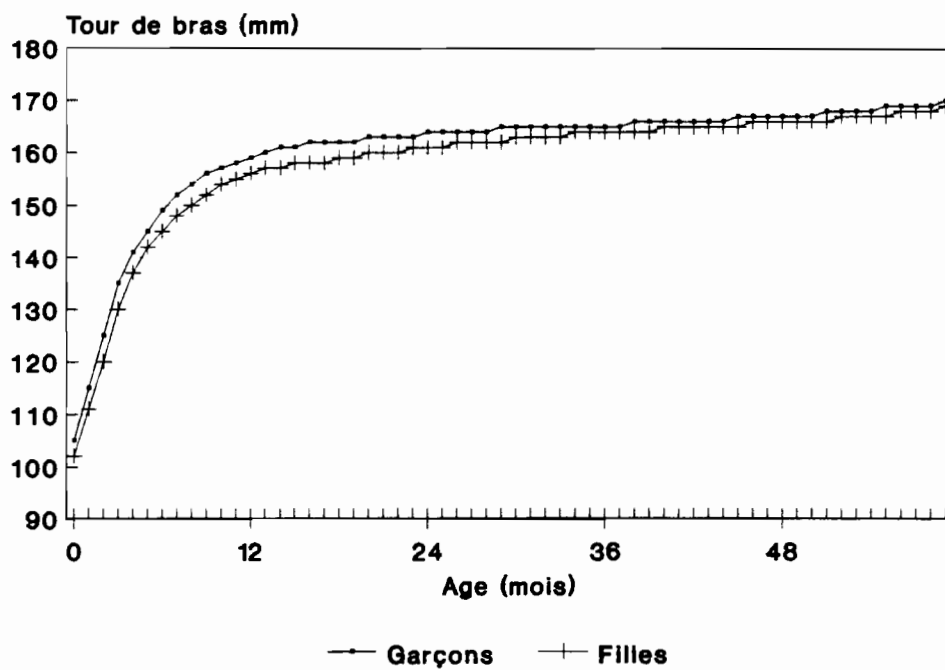
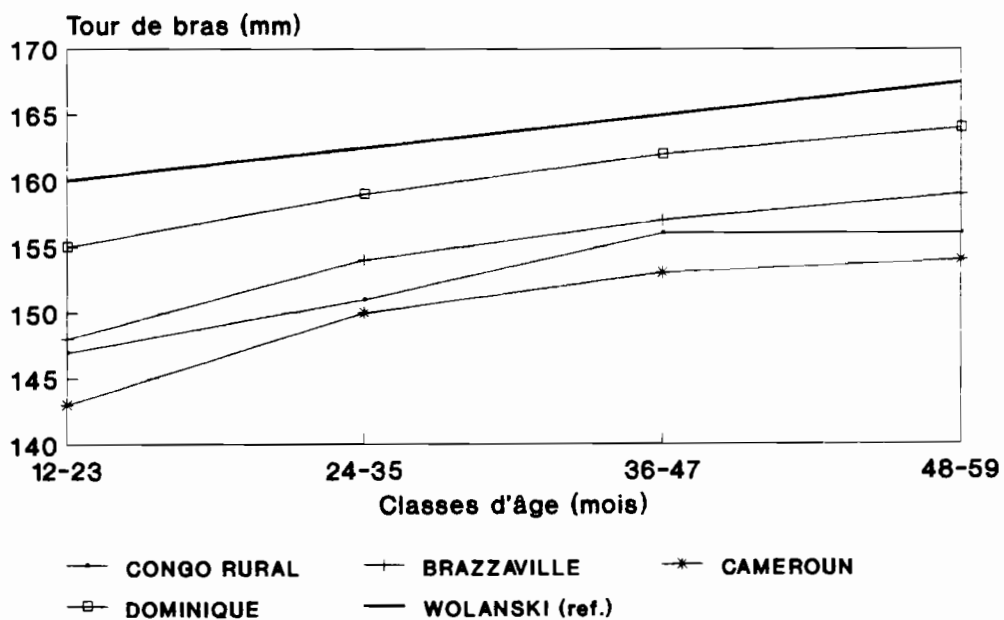


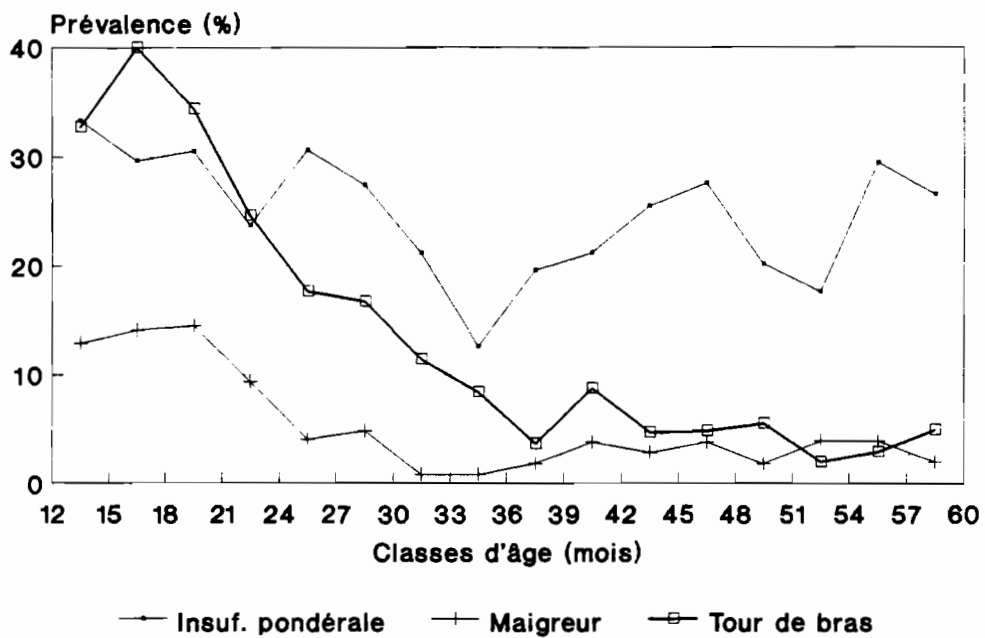


FIG.2 : Mesure du tour de bras (en mm)  
chez des enfants normaux.\*

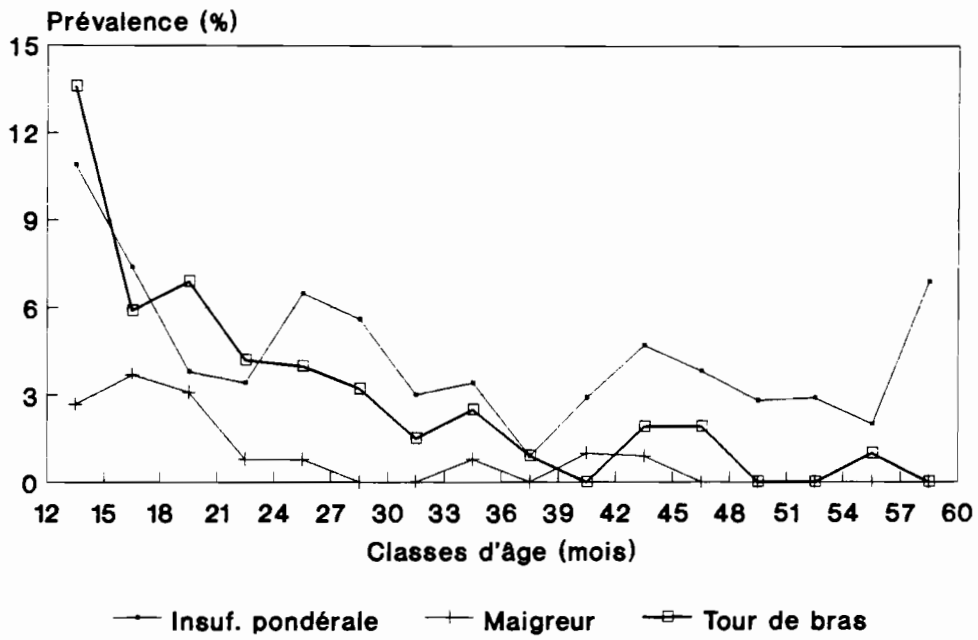


\* : PA, PT, TA > ou = -2 E.T.

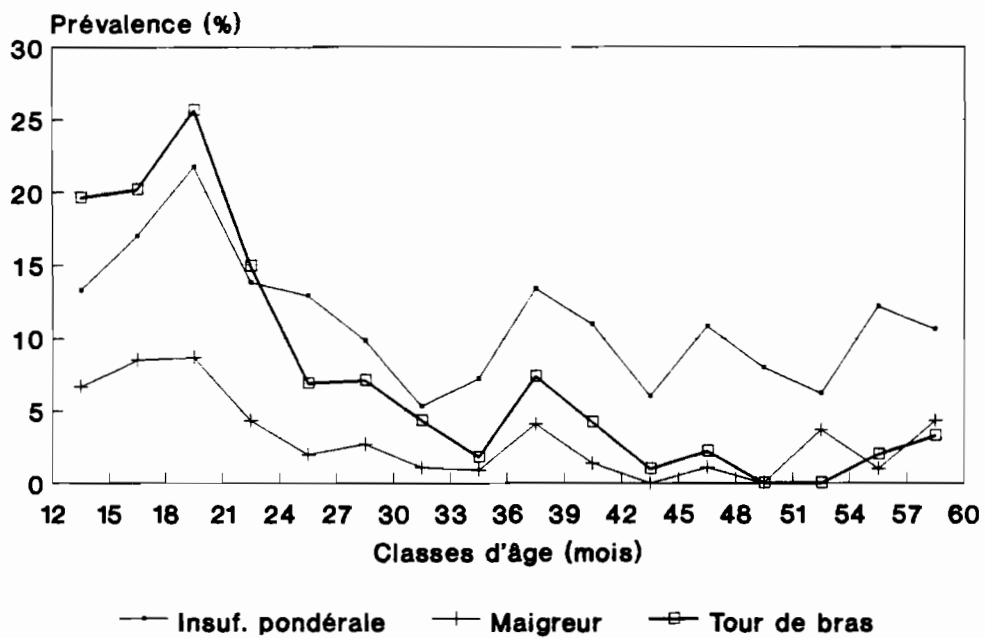
**FIG.3 : Prévalences de malnutrition au Congo rural**



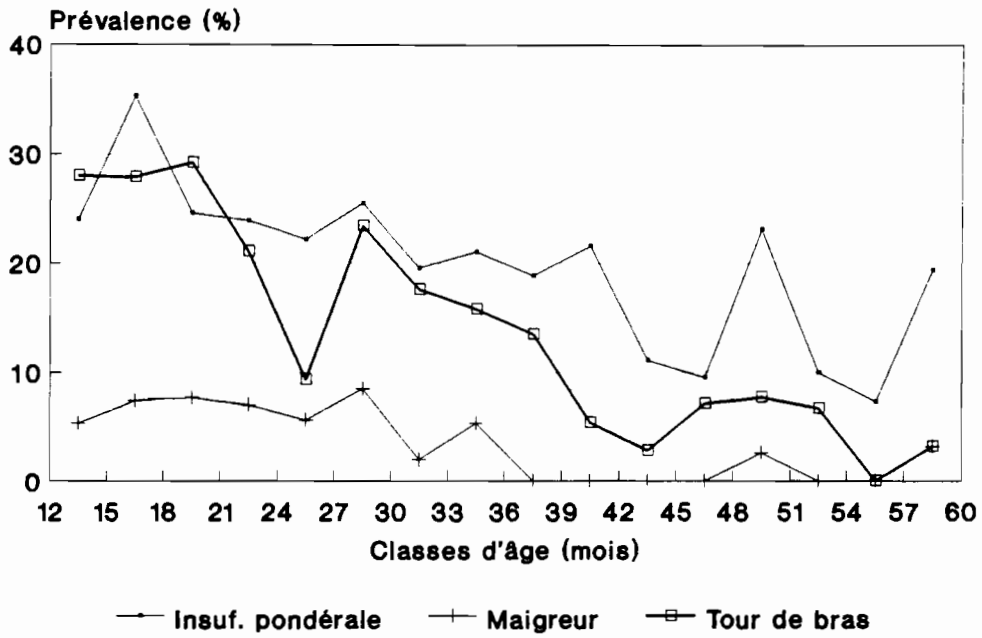
**FIG.4 : Prévalences de malnutrition sévère au Congo rural**



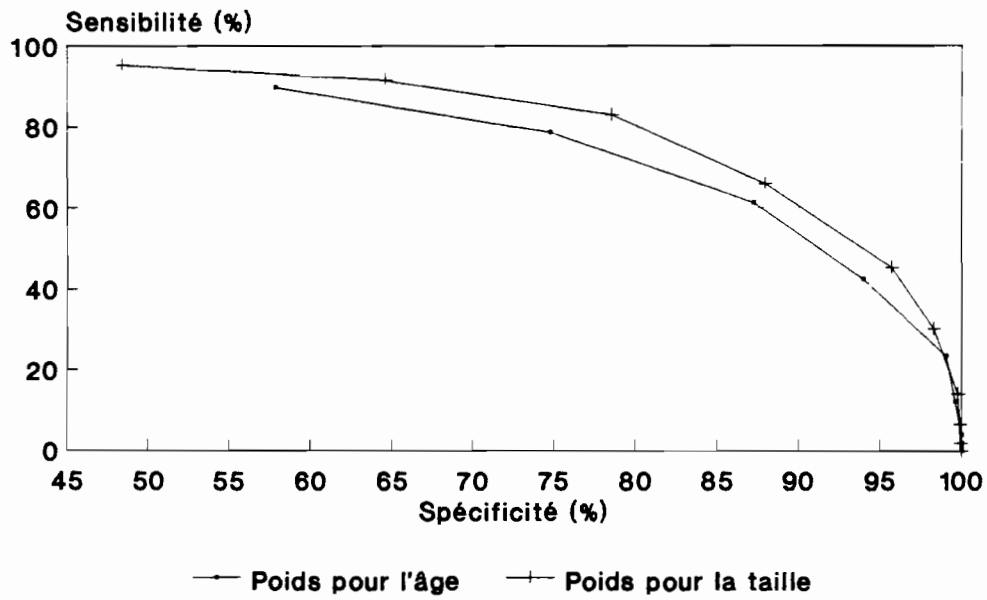
**FIG.5 : Prévalences de malnutrition au Congo urbain**



