

Pauvreté en Haïti : Note méthodologique sur l'agrégat de consommation basée sur l'ECVMAS 2012

Prospère Backiny-Yetna, Federica Marzo¹

I. Introduction

En 2012, Haïti a réalisé une enquête nationale auprès des ménages, la première depuis plus d'une décennie. L'objectif principal de cette enquête est double, à savoir fournir des données de base pour une évaluation de la pauvreté et des conditions de vie dans le pays et analyser l'impact du séisme de janvier 2010 sur les conditions de vie des ménages haïtiens. L'enquête porte sur un échantillon de près de 5 000 ménages, 4 930 faisant l'objet des travaux d'analyse de la pauvreté². L'opération a été conçue et réalisée par l'Institut haïtien de statistique et d'informatique (IHSI), avec l'assistance technique et financière de la Banque mondiale et de DIAL, un centre de recherche français. La présente note expose les éléments méthodologiques utilisés pour construire l'agrégat de consommation.

II. Éléments méthodologiques

2.1. Indicateur de bien-être

L'analyse de la pauvreté requiert au moins trois ingrédients à la base : i) un indicateur de mesure du bien-être du ménage (il s'agit généralement d'une mesure tirée soit de la consommation soit du revenu) ; ii) un seuil de pauvreté, c'est-à-dire une limite de l'indicateur de bien-être en deçà

¹ Banque mondiale. Natalia Garbiras worked as a research assistant at the production of this methodological note.

² Nous avons exclu des analyses de la pauvreté les ménages ayant une consommation nulle et d'autres présentant des incohérences.

de laquelle un ménage sera considéré comme pauvre ; et iii) des indices de mesure de la pauvreté.

L'indicateur de bien-être permet de classer les ménages du plus pauvre au plus riche. Dans la pratique, cet indicateur est construit soit à partir de la consommation soit en utilisant les revenus, chaque choix présentant des avantages et des inconvénients (voir par exemple Deaton, 2002).

Dans le cas d'Haïti, le revenu a été l'ingrédient de mesure du bien-être dans le passé (en 2001), car il était le seul disponible jusqu'à très récemment ³.

2.2. Étapes pour le calcul de l'indicateur de bien-être

L'indicateur de bien-être est un agrégat de consommation annuelle par tête du ménage normalisée par les différences de coût de la vie entre différentes régions du pays. Le calcul se fait en quatre étapes :

1. La **première étape** consiste à calculer la consommation totale annuelle du ménage⁴.
2. La **deuxième étape** consiste à ôter de la consommation du ménage l'effet de l'inflation. L'enquête auprès des ménages a été réalisée d'août à décembre 2012, et pendant cette période, les prix à la consommation (IPC) ont augmenté en moyenne de 2% au niveau national, ce chiffre étant de 3% pour les prix alimentaires. Ce type de déflation ne s'est pas fait pour la consommation non alimentaire qui a une période de référence annuelle et dont les prix ne varient généralement pas considérablement d'un mois à l'autre, contrairement à la consommation alimentaire.
3. À la **troisième étape**, pour tenir compte des différences dans la composition des ménages, on normalise la consommation totale en la divisant par la taille du ménage.
4. **Enfin**, on procède à une dernière normalisation en divisant la consommation par tête par un déflateur spatial qui prend en compte les différences du coût de la vie entre les régions

³ Pour un résumé des avantages et des inconvénients, ainsi que des raisons de notre choix, voir la Note conceptuelle de l'étude sur la pauvreté en Haïti, page 13.

⁴ Pour les travaux d'analyses de la pauvreté, la définition du ménage est la suivante: un ménage se compose d'un groupe de personne vivant ensemble (présents au moment de l'enquête ou en déplacement pour une période de moins de trois mois) et partageant les ressources, y compris les repas. Ainsi un total de 4390 ménages a été retenu. Parmi ces ménages, pour l'un d'eux son chef ne vivait pas dans le logement, plutôt dans un camp. Le ménage a été conservé dans la base et le statut de chef de ménage a été attribué à la deuxième personne de la liste des membres.

et les milieux de résidence, différences provenant de sources d'approvisionnement différentes, de coûts de transport et autres coûts de transaction⁵.

2.3. Composition de l'agrégat de consommation

L'agrégat de consommation est la somme de quatre composantes : la consommation alimentaire, la consommation non alimentaire de biens non durables, le loyer (imputé) des ménages (propriétaires de leurs logements) et la valeur d'usage des biens durables.

2.3.1. Consommation alimentaire

La consommation alimentaire figure dans la section Q du questionnaire adressé aux ménages. Les questions Q1 à Q10 concernent les produits alimentaires et les questions Q11 à Q13 les repas pris à l'extérieur du ménage. Les informations collectées pour estimer la consommation annuelle sont de deux natures. Au préalable, pour chaque produit de la nomenclature de la consommation alimentaire, on pose la question de savoir si le produit a été ou non consommé au cours des 7 derniers jours. Si le produit a été consommé, le questionnaire renseigne d'une part *la quantité du produit habituellement acheté*, le montant correspondant et la périodicité d'achat du produit ; et d'autre part sur *la consommation effective du produit au cours des 7 derniers jours*. Cette dernière est décomposée en i) la quantité et la valeur de chaque produit acheté sur le marché ; et ii) la quantité (pas la valeur !) de la consommation alimentaire *non monétaire*, c'est-à-dire provenant de la production du ménage, de l'aide et d'autres dons.

À la lumière de ce qui précède, deux approches se présentent pour le calcul de la consommation annuelle : i) utiliser l'information portant sur la consommation effective au cours des 7 derniers jours et l'extrapoler pour obtenir la consommation annuelle, ou ii) utiliser la consommation habituelle et la fréquence des achats. Pour déterminer l'approche à retenir, il faudrait répondre à la question essentielle suivante : laquelle des deux approches donnerait une meilleure estimation

⁵Les contraintes logistiques ont fait en sorte que l'enquête ne démarre pas dans tous les départements du pays en même temps. Les travaux se sont achevés dans certaines parties du pays avant même de pouvoir commencer dans d'autres. Dans ces conditions, la consommation peut être affectée non seulement par les prix, mais aussi par des facteurs saisonniers (vacances scolaires, phénomènes climatiques comme l'ouragan Sandy, fêtes de fin d'année, etc.). Ce problème de saisonnalité sera pris en compte plus tard, dans le cadre du nouveau cycle d'ECVMAS (2013).

de la consommation alimentaire *annuelle* ? L'utilisation de l'approche ii) est tentante, puisque par nature elle n'est pas affectée par la saisonnalité éventuelle (contrairement à celle des sept derniers jours). Cependant cette approche présente deux difficultés liées à la structure du questionnaire : la consommation habituelle est limitée aux *achats*, la consommation non monétaire n'est donc pas traitée. En conséquence, si nous utilisons la consommation habituelle, au bout du compte nous sous-estimerons très probablement la consommation alimentaire, en particulier dans les zones rurales où l'auto-production prévaut. Ensuite la consommation habituelle n'est renseignée que pour les ménages ayant consommé le produit au cours des 7 derniers jours ; pour que la consommation habituelle soit exhaustive, la question aurait dû ne pas dépendre de la consommation du produit au cours de cette période de référence des 7 derniers jours. Ces deux difficultés limitent la fiabilité de l'estimation de la consommation annuelle à partir de la consommation habituelle. Par conséquent, la consommation des *sept derniers jours* est retenue pour le calcul de la composante alimentaire de l'agrégat de consommation. Pour valider ce choix, nous calculons les fréquences des achats de produits alimentaires déclarées par les ménages. Comme nous avons constaté que la fréquence moyenne/modale/médiane est *hebdomadaire*, nous considérons que notre méthode fournit une approximation crédible de la consommation annuelle (tableau 1).

Tableau : À quelle fréquence le ménage achète-t-il la quantité (du PRODUIT) déclarée dans la réponse à la question Q2 ?

	<i>Freq.</i>	<i>Percent</i>	<i>Cum.</i>
Doesn't answer	3	0.01	0.01
Doesn't know	4	0.01	0.02
Daily	4,757	12.6	12.62
Every two days	3,059	8.11	20.73
Every three or four days	4,350	11.53	32.26
Weekly	19,566	51.86	84.13
Every two weeks	3,318	8.79	92.92
Monthly	2,248	5.96	98.88

Every two months	296	0.78	99.66
Quarterly	101	0.27	99.93
Biannually	19	0.05	99.98
Annually	7	0.02	100
Total	37,728	100	

Consommation alimentaire non monétaire : Pour estimer la consommation annuelle, il faut d'abord imputer une valeur monétaire à la consommation non monétaire (production du ménage ou dons). Pour ce faire, on calcule le prix moyen par produit et par unité. Ce prix est calculé à différents niveaux géographiques : arrondissement, département et échelle nationale. Exploitant cette information, on multiplie la quantité consommée par le ménage par le prix moyen au niveau de l'arrondissement afin d'obtenir la valeur consommée. Si le prix pour ce produit et cette unité n'existe pas au niveau de l'arrondissement, on utilise celui du département, et si le prix n'existe pas au niveau du département, on utilise le prix au niveau national. Les valeurs (achats et consommation non monétaire) sont alors divisées par 7 et multipliées par 366 pour obtenir la valeur de la consommation annuelle.

Repas pris à l'extérieur, tabac et boissons alcoolisées : Les repas pris à l'extérieur constituent une section distincte du questionnaire, mais ils sont à inclure dans l'agrégat de consommation alimentaire (bien qu'il soit possible de les ôter le cas échéant). Les ménages ont déclaré le montant global de l'ensemble des repas pris à l'extérieur au cours des sept derniers jours. Pour annualiser ce montant, nous l'avons multiplié par 366 puis divisé par 7. Pour les boissons alcoolisées et le tabac, qui figurent dans la même section du questionnaire, on applique la même technique d'estimation de la consommation annuelle que pour les biens alimentaires, mais ces deux produits sont classés plus tard dans la consommation non alimentaire.

Pour décider d'inclure ou non dans l'agrégat les repas pris à l'extérieur, nous avons effectué quelques tests pour vérifier si ce type de consommation pourrait d'une certaine manière biaiser l'agrégat de consommation. Les résultats, présentés à l'annexe 1, donnent à penser que la réponse est non. Tout d'abord, l'augmentation en pourcentage de la consommation alimentaire due à l'inclusion des repas pris à l'extérieur est répartie de manière uniforme entre les centiles. Par ailleurs, le coefficient de variation de la consommation alimentaire hors repas pris à

l'extérieur est même plus élevé que lorsqu'on inclut ces derniers (environ 0,82 contre environ 0,87). Cela indique que les repas pris à l'extérieur n'influent pas sensiblement sur l'agrégat de consommation alimentaire. Enfin, près d'un tiers des ménages couverts par l'enquête ont pris des repas à l'extérieur. Par conséquent, en ôtant ce type de consommation, nous éliminerions une source importante de consommation pour une partie considérable de la population⁶.

