

**Comportement des ménages et des acteurs sociaux
face à une sévère régression de leurs revenus**

ATELIER MENAGES ET CRISE

Marseille 24-25-26 mars 1997

**"Evolution de l'état nutritionnel et de l'alimentation de
complément du jeune enfant à Brazzaville.
Une étude comparative avant/après dévaluation du FCFA"**

Yves MARTIN-PREVEL
ORSTOM-DGRST Congo

**EVOLUTION DE L'ETAT NUTRITIONNEL ET DE L'ALIMENTATION DE COMPLEMENT
DU JEUNE ENFANT A BRAZZAVILLE
UNE ETUDE COMPARATIVE AVANT/APRES DEVALUATION DU FCFA**

Contribution pour l'atelier « Ménages et crise » ORSTOM / CEDERS
Marseille 24-26 Mars 1997
(Texte provisoire)

Yves MARTIN-PREVEL^{1,2}, Pierre TRAISSAC¹, Guy-Mesmin ADOUA-OYILA³, François MBEMBA²,
Jean-Pierre MASSAMBA², Karine COUDERT¹, Serge TRECHE¹, Francis DELPEUCH¹

1 - Unité de Nutrition, ORSTOM- LNT, Centre Collaborateur de L'Organisation Mondiale de la Santé. BP 5045, 911 avenue Agropolis, 34032 Montpellier cedex (France).

2 - Unité de Recherche en Nutrition et Alimentation Humaines, Direction Générale de la recherche Scientifique et Technique, BP 15238, Brazzaville (Congo).

3 - Bureau d'Etudes et d'Enquêtes, Talangai, BP 9146, Brazzaville (Congo).

INTRODUCTION

Depuis la dévaluation du Franc CFA, le 12 janvier 1994, nombre de rapports ont fait état d'un bilan globalement positif en ce qui concerne la situation macro-économique des 14 pays concernés, reconnaissant cependant des disparités importantes selon les pays (1). Toutefois, cette mesure d'ajustement monétaire tend à aggraver le problème de la pauvreté, notamment en milieu urbain, et a des conséquences importantes sur les conditions de vie, en matière de santé par exemple (2), ou de modes de consommation alimentaire (3). Il reste que l'impact sur l'état nutritionnel des populations, qui nous préoccupe ici, n'a pas encore été réellement documenté. Or l'état nutritionnel est clairement reconnu maintenant, non seulement comme un indicateur du niveau de développement, mais également comme un facteur clé de celui-ci (4). Il est indéniable par ailleurs que la plupart des facteurs de l'état nutritionnel (alimentation, assainissement, morbidité, accès aux soins etc.) sont largement soumis au niveau économique des populations, dont la détérioration peut donc avoir des conséquences sur les indicateurs anthropométriques (5).

Le Congo se trouve depuis une dizaine d'années dans un contexte économique précaire. L'expression majeure de la malnutrition y est une forte prévalence des retards de croissance, dont le trait principal est l'apparition précoce chez l'enfant, souvent avant un an (6). Des pratiques de sevrage inadaptées à la physiologie de l'enfant, avec notamment une introduction très précoce d'aliments de complément, de surcroît le plus souvent de mauvaise qualité, sont soupçonnées de jouer un rôle important le processus d'apparition de ces retards de croissance (7). Dans une première étude, nous avons montré qu'à Brazzaville, un an après la dévaluation du franc cfa, la qualité des premiers aliments de complément s'était détériorée (8,9), sans qu'il y ait eu modification du calendrier de sevrage. L'objectif des travaux présentés ici était de confirmer, ou non, ces premiers résultats, mais surtout d'apprécier le retentissement de la crise sur le statut anthropométrique des enfants, en particulier le retard de croissance.

MATERIEL ET METHODES

Type d'enquêtes

Deux enquêtes nutritionnelles avec mesures anthropométriques, portant sur des enfants âgés de 4 à 24 mois et leurs mères, ont été réalisées à Brazzaville à trois ans d'intervalle, respectivement de mars à mai 1993 et d'avril à juin 1996. Leur objectif était d'étudier l'évolution, d'une part du comportement en matière d'alimentation de complément du jeune enfant, d'autre part du statut nutritionnel des enfants et des mères, dans le contexte de la crise économique subie par le pays et notamment de la dévaluation du Franc CFA.

Zone d'étude

Ces enquêtes ont concerné, au sein de deux quartiers parmi les plus anciennement urbanisés de Brazzaville (Poto-Poto et Baongo), la population résidant dans des circonscriptions socio-sanitaires définies lors de la mise en place du Plan National de Développement Sanitaire (PNDS). Chacune de ces circonscriptions (respectivement 2 à Poto-Poto et 3 à Baongo) est sous la dépendance d'un Centre de Santé Intégré (CSI). Les zones de l'étude ont été ainsi choisies de façon à représenter une population homogène et du même ordre de grandeur dans chaque quartier (60.000 habitants environ). Par ailleurs, la mise en place du PNDS et le développement des CSI étaient, dans toutes les circonscriptions retenues, soutenus par la même agence de développement (en l'occurrence l'UNICEF). Toutefois les deux quartiers étudiés sont différents : alors que Poto-Poto est le quartier central, très commerçant et cosmopolite, Baongo est plus résidentiel et plus homogène sur le plan ethnique.

Echantillonnage

Les échantillons ont été obtenus par tirage au sort de blocs d'habitation, à partir de plans actualisés des zones d'étude, avec inclusion de tous les ménages éligibles (i.e. avec au moins un enfant de la tranche d'âge retenue) résidant dans ces blocs au moment de l'enquête. Il n'y avait aucun critère d'exclusion, mis à part le refus du ménage. Le passage des enquêteurs (phase de recensement, d'enquête proprement dite, puis de rattrapage) se faisait en respectant l'ordre de tirage au sort des blocs d'habitation. Pour l'enquête de 1993, qui comprenait initialement un objectif d'évaluation d'impact sur le statut nutritionnel d'une stratégie d'amélioration de l'alimentation de complément, le calcul du nombre de sujets nécessaire conduisait à 1500 enfants par quartier (sur une tranche d'âge toutefois un peu élargie : 04-28 mois). Pour l'enquête de 1996, la taille avait été ramenée à 1000 enfants (de 0-24 mois) par quartier.

Données recueillies

Les questionnaires ont été quasiment identiques d'une enquête à l'autre, ainsi que les méthodes de formation et supervision des enquêteurs. Ils comportaient un volet sur les caractéristiques générales, notamment socio-économiques, du ménage : ancienneté d'installation, nombre d'enfants à charge, qualité de l'habitat, installation électrique et eau courante, possessions de biens d'équipement usuels. On relevait par ailleurs des informations sur le chef de ménage et sur la mère : âge, niveau de scolarité, type d'activité professionnelle, existence de revenus annexes. Un second volet était consacré à l'enfant, détaillant le suivi sanitaire (documents de santé, pesées, vaccinations), les pratiques d'allaitement, la conduite du sevrage et notamment l'existence d'une alimentation complémentaire. Selon les classes d'âge de l'enfant, les indicateurs de pratiques du sevrage recommandés par l'OMS ont été calculés (10) : Taux d'allaitement, taux d'allaitement prédominant ([04,06[mois), taux d'allaitement poursuivi à 1 an ([12,16[mois) et à 2 ans ([20,24[mois), taux d'alimentation complémentaire en temps opportun ([06,10[mois). Lorsqu'il y avait alimentation complémentaire on a relevé le type d'aliment de complément et, lorsqu'il s'agissait de bouillie, ses caractéristiques (type de farine ou de pâte, ingrédients ajoutés, nombre de prises par jour).

Anthropométrie

Seules des mesures simples ont été effectuées : poids et taille, des enfants et des mères. La mesure du poids a été effectuée, pour les enfants, à l'aide de pèse-bébés mécaniques SECA d'une précision de 10g et d'une portée maximale de 16Kg. Au delà de ce poids, et chez les adultes, on a utilisé des pèse-personnes électroniques TEFAL, d'une précision de 100g jusqu'à 100Kg et de 200g jusqu'à la portée maximale de 130Kg. La mesure de la taille, relevée au millimètre près, a été effectuée en position couchée chez les enfants (tous âgés de moins de 2 ans), à l'aide de toises spécifiques de fabrication locale, et en position debout chez les adultes, à l'aide de micro-toises déroulantes. A l'issue de leur formation, les enquêteurs ont subi des tests de standardisation des mesures anthropométriques, évaluant l'exactitude et la reproductibilité de celles-ci, afin d'écarter les « mauvais mesureurs ». Au cours de l'enquête, l'ensemble du matériel anthropométrique était contrôlé chaque matin. Enfin, chez les enfants, un effort particulier était réalisé pour la vérification des dates de naissance.

Ces mesures ont permis le calcul des indices anthropométriques classiques (11) :

- Chez l'enfant, il s'agit du poids pour la taille et de la taille pour l'âge, exprimés en scores d'écart-type (ou Z-scores) par rapport aux valeurs de référence internationales NCHS/CDC/OMS. Le seuil de - 2 écart-types a été retenu pour définir respectivement la maigreur, ou malnutrition aiguë (indice poids pour la taille) et le retard de croissance, ou malnutrition chronique (indice taille pour l'âge).

- Chez les mères, il s'agit de l'indice de Quételet, ou indice de masse corporelle (IMC), obtenu par le rapport poids / taille². Cet indice permet ensuite une classification en plusieurs catégories, d'une part d'insuffisance et d'autre part d'excès pondéral.

Traitement des questionnaires

Les données recueillies sur le terrain ont été codifiées au jour le jour, à l'aide d'un cahier de codes mis au point lors des pré-enquêtes. Pour chaque dossier la codification était effectuée par une personne puis vérifiée par une autre. La saisie informatique a été réalisée à l'aide du logiciel Epi-Info version 6.03, en utilisant des masques de saisie et fichiers de contrôle interdisant l'entrée de données aberrantes ou sans cohérence interne. Cette saisie était effectuée en double, par deux agents distincts, les fichiers étant ensuite comparés et corrigés.

Analyse statistique

Elle a été réalisée à l'aide du système SAS, version 6.11 pour Windows. Un certain nombre de variables ont été recodées, ou bien des catégories ont été regroupées, parfois pour harmoniser les informations recueillies d'une enquête à l'autre, lorsque cela était nécessaire, parfois pour en améliorer la distribution. Par ailleurs, des indices ont été construits pour synthétiser l'information. C'est le cas du suivi sanitaire de l'enfant, pour lequel un score a été construit de façon empirique, à partir des variables initiales (présence d'un document de santé, nombre de pesées par mois, vaccins reçus) et en tenant compte de l'âge de l'enfant. Ce score, construit de la même façon pour tous les échantillons, permet ensuite de classer les enfants en 3 catégories de suivi (bon, moyen, mauvais) avec une répartition qui n'est pas, ou peu, dépendante de l'âge. Une approche différente a été retenue pour évaluer de façon synthétique le niveau économique des ménages (12). A partir du tableau des variables initiales caractérisant la qualité du logement, son niveau d'équipement (eau, électricité) et la possession de biens ménagers courants (radio, téléviseur, électroménager), et en incluant uniquement les ménages de l'enquête de 1993, on a réalisé une analyse factorielle des correspondances (AFC). L'étude de la trace des items montre que le premier axe de cette AFC s'interprète clairement comme un gradient opposant les ménages possédant le plus de biens et se trouvant dans les meilleures conditions de logement, aux ménages les plus défavorisés. Pour un ménage donné, sa projection sur cet axe donne une coordonnée que l'on interprète donc comme un indicateur synthétique de son niveau économique, essentiellement de moyen terme étant donné le type des variables initiales. L'indicateur synthétique ainsi construit peut être utilisé comme une variable continue ou bien être découpé en terciles (ou quintiles) de façon à classer les ménages en différents niveaux économiques. Par la suite on construit, pour les ménages des enquêtes ultérieures, le même indicateur synthétique, en appliquant aux variables de base les coefficients de pondération calculés à partir des ménages de 1993. Ceci permet d'estimer plus facilement l'évolution du niveau économique d'une année à l'autre.