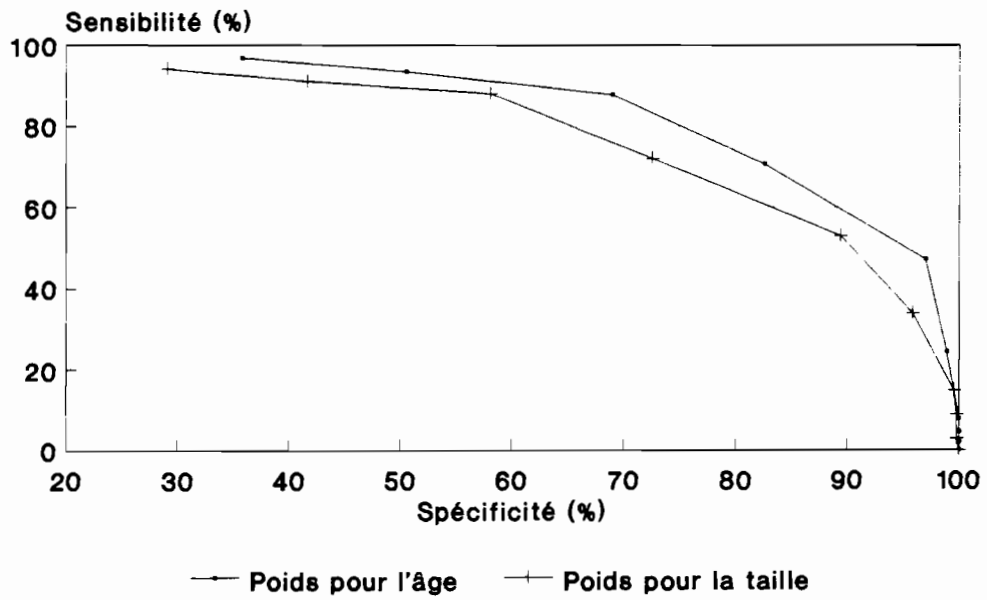
**FIG.6 : Prévalences de malnutrition au Cameroun**



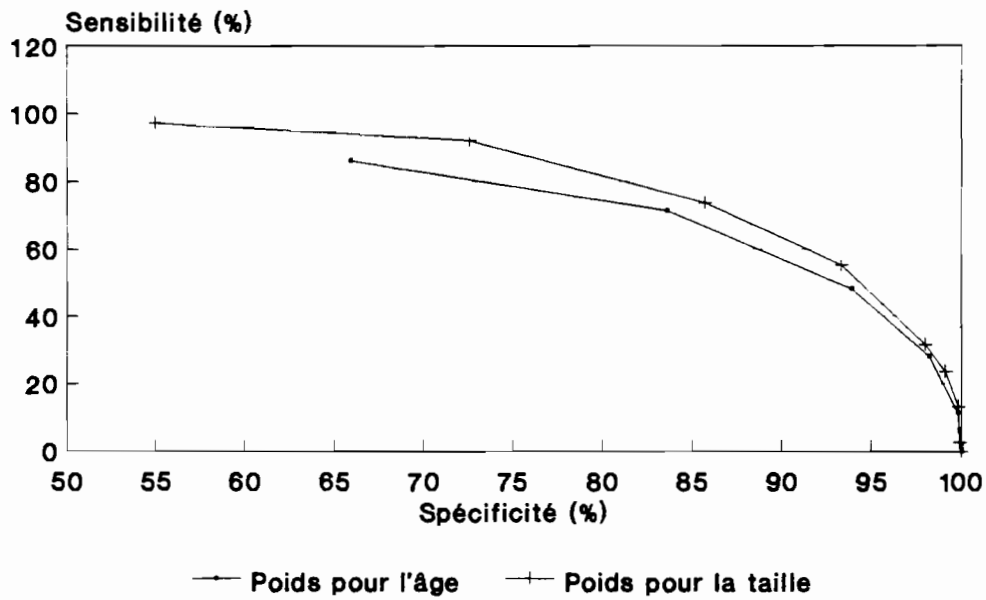
**FIG.7 : Valeur diagnostique de la mesure du tour de bras (en mm) au Congo rural chez les enfants de 12-59 mois**



**FIG.8 : Valeur diagnostique de la mesure du tour de bras (en mm) au Congo rural chez les enfants de 12-23 mois**

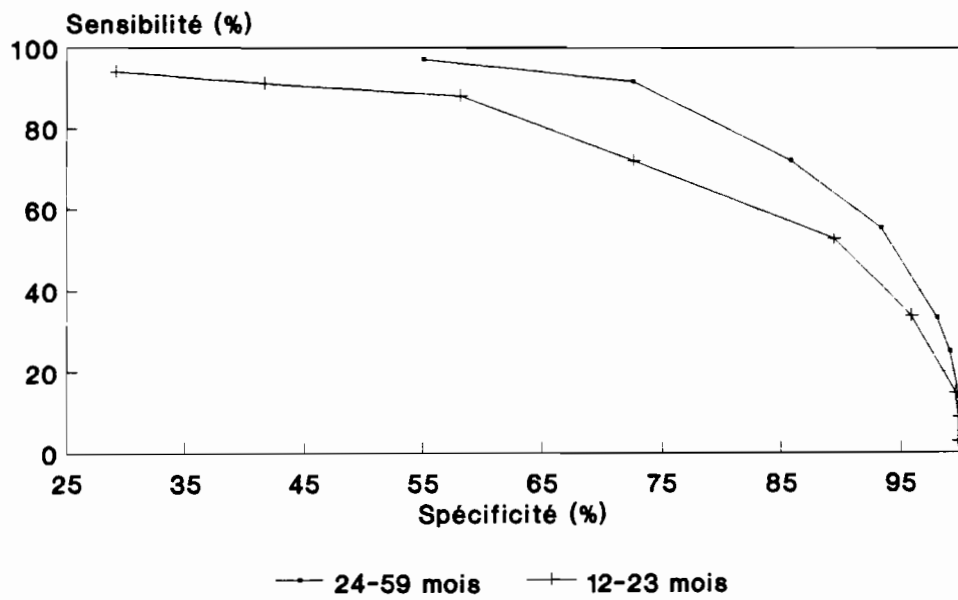


**FIG.9 : Valeur diagnostique de la mesure du tour de bras (en mm) au Congo rural chez les enfants de 24-59 mois**

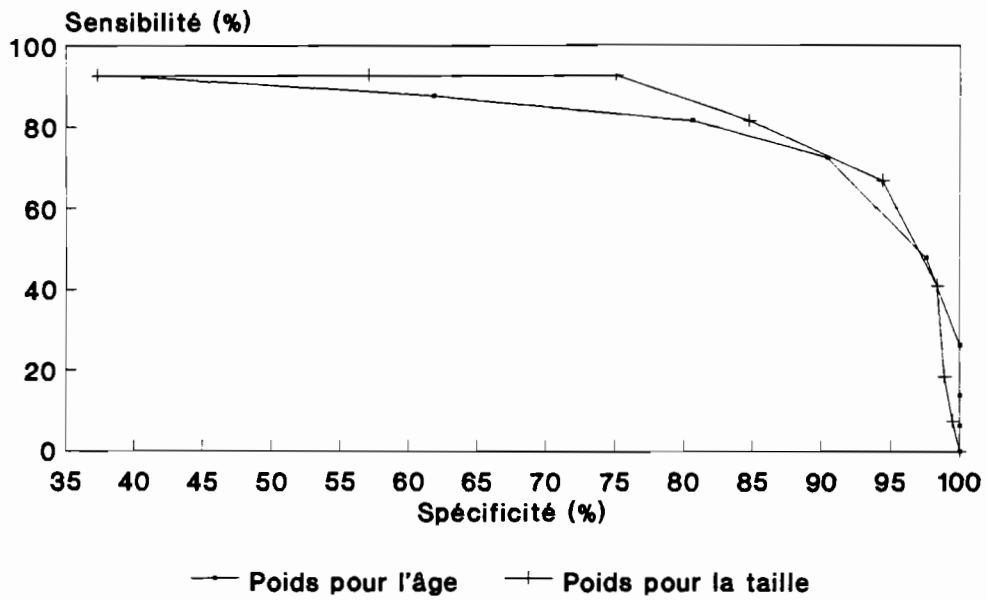




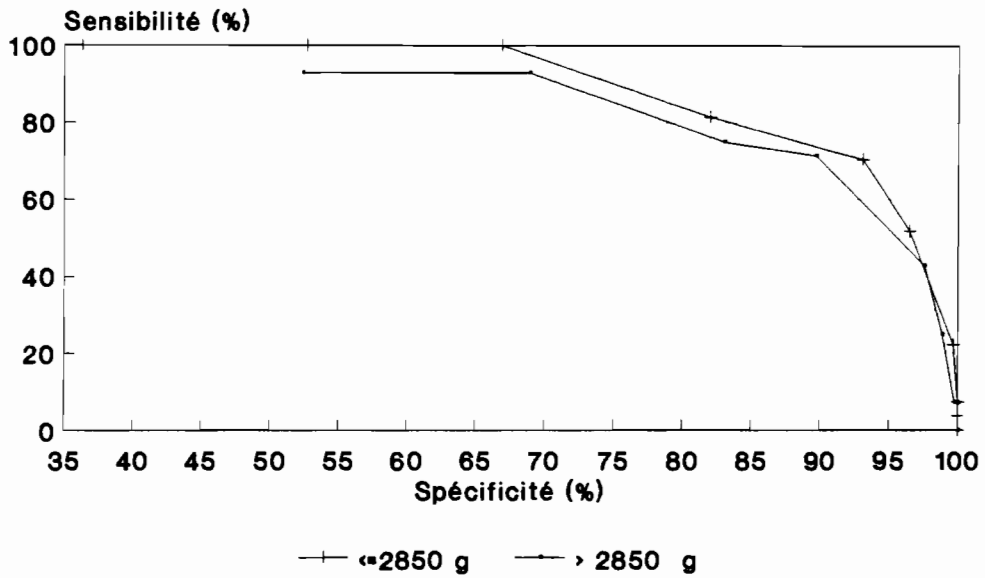
**FIG.10: Valeur diagnostique de la mesure du tour de bras (en mm) au Congo rural pour identifier les enfants maigres**



**FIG.11: Valeur diagnostique de la mesure du tour de bras (en mm) au Congo urbain chez les enfants de 12-23 mois**

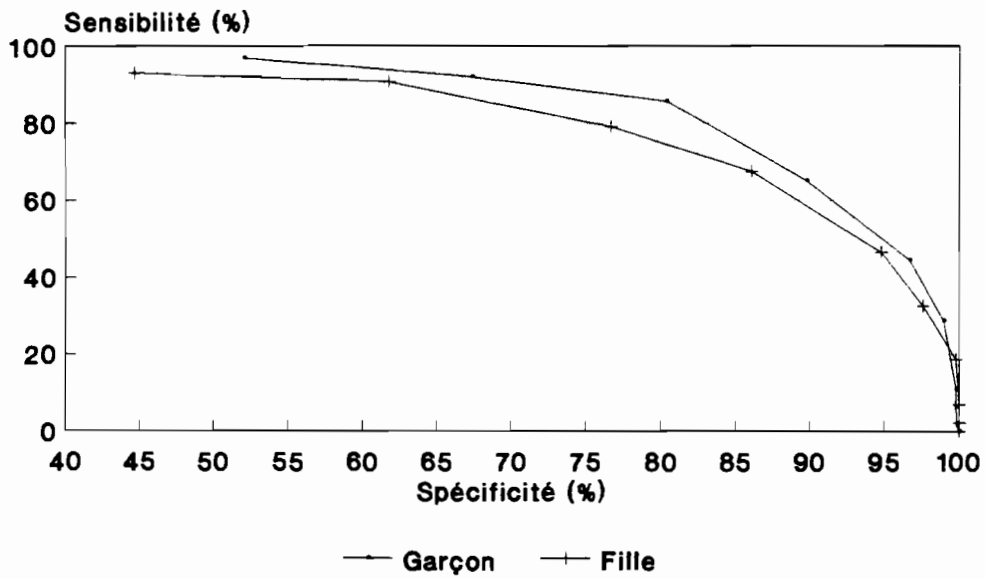


**FIG.12: Valeur diagnostique de la mesure  
du tour de bras (en mm) en fonction  
du poids à la naissance**



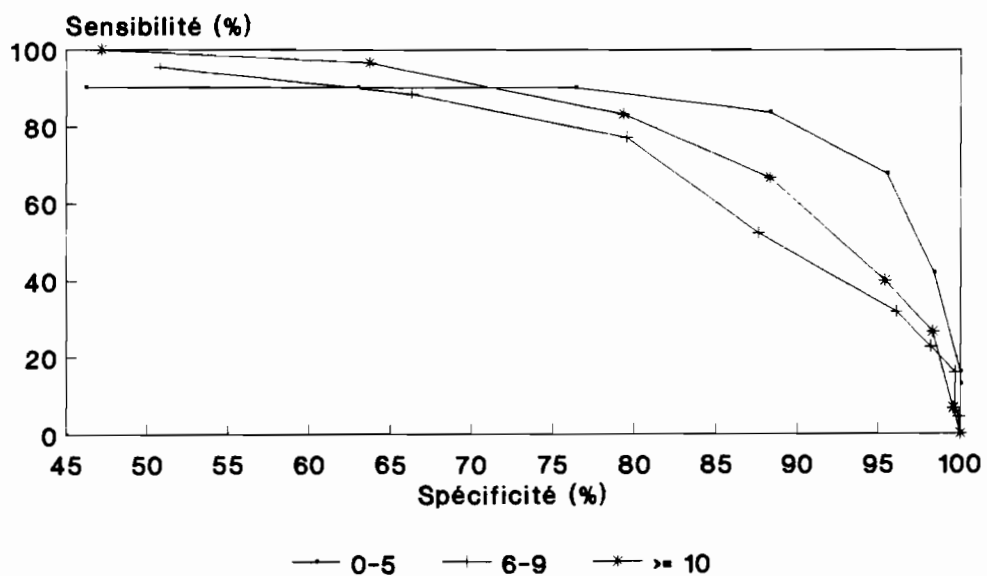
Indicateur de référence :  
poids pour la taille

**FIG.13: Valeur diagnostique de la mesure du tour de bras (en mm) en fonction du sexe de l'enfant**



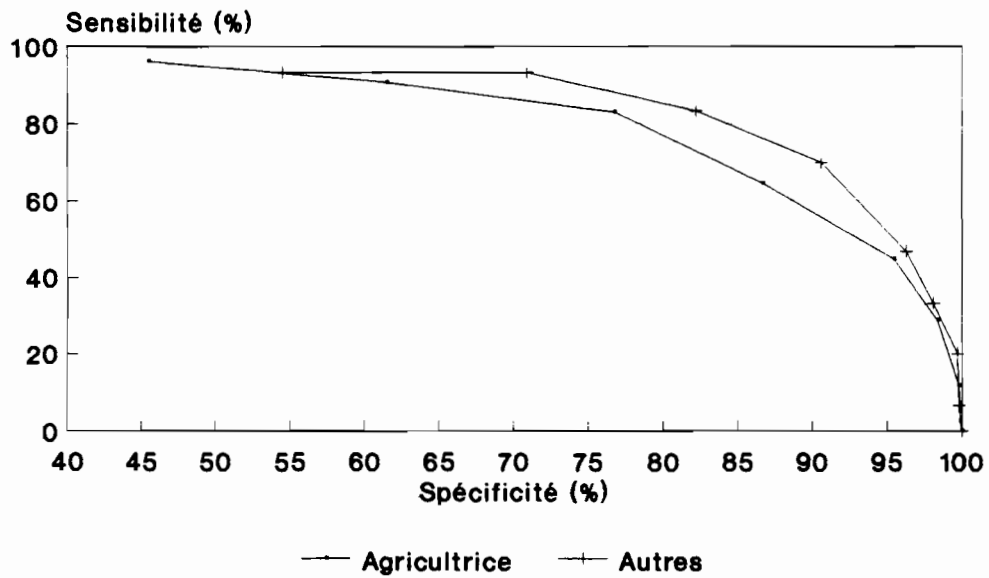
Indicateur de référence :  
poids pour la taille