2.3.2. Consommation non alimentaire de biens non durables

Le calcul de la consommation annuelle des biens non durables tient compte de la période de référence utilisée dans le questionnaire.

Produits non alimentaires (dépenses courantes) : Pour ces produits (qui font l'objet des questions Q15 à Q17 du questionnaire), les variables suivantes sont renseignées : i) les achats effectués par le ménage, ii) le montant par période, iii) la fréquence d'achat du produit, et iv) la valeur des cadeaux reçus d'autres ménages au cours des 12 derniers mois. S'agissant des achats, on annualise simplement en tenant compte de leur fréquence. Si l'achat est quotidien, on multiplie le montant déclaré par 366 ; s'il est hebdomadaire, par 52 ; s'il est annuel, par 12, ainsi de suite. Les dons sont déclarés en valeur annuelle. On procède alors à la somme des deux composantes pour obtenir la valeur annuelle de la consommation.

Produits non alimentaires (dépenses occasionnelles). Les informations pour ces biens figurent aux questions Q18 et Q19 du questionnaire. La période de référence est annuelle et la valeur correspondante est consignée dans le questionnaire. Il nous suffit donc d'en faire la somme pour obtenir la consommation annuelle de cette catégorie de produits.

Dépenses scolaires au cours de l'année 2011-2012 : Les dépenses d'éducation sont consignées aux questions Q21 à Q24. Les agents enquêteurs avaient le choix entre reporter les informations par enfant et le faire pour tous les enfants scolarisés du ménage (code 88). Dans les cas où la distinction était difficile, bien souvent c'est ce dernier choix qui a été fait. Tout comme pour la consommation alimentaire, deux types d'information ont été collectés sur l'éducation : i) la dépense au cours d'une période déclarée par le ménage (de quotidienne à annuelle), et ii) la

⁶ Pour de plus amples informations sur l'inclusion des repas pris à l'extérieur, voir *Guidelines for constructing consumption aggregate for welfare analysis* (Deaton & Zaidi, 2002).

dépense au cours de l'année scolaire 2011/2012. L'une ou l'autre des deux variables peut être utilisée pour le calcul des dépenses de scolarité et puisqu'a priori aucune des deux solutions n'est parfaite, il est indiqué de comparer les résultats obtenus. La dépense de l'année scolaire 2011/12 (Q24a et Q24b) présente l'avantage de couvrir une année scolaire pleine, et donc n'est pas affectée par la saisonnalité. Cependant deux difficultés peuvent se présenter. D'abord la période de référence n'est pas exactement celle des 12 derniers mois de l'enquête, mais le problème est presque le même pour d'autres catégories de produits (d'une manière générale la période des 12 derniers mois d'un ménage enquêté en août 2012 est différente de la période des 12 derniers mois d'un ménage interrogé en décembre). Ensuite il peut y avoir « télécospage » pour les ménages dont le questionnaire a été administré à partir de la rentrée 2012/13, entre octobre et décembre 2012, ces ménages pourraient introduire les dépenses de la nouvelle année scolaire dans celles de 2011/12. Toutefois, la question faisant clairement référence à l'année scolaire 2011/2012, ce dernier phénomène devrait être minime. Quant à la variable Q23a qui est relative à la dépense par période, la périodicité étant déterminée par le ménage lui-même, elle est par nature profondément affectée par la saisonnalité même si elle couvre les 12 derniers mois, aussi la considérons-nous comme la moins bonne option. Il est aussi intéressant de relever que la variable Q24a (dépense scolaire de l'année 2011/12) est de loin beaucoup plus souvent déclarée, avec 17 599 cas observés contre 2 438 seulement pour la variable Q23a (dépense en fonction de la période). Ce résultat tend à montrer que les dépenses de l'année scolaire couvrent mieux l'espace des dépenses d'éducation. Enfin les montants annualisés déclarés à la question Q23a ont une moyenne (conditionnellement à ceux qui déclarent) et un écart-type plus élevés que ceux de la question Q24a ; en fait la moyenne de Q23a est quatre fois plus élevée que celle de Q24a. Ce résultat semble confirmer que l'utilisation de la variable Q24a donnerait lieu à une surestimation de la dépense moyenne d'éducation pour les ménages qui en ont déclaré une, mais à une probable sous-estimation de la dépense d'éducation au niveau national. Pour ces raisons, l'on a privilégié la dépense de l'année scolaire 2011/12.

Consommation et dépenses en matière de services : eau, électricité, téléphone. Les variables Q25 à Q27 portent sur les dépenses d'eau, d'électricité et de téléphone. Dans le cas présent, on a aussi deux types de dépenses, à savoir la dépense par période et la dépense annuelle. Chacune des deux types de variables présente au moins un inconvénient. L'inconvénient de la dépense des 12 derniers mois est qu'elle peut être affectée par la mémoire du répondant, qui pourrait ne pas

se souvenir avec précision des dépenses un peu lointaines. Quant à la dépense par période, elle peut être affectée par l'effet de saisonnalité (par exemple, les ménages peuvent consommer plus d'eau et d'électricité pendant la saison sèche). Ainsi avant de choisir le bon candidat pour l'estimation de la consommation annuelle du ménage, l'on procède à une comparaison des deux variables. La variable Q27b (dépense déclarée annuellement) a près de 7 500 observations contre 6 500 pour la dépense par période. Alors qu'il y a 959 cas où la variable Q27b (dépense déclarée annuellement) est non nulle et la variable Q27a (dépense déclarée par période) est nulle, il n'y a que 23 cas dans la situation inverse. La dépense déclarée par période a une moyenne un peu plus élevée et une plus grande variance que la dépense déclarée annuellement, ce qui tend à montrer que soit la première est affectée par la saisonnalité, soit la deuxième est affectée par les effets de mémoire, certainement un peu des deux. On privilégie la dépense annuelle parce qu'elle est plus lissée et couvre mieux ces dépenses des ménages. Pour les 23 cas où la dépense déclarée annuellement est nulle alors qu'il y a une valeur non nulle pour la dépense déclarée par période, on impute par la valeur annualisée de Q27a. Des 37% et 18.3% des ménages ayant accès aux services publics d'électricité et d'eau (ED'H et DONEPA), respectivement 21% et 12.6% déclarent une dépense en électricité ou en eau. Afin d'inclure la valeur du service dont bénéficient les ménages qui ne déclarent pas de dépenses (ils reçoivent probablement le service gratuitement ou de façon illicite⁷), nous avons exécuté une régression hédonique⁸ sur la base des observations des ménages qui payent l'électricité et l'eau. Le modèle a servi à imputer la valeur de la consommation d'électricité et d'eau pour les ménages utilisant le service et ayant une consommation nulle.

Dépenses de santé : Les dépenses de santé sont renseignées dans les questions Q28 à Q30 pour les dépenses fréquentes, et Q31 et Q32 pour celles qui le sont moins. Etant donné qu'un accroissement des dépenses moins fréquentes de santé ne se traduit pas nécessairement par un meilleur bien-être, nous avons décidé de n'inclure qu'une partie de ces dernières⁹ (*examens et*

⁷ On se réfère ici aux ménages qui répondent 01= Robinet privé/DINEPA à C10a et C10b (Quel est le principal mode d'approvisionnement du ménage en eau?), mais ne déclarent pas de dépenses pour l'eau, et ceux qui déclarent 1= Electricité/compteur individuel ED'H; 2= électricité/Compteur Collectif ED'H or 3= Electricité/Prise sans compteur à C9a (quel est le principal type d'éclairage dans le logement?)

⁸ Le modèle utilise comme variables explicatives une sélection de caractéristiques du ménage (comme la taille, milieu de résidence) et du chef du ménage (sexe, âge, éducation), ainsi que la possession des quelques biens durables. Parmi elles, seulement les variables significatives ont été maintenues dans le modèle.

⁹ Cela inclut entre autres les hospitalisations, les examens, les lunettes et les prothèses.

soins médicaux) dans l'agrégat de consommation. En revanche, nous avons inclus les dépenses fréquentes/courantes. Pour ces dernières (consultations et médicaments), on a la dépense effectuée pour le dernier épisode de maladie (Q29) et le nombre de fois où cette dépense a été effectuée au cours des 12 derniers mois (Q30b). Nous annualisons ensuite ces dépenses en multipliant la dépense par le nombre de fois où elle a été effectuée. Pour les dépenses de santé moins fréquentes retenues (*examens et soins médicaux*) nous prenons la valeur déclarée en Q32, qui est déjà annualisée.

Dépenses exceptionnelles. Elles figurent aux questions Q33 et Q34 et portent sur les 12 derniers mois. Toutefois, ces dépenses ne sont pas incluses dans l'agrégat de consommation en raison de leur caractère exceptionnel.

2.3.3. Loyer imputé des ménages propriétaires et des ménages logés gratuitement.

Le logement est un bien d'investissement pour le ménage et ce dernier ne consomme que le service qu'il lui procure. Les ménages qui sont propriétaires consomment donc le service de leur logement, tout comme ceux qui sont logés gratuitement. Un loyer estimé est imputé à ces ménages et aussi aux ménages locataires n'ayant pas déclaré le loyer (5 ménages sur 936). Ce loyer imputé est calculé à partir d'une régression linéaire sur les ménages en location avec comme variable dépendante le logarithme du montant du loyer et comme variables indépendantes les caractéristiques du logement¹⁰ (nous avons également pris en compte les variables dichotomiques du département et du milieu de résidence). Compte tenu des différences existant souvent en matière de logement entre le milieu urbain et le milieu rural, il aurait été indiqué d'estimer séparément le modèle pour permettre à tous les paramètres estimés d'être différents, mais le nombre de ménages locataires en milieu rural étant faible (138), nous ne l'avons pas fait. Néanmoins, l'existence de variables binaires sur le milieu de résidence et le département prend partiellement en compte cet aspect¹¹. La base de données inclue aussi une variable correspondant à la valeur d'usage du logement tel que estimé et déclarée par le ménage

¹⁰ Type de bâtiment, nombre de pièces, nature du toit, nature des murs, nature du sol, électricité, eau, installations sanitaires, etc..

¹¹ L'enquête inclut la question QC38 qui cherche à savoir si les propriétaires fournissent une valeur approximative de leur logement au cas où ils auraient à payer un loyer. Toutefois, en raison de l'absence d'un marché locatif en milieu rural (incapacité du propriétaire de l'habitation à estimer la valeur locative de son logement) et de la tendance à la surestimation de cette variable, il a été décidé d'imputer le loyer par la méthode de régression linéaire évoquée ci-dessus.

(Q C8¹²). Après avoir comparé les caractéristiques et estimé la corrélation entre ces deux mesures (loyer imputé et déclaration des ménages) il a été décidé d'utiliser le loyer imputé. Vu que la déclaration de la valeur d'usage s'est révélée surestimée (voir annexe 5 pour plus de détails).