Du point de vue de la stratégie d'analyse, on étudie en premier lieu, quartier par quartier, l'évolution du contexte socio-économique de 1993 à 1996. On analyse ensuite l'évolution des indicateurs de pratiques alimentaires et des indices anthropométriques pour la même période. On recherche alors, par des analyses stratifiées, d'éventuels effets de confusion ou des effets modificateurs, qui pourraient être dus à des niveaux différents, d'un échantillon à l'autre, de variables liées aux pratiques alimentaires ou au statut anthropométrique. Enfin, la prise en compte des effets, d'une part de l'année d'enquête, d'autre part des autres facteurs potentiels et de leur interaction avec l'année d'enquête, est réalisée à l'aide de modèles de régression logistique multivariés, pour les variables qualitatives à 2 classes, ou d'une analyse de variance à plusieurs facteurs pour les variables quantitatives.

RESULTATS

L'étude, pour ce qui concerne les résultats rapportés ici, a porté finalement sur un échantillon de 2807 enfants âgés de 4 mois à 2 ans en 1993 (pour 2746 mères et 2623 ménages), et sur 1694 enfants en 1996 (pour 1669 mères et 1583 ménages).

I - EVOLUTION DU CONTEXTE SOCIO-ECONOMIQUE (tableaux 1A à 1C)

Les tableaux 1A à 1C détaillent, quartier par quartier, l'évolution d'un certain nombre de caractéristiques socio-économiques des ménages enquêtés entre 1993 et 1996.

Les différences, connues, entre les quartiers de Baongo et Poto-Poto y sont clairement objectivées : La répartition des nationalités confirme le caractère cosmopolite de Poto-Poto, où l'on rencontre non seulement davantage d'africains de l'Ouest mais également davantage d'autres non-congolais (zaïrois essentiellement). Ceci va de pair avec une plus grande fréquence, dans ce quartier, d'adultes non scolarisés et de chefs de ménage commerçants. La structure familiale y est aussi légèrement différente : le chef de ménage est plus souvent un homme, l'enfant enquêté est plus souvent son fils et la mère plus souvent son épouse. Enfin, le niveau économique y est nettement supérieur à celui de Baongo : Ceci est visible d'une part à travers le niveau de l'indicateur synthétique, d'autre part à travers le niveau de dépenses alimentaires. En revanche, dans les deux quartiers l'indice de suivi sanitaire de l'enfant ainsi que la prévalence instantanée de diarrhée sont du même ordre.

Mais, si les quartiers sont différents, la plupart des indicateurs, entre 1993 et 1996, y évoluent de façon identique. On remarque en premier lieu la nette diminution, en 1996, du pourcentage de fonctionnaires, dans les deux quartiers, chez les mères comme pour les chefs de ménage, où cela est le plus visible (19.5 vs 29.1%, $p < 10.E-3$). Evoluant parallèlement, on observe une franche diminution de sujets de haut niveau scolaire (pourcentage de chefs de ménage universitaires divisé par deux), une baisse de la proportion de sujets congolais, au profit essentiellement des sujets zaïrois, et de petites modifications dans la structure des ménages : la mère de l'enfant enquêté est moins souvent épouse du chef de ménage et le nombre moyen d'enfants à charge a diminué (2.12 vs 2.41 enfants par ménage, $p < 10.E-4$). Du point de vue économique, l'indicateur synthétique moyen et la répartition des ménages en terciles évoluent nettement dans le sens d'une paupérisation du niveau d'équipement des ménages, qui paraît toutefois un peu plus marquée à Poto-Poto, au départ plus favorisé, qu'à Baongo. L'évolution des dépenses alimentaires quotidiennes traduit de façon impressionnante l'augmentation des prix des denrées de base : Alors qu'en 1993, pour les deux quartiers confondus, 39.7% des ménages pouvaient se nourrir avec moins de 1000 Fcfa par jour, et seulement 13.6% dépensaient plus de 2000 Fcfa, en 1996 ces pourcentages sont devenus respectivement de 9.7% et 41.3% ($p < 10.E-3$). Enfin, du point de vue sanitaire et de façon tout à fait identique dans les deux quartiers, on observe une augmentation de la prévalence instantanée des diarrhées (11.2 vs 8.2%, $p < 10.E-3$), et une chute importante du niveau de suivi des enfants. Le pourcentage d'enfants présentant un suivi sanitaire correct est en effet passé de 62.6 à 33.5%, tandis que celui des enfants avec mauvais suivi est passé de 11.2 à 28.6% ($p < 10.E-3$).

II - PRATIQUES ALIMENTAIRES (Tableau 2)

Etant donné que l'évolution du contexte socio-économique pour la période étudiée est assez homogène d'un quartier à l'autre, on présentera maintenant les résultats pour les deux quartiers confondus.

II.1 - Allaitement

Avant un an, l'allaitement maternel est la règle, en 93 comme en 96 (respectivement 93.0 et 94.4%). Par ailleurs, à cet âge, l'utilisation d'un biberon n'est pas plus fréquente. Le taux d'allaitement poursuivi à 1 an reste lui aussi assez élevé (respectivement 68.6 et 71.0%), mais on observe en 96 une augmentation du taux d'allaitement poursuivi à deux ans, même s'il reste encore modeste (3.1 vs 8.4%, $p < 10.E-3$).

On étudie ensuite cette augmentation du taux d'allaitement poursuivi à deux ans en stratifiant l'échantillon selon les niveaux de quelques cofacteurs pouvant influencer cette pratique : quartier, niveau économique du ménage, activité et niveau scolaire du chef de ménage ou de la mère, et suivi sanitaire de l'enfant.

On observe un effet modificateur uniquement selon l'activité de la mère : lorsque celle-ci a une activité régulière (fonctionnaire, salariée du privée, voire commerce ou profession libérale) le taux d'allaitement poursuivi à deux ans baisse, alors qu'il augmente pour les mères du secteur informel ou agricole, et plus encore pour celles qui sont inactives (test d'homogénéité des odds ratios de Breslow et Day : $p = 0.028$) (cf. figure 1). Lorsque, dans un modèle de régression logistique multivariée, on inclut en variables explicatives, outre l'année d'enquête, les divers cofacteurs socio-économiques, cet effet modificateur se retrouve sous la forme d'un effet significatif du terme d'interaction entre année d'enquête et l'activité de la mère (tableau 3). Dans un tel modèle, on note d'ailleurs une légère interaction aussi avec le quartier et l'activité du chef de ménage. Après ajustement, l'effet de

l'année d'enquête disparaît totalement, et on observe seulement un effet du quartier, du suivi sanitaire, et de l'activité du chef de ménage (l'allaitement poursuivi à 2 ans est plus fréquent à Baongo, lorsque le suivi est mauvais, et si le chef de ménage est inactif).

II.2 - Alimentation de complément

A Brazzaville, il est connu depuis longtemps que l'introduction des premiers aliments de complément est trop précoce, ayant souvent lieu avant l'âge de 4 mois alors que la recommandation de l'OMS est de conserver une alimentation au sein prédominante jusqu'à la tranche d'âge [04,06[mois. On observe qu'en 1996 le taux d'alimentation de complément, dans cette tranche d'âge, tend à diminuer. En corollaire, le pourcentage d'enfants allaités au sein ne recevant aucun solide tend à augmenter. Ceci n'est pas vraiment significatif mais pourrait signifier que l'âge d'introduction des premiers aliments de complément est en train de reculer. En revanche le taux dit d'alimentation complémentaire en temps opportun, chez les [06,10[mois, n'a pas varié et reste élevé (respectivement 89.1 et 91.2%), comme d'ailleurs chez les [10,12[mois.

Si l'on s'intéresse maintenant à la qualité des aliments de complément utilisés, on note que, pour cette tranche d'âge particulièrement sensible des [06,10[mois, il s'agissait en 1993 d'un aliment adapté à la physiologie de l'enfant, c'est à dire une bouillie ou un plat spécial, dans 57.2% des cas, et que ce taux n'est plus que de 44.3% en 1996 ($p < 10.E-3$). Ceci se retrouve également chez les [10,12[mois (29.7 vs 18.9%, $p = 0.006$). En revanche, les enfants les plus jeunes, de la tranche [04,06[mois, semblent davantage protégés et reçoivent majoritairement un aliment adapté (respectivement 95.0 et 91.1%). Par ailleurs, parmi les enfants recevant de la bouillie, la qualité de cette dernière est également moindre : Toujours pour les [06,10[mois, l'utilisation d'une farine importée a baissé de 29.5% en 93 à 18.7% en 96 ($p = 0.003$), au profit, donc, de préparations locales de moindre qualité nutritionnelle. Ici encore on retrouve le même phénomène chez les [10,12[mois (27.6 vs 17.4%, $p = 0.04$), tandis que les plus jeunes sont moins touchés (38.2 vs 31.2 %, $p = 0.14$). Enfin, non seulement les préparations de bouillies locales sont devenues plus fréquentes, mais de surcroît elles sont moins souvent enrichies par les mamans qu'auparavant : Si l'ajout de sucre est toujours aussi fréquent, ce n'est pas le cas pour le lait (34.8% en 96 au lieu de 43.4% en 93, $p = 0.007$). De plus, le lait en poudre, moins riche, est davantage utilisé alors que le lait concentré l'est beaucoup moins (voir tableau).

Comme pour l'allaitement, on étudie l'évolution des indicateurs d'alimentation de complément de façon stratifiée, selon les différents niveaux de cofacteurs pouvant influencer les pratiques, et de façon multivariée, tenant compte des effets propres de ces cofacteurs et de leur évolution.

Pour le type d'aliment de complément, adapté vs plat familial, on retrouve ici aussi un effet modificateur du type d'activité de la mère (Test de Breslow et Day : $p = 0.076$). La baisse du taux d'alimentation complémentaire adaptée apparaît plus importante chez les mères ayant une activité régulière, et moindre chez les inactives (figure 2). Toutefois, dans un modèle de régression logistique multivariée incluant en variables explicatives, outre l'année d'enquête, les divers cofacteurs socio-économiques, il n'y a aucun terme d'interaction entre ces variables et l'année qui ait un effet significatif, mis à part, légèrement, le quartier (Tableau 4). En revanche, on retrouve après ajustement l'effet net de la classe d'âge, du niveau économique et de l'activité de la mère sur le « risque » de recevoir un aliment de complément adapté. Ce « risque » est plus important pour les enfants plus jeunes, les ménages plus aisés, les mères inactives. L'effet de l'année d'enquête persiste également, ce qui signifie qu'indépendamment des effets des autres variables du modèle, et de leur évolution depuis 1993, on observe une baisse significative en 1996 du taux d'alimentation complémentaire adaptée.