FIG.14: Valeur diagnostique de la mesure du tour de bras (en mm) en fonction de la taille du ménage



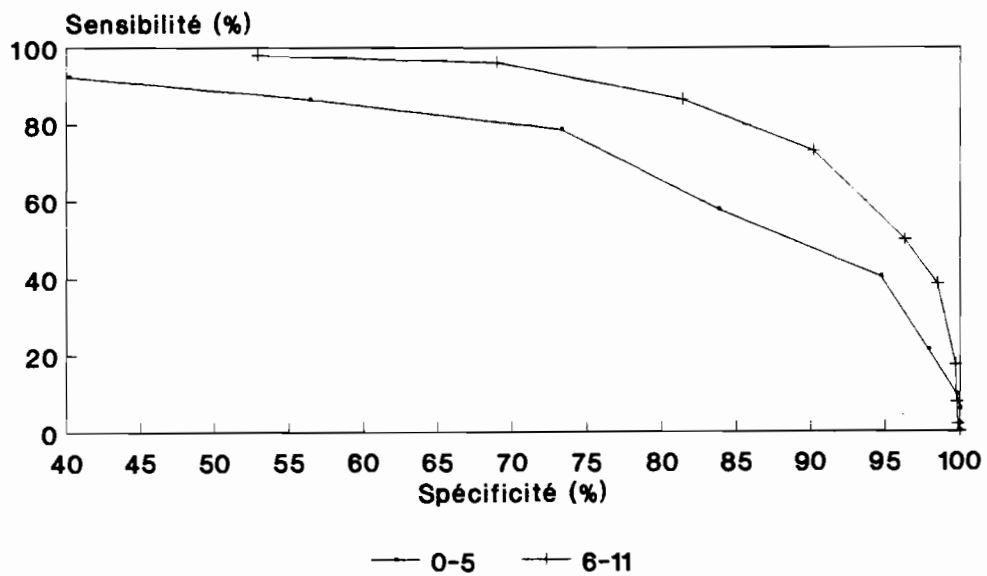
Indicateur de référence :  
poids pour la taille

**FIG.15: Valeur diagnostique de la mesure  
du tour de bras (en mm) en fonction  
de l'activité de la mère**



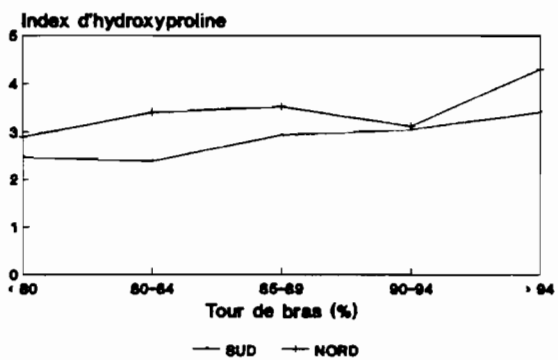
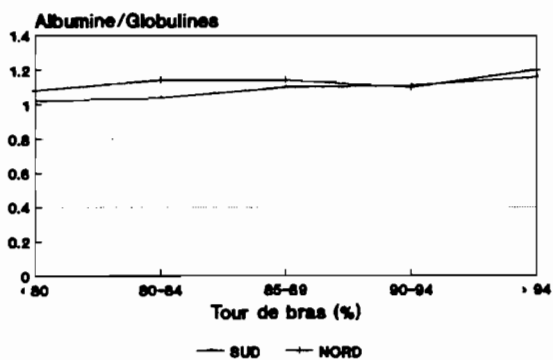
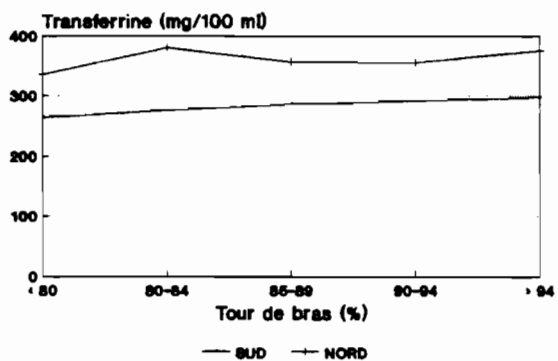
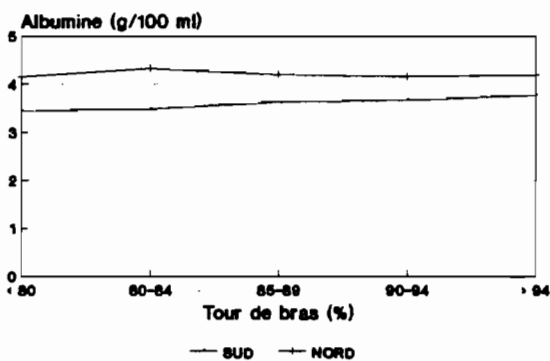
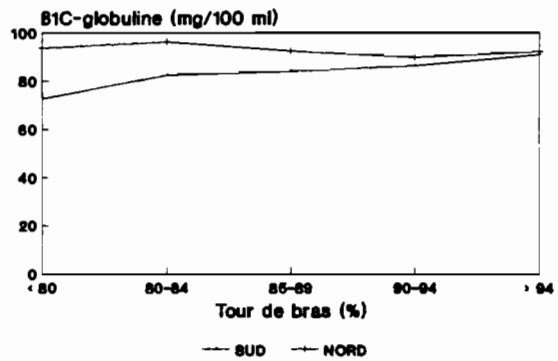
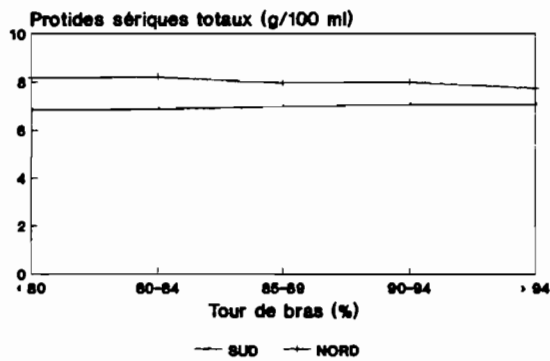
Indicateur de référence :  
poids pour la taille

**FIG.16: Valeur diagnostique de la mesure du tour de bras (en mm) en fonction du coût de la construction de l'habitation**



Indicateur de référence :  
poids pour la taille

**Fig 17 : Relations Tour de bras/Biochimie  
dans deux zones écologiques du Cameroun.**





## BIBLIOGRAPHIE

ACCIARI G., ECKROAD J., FAJARDOR L., et al.  
Screening for malnutrition with arm circumference.  
Arch Latin Am Nutr, 1977, 27, 343-58.

ACC/SCN Working Group.  
Report of the second meeting on nutritional surveillance.  
Rome, december 1979.

ADHIKARI M., COOVADIA HM.  
Mid-upper arm circumference in the assessment of growth retardation.  
SA Med J, 1981, 10 january, 32.

ALAM N., WOJTYNIAK B., RAHAMAN MM.  
Anthropometric indicators and risk of death.  
Am J Clin Nutr, 1989, 49, 884-8.

ANDERSON MA.  
Use of height-arm circumference measurement for nutritional selectivity in Sri Lanka school feeding.  
Am J Clin Nutr, 1975, 28, 775-81.

ANDERSON MA.  
Comparison of anthropometric measures of nutritional status in preschool children in five developing countries.  
Am J Clin Nutr, 1979, 32, 2339-45.

ARNHOLD R.  
The quac stick : a field measure used by the quaker service team in Nigeria.  
J Trop Pediat, 1969, 15 :4,243-7.

ASHCROFT MT., DESAI P.  
Ethnic differences in growth potential of children of African, Indian, Chinese and European origin.  
Trans Roy Soc Trop Med Hyg, 1976, 5/6, 70, 433-8.

BRIEND A., DYKEWICZ C., GRAVEN K., et al.  
Usefulness of nutritional indices and classifications in predicting death of malnourished children.  
Br Med J, 1986 (a), 293, 373-5.

BRIEND A., ZIMICKI S.  
Validation of arm circumference as an indicator of risk of death in one to four years old children.  
Nutr Res, 1986 (b), 6, 249-61.

BROWNIE C., HABICHT JP., COGILL B.  
Comparing indicators of health and nutritional status.  
Am J Epidemiol, 1986, 124, 1031-44.

BURGERT SL., ANDERSON CF.  
An evaluation of upper arm measurements used in nutritional assessment.  
Am J Clin Nutr, 1979, 32, 2136-42.

BURGESS HJL., BURGESS AP.  
A modified standard for mid upper arm circumference in young children.  
J Trop Pediat, 1969, 15 :4, 189-92.

**CARTER E.**

Comparison of weight-for-height and arm circumference in the assessment of acute malnutrition.  
Proc Nutr Soc, 1986, 45, 124A.

**CDC/NCHS.**

Ten-State Nutrition Survey, 1968-1970. United States, Department of Health, Education and Welfare. Public Health Service, Atlanta, Ga. : Center for Disease Control, (HSM 72-8131), 1972.

**CHEN LC., CHOWDHURY A., HUFFMAN SL.**

Anthropometric assessment of energy-protein malnutrition and subsequent risk of mortality among preschool aged children.

Am J Clin Nutr, 1980, 33, 1836-45.

**CHEVALIER P., CORNU A., DELPEUCH F., et al.**

Deficiences en calcium et en magnésium et fraction C3 du complément.

C R Acad Sc Paris, 1979, t.288, Série D, 267-70.

**CHOOVIVATHANAVANICH P., KANTHAVICHITRA N.**

Arm circumference in children.

Lancet, 1970, i, 636, 44.

**COOK R.**

J Trop Pediat, 1969 (a), 15, 22.

**COOK R.**

The arm circumference in a field survey in Ankole, Uganda.

J Trop Pediat, 1969 (b), 15 :4, 198-201.

**CORNU A., DELPEUCH F., CHEVALIER P.**

Etat nutritionnel et croissance au cours des deux premières années de la vie chez des enfants de Yaoundé.

Arch Fr Pediatr, 1980, 37, 125-9.

**CORNU A., DELPEUCH F., SIMONDON F., et al.**

Enquête nationale sur l'état nutritionnel des enfants d'âge préscolaire au Congo.

Editions de l'Orstom, Paris, 1990 (a).

**CORNU A., DELPEUCH F., SIMONDON F., et al.**

Enquête nutritionnelle en République populaire du Congo: résultats de l'enquête nationale réalisée en 1987.

accepté dans le Bulletin de l'O.M.S., à paraître en 1990 (b).

**DELPEUCH F., CORNU A., CHEVALIER P.**

Influence de la malnutrition protéino-énergétique modérée des enfants d'âge préscolaire sur quelques variables biochimiques.

Ann Nutr Alim, 1979, 33, 429-41.

**DELPEUCH F., CORNU A., CHEVALIER P.**

Detection of moderate protein-energy malnutrition in pre-school children.

Trans Roy Soc Trop Med Hyg, 1980 (a), 74, 192-6.

**DELPEUCH F., CORNU A., CHEVALIER P.**

The effect of moderate protein-energy malnutrition on several biochemical parameters in preschool children.

in : Nutrition and food science, vol.3.

Santos, W., Lopes, N., Barbosa, JJ. editors

Plenum publishing corporation, 1980 (b).

**DELPEUCH F., CORNU A., CHEVALIER P.**

The effect of iron-deficiency anaemia on two indices of nutritional status, prealbumin and transferrin.

Br J Nutr, 1980 (c), 43, 375-9.

**DELPEUCH F.**

La consommation alimentaire de poisson et son rôle dans la nutrition de quatre pays africains: Congo, Cameroun, Sénégal, Mali.

Série Doc. FAO, 86WO1327, FAO, ROME, 1986.

**DE VILLE DE GOYET C., SEAMAN J., GEIJER U.**

The management of nutritional emergencies in large populations.

WHO, Geneva, 1978.

**DYCK JL., CHEVALIER P., DELPEUCH F.**

Nutritional surveys in Dominica. Western and Eastern districts.

Final report, Orstom, Fort-de France, 1982.

**FARQUHARSON SM.**

Growth patterns and nutrition in Nepali children.

Arch Dis child, 1976, 51, 3-12.

**FRISANCHO R.**

Triceps skinfold and upper arm muscle size norms for assessment of nutritional status.

Am J Clin Nutr, 1974, 27, 1052-8.

**FRISANCHO R.**

New norms of upper limb fat and muscle areas for assessment of nutritional status.

Am J Clin Nutr, 1981, 34, 2540-5.

**GAYLE HD., BINKIN NJ., STAEHLING NW., et al.**

Arm circumference versus weight-for-height in nutritional assessment: are the feedings comparable?

J Trop Pediat, 1988, 34, 213-7.

**GERVER WJM.**

Measurement of the body proportion in children.

Groningen : Academic Thesis, 1988.

**GOPALAN C.**

Assessment of protein nutritional status (unpublished data, 1968)

cité par JELLIFFE in : J Trop Pediat, 1969, 15 : 4, 179-88.

**GORNALL AC., BARDAVILL CJ., DAVID MM.**

Determination of serum protein by means of the biuret reaction.

J Biol Chem, 1949, 177, 751.

**HABICHT JP.**

Thèse, M.I.T., Cambridge, 1969.

**HABICHT JP., MARTORELL R., YARBROUGH C., et al.**

Height and weight standards for preschool children. How relevant are ethnic differences in growth potential?

Lancet, 1974, i, 611-5.

**HABICHT JP., MEYERS LD., BROWNIE C.**

Indicators for identifying and counting the improperly nourished.

Am J Clin Nut, 1982, 35, 1241-54.

HUSDAN H., RAPOPORT A.

Estimation of creatinine by the Jaffe reaction : a comparison of three methods.  
Clin Chem, 1968, 14, 222.

I.N.C.A.P.

Division of Human Development (DDH) of the Institute of Nutrition for Central America and Panama (INCAP).

Unpublished data, 1979.

INGENBLEEK Y., DE VISSCHER M., DE NAYER P.

Measurement of prealbumin as index of PCM.  
Lancet, 1972, ii, 106.

JELLIFFE DB.

J Pediat, 1959, 54, 277.