2.3.4. Valeur d'usage des biens durables

Comme avec le logement, pour estimer le bien-être des ménages, il est important de considérer que ceux-ci consomment également les services fournis par leurs biens durables. Une valeur d'usage (qui est assimilée à la consommation) est estimée à partir du stock de biens recensés dans les ménages, de leur valeur d'acquisition et de leur valeur au coût de remplacement. En revanche, la valeur des biens durables acquis dans l'année (moyens de transport, biens électroménagers, meubles) n'est pas comptabilisée dans l'agrégat de consommation.

La valeur d'usage est estimée par l'amortissement économique du bien au cours de sa période de vie. Pour illustrer cela, si on considère un bien acheté à 1 000 gourdes, et que ce bien dure 5 ans, on peut supposer en première approximation que le ménage consomme 200 gourdes de la valeur de ce bien chaque année. Cela dit, il faut également tenir compte d'autres facteurs. D'abord, du fait que compte tenu de l'inflation, la valeur à neuf du bien aura tendance à augmenter, d'autre part du fait que plus les années passent, plus le bien se détériore (se déprécie) et ne rend donc plus le même service.

La valeur d'usage est donc égale à la valeur d'achat multiplié par le taux de dépréciation du bien plus le taux d'intérêt réel (taux d'intérêt nominal moins inflation). Si δ est le taux de dépréciation, PA le prix d'acquisition (Q37), PR la valeur du bien au moment de l'enquête (valeur actuelle ou Q38), Age l'âge du bien (2012 – l'année d'achat du bien), alors le taux de dépréciation est estimé par la formule (Deaton, 2002) :

¹² L'enquête inclue la question Q.C8 qui demande aux propriétaires de donner une valeur approximative pour le logement, en imaginant qu'ils avaient à le louer. Toutefois, compte tenu de l'absence presque total de marche' de la location immobilière en milieu rural (traduite par l'incapacité des propriétaires à estimer raisonnablement la valeur de location de leur logement) et la tendance à la surestimation de cette variable, il a été décidé de procéder à l'imputation à l'aide de la méthode économétrique.

$$\delta = 1 - (PR/PA)^{\frac{1}{Age}}$$

Et donc la valeur d'usage (VU) est égale à la valeur d'acquisition multipliée par ce taux de dépréciation plus le taux d'intérêt réel (r taux d'intérêt nominale, π le taux d'inflation)¹³.

$$VU = (\delta + (r - \pi)) * (PA)$$

Pour chaque bien, le *taux de dépréciation médian* a été calculé et utilisé. Cette approche présente plusieurs avantages. Tout d'abord, même pour les ménages qui ne sont pas capables d'estimer la valeur actuelle d'un certain bien, la valeur d'usage est calculée si l'on a l'information sur le prix d'achat (plus facile à obtenir) et l'âge du bien. Ensuite, le fait d'utiliser plutôt la médiane en lieu et place de la valeur déclarée par chaque ménage à la question Q38 (valeur de remplacement du bien durable) permet de limiter les valeurs aberrantes. Il faut aussi noter que pour ce travail, on n'a calculé le taux qu'à partir des biens dont la valeur de remplacement est inférieure à la valeur d'acquisition (ce qui est logique puisque la valeur du bien diminue avec le temps)¹⁴.

2.3.5. Traitement des valeurs aberrantes

Les travaux précédents aboutissent, pour chaque ménage, au calcul de la valeur de la consommation annuelle par produit. Après ces estimations, nous identifions les valeurs aberrantes et nous les corrigeons. Pour chaque produit, toute valeur supérieure à la valeur moyenne plus trois fois son écart-type est considérée comme anormale. Elle est remplacée par la valeur maximale de la consommation de ce produit, en-dessous de la valeur aberrante. L'on vérifie néanmoins le pourcentage de valeurs concernées, afin de ne pas créer des données artificielles. Un tableau détaillant les tests et simulations effectuées avant de finaliser notre choix se trouve dans l'annexe 5.

Le tableau 2 présente le pourcentage de valeurs aberrantes identifiées dans chaque section, et donc le nombre de ménages dont la variable correspondante a été imputée.

¹³ Dans nos calculs nous avons pris la valeur de 2% comme étant la valeur moyenne du taux d'intérêt réel, compte tenu du fait que ceux-là ont été négatifs en moyenne entre 2000 et 2012.

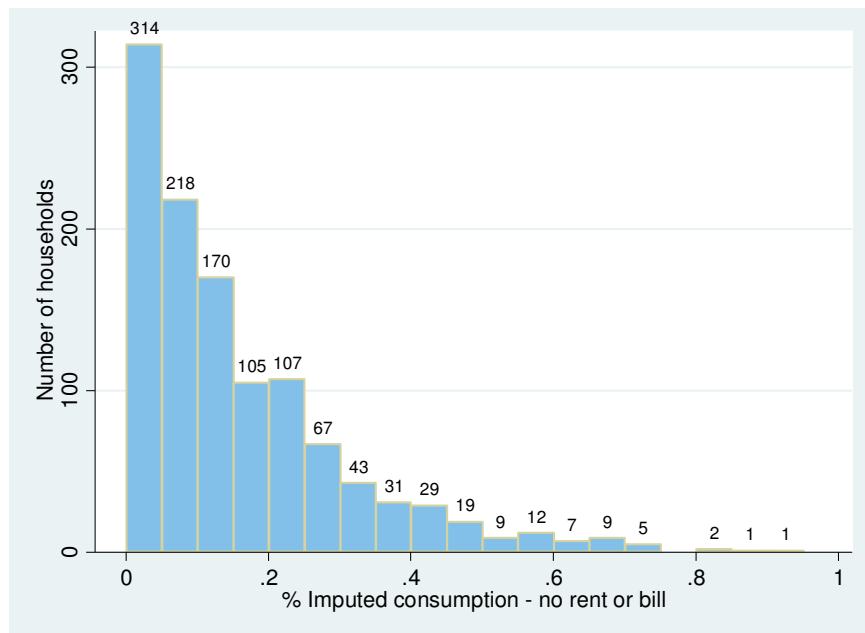
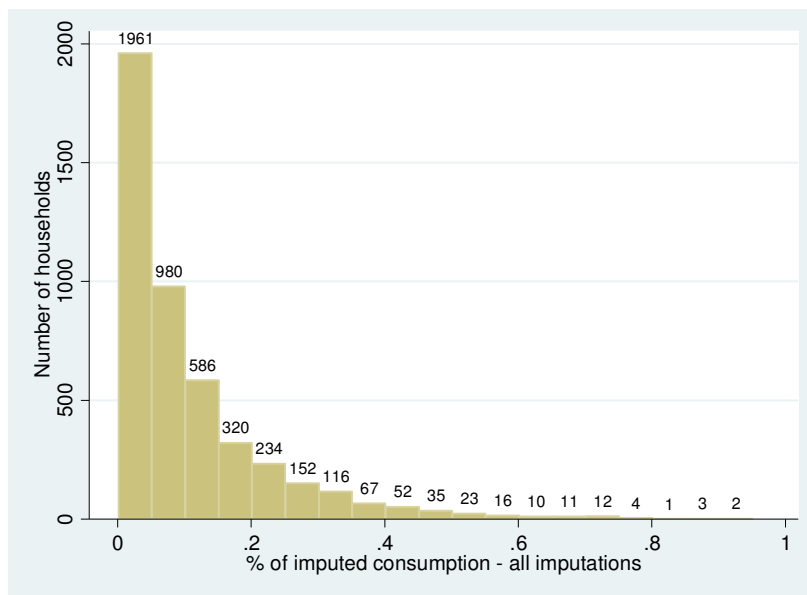
¹⁴ Nous avons également testé une autre méthode pour estimer la valeur d'usage et comparé les résultats : la différence dans l'agrégat de consommation et le classement des ménages n'était pas significative d'un point de vue statistique. Voir l'annexe 2 pour plus de détails, ainsi que l'annexe 6, point 5 pour plus d'information sur le processus d'imputation dans le calcul de la valeur d'usage des biens durables.

Tableau 2 : Pourcentage de valeurs aberrantes observées par section

Section	Sous-section	% de valeurs aberrantes observées
Consommation alimentaire	Consommation alimentaire	1,4 %
Consommation non alimentaire	Dépenses courantes	0,98 %
	Dépenses occasionnelles	1,23 %
	Dépenses d'éducation	1,40 %
	Eau, électricité et téléphone	1,32 %
	Dépenses fréquentes de santé	1,36 %
Loyer	Ménages locataires	0,04 %
Biens durables	Biens durables	1,3 %

Nous examinons également le pourcentage de la consommation du ménage qui est imputé dans le processus de création de l'agrégat. On a comptabilisé 4621 (sans pondération) ménages, soit presque 94 % du total, ayant une ou plusieurs valeurs imputées (sur 4 930). Même si cette valeur apparaît élevée, il faut garder à l'esprit que les imputations ont été faites par produit/observation. Quand on limite ce calcul aux imputations des valeurs aberrantes (on exclue donc les imputations de loyer et services), ce chiffre est réduit à 1562 ménages. Parmi ceux-là, 100 ménages ont un taux d'imputation supérieur à 40% de leur consommation total. Le graphique 1 présente la répartition de ce pourcentage.

Graphique 1 : Répartition du pourcentage des valeurs imputées de la consommation totale des ménages



2.3.6. Agrégat de bien-être

Après le traitement des valeurs aberrantes, la somme des quatre composantes décrites ci-dessus (consommation alimentaire, consommation non-alimentaire de biens non durables et des services, loyer imputé des ménages propriétaires de leur logement, valeur d'usage des biens durables) donne la consommation annuelle des ménages, qui sert ensuite à construire l'indicateur de bien-être. Il est important de souligner une fois de plus que les dépenses exceptionnelles (y compris les dépenses exceptionnelles de santé) ne font pas partie de cet agrégat. Afin de compléter le processus de construction de l'indicateur de bien-être, la consommation totale du ménage est soumise à trois *normalisations*.

Déflateur temporel: Comme on l'a souligné ci-dessus, les données ont été collectées d'août à décembre 2012, période pendant laquelle les prix ont augmenté de plus de 2%. Ainsi un ménage ayant fait l'objet de l'enquête en décembre 2012 et qui a une consommation nominale 2% plus importante que celui interviewé en août 2012, ces deux ménages ont le même niveau de consommation réelle. Néanmoins avant d'apporter cette correction due à l'évolution des prix, il faut déterminer si elle doit être appliquée à la consommation totale ou seulement à la consommation alimentaire. Etant donné que les biens non-alimentaires ont une période de référence plus longue, généralement l'année écoulée (12 derniers mois) et sont moins sujet aux variations saisonnières, la déflation ne va concerner que la consommation alimentaire. On retient octobre 2012, le mois médian de l'enquête comme mois de base. Sur la base de l'indice des prix à la consommation finale des ménages calculé mensuellement au niveau des cinq régions du pays par IHSI, on calcule un déflateur pour chaque mois et chaque région. Pour chaque région, le déflateur est la valeur de l'indice alimentaire du mois divisé par l'indice du mois d'octobre ; il vaut 1 pour le mois d'octobre dans chaque région. La valeur de la consommation du ménage est divisée par le déflateur de la région où le ménage réside, pour le mois auquel le ménage a été interviewé.