Pour le type de bouillie, importée vs locale, il y a un effet modificateur du niveau économique (Test de Breslow et Day : $p = 0.079$) : Plus la catégorie de ménage est défavorisée, plus la baisse de l'utilisation de farines importées est importante (figure 3). Il y a également un effet modificateur du type d'activité du chef de ménage (Test de Breslow et Day : $p = 0.04$). Cette variable étant bien évidemment liée à la précédente, son effet modificateur n'est pas étonnant. On objective toutefois clairement que la qualité de la bouillie donnée aux enfants chute surtout lorsque l'activité du chef de ménage appartient au secteur informel (Figure 4). Tout ceci est bien compréhensible, surtout si l'on met en parallèle l'augmentation, de 93 à 96, des dépenses hebdomadaires consacrées à la bouillie lorsque l'on utilise des farines importées (2135 vs 937 Fcfa par semaine) par rapport aux dépenses pour les bouillies locales (294 vs 226 Fcfa par semaine) (Figure 5).

Dans un modèle de régression logistique multivariée, cependant, les effets modificateurs aperçus en traitant chaque variable indépendamment disparaissent : Les termes d'interaction entre l'année et l'indicateur économique synthétique ou l'activité du chef de ménage n'ont pas d'effet significatif. A l'inverse, il apparaît un effet modificateur potentiel de l'activité de la mère, dans le sens où c'est chez les femmes ayant une activité régulière que la baisse d'utilisation de farines importées est la plus discrète. Après ajustement, l'effet de l'année d'enquête disparaît tandis que demeurent des effets importants du niveau économique, de la classe d'âge et du niveau scolaire de la mère. Pour ce dernier, ce sont les mères de niveau scolaire intermédiaire (du primaire à la

troisième) qui donnent le moins de bouillies importées à leurs enfants, par rapport aux femmes de niveau supérieur mais également à celles qui n'ont jamais été à l'école.

III - STATUT ANTHROPOMETRIQUE DES ENFANTS

III.1 - Evolution brute

De 1993 à 1996, le statut nutritionnel des enfants âgés de 4 mois à 2 ans s'est détérioré. La prévalence des retards de croissance a très significativement augmenté, passant de 12.0 à 16.0% ($p < 10.E-3$), tandis que le pourcentage de maigreur augmentait de 6.0 à 8.7% ($p < 10.E-3$) (Figure 6). Les valeurs moyennes des indices correspondants, respectivement taille pour l'âge et poids pour la taille, ont évolué parallèlement (Figure 7) et également de façon très significative.

III.2 - Etude du retard de croissance

Lorsque l'on étudie l'évolution du retard de croissance selon l'année d'enquête en stratifiant l'échantillon selon les différents niveaux des cofacteurs socio-économiques, on observe un effet modificateur du quartier (Test de Breslow et Day : $p = 0.079$). L'augmentation de prévalence a été plus importante à Poto-Poto (au départ moins touché) qu'à Bacongo (Figure 8). L'évolution n'est pas non plus tout à fait homogène selon le niveau économique du ménage (Figure 9) ou le niveau de suivi sanitaire des enfants (Figure 10). Toutefois, il ne s'agit pas là d'effets modificateurs statistiquement significatifs. Par ailleurs, on constate que toutes les tranches d'âge sont touchées de façon équivalente.

On a ensuite ajusté un modèle de régression logistique, comme pour l'étude des variables caractérisant les pratiques alimentaires. Cependant, on a pris en compte des variables supplémentaires, étant donné leur lien, connu ou potentiel, avec le retard de croissance : sexe de l'enfant, sexe du chef de ménage, nationalité (africain de l'ouest ou non). L'existence d'un effet significatif du terme d'interaction entre l'année et le quartier confirme l'effet modificateur du quartier identifié au cours de l'analyse stratifiée. Après ajustement, on constate que pour la plupart des cofacteurs l'effet sur le retard de croissance persiste, tandis que l'effet de l'année disparaît, ainsi, d'ailleurs, que celui du quartier (Tableau 6). Autrement dit, l'évolution du retard de croissance en fonction de l'année est liée, pour l'essentiel, à l'évolution de ces divers cofacteurs. Afin d'identifier, parmi ces derniers, ceux qui sont prédominants, non pas pour leur effet sur le retard de croissance lui-même mais pour leur lien avec l'augmentation de prévalence observée, on a ajusté différents modèles en supprimant tour à tour l'un des cofacteurs et en ne conservant comme terme d'interaction avec l'année que celui de la variable quartier (qui est significatif). Il s'avère que l'on retrouve un effet de l'année persistant après ajustement uniquement si le modèle ne contient pas comme covariable le suivi sanitaire de l'enfant.

On a par ailleurs pratiqué une analyse identique, non plus sur la prévalence du retard de croissance mais, à l'aide d'analyses de variances multivariées, sur la valeur moyenne de l'indice taille pour l'âge. Les résultats obtenus sont très voisins, à la différence toutefois que l'interaction année avec quartier est moins significative et que l'effet de l'année persiste ici même après ajustement sur l'ensemble des cofacteurs (Tableau 7). L'indice moyen, ajusté, est passé de -0.64 en 1993 à -0.82 en 1996.

III.3 - Etude de la maigreur

La stratégie d'analyse a été identique à celle utilisée pour le retard de croissance. La recherche d'effets modificateurs de la part des cofacteurs socio-économiques met en évidence une évolution différentielle des taux de maigreur selon le quartier (test de Breslow et Day : $p = 0.02$). A Bacongo, la prévalence des maigres a en effet fait un bond important tandis qu'à Poto-Poto l'augmentation a été modérée (Figure 11). Par ailleurs, l'évolution n'est pas homogène non plus selon le niveau de suivi sanitaire (Test de Breslow et Day : $p = 0.08$). Assez paradoxalement, on observe en effet que le taux de maigreur a davantage augmenté pour la catégorie des enfants ayant le meilleur suivi sanitaire (Figure 12). La maigreur reste plus fréquente, en 96, lorsque le suivi sanitaire est moins bon, mais en 93 les sujets du groupe de suivi correct apparaissaient comme davantage « protégés ». De plus, ajustée sur ce facteur, l'augmentation de maigreur n'est plus globalement significative d'une année à l'autre (ceci étant lié à l'importante modification de la répartition des sujets selon l'indice de suivi sanitaire entre 93 et 96). On remarque enfin que le niveau économique des ménages n'a pas d'effet particulier.

Dans un modèle de régression logistique, ajusté avec les mêmes cofacteurs que précédemment mais en incluant en plus l'existence d'un épisode diarrhéique au moment de l'enquête, on retrouve les effets modificateurs cités ci-dessus (termes d'interaction avec l'année ayant un effet significatif pour le quartier, le suivi sanitaire, et également le niveau scolaire de la mère dont l'effet apparaît plus important dans le modèle qu'en analyse univariée). Après ajustement, les résultats confirment l'effet important de variables connues : Outre le sexe et l'âge de l'enfant, bien entendu, le suivi sanitaire et la présence d'une diarrhée au moment de l'enquête sont fortement liés à la maigreur (Tableau 8). On note en revanche par ailleurs, et c'est à souligner, que le niveau économique du ménage, l'activité du chef de ménage et autres variables à connotation économique n'ont pas de lien avec la maigreur. Enfin, l'effet de l'année persiste malgré l'ajustement sur l'ensemble des variables. Les résultats diffèrent donc sensiblement de ce qui se passe pour le retard de croissance.

Si l'on étudie l'évolution des valeurs moyennes de l'indice poids pour la taille, selon les mêmes cofacteurs, les résultats diffèrent quelque peu : d'une part l'effet de l'interaction entre l'année d'enquête et le quartier est alors beaucoup plus important, d'autre part l'effet de l'année disparaît après ajustement (moyennes ajustées = -0.64 en 1993, vs -0.76 en 1996, $p = 0.18$). Pour ce qui est des autres facteurs, on retrouve néanmoins les mêmes influences du suivi sanitaire, de la diarrhée, et bien sûr du sexe et de l'âge de l'enfant, ainsi qu'un discret effet de la scolarité de la mère (Tableau 9).

IV - INDICE DE MASSE CORPORELLE DES MERES ET POIDS DE NAISSANCE DES ENFANTS

IV.1 - Indice de masse corporelle

De 1993 à 1996 la moyenne de l'indice de Quetelet (IMC) des mères a très significativement chuté (de 23.4 ± 4.7 à 22.1 ± 4.1 Kg/m², $p < 10.E-4$). L'évolution de la répartition des femmes dans les différentes classes de l'indice (Figure 13) est également très significative (χ^2 à 4 ddl = 62.3, $p < 10.E-3$). On observe donc à la fois une diminution du pourcentage de mères en état d'excès pondéral ($IMC \geq 25$ Kg/m²) et une augmentation du pourcentage de mères à risque de santé en raison d'une insuffisance pondérale modérée (< 18.5 Kg/m²) ou sévère (< 17 Kg/m²). Ces résultats ne concernent bien entendu que les femmes qui ne présentent pas de grossesse connue au moment de l'enquête (soit 2582 femmes en 93 et 1580 en 1996).

On étudie ensuite uniquement l'évolution des taux d'insuffisance pondérale (< 18.5 Kg/m²). L'analyse stratifiée révèle plusieurs effets modificateurs intéressants à signaler. En effet, l'augmentation du taux d'insuffisance pondérale a été, en proportion bien entendu, plus importante parmi les ménages les plus aisés, dont le chef est un homme, et aussi chez les africains de l'ouest. Elle a été par ailleurs moins importante chez les mères de niveau scolaire intermédiaire. Rappelons toutefois qu'il s'agit ici uniquement d'effets modificateurs : Les variables restent par ailleurs des facteurs de risque d'insuffisance pondérale (voir illustration pour le niveau économique Figure 14).

En régression logistique multivariée, concernant donc le risque d'insuffisance pondérale, on ne retrouve cependant pas ces effets modificateurs et aucun terme d'interaction avec l'année n'a d'effet significatif (Tableau 10). On identifie l'effet, après ajustement, de facteurs de risques classiques (mère plus jeune, niveau économique plus bas, femme chef de ménage, mère sans activité professionnelle source de revenus) tandis que l'effet de l'année disparaît. Cependant, ce dernier devient à nouveau significatif lorsque l'on ajuste un modèle sans interaction.

IV.2 - Poids de naissance des enfants

La fréquence des petits poids de naissance (< 2500 grammes) n'a pas significativement varié d'une année à l'autre (respectivement 11.8 % en 1993 et 12.5 % en 1996, χ^2 à 1 ddl = 0.46, $p = 0.50$). On ne prend en compte, bien entendu, que les poids de naissance vérifiés sur document ($n=2626$ en 93 et $n=1400$ en 96). En

revanche, le poids de naissance moyen a significativement diminué (3071 ± 507 en 93, vs 3002 ± 504 en 96, $F = 17.3$, $p < 10.E-4$).

Une analyse stratifiée sur le taux de petits poids de naissance retrouve l'effet de facteurs de risque connus (comme le niveau économique) mais pas d'effet de confusion ou d'effet modificateur. Selon le quartier, toutefois, la tendance est à une augmentation du taux de petits poids de naissance à Bacongo et à une diminution à Poto-Poto. Si l'on étudie le poids de naissance moyen, en analyse de variance multivariée, on retrouve une interaction entre l'année d'enquête et le quartier : Le poids moyen, ajusté, a baissé de 77 grammes à Bacongo (3013g vs 2936g) tandis qu'il est resté stable à Poto-Poto (3039g vs 3038g). L'effet de l'année disparaît après ajustement tandis que l'on retrouve, outre l'effet du quartier, celui de facteurs connus de plus faible poids de naissance (enfant de sexe féminin, bas niveau économique, femme chef de ménage) ou moins connus (femme sans activité professionnelle, femme d'Afrique de l'Ouest). Toutefois, l'effet de l'année sur le poids de naissance moyen redevient très net si l'on ne conserve dans le modèle, comme terme d'interaction, que celle avec le quartier.