JELLIFFE DB., JELLIFFE EFP.

Amer J Publ Hlth, 1960, 50, 1355.

JELLIFFE DB.

The assessment of the nutritional status of the community.  
Monograph n° 53, W.H.O., Geneva, 1966.

JELLIFFE DB.

Field anthropometry independant of precise age.  
J Pediat, 1969 (a), 75, 334.

JELLIFFE DB., JELLIFFE EFP.

The arm circumference as a public health index of protein-calorie malnutrition of early childhood.  
(XX) Current conclusions.  
J Trop Pediat, 1969 (b), 15 : 4, 253-60.

JELLIFFE EFP., JELLIFFE DB.

The arm circumference as a public health index of protein-calorie malnutrition of early childhood.  
(I) Background.  
J Trop Pediat, 1969 (c), 15 : 4, 179-88.

KANAWATI AA., Mc LAREN DB.

Assessment of marginal malnutrition  
Nature, 1970, 228, 573-5.

KANAWATI AA., HADDAD N., Mc LAREN DS.

Preliminary results with mid-arm and mid-arm muscle circumference used as nutritional screening procedures for pre-school children in Lebanon.  
J Trop Pediat, 1969, 15, 233.

KARLBERG P., ENGSTROM I., LICHTENSTEIN H., et al.

The development of children in a Swedish urban community. A prospective longitudinal study. III-  
Physical growth during the first three years of life.  
Acta Paediat Scand, 1968, Suppl.187, 48-66.

KONDAKIS XG.

J Trop Ped, 1969, 14, 25.

LINDTJORN B.

Measuring acute malnutrition : a need to redefine cut-off points for arm circumference ?  
Lancet, 1985, ii : 8466, 1229-30.

LOEWENSTEIN MS., PHILLIPS JF.

Evaluation of arm circumference measurement for determining nutritional status of children and its use in an acute epidemic of malnutrition : Owerri, Nigeria following the Nigerian civil war.  
Am J Clin Nutr, 1973, 26, 226-33.

MANSHANDE JP., VUYLSTEKE J., VLIETINCK R., et al.

Arm muscle and fat in the evaluation of nutritional status. A study of african pre-school children on three different environments.  
Eur J Pediatr, 1985, 144, 32-6.

MARGO G.

Assessing malnutrition with the mid arm circumference.  
Am J Clin Nutr, 1977, 30, 835-7.

MARTORELL R., YARBROUGH C, LECHTIG A., et al.

Upper arm anthropometric indicators of nutritional status.  
Am J Clin Nutr, 1976, 29, 46-53.

MARTORELL R., MENDOZA F., CASTILLO R.

Poverty and stature in children.  
in : Linear growth retardation in less developed countries.  
J.C. Waterlow Ed.  
Vevey/Raven Press, Ltd., New York, 1988.

McDOWELL I., KING FS.

Interpretation of arm circumference as an indicator of nutritional status.  
Arch Dis Child, 1982, 57, 292-6.

MORLEY DC., WOODLAND M., MARTIN WJ., et al.

Heights and weights of West African village children from birth to the age of five.  
W Afr Med J, 1968, 17, 8.

NABARRO D., Mc NAB S.

A simple new technique for identifying thin children.  
J Trop Med Hyg, 1980, 83, 21-33.

NEUMANN CG., LAWLOR GJ., STIEHM ER., et al.

Immunologic responses in malnourished children.  
Am J Clin Nutr, 1975, 28, 89.

NICHAMAN MA., LANE MH., MILLER CD., BRINKEW-STAEHLING N.

Comparison of weight for height and arm circumference variables as anthropometric indicators.  
Am Soc Clin Nutr, 18th annual meeting, San Francisco, april 1978.

O'BRIEN R., GIRSHIK MA., HUNT EP.

Body measurements of American boys and girls for garment and pattern construction.  
Washington : U.S. Department of Agriculture. Miscellaneous publication n° 366, 1941.

O.M.S.

Etat nutritionnel des réfugiés somaliens dans l'est de l'Ethiopie, septembre 1988-mai 1989.  
Relevé épidémiologique hebdomadaire, 1990, 65, 13, 93-5.

PAPOZ L.

Méthodes en épidémiologie.  
in : Nutrition et santé publique. Approche épidémiologique et politiques de prévention.  
Lavoisier, technique et Documentation, Paris, 1985.

PNUD/FAO

Etude de la problématique de l'autosuffisance alimentaire au Congo.  
Rapport de mission, FAO DD:DD/PRC/81/009, Rome, 1982.

RAMACHANDRAN K., PARMAR BS., JAIN JK., et al.

Limitation of film strip and bangle test for identification of malnourished children.  
Am J Clin Nutr, 1978, 31, 1469-72

ROBINOW M., JELLIFFE DB.

J Trop Ped, 1969, 15, 41.

RUMEAU-ROUQUETTE C., BREART G., PADIEU R.

Méthodes en épidémiologie.  
Flammarion, Paris, 1985.

RUTIHAUSER IHE.

Correlations of the circumference of the mid upper arm with weight and weight for height in three group in Uganda.

J Trop Pediat, 1969, 15 : 4 ; 196-7.

SCHELP FP., MIGASENA P., SAOVAKONTHA S., et al.

Serum protein fractions from children of differing nutritional status analysed by polyacrylamide gel electrophoresis and immunoassay.

Br J Nutr, 1976, 35, 211.

SHAH PM., KHARE RD, RANE AV, et al.

The bangle as a tool for assessing malnutrition of under-sixes.

Ind J Nutr Diet, 1976, 13, 148-52.

SHAKIR A.

Quac stick in the assessment of P.E.M. in Bagdad.

Lancet, 1973, i, 762.

SHAKIR A., MORLEY D.

Letter : Measuring malnutrition.

Lancet, 1974, i, 758-9.

SHAKIR A.

Arm circumference in the surveillance of PEM in Bagdad.

Am J Clin Nutr, 1975, 28, 661-5.

SHRESTA RM., TYSON S., SELENJE L.

Association between weight for age and mid-upper arm circumference measurement : findings from Malawi.

J Trop Pediat, 1990, 36, 192-5.

SIMONDON F., CORNU A., DELPEUCH F., et al.

Enquête nutritionnelle à Brazzaville (quartiers est).

Rapport préliminaire.

Orstom, Montpellier, 1986.

SIMONDON F., DELPEUCH F., CORNU A., et al.

Etat nutritionnel des enfants d'âge préscolaire à Brazzaville  
in : Urbanisation et santé dans le tiers-monde.

Orstom, Colloques et séminaires, pp. 115-128, Paris, 1989.

- SMITH FR., GOODMAN DS., ZAAKLAMA MS., et al.  
Serum vitamin A, retinol-binding protein and prealbumin concentrations in P.C.M.  
Am J Clin Nutr, 1973, 26, 973.
- SNEDECOR GW., COCHRAN WG.  
Méthodes statistiques, 6<sup>ème</sup> ed.  
Association de Coordination Technique Agricole, Paris, 1971.
- SOMMER A., LOEWENSTEIN MS.  
Nutritional status and mortality. A prospective validation of the Quac Stick.  
Am J Clin Nutr, 1975, 28, 287-92.
- SOOTHILL PW., PREECE MA., AROLE M., et al.  
A controlled study of the effect of an indian comprehensive rural health project on the children's arm circumference, adjusted for height.  
J Trop Pediat, 1980, 26, 243-255.
- TCHIBINDAT F., GOMA I., CORNU A. et al.  
Caractéristiques anthropométriques d'un groupe d'enfants socio-économiquement privilégiés de Brazzaville.  
in : Les carences nutritionnelles dans les PVD.  
Karthala-ACCT, pp. 57-62, Paris, 1989.
- TESSIER SF., DURANDIN F.  
Correspondance.  
J Trop Pediat, 1989, 35, 267-8.
- TROWBRIDGE FL., STAEHLING N.  
Sensitivity and specificity of arm circumference indicators in identifying malnourished children.  
Am J Clin Nutr, 1980, 33, 687-96.
- UCLA  
BMDP Statistical software, BMDP manual, 1985 printing.  
DIXON, WJ., chief editor.  
University of California Press, Berkeley, 1985.
- VAN LOON H., SAVERYS V., VUYLSTEKE JP., et al.  
Screening for marasmus : a discriminant analysis as a guide to choose the anthropometric variables.  
Am J Clin Nutr, 1987, 45, 488-93.
- VELZEBOER MI., SELWYN BJ., SARGENT F., et al.  
Evaluation of arm circumference as a public health index of protein energy malnutrition in early childhood.  
J Trop Pediat, 1983, 29, 135-44.
- VIJAYARAGHAVAN K., SASTRY JG.  
The efficacy of arm circumference as a substitute for weight in assessment of protein-calorie malnutrition.  
Ann Hum Biol, 1976, 3, 229-33.
- VIJAYARAGHAVAN K.  
Anthropometry for assessment of nutritional status.  
Ind J Pediat, 1987, 54, 511-20.
- VOORHOEVE HWA.  
A new reference for the mid upper arm circumference.  
J Trop Pediat, 1990, 36, 256-61.

**WATERLOW JC.**

**Classification and definition of protein-calorie malnutrition.**

**Br Med J, 1972, 3, 566-9.**

**WATERLOW JC., BUZINA R., KELLER W., et al.**

**The presentation and use of height and weight data for comparing the nutritional status of groups of children under the age of 10 years.**

**Bull WHO, 1977, 55 : 4, 489-98.**

**WATERLOW JC.**

**Observations on the natural history of stunting.**

**in : Linear growth retardation in less developed countries.**

**Raven Press, Nestlé Nutrition Workshop series, vol.14, pp. 1-12, New York, 1988.**

**WHITEHEAD RG.**

**Hydroxyproline creatinine ratio as an index of nutritional status and rate growth.**

**Lancet, 1965, ii, 567.**

**W.H.O.**

**Workshop on systems for monitoring and predicting community nutritional status, 29 march-5 april 1978, Manila, Philippines, ICP/NUT/002, 1978.**

**W.H.O.**

**Measuring change in nutritional status.**

**Geneva, 1983.**

**WHO Working Group.**

**Use and interpretation of anthropometric indicators of nutritional status.**

**Bull WHO, 1986, 64 : 6, 929-41.**

**YOST DA., PUST RE.**

**Arm circumference as an index of protein-energy malnutrition in six to eleven-months old rural Tanzanian children.**

**J Trop Pediat, 1988, 34, 275-81.**

**ZEITLIN MF.**

**Breast-feeding and growth status in two pre-school child populations ; reference standards for maximum thigh circumference from 0-5 years ; thigh circumference-an age independent screening index for pre-school nutrition intervention.**

**Doctoral thesis, Massachusetts Institute of Technology, 1977.**



## ANNEXES

## **Annexe 1**

### **PRESENTATION DU QUESTIONNAIRE**

**La présente annexe est constituée de la copie des pages 40 à 47 du rapport cité en référence (CORNU et al. 1990a).**

## PRESENTATION DU QUESTIONNAIRE

ENQUETE NUTRITIONNELLE NATIONALE  
République Populaire du CONGO

## DESCRIPTION DU MENAGE

NUMERO DE DOSSIER .....    IDENTIFICATION Strate .....  Zone de dénombrement .....    Numéro de la mère .....    EQUIPE .....  DATE DE L'ENQUETE .....   J   M 87    

VILLAGE .....

NOM DE LA MERE .....

LA MERE EST 1 PRESENTE 2 ABSENTE 

Si absente : pourquoi .....

QUI REpond AUX QUESTIONS ? .....

DERNIERE CLASSE FREQUENTEE PAR LA MERE  
(ou par la personne qui s'occupe de l'enfant) .....ACTIVITE PROFESSIONNELLE DE LA MERE (ou de la personne...) ?  
(si cultivatrice, préciser propriétaire, locataire de la terre,  
ouvrier agricole, ainsi que les productions dominantes).....  

## SITUATION MATRIMONIALE DE LA MERE

1 célibataire 2 union libre (y compris vins versés)

3 dot versée 4 mariage civil

5 divorcée 6 veuve 7 nsp 

## IDENTIFICATION DU CHEF DE MENAGE:

PERE | 1 présent | 2 supporte | 3 mère chez  
absent | ne supporte pas | «ses parents»  
4 mère seule

(chef de ménage: 1 et 2 père, 3 parents, 4 mère)

DERNIERE CLASSE FREQUENTEE PAR LE CHEF DE MENAGE ? 

ACTIVITE DU CHEF DE MENAGE ? (cf remarques pour la mère)

LES ALIMENTS DE BASE SONT-ILS : 1 produits 2 achetés  
4 reçus 8 nsp

## TAILLE DU MENAGE:

• nombre d'individus du ménage  • nombre d'enfants de moins de 5 ans (≥ 1982)  

## HABITAT:

• TOIT: 1 tôles 2 paille 3 béton 4 autre • MURS: 1 torchis 2 briques terre 3 bois 4 parpaings(agglo) 5 autre • SOL: 1 terre battue 2 ciment 3 carrelage 4 autre • TAILLE: nombre de pièces de la maison 

## STATUT D'OCCUPATION DU LOGEMENT

1 propriétaire 2 locataire 3 titre gratuit 4 autre 7 nsp ORIGINE DE L'EAU 1 rivière 2 puits 3 pompe  
(de boisson) 4 robinet 5 source 6 pluie  
à domicile 1 oui 2 non LATRINES A DOMICILE: 1 oui 2 non SI OUI: 1 vérifié 2 non vérifié 

## BIENS POSSEDES: (1 oui 2 non)

radio 1 2 réchaud à gaz 1 2  radiocassette 1 2 pétromax 1 2  télévision 1 2 fusil 1 2  vélo 1 2 filet de pêche 1 2  vélomoteur/ moto 1 2 pirogue à pagaies 1 2  voiture/ camion 1 2 pirogue à moteur 1 2  réchaud à pétrole 1 2

DEPUIS QUAND LE CHEF DE MENAGE ABITE-T-IL LE VILLAGE ?

REGARDEZ VOUS la Télévision ? 1 oui 2 non

ECOUTEZ VOUS la Radio ? 1 oui 2 non

**CONNAISSANCE DE LA RVO**

La dernière fois que l'enfant a eu la diarrhée, qu'avez vous fait ?

- 1 - rien
- 2 - sachet RVO tout prêt
- 4 - solution sucrée salée
- 8 - médicament
- 16 - tisane, thé
- 32 - autre
- 64 - ne sait pas ou jamais eu de diarrhée

Pouvez vous décrire la préparation de la solution sucrée salée ?

.....  
.....

**PARTIE RESERVEE A LA MERE BIOLOGIQUE**

DATE NAISS.:   J   M   A ou AGE   ans

POIDS : .....    kg

TAILLE : .....    cm

GROSSESSE VISIBLE 1 oui 2 non

**PARTIE RESERVEE A L'ENFANT**

N° DOSSIER ENFANT .....

IDENTIFICATION Strate .....