Tableau 3 : IPC mensuel d'Haïti (août 2004 = 100)

Année	Mois	Indice général	Indice général de l'inflation mensuelle	Produits alimentaires, boissons et tabac	Indice d'inflation mensuelle des prix alimentaires
2012	Jan.	190,85	0,61 %	197,87	0,95 %
	Fév.	191,4	0,29 %	198,58	0,36 %
	Mars	192,06	0,34 %	199,48	0,45 %
	Avr.	193,44	0,72 %	200,92	0,72 %

	Mai	194,3	0,44 %	201,63	0,35 %
	Juin	195,92	0,83 %	203,39	0,87 %
	Juil.	196,69	0,39 %	203,84	0,22 %
	Août	198,42	0,88 %	206,5	1,30 %
	Sept.	200,35	0,97 %	208,58	1,01 %
	Oct.	201,7	0,67 %	209,5	0,44 %
	Nov.	203,33	0,81 %	212,35	1,36 %
	Déc.	204,09	0,37 %	213,27	0,43 %

Consommation par tête : L'étape suivante consiste à tenir compte de la taille et de la composition des ménages. En effet, les besoins des ménages diffèrent en fonction du nombre de membres, de leur âge et de leur genre. On peut ainsi calculer soit la consommation annuelle *par tête* soit la consommation annuelle *par équivalent-adulte* – qui prend en compte les différences de besoins entre des membres du ménage d'âge et de sexe différents. Les avantages et les inconvénients du choix d'une ou l'autre option ont fait l'objet de nombreuses études¹⁵.

La plupart des études récentes vantent les mérites de la prise en compte de la composition et des caractéristiques du ménage. La prise en compte de l'hétérogénéité des différents membres du même ménage peut modifier la répartition de la consommation, entraînant une diminution des estimations de la pauvreté (voir par exemple Agüero et Gould, 2003). Le principal argument en faveur de l'utilisation des mesures *par équivalent-adulte* est que les besoins des individus diffèrent en fonction de leur âge et du genre. Ainsi, une *équivalence-adulte* permet d'éviter l'hypothèse (parfois erronée) d'une corrélation négative entre la taille du ménage et la consommation par tête (Ravallion et Lanjouw, 1994).

Les auteurs qui privilégient la consommation (et le revenu) *par tête* font valoir qu'elle a longtemps été utilisée comme mesure du bien-être dans des analyses de la pauvreté (Deaton et Zaidi, 2002). Comme c'est la mesure la plus couramment choisie, elle est également largement comparable à la fois entre les pays et à l'intérieur des pays. En outre, s'il est certainement vrai que la consommation alimentaire de l'enfant est inférieure à celle d'un adulte, ce n'est pas

¹⁵ Une autre considération intéressante se réfère aux économies d'échelles qui seraient générées dans le ménage et qui dériveraient du fait que le partage de certains biens permette de dépenser moins (quand compare' a' la consommation individuelle de ces mêmes biens). Toutefois, dans ce cas aussi il n'existe pas de consensus sur la façon de prendre en compte ou de mesurer les économies d'échelle au sein d'un ménage (Haughton et Khandker, 2009).

toujours le cas pour la consommation non alimentaire. Pour cette raison (et d'autres), le choix de l'échelle prête à controverse et est souvent considéré comme arbitraire.¹⁶

Afin de permettre des comparaisons internationales plus aisées, notamment en Amérique latine, où la majorité des pays ont adopté des mesures par tête, tout en évitant de s'engager sur la voie complexe du choix de l'échelle indiquée, nous avons décidé d'utiliser la *consommation annuelle par tête* dans l'analyse de la pauvreté en Haïti, laissant aux études futures la tâche d'élucider davantage cette question. En particulier, le *Conseil National pour la Sécurité Alimentaire* (CNSA), qui assure le suivi de l'insécurité alimentaire dans le pays, utilise un panier de biens basé sur des mesures par tête, ce qui est le cas également dans la plus part des pays latino-américains. Néanmoins, dans un souci de transparence, nous avons calculé les deux mesures (en prenant l'échelle d'équivalence-adultes utilisée en Jamaïque et inspirée par la FAO) et nous avons comparé les profils de base de la répartition du bien-être et de la pauvreté, afin de tester la robustesse du profil construit à l'aide de l'indicateur de mesure par tête. Sans surprise, les résultats montrent que le choix de l'échelle affecte de manière significative la répartition de la consommation des individus, qui se décale vers la droite. En fait, la consommation par *équivalent-adulte* est plus élevée et les individus généralement moins pauvres. Cependant, s'il réduit le taux de pauvreté, ce choix méthodologique n'influe pas de manière significative le *profils* des pauvres. Cette constatation rend le compromis entre les deux méthodes plus facile, et nous conforte dans notre choix d'adopter l'échelle par tête. L'annexe 3 comporte les résultats de ces tests.

Déflateur régional: La dernière normalisation consiste à diviser la consommation annuelle *par tête* par un déflateur spatial qui prend en compte les différences du coût de la vie entre les régions. Ce déflateur peut être estimé de deux manières. Un premier déflateur régional peut être obtenu comme le ratio du seuil de pauvreté de la région sur le seuil de pauvreté de la région de référence. On peut retenir comme région de référence par exemple Port-au-Prince ou simplement le niveau national. Une alternative consiste à utiliser l'IPC. Étant donné que le premier dépend de la qualité des prix collectés dans l'enquête et rattache le calcul des déflateurs à des seuils de

¹⁶ « La détermination des valeurs des paramètres des échelles d'équivalence ne fait pas toujours pas l'unanimité. Les échelles d'équivalence utilisées actuellement sont plus le fruit d'un consensus qu'une représentation précise des différences de coût de la vie entre différents types de famille » (Groupe d'experts sur les statistiques de la pauvreté, 2006).

pauvreté spécifiques, nous avons choisi d'estimer le déflateur spatial en utilisant la deuxième approche, c'est-à-dire l'IPC. L'agrégat de consommation ayant été calculé en valeur réelle aux prix d'octobre 2012, l'IPC de mois est retenu pour le calcul du déflateur spatial. Pour une région donnée, le déflateur est égal au ratio de l'IPC de la région divisé par l'IPC national, faisant ainsi implicitement du niveau national la base de calcul du déflateur. L'indicateur de bien-être est alors égal à la consommation finale par tête calculé précédemment divisé par le déflateur. Une des difficultés que peut poser l'utilisation de l'IPC est sa non-disponibilité par milieu de résidence (urbain et rural). Cette difficulté ne pose pas véritablement de problème, car à l'intérieur d'une région, les prix ne semblent pas varier beaucoup entre zones rurales et urbaines, ce qui est vraiment spécifique à Haïti parmi les pays pauvres. Afin de valider nos choix, nous avons comparé les conséquences de l'application de différents déflateurs (seuils de pauvreté, IPC à Port-au-Prince comme référence, IPC au niveau national comme référence) à la répartition et au classement des ménages, et nous n'avons constaté aucune différence majeure. Les résultats sont présentés à l'annexe 4.

III. Bibliographie

Agüero, Jorge M. et Gould, Brian W. Household Composition and Brazilian Food Purchases: An Expenditure System Approach, *Canadian Journal of Agricultural Economics* 51 (2003) 323–345

Deaton, Angus et Paxson, Christina. Economies of scale, Household size, and the Demand for Food. *Journal of Political Economy* 106:5 (1998) 897-930

Deaton, Angus et Zaidi Salman. Guidelines for constructing consumption aggregate for welfare analysis, LSMS working paper 135 (2002), Banque mondiale, Washington, D.C.

Groupe d'experts sur les statistiques de la pauvreté. Compendium of best practices in poverty measurement. Rio de Janeiro, septembre 2006.

Foster, James, Joel Greer et Erik Thorbecke, 1984. A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica* 52:3 (1984) 761-766.

Haughton, Jonathan et Khandker, Shahidur R. Handbook on Poverty and Inequality. Chapitre 2. Banque mondiale. Washington, D.C.

Institut National de la Statistique. Tendances, Profil et Déterminants de la Pauvreté au Niger 2005-2007/08. Ministère de l'Économie et des Finances (2008).

Lanjouw, Peter et Ravallion, Martin. Poverty and Household Size, Policy Research Working Paper Series 1332. (1994) Banque mondiale, Washington, D.C.

Latham. M. C. Nutrition humaine en Afrique tropicale, FAO, Rome. (1979)

Ravallion, Martin. Comparaisons de la pauvreté, concepts et méthodes, document de travail LSMS n° 122 (2008). Banque mondiale, Washington, D.C.

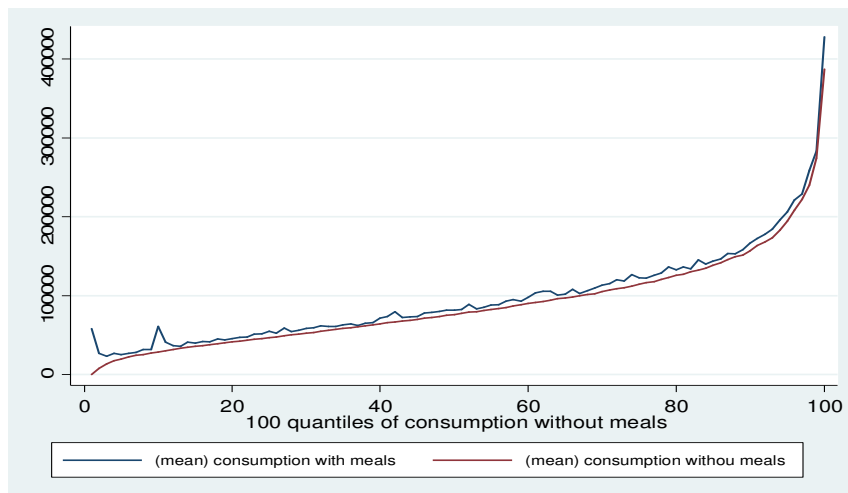
Ravallion, Martin. Poverty lines in theory and practice, LSMS working paper 133 (1998). Banque mondiale, Washington, D.C.

Annexe 1. Test de l'inclusion/exclusion de la valeur des repas pris à l'extérieur du ménage dans l'agrégat de consommation alimentaire.

La littérature traditionnelle portant sur la construction d'agrégats de consommation tend à favoriser l'inclusion des repas pris à l'extérieur du ménage dans la consommation alimentaire, car ils peuvent constituer un élément essentiel de la consommation habituelle globale d'un ménage (par exemple, en Amérique latine, le Guatemala l'a fait en 2000, 2006 et 2011). Étant donné qu'en Haïti environ un tiers de l'ensemble des ménages interrogés a déclaré avoir pris au moins un repas à l'extérieur au cours des 7 derniers jours, ce qui représente près de 11 % de la consommation totale, l'exclusion de cette composante de l'agrégat de consommation entraînerait certainement une sous-estimation de la consommation moyenne du pays.