DISCUSSION

Il faut rappeler tout d'abord qu'à Brazzaville la dévaluation du franc cfa est survenue au milieu d'une période d'importants troubles socio-politiques, ayant entraîné officiellement environ 2000 morts. Ces troubles ont été à l'origine de déplacements de la population dont le volume, difficile à préciser, est toutefois non négligeable. Ceci est certainement, pour partie au moins, responsable des modifications que nous avons observées dans la composition de nos échantillons entre 1993 et 1996, en premier lieu la baisse du pourcentage de fonctionnaires résidant dans les quartiers de l'étude. Comme il ne peut s'agir d'une réalité valable à l'échelle de toute la ville, il est vraisemblable que, disposant en général de davantage de moyens, un certain nombre de fonctionnaires ont quitté les quartiers centraux, les plus touchés par les troubles (notamment Bacongo), pour s'établir vers la périphérie. Quelques-unes des modifications observées d'une enquête à l'autre, sur le plan de la structure des échantillons, peuvent être liées au moins partiellement à ce phénomène. D'autres, en revanche, sont bien davantage en relation avec la crise économique, comme l'évolution des dépenses alimentaires ou la baisse importante du suivi sanitaire.

Quoi qu'il en soit, la prise en compte systématique de tous ces éléments du contexte socio-économique comme variables d'ajustement dans les modèles de régression est nécessaire pour appréhender plus justement l'évolution des indicateurs nutritionnels entre les deux enquêtes.

Les pratiques d'alimentation du jeune enfant à Brazzaville se sont donc détériorées depuis 1993, au moins pour ce qui est de la qualité des aliments de complément. L'utilisation moins fréquente de bouillies préparées à partir de farines importées, de meilleure qualité nutritionnelle, avait déjà été objectivée en 1994 (8). De même, nous avons alors déjà noté que les bouillies locales sont, de surcroît, moins souvent enrichies avec du lait. En revanche, il est nouveau que les mères donnent moins souvent une bouillie ou un plat spécial à leur enfant, et donc que celui-ci consomme plus fréquemment une portion du plat familial, qui n'est pas adapté à sa physiologie. Les tout jeunes (4-6 mois) semblent toutefois partiellement préservés, mais il faut rappeler que les recommandations internationales sont de donner essentiellement le sein à cet âge-là ! Autrement dit, alors que l'introduction des premiers aliments de complément est déjà trop précoce au Congo, et bien que sur ce plan il y ait plutôt une tendance à l'amélioration, le plat familial prend de plus en plus précocement le relais de la bouillie. Nous ne disposons actuellement pas d'éléments pour préciser s'il s'ensuit une période d'alimentation mixte, bouillie et plat familial alternés, ou une substitution pure et simple. De toute façon, la période de transition dans l'alimentation du jeune enfant, déjà courte, se trouve finalement encore restreinte, et nous avons vu de plus que, pendant celle-ci, la qualité nutritionnelle de la bouillie est moins bonne. Pour expliquer ce dernier point, il semble que les considérations économiques soient au premier plan si l'on en juge d'une part par l'augmentation considérable des dépenses hebdomadaires moyennes consenties pour les bouillies importées, et d'autre part par le fait que leur taux d'utilisation baisse davantage dans les ménages de plus faible niveau économique. De plus, lorsque les mères ont une activité professionnelle régulière, ce qui signifie un revenu personnel qu'elles peuvent utiliser plus facilement à leur guise, la baisse du taux d'utilisation des farines importées est moindre. Tout ceci indique donc que la baisse de consommation de ces bouillies, de meilleure densité énergétique que les préparations locales, est liée à l'évolution des conditions économiques. D'ailleurs, une fois ajusté sur la plupart des cofacteurs, l'effet de l'année disparaît. En revanche, pour ce qui concerne le taux d'alimentation complémentaire adaptée, cet effet persiste après ajustement, ce qui signifie que des facteurs non pris en compte à travers les diverses covariables du modèle sont en cause. Ce taux, à l'inverse de celui des bouillies importées, baisse davantage lorsque les femmes ont une activité régulière. Ceci incite à penser que des facteurs du type disponibilité des mères, hors activité principale, ou temps/attention consacrés à l'enfant en général, peuvent être responsables du passage plus précoce au plat familial.

Enfin, pour terminer avec les pratiques alimentaires, on a observé une légère amélioration du taux d'allaitement poursuivi à deux ans. Ici encore, l'occupation des mères semble jouer un rôle important (effet modificateur du type d'activité de la mère). Mais si, sur le principe, on peut penser qu'il s'agit là d'un fait somme toute positif, il y a lieu d'être prudent car de récentes études ont montré que l'allaitement était davantage poursuivi en cas de malnutrition de l'enfant (13). Ceci doit être rapproché par ailleurs du fait que, dans notre étude, l'allaitement poursuivi à 2 ans est plus fréquent lorsque l'indice de suivi sanitaire de l'enfant est plus mauvais. Il se pourrait donc que l'augmentation du taux d'allaitement poursuivi à 2 ans soit plutôt une manifestation de l'aggravation de la situation nutritionnelle, et non un gage d'amélioration à venir.

Sur le plan anthropométrique, d'ailleurs, on a observé pour cette période de 93/96 une augmentation des taux de malnutrition des enfants, aussi bien aiguë (maigreur) que chronique (retard de croissance). Pour ce dernier indicateur, l'aggravation de la situation semble avoir touché toutes les couches de la population de façon à peu près équivalente. Les plus défavorisés ont peut-être subi une augmentation un peu plus importante, mais c'est pourtant à Poto-Poto, quartier plus « riche », que cette dernière a été la plus marquée. Il faut voir là sans doute la traduction d'une paupérisation proportionnellement plus importante à Poto-Poto. D'ailleurs, il n'y a plus d'effet quartier après ajustement. On a retrouvé en revanche, après ajustement, l'effet de tous les facteurs classiques du retard de croissance. Qu'à l'inverse l'effet de l'année disparaisse, dans un modèle multivarié, lorsque l'on introduit tous ces facteurs, signifie que leur évolution suffit à expliquer l'aggravation observée. Toutefois, l'indice taille pour l'âge moyen, plus sensible, reste significativement plus bas en 96 après ajustement. Il semble enfin que, parmi les facteurs en cause, l'augmentation du taux de retards de croissance soit associée particulièrement à la dégradation des conditions économiques et de façon plus prépondérante encore à un plus mauvais suivi sanitaire des enfants.

La maigreur est un indicateur anthropométrique d'interprétation plus délicate. Il est connu qu'elle n'a pas toujours de lien direct avec le niveau économique des ménages, et ce fait est retrouvé dans nos résultats. En revanche, l'augmentation des maigreurs est fortement liée à la dégradation du suivi sanitaire, ainsi qu'à la prévalence des diarrhées. Il existe aussi une influence du niveau scolaire de la mère, au moins sur l'évolution de l'indice poids pour la taille en continu. Cependant, sur la maigreur, l'effet de l'année persiste après ajustement, ce qui fait penser que, comme cela a été vu pour le taux d'alimentation complémentaire adaptée, d'autres facteurs qui lui sont liés, non pris en compte dans les modèles, ont évolué défavorablement de 93 à 96. Il est d'ailleurs vraisemblable que ces facteurs sont du même type dans les deux cas (temps disponible pour l'enfant, morbidité et accès aux soins, assainissement et environnement au sens large) et qu'ils ne sont qu'imparfaitement reflétés par l'indice de suivi sanitaire (qui est lié essentiellement à la fréquentation des structures préventives). Ceci pourrait contribuer à expliquer l'effet modificateur paradoxal de l'indice de suivi sanitaire (augmentation des maigreurs proportionnellement plus importante dans la catégorie des bons suivis), et expliquer aussi que la maigreur augmente davantage dans l'un des quartiers (Baongo en l'occurrence).

On peut rapprocher un peu de ce qui précède l'évolution de l'insuffisance pondérale des mères, connue pour être largement influencée par le niveau économique (14), et dont l'augmentation a pourtant été plus importante, proportionnellement bien sûr, parmi les ménages les plus aisés. Toutefois cet effet modificateur est discret et disparaît dans le modèle multivarié, tout comme l'effet de l'année d'ailleurs. L'accroissement de l'insuffisance pondérale des mères peut donc être essentiellement attribué aux effets de la crise tels que nous les avons pris en compte. Quant au poids de naissance moyen des enfants, également connu pour être sensible au niveau économique des ménages, il a chuté sans que le taux de faibles poids de naissance (< 2500 g) ne varie significativement. Comme pour les maigreurs, une chute plus importante du poids de naissance moyen a été observée à Baongo par rapport à Poto-Poto, et les mêmes hypothèses peuvent sans doute être évoquées pour l'expliquer.

Tout ceci souligne une fois de plus le caractère multifactoriel de l'état nutritionnel, et l'importance de l'environnement physique, économique, social et sanitaire pour permettre un bon développement de la croissance chez le jeune enfant. Par ailleurs les interrelations entre les différents facteurs de l'état nutritionnel sont multiples et pas toujours homogènes. Il a été récemment montré, par exemple, que le niveau scolaire de la mère n'avait pas la même influence sur la croissance des enfants selon différents niveaux de condition socio-environnementales (15). Ceci est à rapprocher, dans notre étude, de l'effet que nous avons observé du niveau scolaire des mères sur la maigreur et sur le taux d'alimentation complémentaire adaptée.

CONCLUSION

Nos résultats montrent clairement l'évolution défavorable de l'état nutritionnel et des pratiques d'alimentation chez le jeune enfant dans le contexte de la dévaluation du franc cfa. Bien entendu, cette seule mesure d'ajustement monétaire ne peut être tenue pour entière responsable de l'aggravation de la situation. Comme ne manquent pas de le souligner les experts économistes, il s'agissait d'une mesure devenue absolument nécessaire tant la

situation économique de la grande majorité des pays de la zone Franc était devenue critique. Le Congo, loin s'en faut, n'échappait pas à la règle, d'autant que, tout particulièrement à Brazzaville, s'est rajoutée à cela la période d'instabilité socio-politique évoquée plus haut. Il est évidemment difficile de faire des projections sur ce que serait devenue la situation nutritionnelle sans la dévaluation, mais les effets néfastes de celle-ci étaient relativement prévisibles, et d'ailleurs pour une bonne part prévus. Les risques sur la santé, en particulier, ont été signalés rapidement (16), mais les mesures d'accompagnement n'ont visiblement pas été suffisantes. Si, dans notre étude, certains indicateurs se sont davantage aggravés dans les couches sociales les plus défavorisées, cela n'est pas systématique du tout. L'observation de quelques effets paradoxaux tend même à faire penser qu'il n'y a plus beaucoup de ménages protégés des effets de la crise. Ces derniers, par ailleurs, semblent être multiples : certains sont facilement reconnus, mais d'autres demanderaient à être plus clairement identifiés. Autrement dit, s'il reste vrai que des groupes de population particulièrement à risque, généralement connus, doivent faire l'objet d'intervention prioritaires (surveillance nutritionnelle accrue par exemple), il semble que des mesures plus générales doivent être envisagées afin de protéger l'ensemble des ménages d'une détérioration de leur état nutritionnel. Faute de quoi, la seule solution pour les populations sera d'attendre que viennent jusqu'à elles les effets bénéfiques promis par l'amélioration des indicateurs macro-économiques.