Zone de dénombrement .

Numéro de la mère .....

Numéro de l'enfant .....

DATE DE L'ENQUETE : .....   J   M 87

NOM DE L'ENFANT : .....

LIEN DE L'ENFANT AVEC LA PERSONNE QUI S'EN OCCUPE :

1 mère 2 autre

SEXE: 1 garçon 2 fille

DATE DE NAISSANCE :   J   M   A

vérifiée ? 1 sur la fiche de pesée 3 sur l'état civil

2 sur la fiche de grossesse 4 non vérifiée

L'ENFANT A-T-IL ETE SUIVI EN SMI ? 1 oui 2 non

SI OUI : nom de la SMI .....

FICHE DE KILO : 1 présente 2 perdue ou absente 7 nsp

(ou cahier) 3 au dispensaire 4 n'en a jamais eu

SI PRESENTE : 1 ancienne fiche SMI 2 nouvelle SMI-CARE

3 autres fiches 4 cahier

POIDS DE NAISSANCE:     g

vérifié: 1 oui 2 non

**RELEVÉ DES POIDS SMI**

Date d'examen poids (g)

1

2

3

4

5

6

7

8

9

10

11

11

11

11

LA COURBE EST-ELLE TRACEE ? : 1 oui 2 non

VACCINATION CONTRE LA ROUGEOLLETTE ? : 1 oui 2 non 7 nsp

SI OUI: vérification sur la fiche : date

L'ENFANT A-T-IL EU LA ROUGEOLLETTE ? : 1 oui 2 non 7 nsp

SI OUI, à quel âge (mois) ?

A T-IL LA DIARRHÉE AUJOURD'HUI ? : 1 oui 2 non

SI OUI : depuis combien de jours ?  jours

SI NON: l'a-t-il eu au cours des 7 jours précédents ? 1 oui 2 non

SI OUI : depuis combien de jours ?  jours

EST-IL MALADE AUJOURD'HUI ? : 1 oui 2 non

SI OUI: quelle maladie ? .....

L'ENFANT EST-IL ALLAITE AU SEIN ACTUELLEMENT ? : 1 oui 2 non

ALIMENTS CONSOMMÉS HIÉR:

Période	Enfant		Préparation
	Aliment		
matin			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
midi			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
soir			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
autres			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>
			<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>

MESURES ANTHROPOMETRIQUES

POIDS :  kg

TAILLE :  cm

1 couchée (≤24 mois) 2 debout (>24 mois)

CIRCONFERENCE DU BRAS :  cm

OEDEMES: 1 oui 2 non

HANDICAP POUVANT MODIFIER L'ANTHROPOMETRIE ? 1 oui 2 non

si oui, lequel .....

HISTOIRE ALIMENTAIRE DE L'ENFANT

N° DOSSIER ENFANT

IDENTIFICATION Strate .....   
 Zone de dénombrement   
 Numéro de la mère .....   
 Numéro de l'enfant .....

L'ENFANT A-T-IL ÉTÉ ALLAITÉ PAR SA MÈRE ? : 1 oui 2 non 7 nsp

SI OUI, jusqu'à quel âge ?  (77 nsp)

A-T-ON UTILISÉ UN BIBERON POUR LUI ? : 1 oui 2 non 7 nsp

SI OUI, jusqu'à quel âge ?  (77 nsp)

A PARTIR DE QUEL ÂGE A-T-IL EU DE LA BOUILLIE ?

LA BOUILLIE ÉTAIT-ELLE : 1 locale 2 commerciale 3 les deux

COMPOSITION DE LA BOUILLIE LOCALE ? .....  
 .....

A QUEL ÂGE L'ENFANT EST-IL PASSÉ AU PLAT FAMILIAL ?

L'ENFANT A-T-IL EU SOUVENT LA DIARRHÉE ? : 1 oui 2 non 7 nsp

PENDANT LA DERNIERE DIARRHEE A IEZ VOUS VOLONTAIREMENT  
MODIFIE L'ALIMENTATION DE L'ENFANT?

AU SEIN : 1 continuée 2 arrêtée 3 enfant déjà sevré

LIQUIDES: 1 sans chgt 2 augmentés 3 diminués 4 arrêtés

SOLIDES : 1 sans chgt 2 augmentés 3 diminués 4 arrêtés

si aliments liquides diminués, précisez : .....

si aliments solides diminués, précisez : .....

L'ENFANT A-T-IL EU SOUVENT DE LA TOUX ? : 1 oui 2 non 7 nsp

EST-CE-QUE L'ENFANT GRANDIT BIEN ? : 1 oui 2 non 7 nsp

SI NON: pourquoi ? : .....

EST-CE-QUE L'ENFANT A ETE MAIGRE ? : 1 oui 2 non 7 nsp

SI OUI: à quel âge ? : .....

pour quelles raisons ? : .....

**PARTIE CONSACREE AU VILLAGE**

**NOM DU VILLAGE :**

**CARACTERISTIQUES DES SERVICES SANITAIRES PRESENTS DANS LE  
VILLAGE (préciser si agent de santé communautaire, pharmacie villageoise,  
centre de SMI, de vaccinations, dispensaire et hopital le plus proche - si services  
absents préciser le nom de la ville la plus proche où ils peuvent être trouvés) :**

**MARCHE : périodicité, abondance....**

**ECOLE: classes, distance**

**PRODUCTIONS AGRICOLES DOMINANTES : préciser si vivrières ou rent.**

**PRINCIPAUX PROBLEMES DE SANTE RENCONTRES PAR LES FAMILLE  
DU VILLAGE :**

## Annexe 2

### CONSTRUCTION DES INDICES

#### *Indice économique du ménage*

En raison de la difficulté d'obtenir une indication précise du montant des revenus dans chaque ménage un niveau économique a été construit. Il représente le cumul de la valeur marchande de treize biens d'équipement: poste radio, radio avec cassette, téléviseur, bicyclette, cyclomoteur, voiture, réchaud à pétrole, réchaud à gaz, lampe pétromax, fusil de chasse, filet de pêche, pirogue à pagaie, pirogue à moteur. Les ménages ont pu ainsi être répartis en cinq niveaux dont les effectifs correspondent approximativement aux quintiles de la distribution.

Niveau économique	0 :	aucun bien possédé
	1 : valeur des biens	≤ 63.999 francs CFA
	2 : valeur des biens	64.000 - 123.999
	3 : valeur des biens	124.000 - 233.999
	4 : valeur des biens	≥ 234.000

#### *Indice du coût de la construction de l'habitation*

Cet indice a été créé afin d'intégrer l'information disponible dans trois sous-rubriques qui font intervenir la nature des matériaux utilisés pour la fabrication 1) des sols, 2) des murs, 3) du toit des habitations. On a donc attribué les valeurs suivantes à ces matériaux:

<u>Pour le toit</u>		<u>Pour le sol</u>		<u>Pour les murs</u>	
paille	1	terre	1	bois	1
tôle	2	bois	2	autres végétaux	2
béton	3	ciment	3	torchis	3
		carrelage	4	brique (terre)	4
				parpaing	5

L'indice du coût de la construction de l'habitation est égal à la somme des indices partiels.

### Annexe 3

#### REGRESSION LOGISTIQUE

##### Liste des variables proposées au modèle

###### ***Variables dépendantes***

Tour de bras : < 135 mm

Poids pour l'âge : < -2 E.T.

Poids pour la taille : < -2 E.T.

###### ***Variables indépendantes***

Sexe de l'enfant : garçon / fille

Poids de l'enfant à la naissance :  $\leq 2500$  / 2501-2999 / 3000-3499 /  $\geq 3500$  g

Présence de la mère : oui / non

Possession d'une fiche de suivi de croissance : oui / non

Taille du ménage :  $\leq 4$  / 5-9 / 10-14 /  $\geq 15$  personnes

Nombre d'enfants de moins de cinq ans : 1 / 2 / 3 /  $\geq 4$  enfants

Situation matrimoniale de la mère : mariage civil / union libre / célibataire + veuve + divorcée

La mère est chef du ménage : oui / non

Statut d'occupation du logement : gratuit / propriétaire / locataire

Toit de la maison : paille / tôle + béton

Murs de la maison : torchis + végétaux / autres

Sol de la maison : terre battue + bois / ciment + carrelage

Taille de la maison :  $\leq 3$  /  $\geq 4$  pièces

Densité d'occupation de la maison :  $\leq 1$  / 2-3 /  $\geq 4$  personnes/pièce

Niveau scolaire des parents : non scolarisé / primaire / secondaire 1er cycle / secondaire 2ème cycle et plus

Activité de la mère : agricultrice / élève / vendeuse / commerçante / salariée / sans profession

Activité du chef de ménage : agriculteur / chasseur / pêcheur / ouvrier / commerçant / employé + ouvrier qualifié / cadre / retraité / élève + sans profession



La mère cultive le manioc : oui / non  
les autres tubercules : oui / non  
l'arachide : oui / non  
le maïs : oui / non  
la banane : oui / non  
les légumes : oui / non

La chef du ménage cultive le manioc : oui / non  
les autres tubercules : oui / non  
l'arachide : oui / non  
le maïs : oui / non  
les légumes : oui / non  
le café : oui / non  
le cacao : oui / non

L'origine de l'eau de boisson : rivière / puits / pompe / robinet / source / pluie

L'habitation est équipée de latrine : oui / non

Niveau économique du ménage : 0 / 1 / 2 / 3 / 4

Lieu de résidence: forêt inondée du Nord / forêt exondée du Nord / plateau central / vallée du  
Niari / massifs du Sud

Ancienneté de l'installation dans le village :  $\leq 5$  / 6-10 / 11-20 /  $\geq 21$  ans

Age de la mère à la naissance de l'enfant :  $\leq 20$  / 21-34 /  $\geq 35$  ans

Taille de la mère : < 150 / 150-154 / 155-159 / 160-164 /  $\geq 165$  cm

IMC de la mère : < 19 / 19-22 / 23-24 /  $\geq 25$  kg/m<sup>2</sup>

**Annexe 4**

**DISTRIBUTION DE LA TAILLE POUR L'AGE  
EN FONCTION DE QUELQUES VARIABLES SOCIO-ECONOMIQUES**

**La présente annexe est constituée de la copie des pages 132, 139, 144 du rapport cité en référence (CORNU et al. 1990a).**

**Tableau 4.21 - Distribution de la taille pour l'âge en fonction du niveau scolaire du chef de ménage \***  
*Enquête Nutritionnelle Nationale, Congo, 1987.*

NIVEAU SCOLAIRE DU CHEF DU MENAGE	TAILLE POUR L'AGE			Effectif
	< - 3 E.T.	- 3 E.T. ≤ < - 2 E.T.	≥ - 2 E.T.	
N'A PAS ETE SCOLARISE	8,3	24,4	67,3	(784)
F1 - F6	6,8	20,4	72,8	(653)
F7 - F10	7,4	16,1	76,5	(352)
S1 - S3	8,1	11,0	80,8	(155)
ENSEIGNEMENT SUPERIEUR	11,0	5,6	83,4	(52)
ne sait pas	6,0	19,2	74,8	(416)
inconnu	-	-	-	(17)

\* Pourcentages pondérés en fonction de la population des strates.  
 Les résultats ne sont donnés que pour les groupes d'effectif > 20.

**Tableau 4.22 - Distribution de la taille pour l'âge en fonction de l'activité professionnelle de la mère (ou de la personne qui a la charge de l'enfant) \***  
*Enquête Nutritionnelle Nationale, Congo, 1987.*

PROFESSION DE LA MERE	TAILLE POUR L'AGE			Effectif
	< - 3 E.T.	- 3 E.T. ≤ < - 2 E.T.	≥ - 2 E.T.	
AGRICULTRICE	8,7	21,7	69,6	(1591)
ELEVE	5,4	17,3	77,3	(285)
VENDEUSE	4,4	16,1	79,5	(415)
COMMERCE ou ARTISANAT	2,2	19,2	78,6	(66)
SALARIEE	7,9	11,2	80,9	(29)
SANS PROFESSION	4,4	5,5	90,2	(41)
inconnu	-	-	-	(2)

\* Pourcentages pondérés en fonction de la population des strates.  
 Les résultats ne sont donnés que pour les groupes d'effectif > 20.

**Tableau 4.31 - Distribution de la taille pour l'âge  
en fonction du niveau économique \***  
*Enquête Nutritionnelle Nationale, Congo, 1987.*

NIVEAU ECONOMIQUE DU MENAGE	TAILLE POUR L'AGE			Effectif
	< - 3 E.T.	- 3 E.T. ≤ < - 2 E.T.	≥ - 2 E.T.	
0	10,5	24,5	65,0	(491)
1	6,5	21,7	71,8	(465)
2	8,8	19,1	72,0	(496)
3	7,9	16,0	76,1	(488)
4	3,9	16,4	79,7	(489)

\* Pourcentages pondérés en fonction de la population des strates.

**Tableau 4.39 - Distribution de la taille pour l'âge en fonction de l'indice de masse corporelle de la mère \***  
*Enquête Nutritionnelle Nationale, Congo, 1987.*

INDICE DE MASSE CORPORELLE	TAILLE POUR L'AGE			Effectif
	< - 3 E.T.	- 3 E.T. ≤ < - 2 E.T.	≥ - 2 E.T.	
< 19	9,9	20,9	69,1	(392)
19 - 22	7,1	20,6	72,3	(1152)
23 - 28	5,6	15,9	78,5	(392)
≥ 29	13,9	4,3	81,8	(40)

\* Pourcentages pondérés en fonction de la population des strates.

**Tableau 4.40 - Distribution de la taille pour l'âge en fonction de la taille de la mère \***  
*Enquête Nutritionnelle Nationale, Congo, 1987.*

TAILLE DE LA MERE (cm)	TAILLE POUR L'AGE			Effectif
	< - 3 E.T.	- 3 E.T. ≤ < - 2 E.T.	≥ - 2 E.T.	
< 150	14,1	29,7	56,2	(233)
150 - 154	9,3	28,2	62,5	(460)
155 - 159	5,9	17,4	76,7	(698)
160 - 164	4,9	16,2	79,0	(469)
≥ 165	4,2	7,6	88,2	(259)
inconnu	9,3	19,2	71,5	(310)

\* Pourcentages pondérés en fonction de la population des strates.

Annexe 5

UTILISATION DES INDICATEURS BIOCHIMIQUES  
POUR DETECTER LES FORMES MODEREES DE MALNUTRITION

La présente annexe reprend la totalité des résultats présentés dans la publication citée en référence (DELPEUCH et al. 1979).