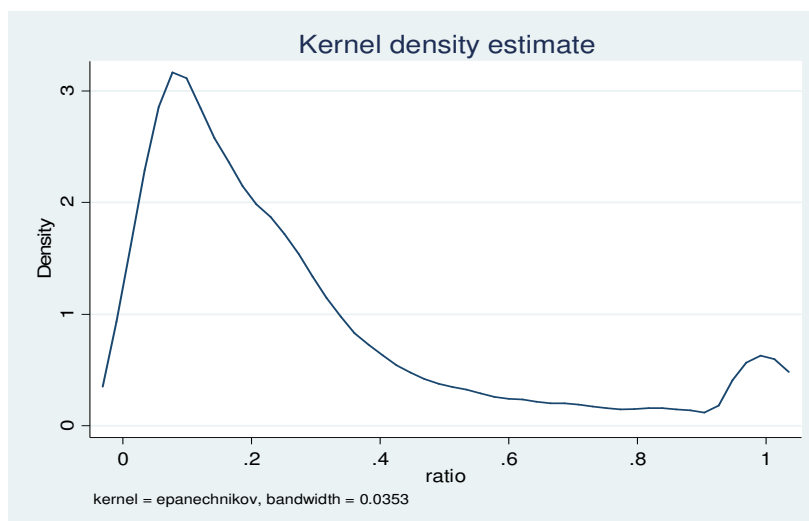
Pour de tester l'incidence de l'inclusion ou non des *repas pris à l'extérieur* dans consommation alimentaire globale, nous identifions dans un premier temps le pourcentage d'augmentation moyen par centile (y compris les ménages qui ne prennent pas de repas à l'extérieur). Cela sert à évaluer la répartition de cette augmentation à travers l'ensemble de la population et, par conséquent, à vérifier si elle ne profite pas à un segment particulier de la population. Le graphique 2 montre que l'augmentation est répartie de façon aléatoire entre les différents centiles, et que la répartition ne change pas drastiquement lorsque les repas pris à l'extérieur sont intégrés dans l'agrégat de consommation alimentaire. . Cela implique que le coefficient de variation de la consommation alimentaire ne devrait pas varier sensiblement lorsque l'on tient compte des repas pris à l'extérieur. Il est vrai en effet que le coefficient est d'environ 0,82 avec les repas pris à l'extérieur, et d'environ 0,87 lorsqu'on les exclut.

Graphique 4 : Répartition de la consommation alimentaire avec et sans les repas pris à l'extérieur par centile de consommation alimentaire sans les repas pris à l'extérieur



En outre, nous avons identifié le pourcentage que les *repas pris à l'extérieur* représentent dans la consommation alimentaire totale, à condition que les *repas pris à l'extérieur* soient supérieurs à 0 (en considérant uniquement les ménages consommant des repas à l'extérieur). Selon le graphique 5, dans la plupart des cas, les repas pris à l'extérieur représentent 26 % de la consommation alimentaire globale de ces ménages. En d'autres termes, 1 personne sur 5 dans un ménage prend des repas à l'extérieur. Ce chiffre semble tout à fait raisonnable.

Graphique 5 : Répartition du pourcentage de consommation alimentaire attribué à des repas pris à l'extérieur



Bien que l'augmentation soit aléatoire, il est également vrai qu'elle a des incidences non négligeables sur l'agrégat final de consommation. En fait, comme indiqué dans les tableaux 4 et 5, la composition du quintile de consommation alimentaire et de la consommation globale (respectivement) change lorsqu'on tient compte des repas pris à l'extérieur : ce qui implique que les individus évoluent vers des quintiles supérieurs.

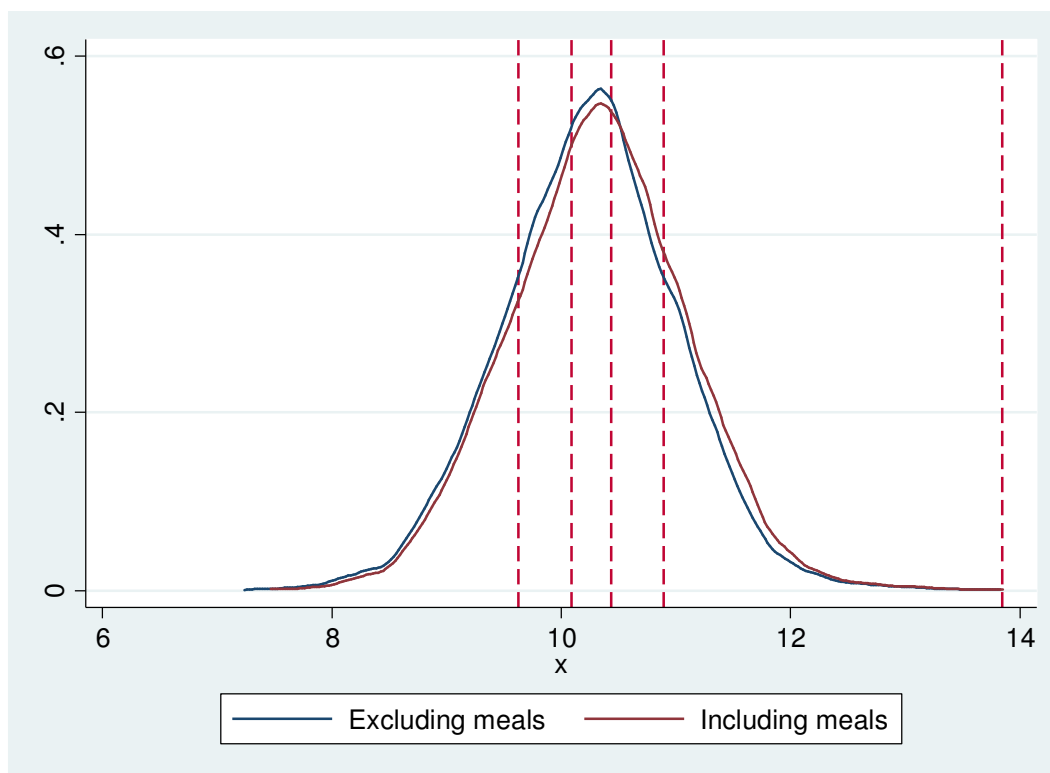
Tableau 4 : Comparaison de la répartition par quintile de la consommation alimentaire avec/sans repas pris à l'extérieur (en utilisant comme seuils des quintiles la consommation alimentaire hors repas pris à l'extérieur)

		Excluding meals				
Including meals	Quintiles	Q. 1	Q. 2	Q. 3	Q. 4	Q. 5
	Q. 1	15.04 %	0	0	0	0
	Q. 2	1.77%	16.17%	0	0	0
	Q. 3	0.68%	2.95%	16.15 %	0	0
	Q. 4	0.78%	0.61%	3.10 %	16.69%	0
	Q. 5	1.74%	0.28%	0.73%	3.30%	20.00%

Tableau 5 : Comparaison par quintile de la consommation globale avec/sans repas pris à l'extérieur (en utilisant la consommation hors repas comme seuils des quintiles)

		Excluding meals				
Including meals	Quintiles	Q. 1	Q. 2	Q. 3	Q. 4	Q. 5
	Q. 1	18.19%	0.02%	0	0	0
	Q. 2	1.23%	17.34%	0.11%	0	0
	Q. 3	0.29%	2.01%	16.95%	0	0
	Q. 4	0.24%	0.41%	2.54%	17.90%	0.27%
	Q. 5	0.09%	0.19%	0.44%	2.05%	19.72%

Graphique 6 : Répartition du pourcentage de consommation globale (logarithme) attribué à des repas pris à l'extérieur



Il pourrait certainement y avoir quelques précautions à prendre en incluant les repas pris à l'extérieur dans la consommation alimentaire totale, aussi optons-nous de les inclure dans l'agrégat final, étant donné que nous considérons qu'ils représentent une fraction importante des habitudes de consommation alimentaire des Haïtiens.

Annexe 2. Note technique sur la comparaison de deux méthodes différentes d'estimation de la valeur d'usage

Afin de tester la robustesse de notre méthode d'estimation de la valeur d'usage des biens durables, nous l'avons comparée à une autre méthode utilisée dans le calcul de l'agrégat de consommation pour le Guatemala (2006)¹⁷.

Dans cette autre méthode, trois points de données sont nécessaires pour estimer la valeur d'usage des biens de consommation durables, à savoir (i) l'âge du bien durable, (ii) sa durée de vie restante, et (iii) sa valeur actuelle.

Pour obtenir la durée de vie restante des biens durables, nous avons besoin de connaître la durée de vie moyenne de chaque bien ou, comme on l'appelle communément, sa durée d'utilisation ou durée de vie prévue. Si la durée d'utilisation du bien durable est connue, il suffira d'en soustraire son âge pour obtenir la durée de vie restante. En supposant qu'en une année un pourcentage similaire de la population achète un bien durable (par exemple un téléviseur), il est probable que certaines personnes acquièrent un nouveau téléviseur, que d'autres disposent de téléviseurs vieux d'un an, et que d'autres aient des téléviseurs vieux de deux ans, ainsi de suite. Ainsi, le calcul de l'âge moyen de l'ensemble des téléviseurs donne la durée de vie moyenne ou la moyenne d'âge de l'ensemble des téléviseurs. En multipliant la durée de vie moyenne par deux, on obtiendrait la durée de vie prévue d'un téléviseur en années. Si l'âge rapporté est soustrait de la durée de vie estimée d'un téléviseur, on obtient la durée de vie restante de chaque téléviseur. Enfin, en divisant la valeur actuelle d'un téléviseur par la durée de vie d'utilisation restante on obtient la valeur d'usage annuelle du téléviseur.

L'application de cette procédure à tous les biens durables et l'ajout des valeurs de chaque produit donnent la valeur annuelle de la consommation de biens durables par les ménages.

La comparaison des deux méthodes a montré que les moyennes n'étaient pas statistiquement différentes¹⁸. En outre, on n'a pas noté une incidence importante de l'application de l'une ou

¹⁷ Note technique intitulée « Measuring consumption using the ENCOVI 2006 » LCSP 2006.

¹⁸ En particulier, la différence entre la consommation moyenne en utilisant la première méthode et la consommation moyenne en utilisant la méthode appliquée par le Guatemala est de 197,2606 avec des intervalles de confiance de -39,43711 et 433,9575.

l'autre méthode sur la consommation globale des ménages (voir le graphique 2 et le tableau 4). Compte tenu des difficultés à obtenir avec précision l'espérance de vie des biens durables (étant donné qu'il existe une large gamme de biens (en termes de marques et de modèles), nous avons préféré adopter la méthode du *taux d'actualisation*.