REFERENCES

- (1) Anonyme. Rapport d'un consultant de la Banque Mondiale. Un premier bilan de la dévaluation du franc cfa à fin décembre 1995. *Marchés tropicaux* 1996 2620:152-7.
- (2) Perrot J et al. La santé dans les pays de la zone franc face à la dévaluation du franc cfa. Genève, Organisation Mondiale de la Santé, WHO/ICO/MESD. 15, 1994.
- (3) Akindès F. Dévaluation et alimentation à Abidjan (Côte d'Ivoire). *Les Cahiers de la Recherche Développement* 1995, 40:24-42.
- (4) Investing in nutrition. World Bank. Washington, D.C., 1992.
- (5) Thomas D., Lavy V., Strauss J. Public policy Anthropometric Outcomes in Côte d'Ivoire. Living Standards Measurement Study. Working paper n° 89. Washington: The World Bank, 1992.
- (6) République du Congo, UNICEF. Analyse de la situation des enfants et des femmes au Congo. Bureau UNICEF, Brazzaville, 1992.
- (7) Tchibindat F. Pratiques de sevrage au Congo. In: L'alimentation de complément du jeune enfant. S. Trèche, B. de Benoist, D. Benbouzid, A. Verster, F. Delpeuch, Eds. Editions Orstom, Collection Colloques et Séminaires, Paris, 1995.
- (8) Martin-Prével Y., Traissac P., Trèche S., Adoua-Oyila G.M., Mbemba F., Delpeuch F. L'alimentation complémentaire du jeune enfant à Brazzaville (Congo): évolution dans le contexte de la dévaluation du franc cfa (Résumé). *Rev Epidém et Santé Publ* 1995, 43 (Supp. 1):53-4.
- (9) Delpeuch F, Martin-Prével Y, Fouéré T, Traissac P, Mbemba F, Ly C, Sy A, Trèche S, Maire B. L'alimentation du jeune enfant après la dévaluation du franc CFA: deux études de cas en milieu urbain, au Congo et au Sénégal. *Bull OMS* 1996,74(1):67-75.
- (10) Indicators for assessing breast-feeding practices. Genève, Organisation Mondiale de la Santé, WHO/CDD/SER/91. 14, 1991.
- (11) Utilisation et interprétation de l'anthropométrie. OMS, Série de Rapports Techniques, 854. Genève, Organisation Mondiale de la Santé, 1995.
- (12) Traissac P, Delpeuch F, Maire B, Martin-Prével Y, Cornu A, Trèche S. Construction d'un indice synthétique de niveau économique des ménages dans les enquêtes nutritionnelles. Exemple d'application au Congo (Résumé). *Rev Epidém et Santé Publ*, 1997 sous presse.
- (13) Simondon K, Simondon F. L'âge de sevrage dépend de l'état nutritionnel préalable de l'enfant dans une communauté rurale pauvre du Sénégal (Résumé). *Rev Epidém et Santé Publ*, 1997 sous presse.
- (14) Delpeuch F, Cornu A, Massamba JP, Traissac P, Maire B. Is body mass index sensitively related to socio-economic status and to economic adjustment? A case study from the Congo. *Eur J Clin Nutr* 1994, 48(s3):s141-7.
- (15) Reed BA., Habicht JP., Niameogo C. The effects of maternal education on child nutritional status depend on socio-environmental conditions. *Int J of Epidem* 1996, 25(3):585-92.
- (16) Kaddar M. F CFA - Dévaluation et santé: le choc d'hier... les choix d'aujourd'hui. *Cah Santé* 1994, 4:7-8.

Tableau 1 A - Caractéristiques des ménages selon l'année (composition) - Comparaison globale et par quartier

		BACONGO			POTO-POTO			ENSEMBLE		
		1993	1996	Test	1993	1996	Test	1993	1996	Test ⁽¹⁾
Sexe du Chef de Ménage										
	n	1232	838	$chi2 = 0.68$	1391	745	$chi2 = 1.20$	2623	1583	$CMH = 1.83$
Homme	%	74.2	72.6	$ddl = 1$	78.6	76.5	$ddl = 1$	76.5	74.4	$ddl = 1$
Femme	%	25.8	27.4	$p = 0.41$	21.4	23.5	$p = 0.27$	23.5	25.6	$p = 0.18$
Mère épouse du Chef de Ménage				$chi2 = 7.14$			$chi2 = 11.7$			$CMH = 18.5$
	n	1136	876	$ddl = 1$	1337	785	$ddl = 1$	2473	1661	$ddl = 1$
	%	63.7	57.9	$p = 0.008$	70.4	63.2	$p < 10.E-3$	67.3	60.4	$p < 10.E-3$
Père de l'enfant										
	n	1309	895		1492	797		2801	1693	
Chef du ménage	%	56.1	57.1	$chi2 = 0.41$	64.8	62.2	$chi2 = 0.21$	60.7	59.5	$CMH = 1.98$
Dans ménage (mais pas CM)	%	2.7	2.9	$ddl = 2$	3.2	4.5	$ddl = 2$	3.0	3.7	$ddl = 2$
Hors ménage	%	41.2	40.0	$p = 0.82$	32.0	33.3	$p = 0.21$	36.3	36.9	$p = 0.37$
Age de la mère										
	n	1284	881		1457	784		2741	1665	
Moyenne (Ecart-type)		26.55 (6.4)	26.92 (6.8)	$F = 1.6$ $p = 0.20$	26.75 (6.5)	26.16 (6.7)	$F = 4.2$ $p = 0.04$	26.66 (6.5)	26.56 (6.8)	$F = 0.32$ $p = 0.57$
Nombre d'enfants à charge										
	n	1285	881		1461	785		2746	1666	
Moyenne (Ecart-type)		2.30 (1.4)	2.14 (1.4)	$F = 6.3$ $p = 0.012$	2.51 (1.6)	2.10 (1.4)	$F = 36.8$ $p < 10.E-4$	2.41 (1.5)	2.12 (1.4)	$F = 37.8$ $p < 10.E-4$
Nationalité										
	n	1284	877		1461	783		2745	1660	
Congo	%	95.9	89.7	$chi2 = 49.3$	66.1	60.7	$chi2 = 31.1$	80.1	76.0	$CMH = 69.6$
Afrique Centrale (++ Zaïre)	%	2.6	9.4	$ddl = 3$	13.7	22.6	$ddl = 3$	8.5	15.6	$ddl = 3$
Afrique de l'Ouest	%	1.3	0.9	$p < 10.E-3$	19.4	16.5	$p < 10.E-3$	11.0	8.3	$p < 10.E-3$
Autre	%	0.2	0.0		0.8	0.3		0.5	0.1	

(1) CMH = Statistique de Cochran Mantel Haenszel. La comparaison des valeurs de 93 et de 96 pour les deux quartiers ensemble est ajustée sur le quartier.

Tableau 1 B - Caractéristiques des ménages selon l'année (Scolarité et activité du CM et de la mère) - Comparaison globale et par quartier

		BACONGO			POTO-POTO			ENSEMBLE		
		1993	1996	Test	1993	1996	Test	1993	1996	Test ⁽¹⁾
Scolarité du Chef de Ménage										
	n	901	812		995	727		1896	1539	
Jamais	%	8.4	8.7		22.2	18.2		15.7	13.2	
Primaire	%	15.4	17.2	$\chi^2 = 48.2$	13.0	17.2	$\chi^2 = 19.5$	14.1	17.2	CMH = 59.3
Secondaire 1	%	32.6	42.4	$ddl = 4$	24.8	28.5	$ddl = 4$	28.5	35.8	$ddl = 4$
Secondaire 2	%	21.1	21.2	$p < 10.E-3$	20.8	22.7	$p < 10.E-3$	20.9	21.9	$p < 10.E-3$
Universitaire	%	22.4	10.5		19.2	13.5		20.7	11.9	
Activité du Chef de Ménage										
	n	1232	837		1391	744		2623	1581	
Fonctionnaire (et assimilé)	%	31.8	19.1		26.7	19.9		29.1	19.5	
Salarié du privé	%	9.2	17.0	$\chi^2 = 69.9$	7.1	15.7	$\chi^2 = 71.8$	8.1	16.4	CMH = 131
Commerçant et prof. libérale	%	3.4	6.5	$ddl = 4$	13.0	17.2	$ddl = 4$	8.5	11.5	$ddl = 4$
Informel (et agricole)	%	36.0	33.3	$p < 10.E-3$	36.0	25.7	$p < 10.E-3$	36.0	29.7	$p < 10.E-3$
Inactif	%	19.6	24.1		17.1	21.5		18.3	22.9	
Scolarité de la mère										
	n	1273	879		1427	782		2700	1661	
Jamais	%	3.4	3.1		15.8	12.5		9.9	7.5	
Primaire	%	12.4	16.6	$\chi^2 = 16.2$	13.4	14.8	$\chi^2 = 8.22$	12.9	15.8	CMH = 21.8
Secondaire 1	%	62.5	62.9	$ddl = 4$	50.2	53.7	$ddl = 4$	56.0	58.6	$ddl = 4$
Secondaire 2	%	16.0	14.4	$p = 0.003$	17.0	16.6	$p = 0.08$	16.6	15.5	$p < 10.E-3$
Universitaire	%	5.7	3.0		3.6	2.3		4.6	2.6	
Activité de la mère										
	n	1284	879		1461	783		2745	1662	
Fonctionnaire (et assimilée)	%	9.0	3.6		7.3	3.7		8.1	3.7	
Salariée du privé	%	1.5	1.9	$\chi^2 = 24.7$	1.2	2.8	$\chi^2 = 42.5$	1.3	2.3	CMH = 48.7
Commerçante et prof. libérale	%	0.2	0.3	$ddl = 4$	0.3	0.6	$ddl = 4$	0.3	0.5	$ddl = 4$
Informel (et agricole)	%	31.2	34.0	$p < 10.E-3$	25.7	17.5	$p < 10.E-3$	28.3	26.2	$p < 10.E-3$
Inactive	%	58.1	60.1		65.6	75.4		62.1	67.3	

(1) CMH = Statistique de Cochran Mantel Haenszel. La comparaison des valeurs de 93 et de 96 pour les deux quartiers ensemble est ajustée sur le quartier.