INFLUENCE DE LA MALNUTRITION  
 PROTÉINO-ÉNERGÉTIQUE MODÉRÉE  
 DES ENFANTS D'ÂGE PRÉSCOLAIRE  
 SUR QUELQUES VARIABLES BIOCHIMIQUES

Utilisation d'indicateurs biochimiques pour une détection précoce  
 des états de malnutrition

F. DELPEUCH, A. CORNU, Ph. CHEVALIER

*Nutritionnistes de l'O.R.S.T.O.M.*

L'utilisation de plusieurs paramètres biochimiques en tant qu'indicateurs des états de malnutrition modérée a été étudiée. Le travail a porté sur 810 enfants de moins de cinq ans, de la zone forestière du Sud-Cameroun. Les enfants ont été répartis en deux groupes, enfants témoins bien nourris et enfants modérément malnutris, en fonction de leurs mesures anthropométriques.

Les valeurs moyennes de la plupart des paramètres biochimiques sont abaissées dans le groupe des malnutris. Les diminutions les plus significatives concernent la préalbumine, la transferrine, l'index d'hydroxyproline et le rapport albumine/globulines. Des corrélations hautement significatives ( $P < 0,001$ ) ont été mises en évidence entre ces paramètres et tous les critères anthropométriques.

Les paramètres biochimiques étudiés peuvent être intéressants pour la détection des malnutritions frustes à condition qu'ils soient utilisés ensemble et que leurs valeurs soient comparées à celles d'un groupe témoin d'enfants de même âge et issus de la même population.

L'interprétation d'un seul test biochimique semble très complexe en raison des faibles diminutions dues à la malnutrition modérée, des larges distributions des données individuelles et de l'interaction de facteurs autres que la malnutrition.

*Cette étude a été réalisée dans le cadre de l'accord conclu en 1975 entre l'Office national de la Recherche scientifique et technique camerounais (O.N.A.R.E.S.T.) et l'O.R.S.T.O.M. Les analyses ont été réalisées au laboratoire de l'Institut de recherches médicales et d'études des plantes médicinales (I.M.P.M.) de l'O.N.A.R.E.S.T. à Yaoundé.*

Les troubles d'ordre nutritionnel dominant en général la pathologie des premières années de la vie dans les pays en voie de développement [JELLIFFE D.B., 1966 ; SATGER, 1972 ; WHEELER E.F., 1975]. Les carences et déséquilibres protéino-énergétiques sont les plus répandus. Il s'agit, dans la grande majorité des cas, de formes frustes ou modérées de malnutrition [SATGE P., 1972]. Ce sont souvent des formes négligées, car méconnues des populations en raison de l'absence de signes cliniques caractéristiques, et mal dépistées faute de moyens corrects et de techniques appropriées. Pourtant, du point de vue de la santé publique, la reconnaissance de ces formes apparaît primordiale compte tenu de leur incidence sur le développement physique et intellectuel [FAO O.M.S., 1970, BAILEY K.V., 1975 ; HOORWEG, RAIMBAULT *et al.*, 1976] et les défenses immunologiques des enfants [NEUMANN *et al.*, 1975].

La plupart des techniques d'appréciation des malnutritions protéino-énergétiques font appel à des critères anthropométriques simples ; poids en fonction de l'âge [GOMEZ *et al.*, 1956], taille en fonction de l'âge [WATERLOW, 1972 ; DE GWYNN *et al.*, 1974], poids en fonction de la taille, en fonction de l'âge [JELLIFFE, 1969 ; SHAKIR, 1975 ; KANAWATI, 1969], tour de bras en fonction de l'âge [JELLIFFE D.B., 1969 ; KANAWATI *et al.*, 1969 ; SHAKIR, 1975], tour de bras en fonction du tour de tête [KANAWATI A.A. *et al.*, 1970], sont parmi les plus utilisés. Cependant, ces techniques ne permettent pas une réelle détection précoce ; le fait qu'elles soient fondées sur des modifications corporelles montre à l'évidence que le développement physique des enfants est déjà atteint au moment de la mesure. En revanche il n'est pas impossible de penser que les carences et déséquilibres protéino-énergétiques alimentaires conduisent très rapidement à des altérations du métabolisme protéique décelables au niveau de certains paramètres sanguins et urinaires.

En fait, peu d'études sont disponibles quant à l'utilisation d'indicateurs biochimiques des formes frustes de malnutrition, la plupart des auteurs s'étant attachés à décrire les changements biochimiques qui surviennent lors des malnutritions graves. Ainsi des travaux antérieurs ont permis de mettre en évidence une baisse du taux des protéines sériques, en particulier de l'albumine, chez des enfants atteints par le Kwashiorkor [NEUMANN C.G. *et al.*, 1975 ; INGENBLEEK Y. *et al.*, 1972 ; MC FARLANE *et al.*, 1970 ; SMITH *et al.*, 1973 ; REEDS *et al.*, 1973]. Une diminution de la synthèse de l'albumine a également été établie [GITLIN *et al.*, 1958] mais il semble que l'apparition tardive des changements, parallèlement à l'installation des manifestations cliniques de la malnutrition, rende inutilisables ces paramètres pour une détection précoce. On constate ainsi que les taux les plus bas d'albumine sérique se rencontrent chez les enfants atteints d'œdème [Mac LAREN *et al.*, 1967 ; COWARD W.A.,

1975]. Les conclusions quant à l'évolution des autres fractions électrophorétiques des protéines sériques paraissent moins nettes. Pour certains auteurs le taux et la synthèse des gamma globulines ne seraient pas diminués lors du Kwashiorkor [Mac FARLANE *et al.*, 1970 ; NAHANI *et al.*, 1976 ; COHEN *et al.*, 1962]. Au contraire des augmentations de la teneur en gamma globulines ont plusieurs fois été observées chez des enfants sévèrement malnutris [NEUMANN *et al.*, 1975 ; PRASANNA *et al.*, 1971].

Plus récemment ont été étudiées diverses protéines sériques dont l'origine hépatique pouvait laisser supposer, compte tenu de la sensibilité bien connue du foie à la malnutrition protéino-énergétique, une diminution précoce de leur synthèse. INGENBLEEK *et al.* (1972) ont décrit chez des enfants sénégalais malnutris des variations très rapides du taux de la préalbumine au cours de la réalimentation. De très fortes diminutions de la préalbumine ont été relevées dans plusieurs régions du monde aussi bien en cas de Kwashiorkor que de marasme [REEDS *et al.*, 1976 ; SMITH *et al.*, 1975 ; SCHELP *et al.*, 1976]. La transferrine sérique est également très abaissée par la malnutrition ; de nombreux travaux ont montré son intérêt en tant qu'indicateur du degré de sévérité de la malnutrition [NEUMANN *et al.*, 1975 ; Mc FARLANE *et al.*, 1970 ; ANTIA *et al.*, 1968 ; DIWANY *et al.*, 1972 ; GABR *et al.*, 1971 ; RAZBAN *et al.*, 1975] et du pronostic de survie [REEDS *et al.*, 1976] ; par ailleurs des corrélations significatives entre le taux de transferrine et plusieurs critères anthropométriques ont été mis en évidence [REEDS *et al.*, 1976]. La fraction C<sub>3</sub> du complément est aussi une des protéines sériques dont la teneur est réduite lors des malnutritions sévères [NEUMANN *et al.*, 1975 ; RAZBAN *et al.*, 1975] ; remarquons cependant que cette diminution n'a pas toujours été observée [NAHANI *et al.*, 1976].

Enfin, l'index d'hydroxyproline urinaire défini par WHITEHEAD (1965) s'est révélé être l'un des indicateurs les plus sensibles des états de malnutrition [WHITEHEAD R.G., 1967 ; KATZ St.I., 1970]. Des fortes corrélations de cet index avec l'anthropométrie [RUTISHAUSER I.H.E., 1969] montrent qu'il pourrait être utile pour la détection des malnutritions marginales.

Dans le présent travail nous nous proposons de comparer les taux de plusieurs variables biochimiques chez des enfants témoins bien portants et chez des enfants atteints de malnutrition modérée à l'exclusion des formes cliniques graves. Une étude de corrélation avec les critères anthropométriques couramment utilisés devrait nous permettre de sélectionner les variables biochimiques les plus sensibles.

MATÉRIEL ET MÉTHODE

ENFANTS

810 enfants âgés de 1 à 60 mois ont été étudiés dans la région forestière du Sud-Cameroun. L'alimentation de base, surtout constituée de manioc, banane

plantain et divers tubercules, se caractérise par un apport protéique faible et de qualité médiocre parfois associé à un déficit énergétique. Le Kwashiorkor constitue la principale forme grave de malnutrition de cette zone. Les cas de marasme sont exceptionnels et le plus souvent consécutifs à des maladies infectieuses telles que la rougeole. Les enfants ont été divisés en deux groupes en fonction de leur état nutritionnel apprécié par l'anthropométrie (tableau I). Le groupe I (enfants témoins) est constitué par des enfants dont les mesures anthropométriques correspondent aux données suivantes : poids en fonction de l'âge supérieur à 80 % du 50<sup>e</sup> percentile des standards de Harvard [JELLIFFE D.B., 1966] ; poids en fonction de la taille supérieur à 90 % ; tour de bras en fonction de l'âge supérieur à 85 % des standards de WOLANSKI [JELLIFFE D.B., 1966] ; rapport tour de bras sur tour de tête supérieur à 0,290. L'utilisation simultanée de plusieurs critères pondéraux et brachiaux a permis de mieux assurer le diagnostic d'un bon état de nutrition. En outre ces enfants ne présentent aucun signe clinique franc de malnutrition ou d'infection grave ; signalons cependant que paludisme et parasitisme intestinal sont constants dans cette région. Le groupe I représente le meilleur groupe d'enfants bien nourris qui puisse être obtenu dans les conditions écologiques de la zone forestière du Sud-Cameroun.

TABLEAU I

Age, sexe et données anthropométriques des enfants témoins et modérément malnutris

	Groupe I Enfants témoins	Groupe II Enfants malnutris
n .....	482	328
Age :		
1-6 mois (n) .....	99	18
7-12 mois .....	57	42
13-18 mois .....	52	66
19-24 mois .....	44	52
25-36 mois .....	80	65
37-48 mois .....	80	40
49-60 mois .....	70	45
Age moyen en mois .....	25,9 ± 0,9 <sup>a</sup>	26,7 ± 0,9
Sexe :		
Garçon (n) .....	237	154
Fille (n) .....	245	174
Poids en fonction de l'âge (en % du standard) ..	99,1 ± 0,6 <sup>a</sup>	82,5 ± 0,6
Poids en fonction de la taille (en % du standard)	103,6 ± 0,5	91,4 ± 0,4
Tour de bras en fonction de l'âge (en % du standard) .....	96,6 ± 0,3	84,7 ± 0,3
Tour de bras/tour de tête .....	0,321 ± 0,001	0,287 ± 0,001
a : moyenne ± erreur standard.		



Le groupe II (enfants modérément malnutris) est constitué par des enfants qui ont au moins un des critères anthropométriques inférieur aux seuils fixés ci-dessus. Ces enfants ne présentent pas non plus de signes cliniques francs de malnutrition ; de plus leurs déficits anthropométriques sont toujours modérés et n'atteignent jamais les valeurs rencontrées lors des malnutritions sévères. Les valeurs moyennes portées dans le tableau I attestent de la modération des déficits pondéraux et brachiaux des enfants du groupe II. Toutes les mesures anthropométriques ont été effectuées selon les procédés standardisés décrits dans JELLIFFE (1966) par le même personnel et avec le même matériel régulièrement contrôlé.

#### DOSAGES BIOCHIMIQUES

Les prélèvements sanguins ont été réalisés par ponction à la veine fémorale avec un système de tubes sous vide. Une collecte unique d'urine du matin a été effectuée. Le sérum, obtenu après coagulation et centrifugation du sang, et l'urine ont été conservés à  $-20^{\circ}\text{C}$  en attendant les dosages. Les échantillons des groupes I et II ont été strictement traités dans les mêmes conditions.

Les paramètres biochimiques suivants ont été dosés : protides sériques totaux par la méthode de GORNALL (1949) ; fractions électrophorétiques des protides sériques sur bandes d'acétate de cellulose colorées au rouge Ponceau. Préalbume, transferrine et fraction  $C_3$  du complément par immunodiffusion radiale sur plaques et avec sérum de contrôle « Behringwerke » ; créatinine urinaire par la méthode de HUDAN et RAPOPORT (1968). Hydroxyproline urinaire par la méthode de HABICHT (1969). L'index d'hydroxyproline a été calculé selon WHITEHEAD (1965).

#### MÉTHODES STATISTIQUES

Le test de Student a été utilisé pour déterminer le seuil de signification des comparaisons de moyennes et des coefficients de corrélation [SNEDECOR *et al.*, 1967].

#### RÉSULTATS

Ainsi que l'indiquent les résultats du tableau I, l'âge moyen du groupe des enfants malnutris n'est pas différent de celui du groupe des enfants témoins ( $t = 0,75$  ;  $p > 0,4$ ), bien que la répartition des âges ne soit pas la même. Les classes d'âge de 13 à 36 mois qui correspondent à la période entourant le sevrage sont proportionnellement plus représentées dans le groupe II. Par contre il n'y a pas de liaison entre le sexe et la malnutrition ( $X^2 = 0,38$ ,  $P > 0,5$ ). Les moyennes de tous les critères anthropométriques des groupes I et II diffèrent significativement ( $P < 0,001$ ).

Dans le tableau II sont rassemblées les valeurs moyennes des variables biochimiques pour les deux groupes d'enfants. Seuls les protides sériques totaux ainsi que les globulines alpha 1 et alpha 2 ne diffèrent pas significativement entre les deux groupes ( $P > 0,05$ ). En revanche des diminutions hautement significatives ( $P < 0,001$ ) de la préalbumine, de la transferrine, de l'index d'hydroxyproline et du rapport albumine/globulines sont observées chez le groupe des enfants malnutris ; inversement les gamma globulines sont augmentées. Les différences relatives à l'albumine, à la fraction  $C_3$  du complément ( $P < 0,01$ ) et aux beta globulines ( $P < 0,05$ ) sont moins nettes.

TABLEAU II

Protéines sériques et urinaires des enfants témoins et modérément malnutris

Protéines	Groupe I Enfants témoins	Groupe II Enfants malnutris	P
Protéines sériques totales (g/100 ml) ..	6,91 $\pm$ 0,03 <sup>a</sup>	6,94 $\pm$ 0,04	NS <sup>b</sup>
Albumine (g/100 ml) .....	3,72 $\pm$ 0,02	3,60 $\pm$ 0,03	< 0,01
Alpha <sub>1</sub> globulines (g/100 ml) .....	0,25 $\pm$ 0,01	0,26 $\pm$ 0,01	NS
Alpha <sub>2</sub> globulines (g/100 ml) .....	0,99 $\pm$ 0,01	0,99 $\pm$ 0,01	NS
Bêta globulines (g/100 ml) .....	0,74 $\pm$ 0,01	0,72 $\pm$ 0,01	< 0,05
Gamma globulines (g/100 ml) .....	1,22 $\pm$ 0,02	1,37 $\pm$ 0,02	< 0,001
Albumine/globulines .....	1,19 $\pm$ 0,01	1,12 $\pm$ 0,01	< 0,001
Préalbume (mg/100 ml) .....	13,2 $\pm$ 0,2	11,8 $\pm$ 0,2	< 0,001
Transferrine (mg/100 ml) .....	302,4 $\pm$ 2,8	281,3 $\pm$ 3,6	< 0,001
Fraction $C_3$ du complément (mg/100ml) .....	86,9 $\pm$ 0,8	82,7 $\pm$ 1,0	< 0,01
Index d'hydroxyproline urinaire .....	3,43 $\pm$ 0,06	2,77 $\pm$ 0,07	< 0,001

a : moyenne  $\pm$  erreur standard.  
b : différence non significative  $P > 0,05$ .