Graphique 7 : Répartition de la consommation des ménages (logarithme) en utilisant deux taux d'actualisation

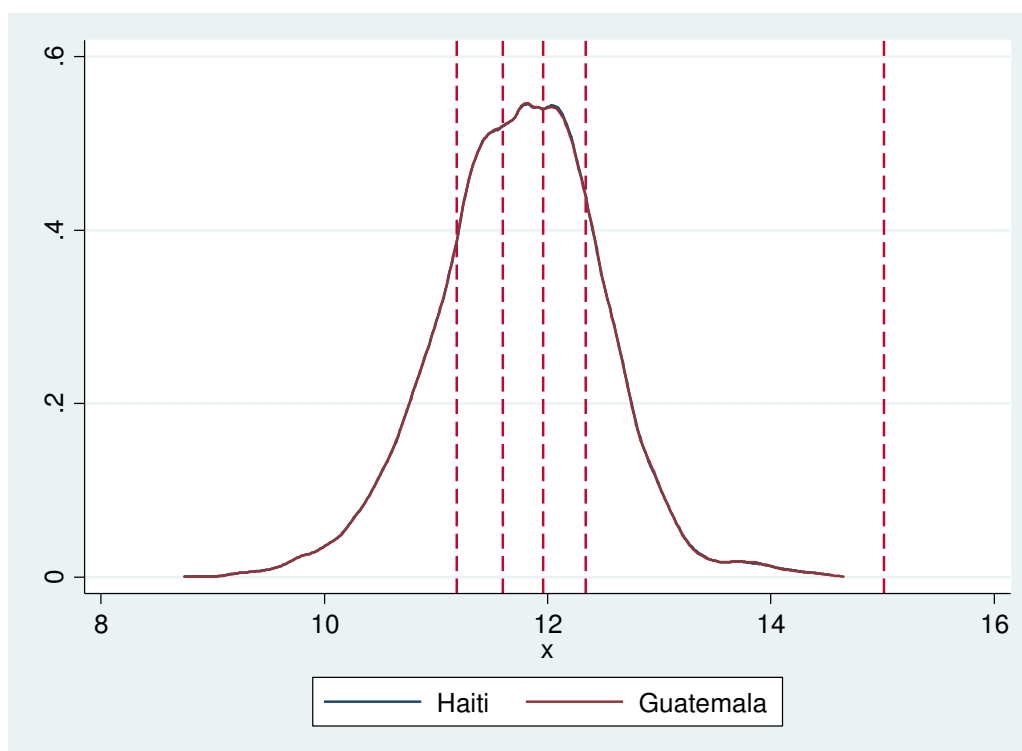


Tableau 6 : Comparaison de la répartition des quintiles en utilisant deux taux d'actualisation différents (avec les seuils des quintiles d'Haïti)

		Guatemala's discount rate				
Haïti's discount rate	Quintiles	Q. 1	Q. 2	Q. 3	Q. 4	Q. 5
	Q. 1	19.98	0.02%	0	0	0
	Q. 2	0.35	19.63	0.05	0	0
	Q. 3	0	0.43	19.52	0.01	0.00
	Q. 4	0	0	0.59	19.34	0.08
	Q. 5	0	0	0	0.24	19.75

Annexe 3. Comparaison de profils selon qu'on se fonde sur la consommation par tête ou sur la consommation par équivalent-adulte

Dans cette annexe, nous allons comparer l'incidence du choix des échelles par tête par rapport aux échelles par équivalent-adulte sur la répartition du bien-être, le classement des individus et les profils des pauvres. Nous avons utilisé, à des fins d'illustration, les échelles d'équivalence-adulte¹⁹ de la Jamaïque, une autre île des Caraïbes assez proche d'Haïti. Nos résultats montrent que bien que lorsqu'on utilise l'échelle *par équivalent-adulte* on observe un net décalage de la répartition de la consommation vers la droite et, par conséquent, un reclassement des individus vers les quintiles supérieurs, qui indique des taux de pauvreté plus faibles, les profils des pauvres (40 % et 20 % les plus pauvres) ne changent pas de manière significative. Ces résultats rendent le compromis entre les deux méthodes moins controversé et nous confortent dans notre choix de l'échelle par tête.

Le graphique 14 montre comment la répartition de la consommation des individus augmente, se décalant vers la droite, lorsqu'on utilise l'*équivalence-adulte*. Le tableau 7 présente la classification par quintile des individus en fonction de leur niveau de consommation, en faisant la comparaison entre l'échelle *par tête* et l'échelle *par équivalent-adulte*. Ces résultats indiquent tous que les chiffres varient lorsqu'on utilise les deux approximations différentes. Comme le laissait présager le déplacement de la répartition, dans la plupart des cas, le changement dans le classement est allé dans le sens d'une augmentation, avec 53,6 % d'individus devenant plus riches et 46,4 % restant dans le même quintile. Par conséquent, l'utilisation de la consommation par équivalent-adulte améliore le classement des individus (tous les mouvements se faisant dans la direction des quintiles supérieurs), ce qui doit logiquement avoir une incidence sur le taux global de pauvreté.

¹⁹ Qui sont également assez similaires à celles proposées par la FAO.

Graphique 14 : Répartition de la consommation (logarithme) par tête et par équivalent-adulte

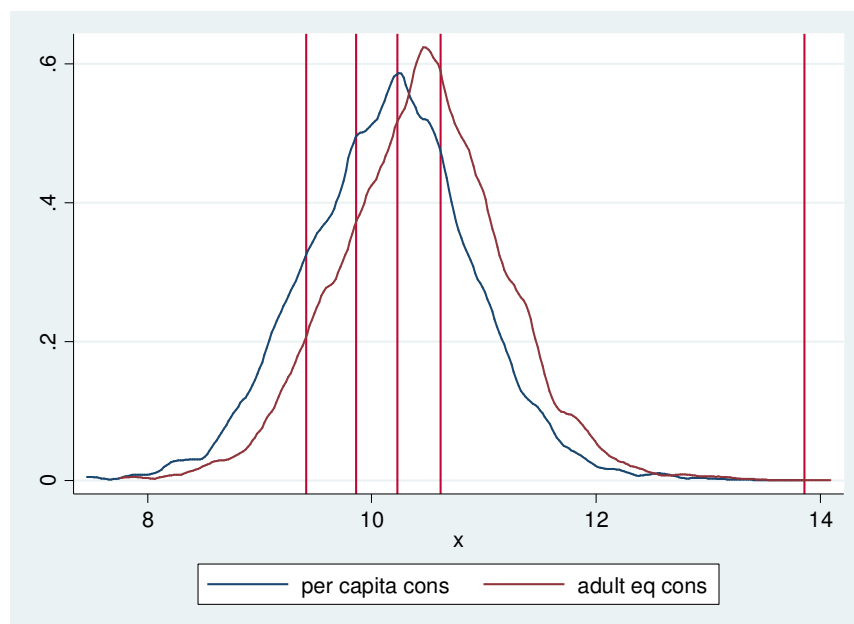


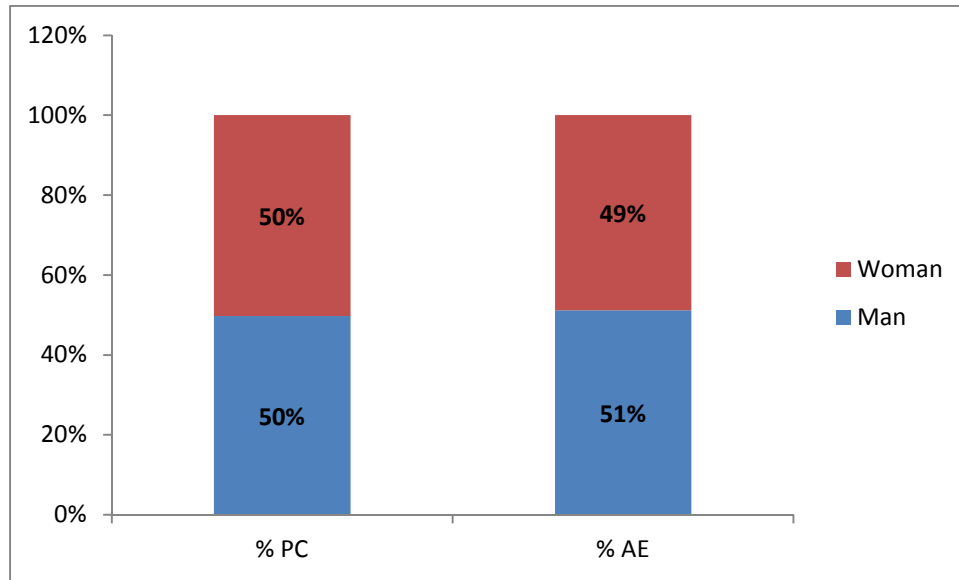
Tableau 7 : Comparaison de la répartition des quintiles en utilisant les échelles par tête et par équivalent-adulte

		Using adult equivalent consumption				
Quintiles		Q. 1	Q. 2	Q. 3	Q. 4	Q. 5
Using per capita consumption	Q. 1	7.84	10.84	1.34	0	0
	Q. 2	0	2.01	14.12	3.86	0
	Q. 3	0	0	0.94	16.90	2.16
	Q. 4	0	0	0	1.88	18.22
	Q. 5	0	0	0	0	19.89

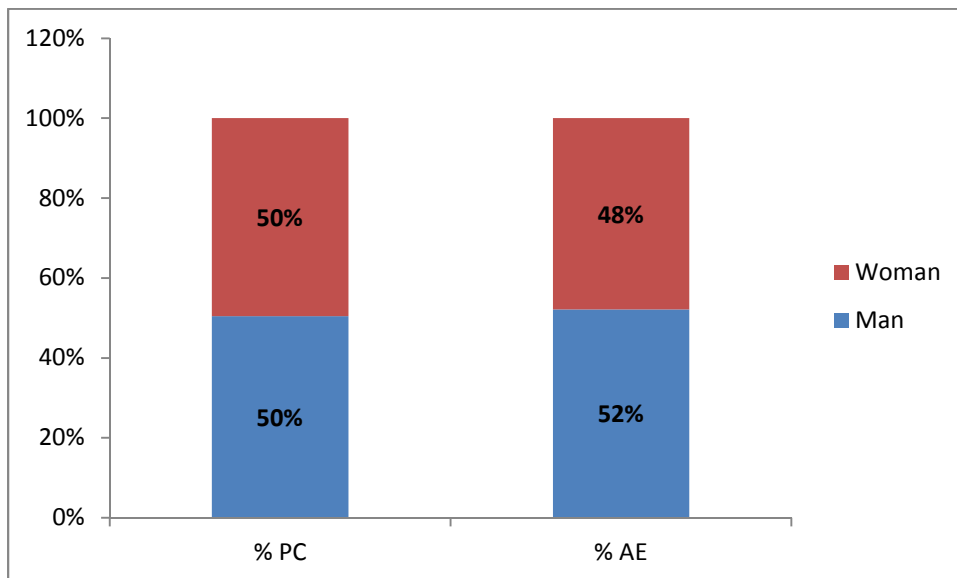
D'autre part, les graphiques suivants comparent les profils des individus appartenant aux 40 et 20 % les plus pauvres selon la consommation *par tête* et la consommation *par équivalent-adulte*. Les chiffres ne varient pas de façon spectaculaire (dans une fourchette de 0 à 2 points de pourcentage).