Tableau 1 C - Caractéristiques des ménages selon l'année (indicateurs socio-économiques et divers) - Comparaison globale et par quartier

		BACONGO			POTO-POTO			ENSEMBLE		
		1993	1996	Test	1993	1996	Test	1993	1996	Test ⁽¹⁾
Indicateur économique synthétique										
	n	1225	835		1384	738		2609	1573	
1 ^{er} tercile (« pauvre »)	%	39.8	44.4	chi2 = 4.7	28.4	33.7	chi2 = 10.5	33.7	39.4	CMH = 14.2
2 ^{ème} tercile (« moyen »)	%	34.8	32.9	ddl = 2	28.4	30.0	ddl = 2	31.4	31.5	ddl = 2
3 ^{ème} tercile (« riche »)	%	25.4	22.6	p = 0.09	43.2	36.3	p = 0.005	34.9	29.1	p < 10.E-3
Moyenne de l'indice ⁽²⁾		+ 0.133	+ 0.216	F = 7.34	- 0.118	- 0.011	F = 11.4	- 0.0	+ 0.109	F = 18.6
(Ecart-type)		(0.68)	(0.67)	p = 0.007	(0.69)	(0.70)	p = 0.0007	(0.70)	(0.69)	p < 10.E-4
Niveau de dépenses alimentaires										
	n	1229	836		1384	745		2613	1581	
] , 1000] Fcfa / jour	%	48.8	14.9	Chi2 = 356	31.6	3.9	chi2 = 401	39.7	9.7	CMH = 753
]1000 , 1500] Fcfa / jour	%	32.8	32.9	ddl = 3	30.8	18.3	ddl = 3	31.7	26.0	ddl = 3
]1500 , 2000] Fcfa / jour	%	11.6	23.8	p < 10.E-3	18.1	22.0	p < 10.E-3	15.0	23.0	p < 10.E-3
]2000 ,] Fcfa / jour	%	6.8	28.4		19.5	55.8		13.6	41.3	
Indice de suivi sanitaire de l'enfant										
	n	1307	895		1487	796		2794	1692	
« mauvais »	%	11.2	29.2	chi2 = 214	11.3	28.0	chi2 = 180	11.2	28.6	CMH = 394
« moyen »	%	26.9	39.0	ddl = 2	25.6	36.6	ddl = 2	26.2	37.9	ddl = 2
« correct »	%	61.9	31.8	p < 10.E-3	63.1	35.4	p < 10.E-3	62.6	33.5	p < 10.E-3
Diarrhée : Prévalence instantanée				chi2 = 4.03			chi2 = 7.70			CMH = 11.5
	n	1308	893	ddl = 1	1497	796	ddl = 1	2805	1690	ddl = 1
	%	8.0	10.5	p = 0.045	8.3	11.9	p = 0.006	8.2	11.2	p < 10.E-3

(1) CMH = Statistique de Cochran Mantel Haenszel. La comparaison des valeurs de 93 et de 96 pour les deux quartiers ensemble est ajustée sur le quartier.

(2) NB : Les valeurs les plus hautes de l'indice correspondent aux niveaux de qualité du logement et d'équipement des ménages les plus bas.

Tableau 2 - Evolution des principaux indicateurs de pratiques alimentaires selon l'année

Indicateur	Classe d'âge	1993		1996		<i>p</i> ⁽¹⁾
		n	%	n	%	
Allaitement au sein sans solide	[04,06[mois	317	3.1	175	6.3	0.10
Allaitement au sein	[04,12[mois	1324	93.0	733	94.4	0.23
Utilisation d'un biberon	[04,12[mois	1319	12.3	733	13.5	0.42
Allaitement poursuivi 1 an	[12,16[mois	531	68.6	335	71.0	0.44
Allaitement poursuivi 2 ans	[20,24[mois	521	3.1	347	8.4	< 0.001
Alimentation de complément ⁽²⁾	[04,06[mois	317	94.0	175	89.7	0.08
	[06,10[mois	651	89.1	329	91.2	0.31
	[10,12[mois	356	87.9	225	89.3	0.60
Alim. de complément adaptée ⁽³⁾	[04,06[mois	298	95.0	157	91.1	0.11
	[06,10[mois	580	57.2	300	44.3	< 0.001
	[10,12[mois	313	29.7	201	18.9	0.006
Bouillie importée (vs locale) ⁽⁴⁾	[04,06[mois	293	38.2	154	31.2	0.14
	[06,10[mois	464	29.5	214	18.7	0.003
	[10,12[mois	196	27.6	115	17.4	0.042
Ajout d'ingrédients dans les bouillies locales						
	[04,12[mois					
Au moins 1 ingrédient		650	98.6	374	99.5	0.20
Sucre		650	81.7	371	80.6	0.66
Lait (tous types)		650	43.4	371	34.8	0.007
Lait concentré		650	34.6	371	19.1	< 0.001
Lait en poudre		650	8.8	371	15.6	< 0.001

(1) Test du Chi2 à 1 ddl

(2) Taux d'enfants recevant un aliment de complément en plus du lait maternel

(3) Aliment de complément adapté = bouillie ou plat spécial (vs plat familial)

(4) Type de la dernière bouillie consommée, parmi les enfants consommant de la bouillie actuellement

Tableau 3 - Allaitement poursuivi à 2 ans en fonction de l'année et de divers cofacteurs socio-économiques
Effets simples et ajustés en régression logistique multivariée (Effectif = 845 enfants [20,24[mois).

VARIABLE	ddl	Effet simple		Effet ajusté		Interaction*année	
		Chi2	p	Chi2	p	Chi2	p
Année d'enquête	1	10.5	0.001	0.0	0.99	-	-
Quartier	1	4.3	0.04	6.3	0.012	3.7	0.055
Indicateur économique synthétique	2	2.0	0.37	0.9	0.65	3.6	0.17
Indice de suivi sanitaire de l'enfant	2	9.8	0.007	8.6	0.013	0.2	0.93
Activité du chef de ménage	2	11.6	0.003	9.4	0.009	5.8	0.055
Activité de la mère	2	0.5	0.77	1.7	0.42	8.0	0.018
Scolarité de la mère	3	6.4	0.09	7.4	0.06	3.2	0.36

NB : On ne prend volontairement pas en compte dans ce modèle le niveau scolaire du chef de ménage, car il s'agit d'une variable souvent manquante, donc entraînant une baisse importante d'effectifs.

Tableau 4 - Type d'aliment de complément en fonction de l'année et de divers cofacteurs socio-économiques
Effets simples et ajustés en régression logistique multivariée (Effectif = 1819 enfants [04,12[mois).

VARIABLE	ddl	Effet simple		Effet ajusté		Interaction*année	
		Chi2	p	Chi2	p	Chi2	p
Année d'enquête	1	22.9	0.0001	10.9	0.001	-	-
Quartier	1	1.6	0.21	0.2	0.66	4.0	0.046
Classe d'âge de l'enfant	2	540	0.0001	529	0.0001	1.1	0.57
Indicateur économique synthétique	2	25.8	0.0001	16.2	0.0003	0.1	0.97
Indice de suivi sanitaire de l'enfant	2	4.5	0.11	6.4	0.042	2.4	0.30
Activité du chef de ménage	2	1.4	0.50	0.2	0.91	0.9	0.65
Activité de la mère	2	6.5	0.038	11.2	0.004	3.9	0.14
Scolarité de la mère	3	4.0	0.26	4.7	0.20	1.0	0.81

NB : On ne prend volontairement pas en compte dans ce modèle le niveau scolaire du chef de ménage, car il s'agit d'une variable souvent manquante, donc entraînant une baisse importante d'effectifs.

Tableau 5 - Bouillie importée en fonction de l'année et de divers cofacteurs socio-économiques
Effets simples et ajustés en régression logistique multivariée (Effectif = 1407 enfants [04,12[mois).

VARIABLE	ddl	Effet simple		Effet ajusté		Interaction*année	
		Chi2	p	Chi2	p	Chi2	p
Année d'enquête	1	13.6	0.0002	1.7	0.19	-	-
Quartier	1	2.2	0.14	0.0	0.93	0.5	0.46
Classe d'âge de l'enfant	2	18.0	0.0001	27.3	0.0001	0.5	0.79
Indicateur économique synthétique	2	78.2	0.0001	43.1	0.0001	4.7	0.093
Indice de suivi sanitaire de l'enfant	2	0.7	0.72	0.4	0.83	0.6	0.76
Activité du chef de ménage	2	2.3	0.31	2.2	0.33	2.8	0.25
Activité de la mère	2	11.5	0.003	2.7	0.26	8.2	0.017
Scolarité de la mère	3	17.9	0.0005	19.8	0.0002	4.6	0.20

NB : On ne prend volontairement pas en compte dans ce modèle le niveau scolaire du chef de ménage, car il s'agit d'une variable souvent manquante, donc entraînant une baisse importante d'effectifs.

Tableau 6 - Evolution du retard de croissance selon l'année et divers cofacteurs socio-économiques
Effets simples et ajustés en régression logistique multivariée (Effectif = 4335 enfants [04,24[mois).

VARIABLE	ddl	Effet simple		Effet ajusté		Interaction*année	
		Chi2	p	Chi2	p	Chi2	p
Année d'enquête	1	14.2	0.0002	0.8	0.37	-	-
Quartier	1	8.8	0.003	0.4	0.54	4.3	0.037
Sexe de l'enfant	1	20.2	0.0001	23.2	0.0001	0.05	0.83
Classe d'âge de l'enfant	4	138	0.0001	136	0.0001	1.5	0.84
Indicateur économique synthétique	2	83.2	0.0001	25.6	0.0001	2.3	0.32
Indice de suivi sanitaire de l'enfant	2	24.4	0.0001	15.2	0.0005	1.7	0.43
Sexe du chef de ménage	1	11.3	0.0008	7.1	0.008	0.01	0.92
Nationalité (Africain Ouest ou Non)	1	2.8	0.093	5.7	0.017	1.0	0.31
Activité du chef de ménage	2	10.5	0.005	7.4	0.025	0.3	0.88
Activité de la mère	2	3.2	0.21	3.2	0.20	0.9	0.63
Scolarité de la mère	3	12.8	0.005	12.0	0.007	0.3	0.96

NB : On ne prend volontairement pas en compte dans ce modèle le niveau scolaire du chef de ménage, car il s'agit d'une variable souvent manquante, donc entraînant une baisse importante d'effectifs.

Tableau 7 - Evolution de l'indice Taille/Âge moyen selon l'année et divers cofacteurs socio-économiques
Effets simples et ajustés en analyse de variance multivariée (Effectif = 4335 enfants [04,24[mois).

VARIABLE	ddl	Effet simple		Effet ajusté		Interaction*année	
		F	p	F	p	F	p
Année d'enquête	1	54.5	0.0001	4.7	0.029	-	-
Quartier	1	28.8	0.0001	2.6	0.11	2.9	0.088
Sexe de l'enfant	1	22.1	0.0001	21.1	0.0001	1.2	0.28
Classe d'âge de l'enfant	4	80.7	0.0001	71.8	0.0001	1.9	0.11
Indicateur économique synthétique	2	81.1	0.0001	26.9	0.0001	1.2	0.31
Indice de suivi sanitaire de l'enfant	2	23.8	0.0001	15.9	0.0001	0.7	0.48
Sexe du chef de ménage	1	8.8	0.0031	4.6	0.032	0.7	0.41
Nationalité (Africain Ouest ou Non)	1	6.7	0.0096	8.2	0.004	0.7	0.41
Activité du chef de ménage	2	7.2	0.0007	4.6	0.010	0.2	0.81
Activité de la mère	2	3.4	0.033	1.0	0.39	1.0	0.38
Scolarité de la mère	3	5.0	0.0019	4.8	0.002	0.1	0.94

NB : On ne prend volontairement pas en compte dans ce modèle le niveau scolaire du chef de ménage, car il s'agit d'une variable souvent manquante, donc entraînant une baisse importante d'effectifs.

Tableau 8 - Evolution de la maigreur selon l'année et divers cofacteurs socio-économiques
Effets simples et ajustés en régression logistique multivariée (Effectif = 4336 enfants [04,24[mois).