Dans le but de vérifier l'influence de la malnutrition sur les paramètres biochimiques étudiés on a calculé les coefficients de corrélation de chaque variable biochimique avec chaque critère anthropométrique (tableau III). Bien que de nombreux coefficients soient relativement faibles la plupart sont statistiquement significatifs ( $P < 0,05$ ).

L'index d'hydroxyproline, la transferrine, le rapport albumine/globulines, la préalbumine et les gamma globulines (corrélation négative) apparaissent comme les paramètres biochimiques les mieux corrélés à l'ensemble des critères anthropométriques. Remarquons aussi que les corrélations sont en général plus

TABLEAU III

Coefficients de corrélation (r) et seuils de signification (P) des critères anthropométriques avec les variables biochimiques chez 810 enfants

	Poids en fonction de l'âge		Poids en fonction de la taille		Tour de bras en fonction de l'âge		Tour de bras / Tour de tête	
	r	P	r	P	r	P	r	P
Protéines sériques totales .....	-0,0918	< 0,01	-0,0925	< 0,01	-0,0615	NS <sup>a</sup>	0,0131	NS
Albumine .....	0,1056	< 0,005	0,0496	NS	0,1800	< 0,001	0,2126	< 0,001
Alpha <sub>1</sub> globulines .....	-0,0964	< 0,01	-0,0648	NS	-0,1103	< 0,005	-0,0974	< 0,005
Alpha <sub>2</sub> globulines .....	0,0072	< 0,05	-0,0324	NS	0,0623	NS	0,1210	< 0,001
Bêta globulines .....	0,0546	NS	0,0903	< 0,025	0,0846	< 0,025	0,1454	< 0,001
Gamma globulines .....	-0,3152	< 0,001	-0,2612	< 0,001	-0,3550	< 0,001	-0,2936	< 0,001
Albumine/globulines .....	0,2433	< 0,001	0,1606	< 0,001	0,2969	< 0,001	0,2679	< 0,001
Préalbumine .....	0,1481	< 0,001	0,1402	< 0,001	0,2521	< 0,001	0,2314	< 0,001
Transferrine .....	0,2309	< 0,001	0,2116	< 0,001	0,2668	< 0,001	0,3654	< 0,001
Fraction C <sub>3</sub> du complément .....	0,1284	< 0,001	0,1439	< 0,001	0,1982	< 0,001	0,2229	< 0,001
Index d'hydroxyproline .....	0,3817	< 0,001	0,3838	< 0,001	0,4008	< 0,001	0,3437	< 0,001

<sup>a</sup> : corrélation non significative P > 0,05.

fortes avec les critères brachiaux qu'avec les critères pondéraux. Protéines sériques totales et fractions électrophorétiques, à l'exception des gamma globulines, sont peu ou pas corrélées avec l'anthropométrie.

## DISCUSSION

Les valeurs moyennes des différentes variables biochimiques des enfants témoins du groupe I sont en général comparables à celles rapportées par d'autres auteurs pour des enfants du même âge. Ainsi les teneurs en protides totaux et fractions électrophorétiques sont-elles très voisines des valeurs normales données par BOHDAL et SIMMONS (1969) pour l'enfant africain. L'hypergammaglobulinémie, phénomène observé depuis longtemps en Afrique [CHARMOT *et al.*, 1960] est ici relativement modérée. Comparé à ceux d'enfants européens du même âge, 17 à 21 mg/100 ml [VAHLQUIST *et al.*, 1975] ou d'enfants sénégalais réalimentés, 22,3 mg/100 ml [INGENBLEEK *et al.*, 1972], le taux de préalbumine du groupe I peut paraître faible ; il est cependant du même ordre de grandeur que ceux d'enfants égyptiens, 14,5 mg/100 ml [SMITH *et al.*, 1973] et thaïlandais, 12,9 mg/100 ml [SCHELP *et al.*, 1976] bien portants.

Les valeurs de la transferrine et de la fraction C<sub>3</sub> du complément sont identiques à celles observées par NEUMANN (1975) chez des enfants ghanéens témoins soit respectivement 310,7 mg/100 ml et 86,9 mg/100 ml ; en revanche d'autres auteurs mentionnent pour des enfants, des valeurs normales sensiblement différentes. C'est ainsi que la concentration de transferrine peut varier entre 210 mg/100 ml [RAZBAN *et al.*, 1975] et 338 mg/100 ml [INGENBLEEK *et al.*, 1975] et celle de la fraction C<sub>3</sub> du complément entre 72 mg/100 ml [RAZBAN *et al.*, 1975] et 145 mg/100 ml [NAHANI *et al.*, 1976].

Ces variations considérables de valeurs données pour normales peuvent s'expliquer par des différences entre les zones écologiques où se sont effectuées les études (zone équatoriale humide, zone sahélienne ou subtropicale), mais aussi par des différences dans la définition des groupes d'enfants témoins supposés bien nourris. Bien souvent les résultats ne peuvent pas être comparés valablement en raison de l'insuffisance numérique des groupes témoins ou de leur mauvaise définition basée sur un seul critère anthropométrique. Il importe donc d'avoir pour chaque zone écologique des valeurs normales issues de groupes témoins bien définis avec lesquelles on puisse comparer les valeurs relevées en cas de malnutrition.

Ceci apparaît particulièrement important à la lumière des résultats de notre étude qui montrent une incidence faible mais significative de la malnutrition modérée sur de nombreuses variables biochimiques. Compte tenu des variations assez réduites, l'influence de la malnutrition ne peut être mise en évidence

que par comparaison avec des enfants bien nourris issus de la même population. En effet, bien que les protéines sériques d'origine hépatique apparaissent comme les plus sensibles, on est loin d'observer dans le groupe II des taux aussi bas que ceux rencontrés dans les formes très sévères de malnutrition. Ainsi, dans le Kwashiorkor la préalbumine peut descendre à 5 mg/100 ml [INGENBLEEK *et al.*, 1972 ; SMITH *et al.*, 1973], la transferrine à 50 mg/100 ml [REEDS *et al.*, 1976], la fraction du complément à 30 mg/100 ml [RAZBAN *et al.*, 1975]. Les concentrations moyennes de notre groupe d'enfants modérément malnutris, soit respectivement 11,8 mg/100 ml, 281,3 mg/100 ml, 82,7 mg/100 ml, restent très éloignées de ces valeurs extrêmes. Pourtant les diminutions significatives enregistrées dans le groupe II sont à interpréter comme autant de signes de dysfonctionnement métabolique ; à ce titre elles peuvent être intéressantes pour un diagnostic précoce. En revanche il semble qu'il y ait peu à attendre des protides totaux et de leurs fractions électrophorétiques. Seules les gamma globulines présentent une variation réellement significative ; cependant on peut douter d'un effet vraiment spécifique de la malnutrition. Il s'agirait plutôt d'une augmentation due au synergisme de deux effets, malnutrition et infection ; la synthèse des immuno-globulines G est d'ailleurs très fortement augmentée dans les cas de Kwashiorkor compliqués par des infections [COHEN *et al.*, 1962]. De ce fait les gamma globulines pourraient conserver un intérêt en tant qu'indicateur global de l'état de santé de l'enfant. Quant à l'index d'hydroxyproline, nos résultats sont en accord avec ceux de WHITEHEAD (1965) et RUTISHAUSER (1969), et confirment une nette influence de la malnutrition sur cette variable. Cependant, la valeur moyenne du groupe des enfants témoins apparaît assez élevée, 3,43, et celle du groupe à malnutrition modérée, 2,77, reste largement dans la fourchette normale indiquée par WHITEHEAD soit 2,0 - 5,0 (1965).

Quoi qu'il en soit, ces résultats nous permettent-ils de conclure quant à l'utilisation des variables biochimiques pour la détection précoce des états de malnutrition ? La relative faiblesse des variations observées, associée aux distributions assez larges des valeurs individuelles nous incite à penser qu'aucun des paramètres biochimiques étudiés dans le présent travail ne peut être utilisé isolément pour assurer un diagnostic de malnutrition fruste.

De plus, des travaux récents ont bien montré que l'interprétation d'une mesure biochimique isolée est en général rendue très délicate du fait de l'interaction de facteurs autres que la malnutrition : la diminution du complément est souvent la résultante d'une synthèse réduite par la malnutrition et d'une utilisation accrue par les infections [NEUMANN *et al.*, 1975 ; CHANDRA R.K., 1975] ; les différentes fractions du complément semblent également être dépendantes du métabolisme minéral [CHEVALIER Ph. *et al.*] ; l'anémie ferriprive augmenterait la libération de transferrine [INGENBLEEK *et al.*, 1975] ; enfin, l'index d'hydroxyproline serait fortement affecté par le paludisme et dans une moindre mesure par le parasitisme intestinal et la bilharziose [WENLOCK R.W., 1977].

TABLEAU IV

Coefficients de corrélation (r) et seuils de signification (P)  
entre variables biochimiques chez 810 enfants

	Albumine Globulines		Préalbumine		Transferrine		Index d'hydroxyproline	
	r	P	r	P	r	P	r	P
Albumine/globulines .....	1,0	—						
Préalbumine .....	0,2944	< 0,001	1,0	—				
Transferrine .....	0,2504	< 0,001	0,2875	< 0,001	1,0	—		
Index d'hydroxyproline .....	0,2886	< 0,001	0,2191	< 0,001	0,2298	< 0,001	1,0	—
Fraction C <sub>3</sub> du complément .....	0,1584	< 0,001	0,1332	< 0,001	0,2408	< 0,001	0,0762	< 0,05

Il semble donc qu'un bilan basé sur plusieurs paramètres soit toujours préférable. Notre travail montre que le rapport Albumine/Globulines, la préalbumine, la transferrine et l'index d'hydroxyproline pourraient constituer une batterie de tests utilisables pour l'appréciation des malnutritions frustes. Les résultats du tableau IV indiquent des associations hautement significatives ( $P < 0,001$ ) entre toutes ces variables. Il s'agit vraisemblablement, au moins pour certaines d'entre elles, de corrélations indirectes. Elles montrent qu'une altération, même légère, du métabolisme peut conduire à des réductions simultanées du taux de nombreux métabolites.

Les corrélations, plus faibles, de la fraction  $C_3$  du complément avec les autres variables biochimiques confirment la moindre sensibilité de ce paramètre à la malnutrition protéino-énergétique. Dans tous les cas l'utilisation de ces quelques tests biochimiques pour la détection précoce des malnutritions ne sera possible que si leurs valeurs sont comparées à celles d'un groupe témoin constitué par des enfants de la même population, du même âge et soumis à des conditions d'environnement identiques.

Pour l'instant des travaux sont en cours afin d'évaluer l'intérêt des variables mentionnées ci-dessus pour le pronostic de l'évolution des états de malnutrition modérée.

#### SUMMARY

The efficiency of several biochemical parameters as indicators of moderate protein-energy malnutrition was investigated. 810 children aged under 5 years were studied in the forest region of southern Cameroon. The children were divided into groups of controls children and moderately malnourished children based on anthropometry.

The means values of most of the biochemical parameters were decreased in the malnourished group. Prealbumin, Transferrin, Hydroxyproline index and Albumin/Globulins ratio showed the most significant decreases.

There were highly significant ( $P < 0,001$ ) correlations between these parameters and all the anthropometric tests.

It is concluded that biochemical tests studied are of value in detection of mild protein-energy malnutrition but only when used together and compared with levels in a control group of the same age and the same population.

Because of the slight decreases, large distributions of individual values and interaction of factors others than malnutrition, interpretation of a single test appears to be very complex.

#### RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ANTIA A.U., MC FARLANE H., SOOTHILL J.F., 1968. Serum siderophilin in Kwashiorkor. *Arch. Dis. Childh.*, **43**, 459. — BAILEY K.V., 1975. Malnutrition in the African region. *W.H.O. Chron.*, **29** (9), 354. — BOHDAL M., SIMMONS W.K., 1969. A comparison of the nutritional indices in healthy African, Asian and European children. *W.H.O. Bull.*, **40**, 166. — CHANDRA R.K., 1975. Serum complement and immunoglobulin in malnutrition.

*Arch. Dis. Childh.*, **50**, 225. — CHARMOT G., GIUDICELLI P., RIGAUD J.L., 1960. La dysprotéinémie commune de l'Africain. Essai d'interprétation. *Bull. Soc. Path. Ex.*, **3**, 582. — CHEVALIER Ph., DELPEUCH F., CORNU A., JOSEPH A. Résultats non publiés. — COHEN S., HANSEN J.D.L., 1962. Metabolism of albumin and gammaglobulin in kwashiorkor. *Clin. Sci.*, **23**, 351. — COWARD W.A., 1975. Serum colloidal osmotic pressure in the development of kwashiorkor and in recovery : its relationship to albumin and globulin concentrations and oedema. *Br. J. Nutr.*, **34**, 459. — DE GWYNN E.R., SANJUR D., 1974. Nutritional anthropometry : diet and health related correlates among preschool children in Bogota, Columbia. *Ecol. Food. Nutr.*, **3**, 273. — DIWANY M., GABR M., EL HAWARY M.F.S., EL DALI M., 1972. La transferrine du sérum dans le kwashiorkor. *Rev. Int. Pediatr.*, **24**, 49. — GABR M., EL HAWARY M.F.S., EL DALI M., 1971. Serum transferrin in kwashiorkor. *J. Trop. Med. Hyg.*, **74**, 216. — GITLIN D., CRAVIOTO J., FRENK E., MONTANO E., GALVANO R., GOMEZ F., JANEWAY C., 1958. Albumin metabolism in children with protein malnutrition. *J. Clin. Invest.*, **37**, 682. — GOMEZ F., GALVANO R., FRENK S., MUNOZ J.C., CHAVEZ R., VASQUEZ J., 1956. Mortality in second and third degree malnutrition. *J. Trop. Ped.*, **2**, 77. — GORNALL A.C., BARDAVILL C.J., DAVID M.M., 1949. Determination of serum protein by means of the biuret reaction. *J. Biol. Chem.*, **177**, 751. — HARICHT J.P., 1969. Thèse M.I.T., Cambridge. — HOORWEG J., PAOET STANFIELD J., 1976. The effects of P.E.M. in early childhood on intellectual and motor abilities in later childhood and adolescence. *Develop. Med. Child Neurol.*, **18**, 335. — HUSDAN H., RAPOPORT A., 1968. Estimation of creatinine by the Jaffe reaction : a comparison of three methods. *Clin. Chem.*, **14**, 222. — INGENBLEEK Y., SCHRIECK H.G., DE NAYER Ph., DE VISSCHER M., 1975. Albumin, transferrin and the T.B.P.A.-R.B.P. complex in assessment of malnutrition. *Clin. Chim. Acta*, **63**, 61. — INGENBLEEK Y., DE VISSCHER M., DE NAYER Ph., 1972. Measurement of prealbumin as index of P.C.M., *Lancet*, **ii**, 106.