1. Par sexe

Graphique 8 : Composition par sexe des 40 % les plus pauvres

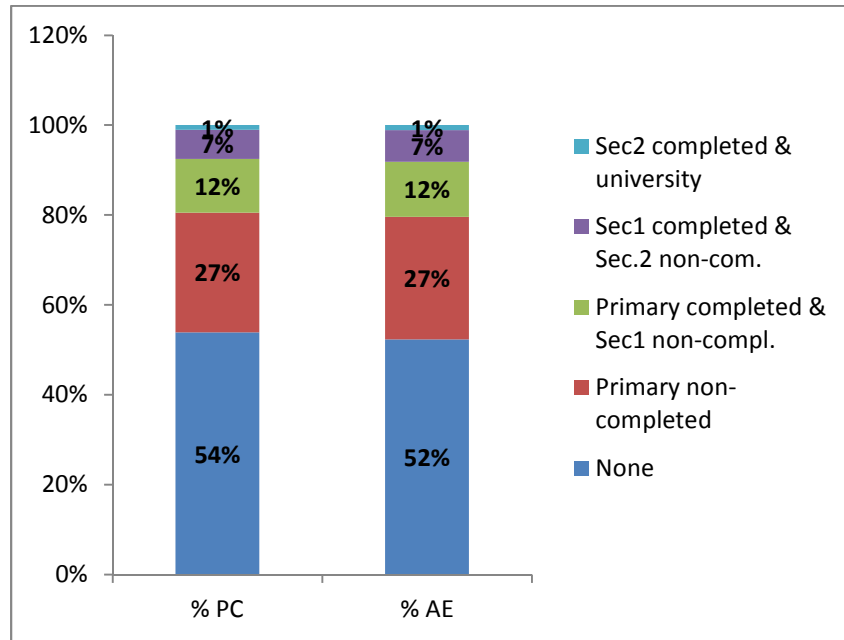


Graphique 9 : Composition par sexe des 20 % les plus pauvres

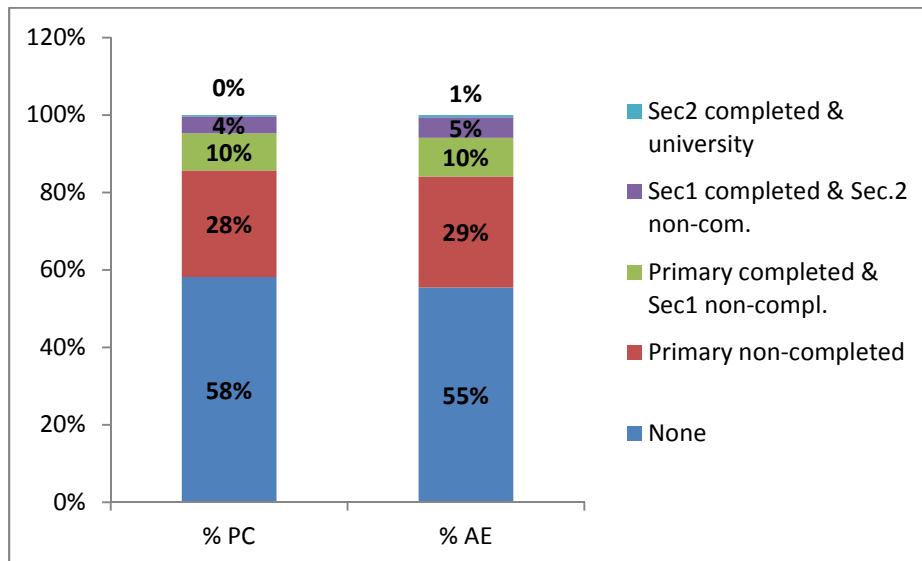


2. Par niveau d'éducation

Graphique 10 : Composition par niveau d'éducation des 40 % les plus pauvres

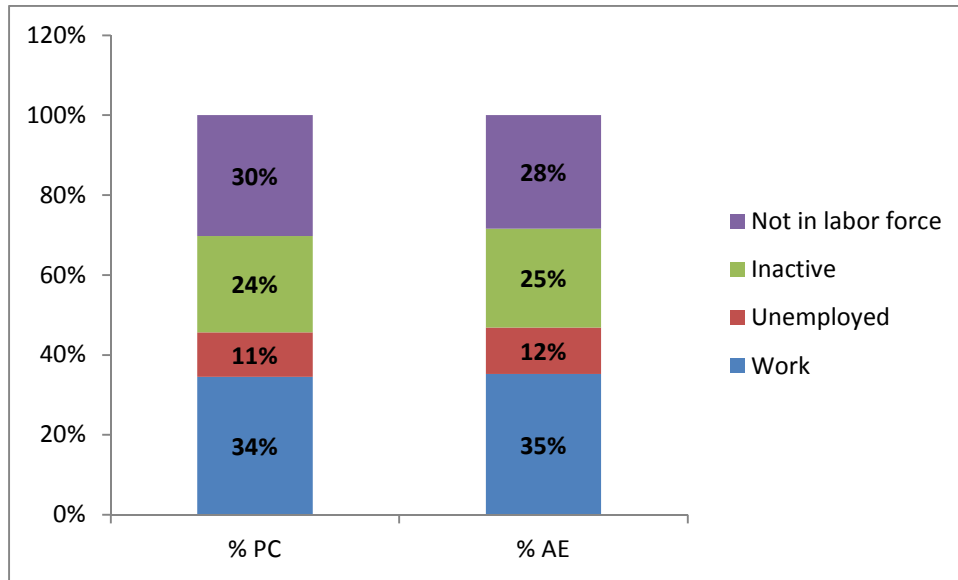


Graphique 11 : Composition par niveau d'éducation des 20 % les plus pauvres

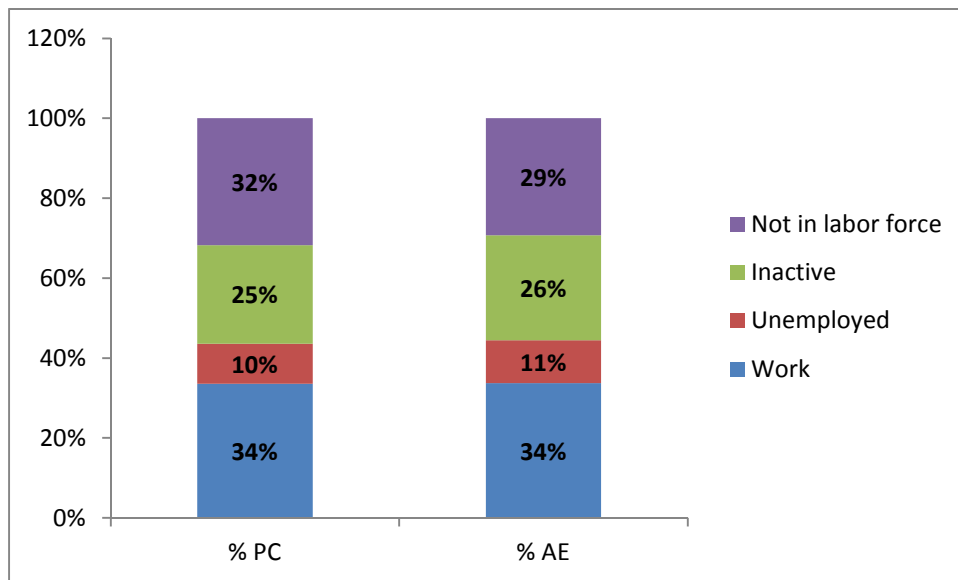


3. Par statut économique

Graphique 12 : Composition par statut économique des 40 % les plus pauvres

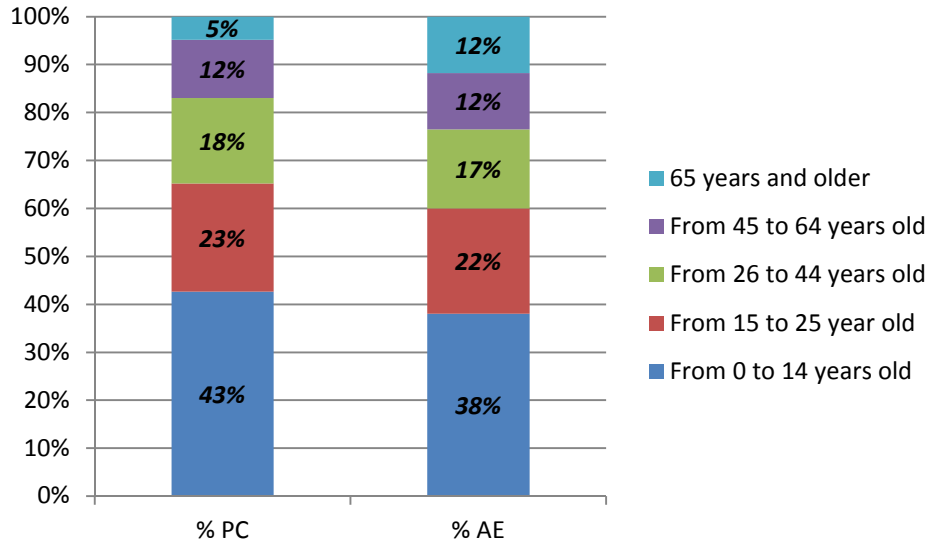


Graphique 13 : Composition par statut économique des 20 % les plus pauvres

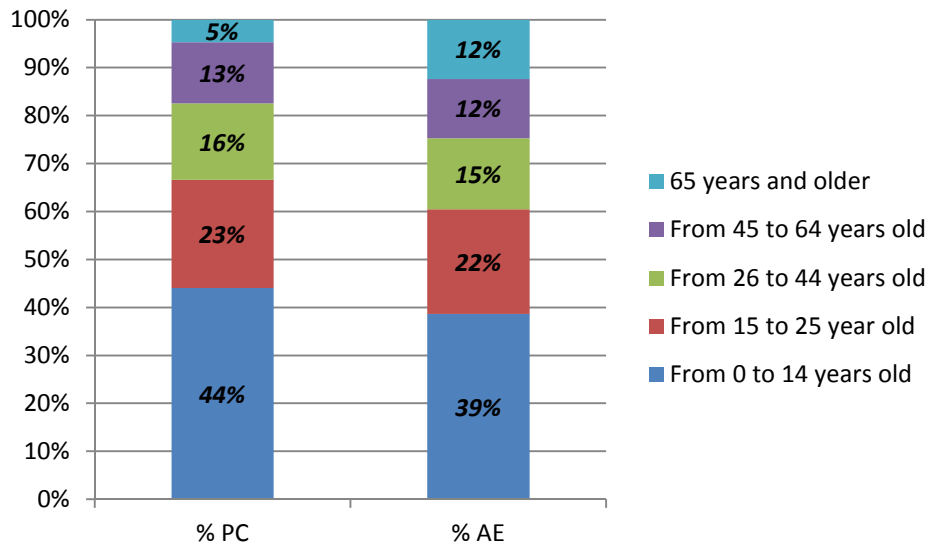


1. Par catégorie d'âge

Graphique 14 Composition par tranche d'Age des 40% le plus pauvres.



Graphique 15 Composition par tranche d'Age des 20% le plus pauvres.