VARIABLE	ddl	Effet simple		Effet ajusté		Interaction*année	
		Chi2	p	Chi2	p	Chi2	p
Année d'enquête	1	11.9	0.0005	4.6	0.031	-	-
Quartier	1	0.9	0.35	0.8	0.37	4.9	0.027
Sexe de l'enfant	1	7.4	0.007	9.0	0.003	0.6	0.45
Classe d'âge de l'enfant	4	110	0.0001	106	0.0001	4.0	0.41
Indicateur économique synthétique	2	3.8	0.15	1.9	0.39	0.4	0.84
Indice de suivi sanitaire de l'enfant	2	25.5	0.0001	18.2	0.0001	6.7	0.035
Sexe du chef de ménage	1	0.2	0.65	0.1	0.78	0.8	0.36
Nationalité (Africain Ouest ou Non)	1	1.3	0.26	0.3	0.56	0.2	0.63
Activité du chef de ménage	2	1.5	0.47	2.2	0.34	1.4	0.49
Activité de la mère	2	4.2	0.12	4.5	0.11	1.5	0.48
Scolarité de la mère	3	4.6	0.20	3.6	0.31	6.5	0.089
Diarrhée (au moment de l'enquête)	1	11.0	0.0009	11.3	0.0008	0.09	0.77

NB : On ne prend volontairement pas en compte dans ce modèle le niveau scolaire du chef de ménage, car il s'agit d'une variable souvent manquante, donc entraînant une baisse importante d'effectifs.

Tableau 9 - Evolution de l'indice Poids/Taille moyen selon l'année et divers cofacteurs socio-économiques
Effets simples et ajustés en analyse de variance multivariée (Effectif = 4336 enfants [04,24[mois).

VARIABLE	ddl	Effet simple		Effet ajusté		Interaction*année	
		F	p	F	p	F	p
Année d'enquête	1	48.7	0.0001	1.8	0.18	-	-
Quartier	1	0.08	0.77	0.8	0.39	17.0	0.0001
Sexe de l'enfant	1	3.84	0.05	4.8	0.029	0.02	0.89
Classe d'âge de l'enfant	4	83.7	0.0001	74.7	0.0001	2.1	0.07
Indicateur économique synthétique	2	6.0	0.003	2.0	0.14	0.9	0.41
Indice de suivi sanitaire de l'enfant	2	17.3	0.0001	9.5	0.0001	1.3	0.26
Sexe du chef de ménage	1	0.5	0.50	0.6	0.46	0.0	0.98
Nationalité (Africain Ouest ou Non)	1	3.0	0.09	0.1	0.72	0.1	0.74
Activité du chef de ménage	2	0.2	0.84	0.1	0.87	0.5	0.63
Activité de la mère	2	1.3	0.28	0.6	0.52	0.7	0.51
Scolarité de la mère	3	3.1	0.027	2.8	0.041	1.3	0.28
Diarrhée (au moment de l'enquête)	1	21.2	0.0001	19.7	0.0001	0.3	0.62

NB : On ne prend volontairement pas en compte dans ce modèle le niveau scolaire du chef de ménage, car il s'agit d'une variable souvent manquante, donc entraînant une baisse importante d'effectifs.

Tableau 10 - Evolution de l'insuffisance pondérale des mères (indice de Quételet < 18.5 Kg/m2)
selon l'année et divers cofacteurs socio-économiques
Effets simples et ajustés en régression logistique multivariée (Effectif = 4068 mères).

VARIABLE	ddl	Effet simple		Effet ajusté		Interaction*année	
		Chi2	p	Chi2	p	Chi2	p
Année d'enquête	1	13.6	<i>0.0002</i>	2.2	<i>0.14</i>	-	-
Quartier	1	1.0	<i>0.32</i>	0.1	<i>0.75</i>	0.5	<i>0.48</i>
Classe d'âge de la mère	2	70.1	<i>0.0001</i>	22.6	<i>0.0001</i>	1.4	<i>0.50</i>
Nombre d'enfants	2	8.6	<i>0.013</i>	4.8	<i>0.09</i>	0.2	<i>0.92</i>
Indicateur économique synthétique	2	27.9	<i>0.0001</i>	21.3	<i>0.0001</i>	2.8	<i>0.25</i>
Sexe du chef de ménage	1	4.4	<i>0.035</i>	6.9	<i>0.009</i>	1.9	<i>0.16</i>
Nationalité (Africaine Ouest / Non)	1	0.0	<i>0.98</i>	0.7	<i>0.41</i>	2.5	<i>0.11</i>
Activité du chef de ménage	2	3.9	<i>0.14</i>	4.3	<i>0.12</i>	0.5	<i>0.77</i>
Activité de la mère	2	11.3	<i>0.004</i>	11.6	<i>0.003</i>	0.03	<i>0.98</i>
Scolarité de la mère	3	8.1	<i>0.04</i>	7.8	<i>0.05</i>	1.8	<i>0.61</i>

NB : On ne prend volontairement pas en compte dans ce modèle le niveau scolaire du chef de ménage, car il s'agit d'une variable souvent manquante, donc entraînant une baisse importante d'effectifs.

Figure 1 - Evolution du taux d'allaitement poursuivi à deux ans selon l'activité de la mère

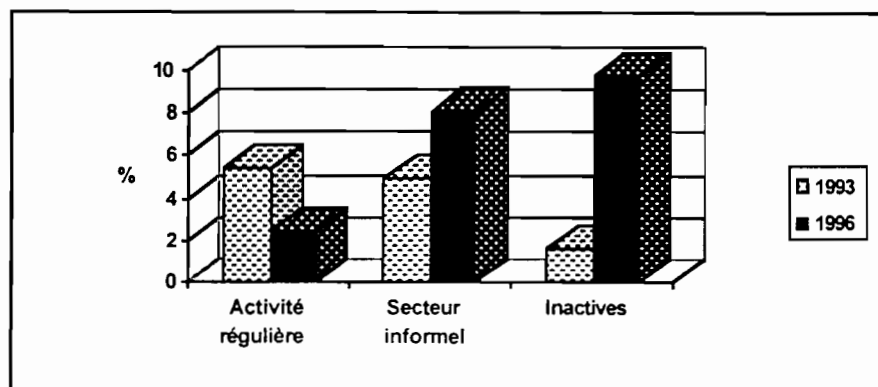


Figure 2 - Evolution du taux d'alimentation complémentaire adaptée selon l'activité de la mère

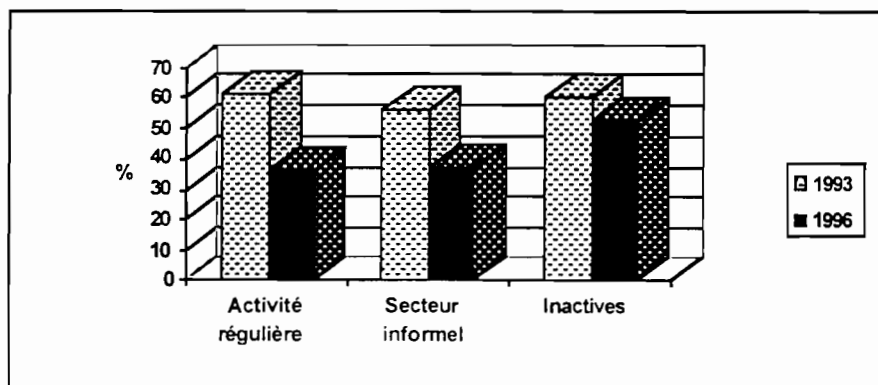


Figure 3 - Evolution de la part des bouillies importées selon le niveau économique du ménage

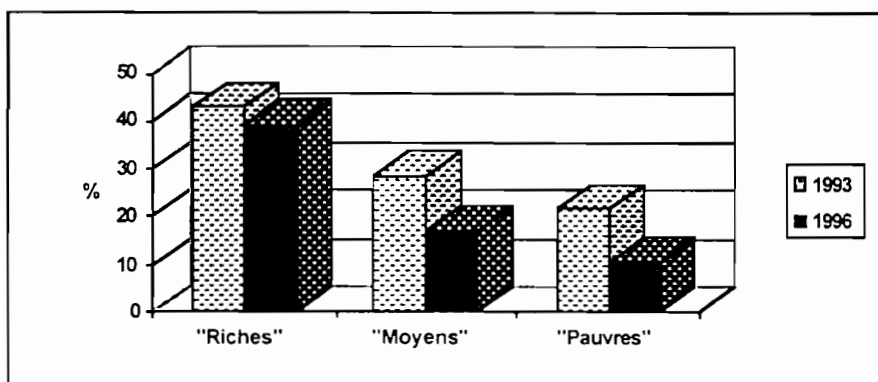


Figure 4 - Evolution de la part des bouillies importées selon l'activité du chef de ménage

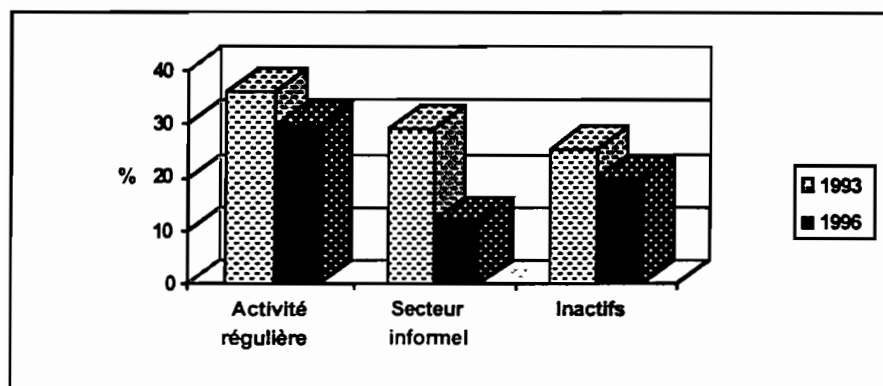


Figure 5 - Evolution des dépenses hebdomadaires consacrées à la bouillie selon le type de celle-ci