JELLIFFE D.B., 1966. The assessment of the nutritional status of the community. *W.H.O.*, Geneva, n° 53. — JELLIFFE D.B., JELLIFFE E.F.P., 1969. The arm circumference as a public health index of P.C.M. of early childhood. *J. Trop. Ped.*, **15**, 209. — KANAWATI A.A., HADDAD N., MC LAREN D.S., 1969. The arm circumference as a public health index of P.C.M. of early childhood. *J. Trop. Ped.*, **15**, 233. — KANAWATI A.A., MC LAREN D.S., 1970. Assessment of marginal denutrition. *Nature*, **228**, 573. — KATZ S.L.I., 1970. The amino acid ratio and hydroxyproline creatinine index in marginal P.C.M. *Trop. Geogr. Med.*, **22**, 389. — MC FARLANE H., REDDY S., LONGE O., ONABAMIRO M.O., HOUBA J.E., 1970. Immunoglobulins, transferrin, caeruloplasmin and heterophile antibodies in kwashiorkor. *Trop. Geogr. Med.*, **22**, 61. — MC LAREN D.S., PELLET P.I., READ W.W.C., 1967. A simple scoring system for classifying the severe forms of P.C.M. of early childhood. *Lancet*, **iii**, 533. — NAHANI J., NIK AEN A., RAFII M., MOHAGHGHPOUR N., 1976. Effect of malnutrition on several parameters of the immune system of children. *Nutr. Metabol.*, **20**, 302. — NEUMANN C.G., LAWLOR G.J., STIEHM E.R., SWENDSEID M.E., NEWTON C., HERBERT J., AMMAN A.J., JACOB M., 1975. Immunologic responses in malnourished children. *Amer. J. Clin. Nutr.*, **28**, 89.

PRASANNA H.A., DESAI B.L.M., NARAYANA RAO M., 1971. Detection of early P.C.M. (pre-kwashiorkor) in population groups. *Br. J. Nutr.*, **26**, 71. — RAIMBAULT A.M., 1976. Croissance et développement de l'enfant ; indicateurs de santé de la communauté. *Courrier du C.I.E.*, **26** (5), 455. — RAZBAN S.Z., OLUSI S.O., ADE-SERRANO M.A., OSUNKOYA B.O., ADESHINA H.A., MC FARLANE J., 1975. Acute phase proteins in children with P.C.M. *J. Trop. Med. Hyg.*, **78**, 264. — REEDS P.J., LADITAN A.A.O., 1976. Serum albumin and transferrin in protein-energy malnutrition. *Br. J. Nutr.*, **36**, 255. — RUTISHAUSER I.H.E., WHITEHEAD R.G., 1969. Field evaluation of two biochemical tests with may reflect nutritional status in three areas of Uganda. *Br. J. Nutr.*, **23**, 1. — SATOF P., 1972. Diagnostic et traitement des formes frustes de malnutrition calorico-azotée chez l'enfant. *Courrier du C.I.E.*, **22** (5). — SCHELP F.P., MIGASENA P., SAOVAKONTHA S., PONGPAEW P., SUPAWAN V., 1976. Serum protein fractions from children of differing nutritional status analysed by

polyacrylamide gel electrophoresis and immunoassay. *Br. J. Nutr.*, **35**, 211. — SHAKIR A., 1975. Arm circumference in the surveillance of P.C.M. in Bagdad. *Am. J. Clin. Nutr.*, **28**, 661.

SMITH F.R., GOODMAN D.S., ZAKLAMA M.S., GABR M.K., EL MARACHY S., PATWARDHANY N., 1973. Serum vitamin A, retinol-binding protein and prealbumin concentrations in P.C.M. A functional defect in hepatic retinol release. *Am. J. Clin. Nutr.*, **26**, 973. — SMITH F.R., SUSKIND R., THANANGKUL O., LEITZMANN C., GOODMAN D.S., OLSON R.E., 1975. Plasma vitamin A, retinol binding protein and prealbumin concentrations in P.C.M. III. Response to varying dietary treatments. *Am. J. Clin. Nutr.*, **28**, 732.

SNEDECOR G.W., COCHRAN W.G., 1967. *Statistical Methods*. Ames : Iowa State Univ. Press. — VAHLQUIST A., RASK L., PETERSON P.A., BERG T., 1975. The concentrations of Retinol-binding protein, Prealbumin and Transferrin in the sera of newly delivered mothers and children of various ages. *Scand. J. Clin. Lab. Invest.*, **35**, 569. — WATERLOW J.C., 1972. Classification and definition of protein caloric malnutrition. *Brit. Med. J.*, **iii**, 566. — WENLOCK R.W., 1977. Hydroxyproline index as a tool for nutrition status surveys in malarial regions. *Br. J. Nutr.*, **38**, 239. — WHEELER E.F., 1975. Changes in anthropometric measurements of children recovery from protein-energy malnutrition. *Proc. Nut. Soc.*, **34** (1), 35. — WHITEHEAD R.G., 1965. Hydroxyproline creatinine ratio as an index of nutritional status and rate growth. *Lancet*, **ii**, 567. — WHITEHEAD R.G., 1967. Biochemical tests in differential diagnosis of protein and caloric deficiencies. *Arch. Dis. Childh.*, **42**, 479. — Comité mixte F.A.O./O.M.S. d'experts de la nutrition, 1970. O.M.S., rapport technique n° 477.

## TABLE DES MATIERES

AVANT-PROPOS.....	1
RESUME.....	2
INTRODUCTION.....	3
JUSTIFICATIONS.....	4
<b><u>Première Partie : ETAT DES CONNAISSANCES SUR LA MESURE DU TOUR DE BRAS</u></b>	
1.1. Les arguments en faveur de la mesure du tour de bras et les modes d'utilisation.....	5
1.1.1. Le tour de bras : indicateur de l'état nutritionnel.....	5
1.1.2. La mesure du tour de bras, indépendante de l'âge.....	5
1.1.3. Un autre mode d'expression : le tour de bras en fonction de l'âge.....	6
1.1.4. Le tour de bras en fonction de la taille.....	6
1.1.5. Les populations de référence.....	7
1.1.6. La mesure du tour de bras et les indicateurs composites.....	7
1.2. Les arguments en défaveur de la mesure du tour de bras.....	8
1.2.1. Non utilisable chez les moins de un an.....	8
1.2.2. Variabilité inter-raciale de la mesure.....	8
1.2.3. Indépendance par rapport à l'âge.....	8
1.2.4. Concordance des résultats.....	8
1.3. Les questions qui font encore l'objet de débats.....	8
1.4. La mesure du risque de mortalité.....	9
1.5. La mesure de la prévalence de la malnutrition protéino-énergétique et l'identification des enfants malnutris par la mesure du tour de bras.....	10
1.5.1. Mesure de la prévalence.....	10
1.5.2. Identification des enfants malnutris.....	10
<b><u>Deuxième Partie : MATERIEL ET METHODES</u></b>	
2.1. Sujets.....	12
2.1.1. Groupe d'enfants camerounais.....	12
2.1.2. Groupe d'enfants de la Dominique.....	12
2.1.3. Groupe d'enfants de Brazzaville.....	12
2.1.4. Groupe spécial d'enfants privilégiés de Brazzaville.....	13
2.1.5. Groupe d'enfants congolais du milieu rural.....	13
2.2. La mesure de l'état nutritionnel par indices anthropométriques.....	13
2.2.1. Les indices utilisés.....	13
2.2.2. Réalisation et contrôle des mesures anthropométriques et de l'âge.....	13
2.2.3. Calcul des indices.....	14
2.2.4. Modes d'expression des indices.....	14
2.2.5. Analyse des indices nutritionnels : seuils.....	14
2.3. La mesure de l'état nutritionnel par indices biologiques sériques et urinaires.....	15

2.4. Appréciation de la valeur diagnostique d'un test de dépistage.....	15
2.4.1. Qualités d'un test.....	15
2.4.2. Choix de la valeur seuil.....	16
2.4.3. Comparaison statistique.....	16
2.5. Analyse des données.....	16
2.5.1. Traitement informatique des données.....	16
2.5.2. Construction d'indices économiques.....	17
2.5.3. Méthodes statistiques.....	17
2.6. Présentation des résultats.....	17
2.6.1. Données manquantes.....	17
2.6.2. Les petits effectifs et les tests statistiques.....	17
2.6.3. Abréviations utilisées.....	18

### Troisième Partie : RESULTATS

3.1. La valeur moyenne du tour de bras dans différentes populations.....	19
3.1.1. La mesure du tour de bras dans des échantillons d'enfants non malnutris.....	19
3.1.2. La mesure du tour de bras chez des enfants privilégiés.....	19
3.1.3. La mesure du tour de bras en fonction du sexe.....	19
3.1.4. La mesure du tour de bras en fonction de l'environnement.....	19
3.1.5. La mesure du tour de bras chez des enfants normaux en fonction de la taille.....	20
3.1.6. Les variations de la mesure du tour de bras dans les différentes formes de malnutrition.....	20
3.2. Etude de la corrélation entre le tour de bras et les autres indices anthropométriques.....	21
3.2.1. Corrélations simples.....	21
3.2.2. Corrélations partielles.....	21
3.2.3. Corrélations multiples.....	21
3.3. Aptitude de la mesure du tour de bras à donner une prévalence de malnutrition : comparaison aux prévalences de maigreur ou d'insuffisance pondérale.....	22
3.3.1. Tour de bras exprimé en mm.....	22
3.3.2. Tour de bras exprimé en pour-cent de la norme de référence par rapport à l'âge..	22
3.4. Aptitude de la mesure du tour de bras à identifier les enfants malnutris.....	22
3.4.1. Illustration du problème.....	22
3.4.2. Le cas du Congo rural.....	23
3.4.3. Le cas du Congo urbain.....	23
3.4.4. Le cas du Cameroun.....	23
3.4.5. Résumé sur l'aptitude des seuils classiques 125 et 135 mm.....	24
3.4.6. Hétérogénéité des situations.....	24
3.4.7. Sensibilité et spécificité du tour de bras par rapport à l'indicateur poids pour taille en fonction de certaines variables.....	24
3.5. Comparaison des enfants sélectionnés par le tour de bras, le poids pour la taille et le poids pour l'âge.....	26
3.5.1. Avec les seuils classiques 135 mm et -2 E.T. ....	26
3.5.2. Lorsque les prévalences "vraie" et "estimée" sont identiques.....	27
3.5.3. Lorsque la somme (sensibilité + spécificité) est maximale.....	28

3.6. Validation de la mesure du tour de bras par des mesures biochimiques.....	28
3.6.1. Comparaison des enfants malnutris aux enfants normaux.....	28
3.6.2. Comparaison des classes de tour de bras.....	28
3.6.3. Biochimie chez les enfants normaux.....	28
3.6.4. Effet de l'environnement.....	29
3.6.5. Etude des corrélations.....	29
3.6.6. Comparaison des faux négatifs et des faux positifs.....	29
3.7. Etude des facteurs de risque.....	30
3.7.1. Modèles logistiques.....	30
3.7.2. Mesure du risque relatif approché de certaines variables.....	31

#### Quatrième partie : DISCUSSION

4.1. La mesure du tour de bras chez les enfants normaux.....	32
4.1.1. En fonction de l'âge.....	32
4.1.2. En fonction du sexe.....	33
4.1.3. En fonction de la zone écologique.....	33
4.1.4. En fonction de la taille.....	34
4.2. La mesure du tour de bras et les différentes formes de malnutrition.....	35
4.3. Les corrélations.....	35
4.4. Le tour de bras et l'évaluation de la MPE.....	36
4.4.1. Hétérogénéité des situations et des protocoles.....	36
4.4.2. Avec le seuil classique de 135 mm.....	36
4.4.3. Evaluation des formes sévères de MPE.....	36
4.4.4. Le tour de bras exprimé en pour-cent de la norme par rapport à l'âge.....	37
4.4.5. Des valeurs-seuils adaptées à l'environnement.....	37
4.5. Le tour de bras et le diagnostic de MPE.....	37
4.5.1. Remarque générale.....	37
4.5.2. Qualités du dépistage au seuil 135 mm.....	38
4.5.3. Qualités du dépistage lorsque les prévalences "vraie" et "estimée" sont égales.....	38
4.5.4. Qualités du dépistage lorsque la somme 'sensibilité + spécificité) est maximale....	39
4.5.5. Valeur prédictive positive du test.....	39
4.5.6. Variabilité des qualités du test en fonction des types de population.....	40
4.6. Les limites du test et quelques propositions d'amélioration.....	41
4.7. La mesure du tour de bras et les paramètres biochimiques.....	41
4.7.1. Arguments biochimiques en faveur de l'utilisation du tour de bras pour apprécier la malnutrition.....	42
4.7.2. Limitations des apports de la biochimie pour justifier le choix d'un seuil.....	42
4.7.3. Comparaison biochimique des faux positifs et des faux négatifs.....	42
4.8. La mesure du tour de bras en pour-cent de la référence par rapport à l'âge.....	43
4.9. La mesure du risque.....	43

#### Cinquième partie : CONCLUSION

5.1. Les qualités et les limites du test tour de bras.....	45
5.2. La mesure du tour de bras et l'environnement.....	45
5.3. Les difficultés liées à l'hétérogénéité des situations.....	45



5.4. La nécessité d'études standardisées.....	46
5.5. Les sources de biais autres que l'environnement.....	46
5.5.1. Les différences raciales.....	46
5.5.2. L'indépendance de la mesure par rapport à l'âge.....	46
5.6. La nécessité de valeurs-seuils adaptées au terrain.....	46
5.7. Quel avenir pour le tour de bras et quelles difficultés.....	47
5.7.1. La principale limitation.....	47
5.7.2. Les situations d'urgence et la maigreur.....	47
5.7.3. L'évaluation.....	47
5.7.4. La surveillance individuelle de la croissance.....	47
5.7.5. Une expression en mm, simple et efficace.....	47
5.8. Le tour de bras en situation ordinaire.....	48
TABLEAUX.....	49
FIGURES.....	125
BIBLIOGRAPHIE.....	143
ANNEXES.....	151
TABLE DES MATIERES.....	172

Office d'Édition de la Recherche Scientifique  
et Coopération Internationale



Par: Madaléga H 1 Zone Euroméditerranée  
Montpellier 67.52.20.01