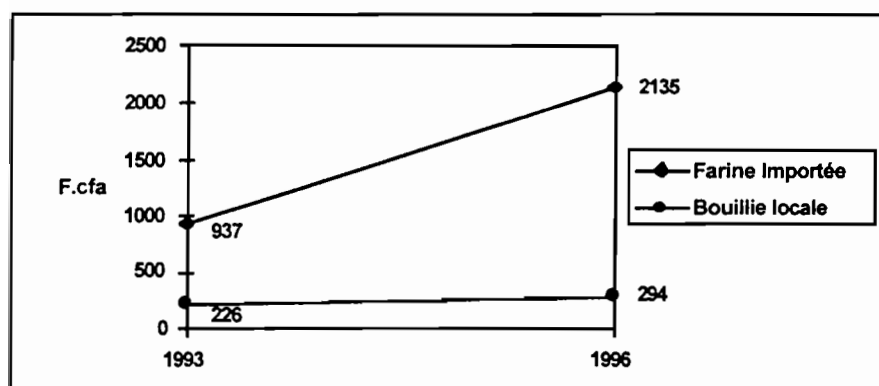


Figure 6 - Evolution du retard de croissance et de la maigreur

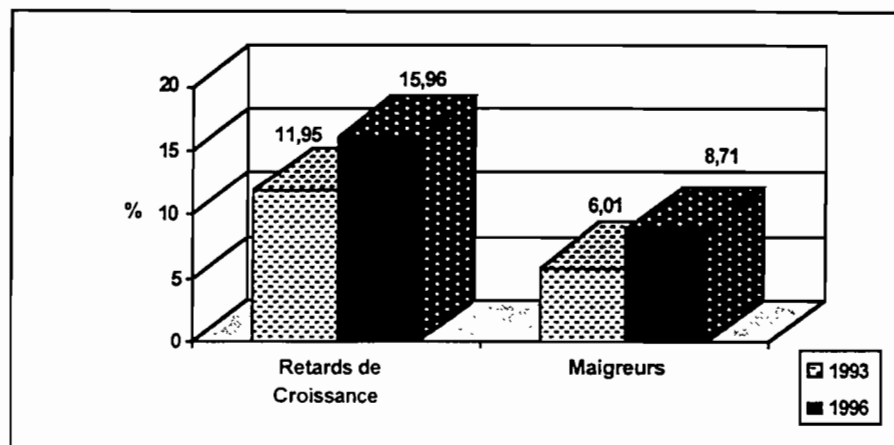


Figure 7 - Evolution des indices taille pour l'âge et poids pour la taille

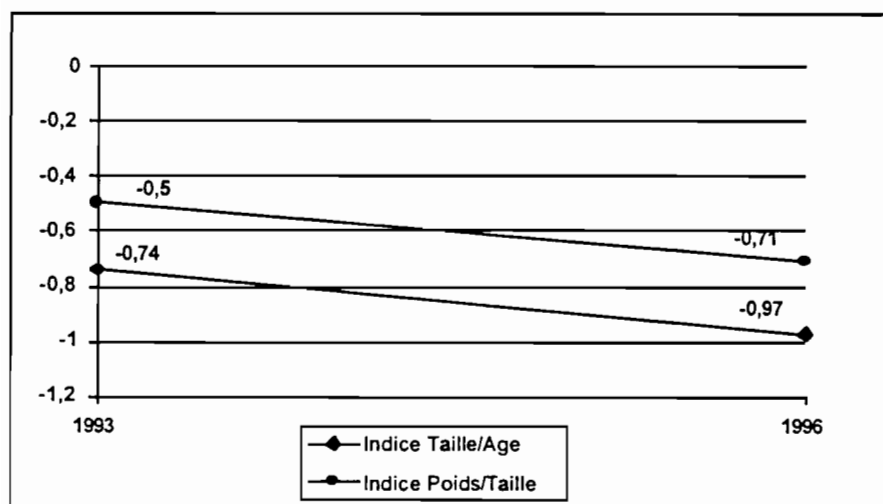


Figure 8 - Evolution du retard de croissance selon le quartier

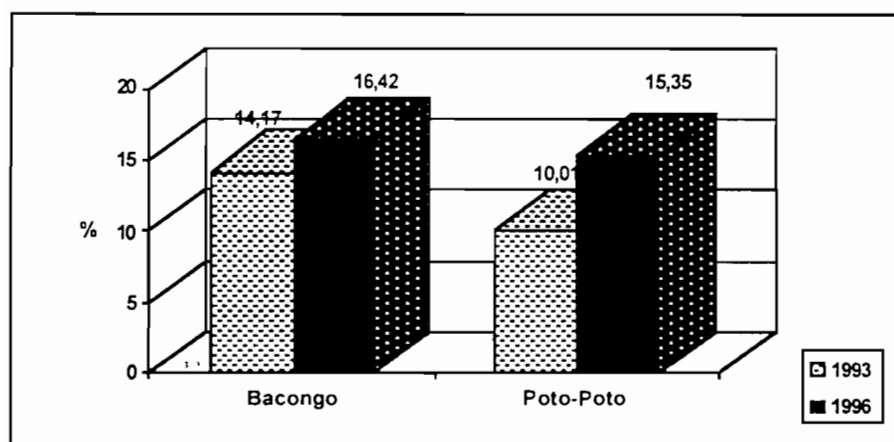


Figure 9 - Evolution du retard de croissance selon le niveau économique

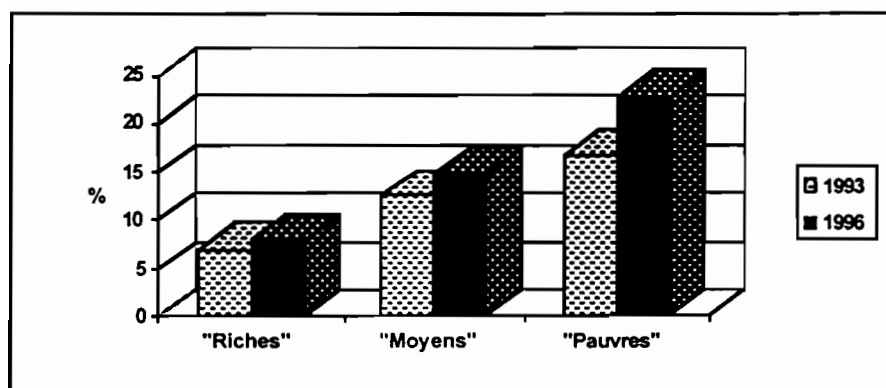


Figure 10 - Evolution du retard de croissance selon le niveau de suivi sanitaire

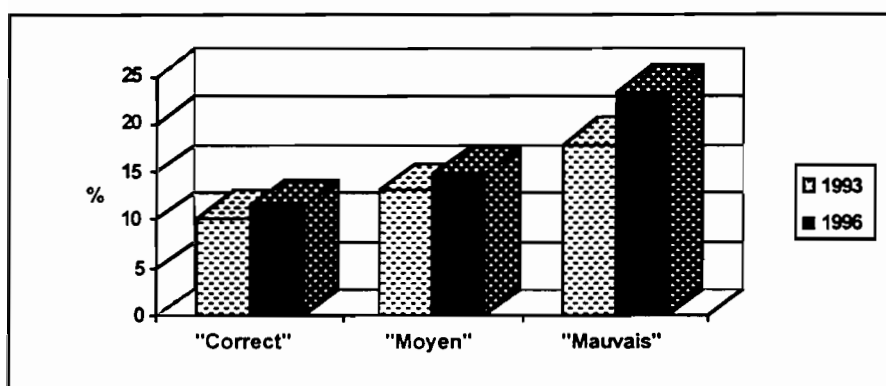


Figure 11 - Evolution de la maigreur selon le quartier

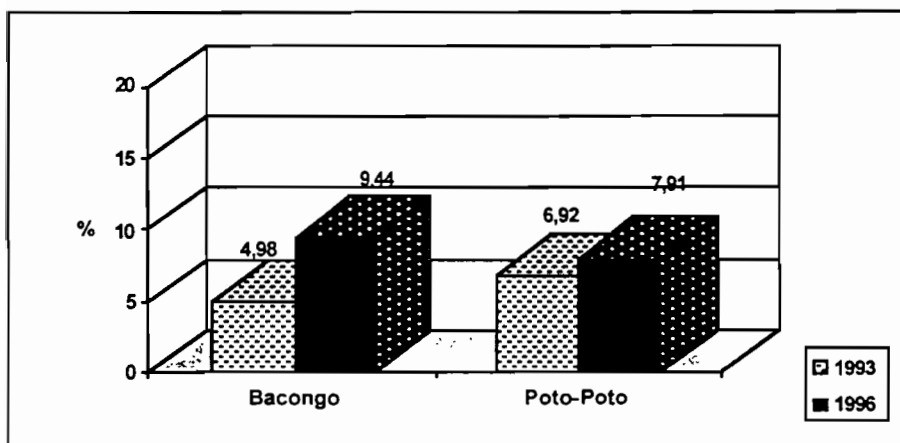


Figure 12 - Evolution de la maigreur selon le niveau de suivi sanitaire

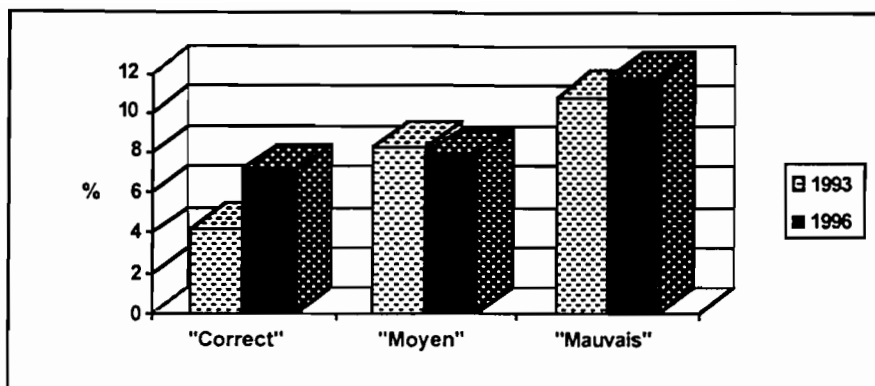


Figure 13 - Evolution de l'indice de masse corporelle des mères selon l'année

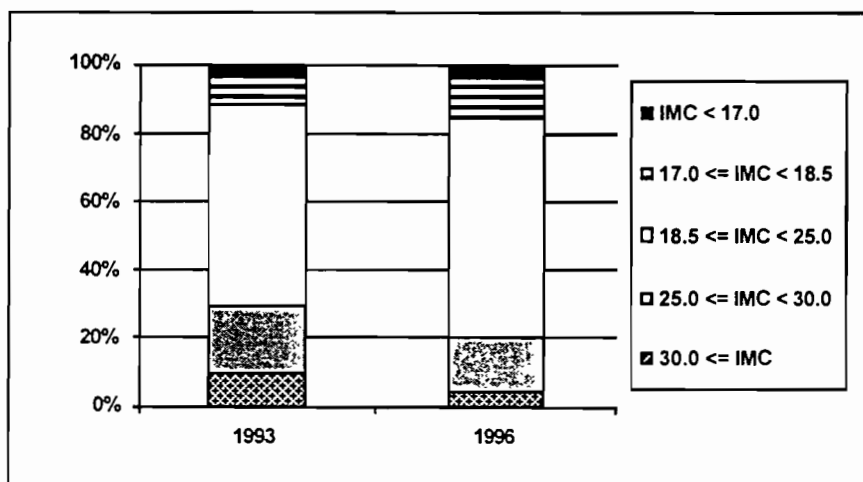
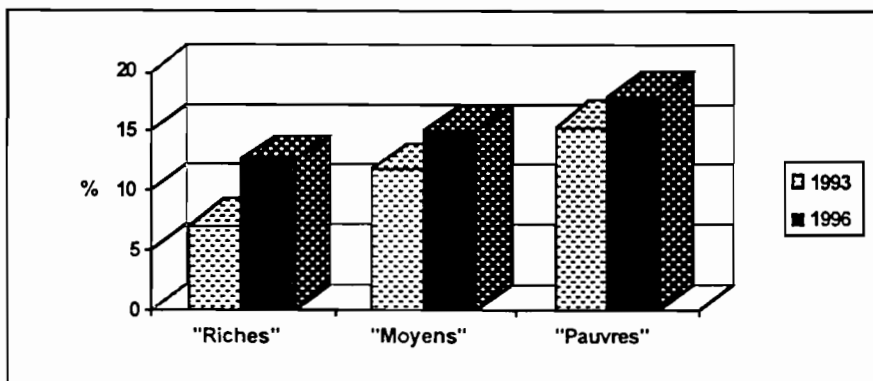


Figure 14 - Evolution de l'insuffisance pondérale des mères selon le niveau économique



Martin-Prével Yves. (1997).

Evolution de l'état nutritionnel et de l'alimentation de complément du jeune enfant à Brazzaville : une étude comparative avant/après dévaluation du FCFA.

In : Atelier ménages et crise : communications : 2ème tome.

Paris (FRA) ; Marseille : ORSTOM ; CEDERS, 24 p. multigr.

Ménages et Crise : Atelier, Marseille (FRA), 1997/03/24-26.