Annexe 4. Note technique sur la comparaison de deux méthodes différentes d'estimation du déflateur spatial

Nous testons le degré de sensibilité de l'agrégat de consommation au choix du déflateur spatial. Le tableau 8 présente les résultats de cette comparaison. Comme on le voit, sur 2429 cas, l'agrégat de consommation est supérieur lorsqu'on utilise le ratio des seuils de pauvreté plutôt que l'IPC comme déflateur spatial. Sur 1 734 cas, on obtient un résultat inverse. Néanmoins, ces deux méthodes donnent une différence moyenne de la consommation annuelle par tête d'environ 4 dollars PPA seulement dans le premier cas, et de 2.8 dollars PPA dans le second. Force est de noter que ces deux chiffres sont assez faibles, ce qui donne à penser que la consommation n'est pas très sensible au choix entre ces deux déflateurs spatiaux.

Tableau 8 : Comparaison de l'agrégat de consommation en utilisant deux déflateurs spatiaux

	Number of observations	Minimum	Difference	
			Average	Maximum
<i>pcexp1 < pcexp2</i>	2501	-131.9893	-5.782498	-.047142
<i>pcexp1 > pcexp2</i>	2429	.1947112	6.838847	172.7847
Jointly defined	4930	-131.9893	.4360102	172.7847
Total	4930			

Note: la variable pcexp1 correspond à l'agrégat de consommation annuel par tête obtenu en utilisant les seuils de pauvreté comme déflateurs spatiales, et la variable pcexp2 correspond à l'agrégat de consommation annuel par tête obtenu en utilisant l'IPC comme déflateur spatial. Les deux variables sont en gourdes.

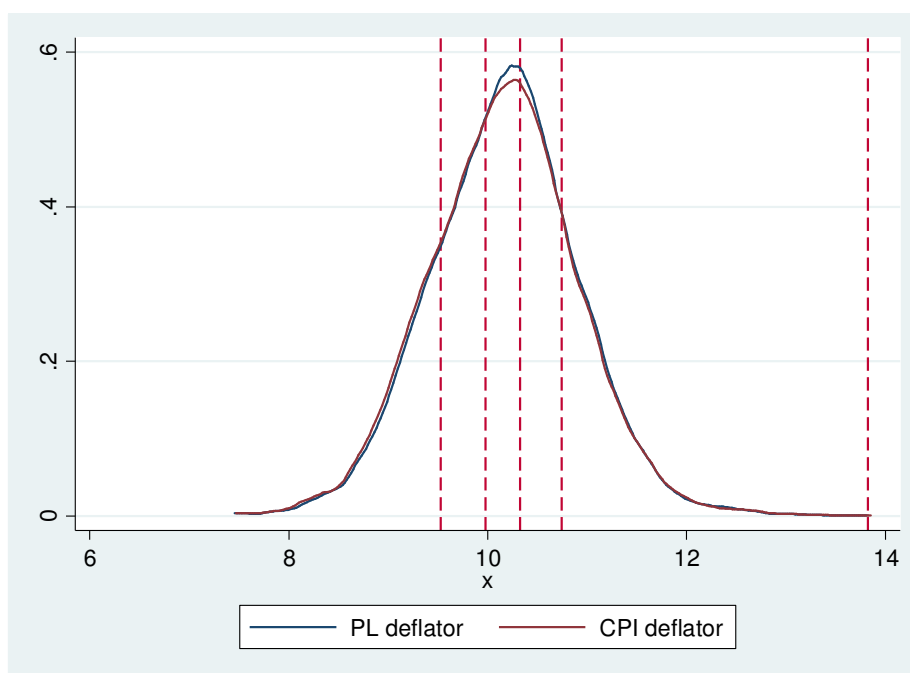
Par ailleurs, nous vérifions également l'incidence de l'utilisation de l'un ou l'autre déflateur sur le classement des ménages en nous intéressant à la composition des quintiles de consommation. Nous identifions les cas où un ménage passe d'un quintile à un autre lorsqu'on change de déflateur spatial. Le tableau 5 présente les résultats de cette comparaison. Comme on le voit, dans la plupart des cas, les ménages restent dans le même quintile.

Forts de ces résultats, nous privilégions l'utilisation d'un déflateur qui nous donne plus de marge de manœuvre (en termes de groupe de référence, soit l'IPC) par rapport au déflateur qui est lié au seuil de pauvreté estimé (mais non officiel).

Tableau 9 : Comparaison de la répartition des quintiles en utilisant deux déflateurs spatiaux (avec les seuils de pauvreté comme seuils des quintiles)

		Using CPI as deflator				
Using Poverty lines as deflator	Quintiles	Q. 1	Q. 2	Q. 3	Q. 4	Q. 5
	Q. 1	19.34%	0.67%	0	0	0
	Q. 2	0.60%	18.49%	0.95%	0	0
	Q. 3	0	0.92%	17.75%	1.33%	0
	Q. 4	0	0	0.63%	18.54%	0.79%
	Q. 5	0	0	0	0.70%	19.29%

Graphique 15 : Répartition de la consommation par tête (logarithme) en utilisant deux déflateurs



Nous examinons également l'incidence du choix du taux national comme IPC de référence pour le déflateur spatial plutôt que l'IPC à Port-au-Prince. Le déflateur est légèrement plus élevé quand on utilise ce dernier comme référence. Cette différence est de 0,034 en moyenne, avec une fourchette très étroite (qui va de 0,033 à 0,036). Nous observons également que la variation de l'indice de référence n'entraîne pas de mouvements importants entre les quintiles (voir le

tableau 6). En conséquence, nous optons pour Haïti pour IPC de référence, car cela permet des comparaisons internationales plus intuitives en utilisant les dollars PPA et les seuils de pauvreté internationaux.

Tableau 10 : Comparaison de la répartition des quintiles en utilisant deux déflateurs spatiaux (en utilisant la référence Haïti comme seuils des quintiles)

		Using CPI as deflator and PaP as reference				
Using CPI as deflator and Haiti as reference	Quintiles	Q. 1	Q. 2	Q. 3	Q. 4	Q. 5
	Q. 1	19.99%	0	0	0	0
	Q. 2	1.41%	18.55%	0	0	0
	Q. 3	0	1.47%	18.54%	0	0
	Q. 4	0	0	2.03%	18.00%	0
	Q. 5	0	0	0	1.45%	18.56%

Graphique 16 : Répartition de la consommation par tête (logarithme) en utilisant deux déflateurs

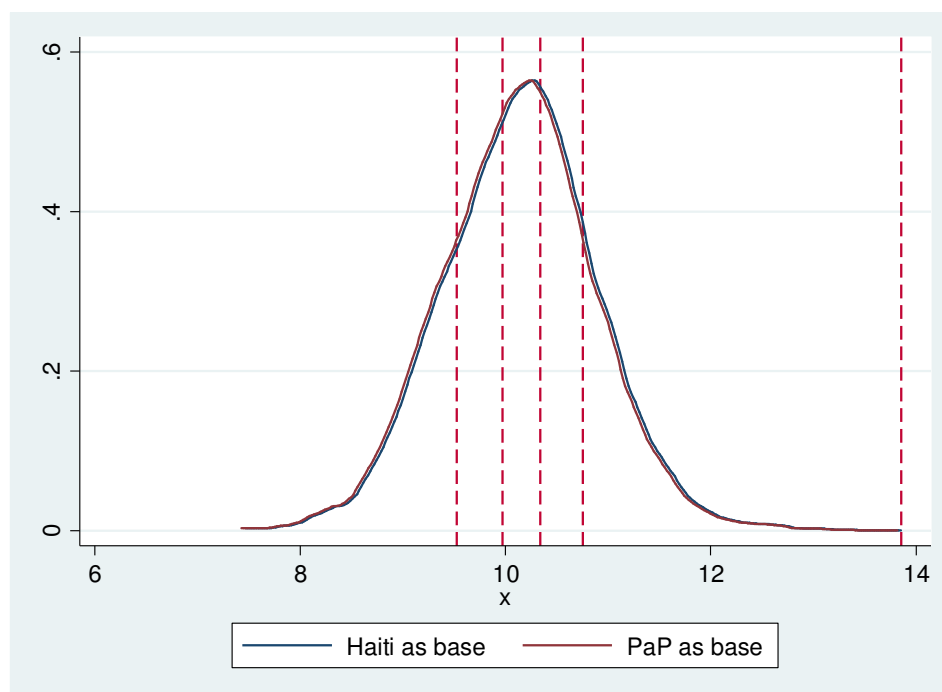


Table 11 Geographical deflators using different approaches

Region	CPI (Haiti base)	CPI (PaP base)	Poverty lines (PAP base)
Nord urban	1.055	1.09	0.984573
Nord rural			1.005295
Sud urban	1.085	1.12	1.076143
Sud rural			1.05584
Transvers urban	0.993	1.03	1.031423
Transvers rural			1.029291
Ouest urban	1.028	1.06	0.997003
Ouest rural			1.047506
Metropolitaine	0.967	1	1

Source: CPI – IHSI (Oct -2012). ECVMAS I. Authors' calculations

Annex 5. Test de cohérence pour la valeur du loyer imputé

Comme mentionné ci-dessus, les logements et leurs caractéristiques contribuent à augmenter l'utilité des ménages. Bien que la valeur monétaire de cette contribution soit facile à capturer dans le cas des locataires (en utilisant le loyer qu'ils paient pour utiliser le logement), dans le cas des propriétaires cette valeur est implicite, car ils possèdent le logement et ne paient pas loyer pour l'occuper. Il existe deux alternatives pour capturer cette valeur. La première est basée sur l'une des questions figurant dans ECVMAS, vu que les ménages sont invités à estimer le loyer qu'ils auraient à payer s'ils étaient locataires²⁰. La deuxième option consiste à imputer la valeur du loyer pour les propriétaires, en utilisant sa valeur prédite provenant d'une régression hédonique (cette méthode sera expliquée plus en détail dans l'annexe ci-dessous). Pour certains pays, où le marché de l'immobilier est bien développé, la première méthode serait le candidat préféré. En effet, les méthodes d'imputation sont basées sur la valeur du loyer déclarée par des locataires: utiliser cette valeur peut entraîner dans une surestimation de la valeur d'usage de l'habitation, étant donné que ceux qui louent leur logement sont les ménages plus aisés, notamment en milieux urbains, de manière générale. Avant de prendre une décision nous avons effectué quelques tests.

Premièrement, nous avons comparé la valeur d'usage provenant des deux méthodes, comme illustré dans le tableau 12 ci-dessous.

Table 112 Comparaison de la valeur du loyer imputé versus la valeur déclarée par les propriétaires

	Différence			
	Nombres d'observations	Minimum	Moyenne	Maximum
<i>Loyer imputé < valeur déclarée</i>	2756	-716107	-38830.47	-.0585938
<i>Loyer imputé > valeur déclarée</i>	1122	.8481445	6302.501	65427.62
Définis conjointement	3,878	-716107	-25772.4	65427.62
Valeur manquante pour le loyer	121			

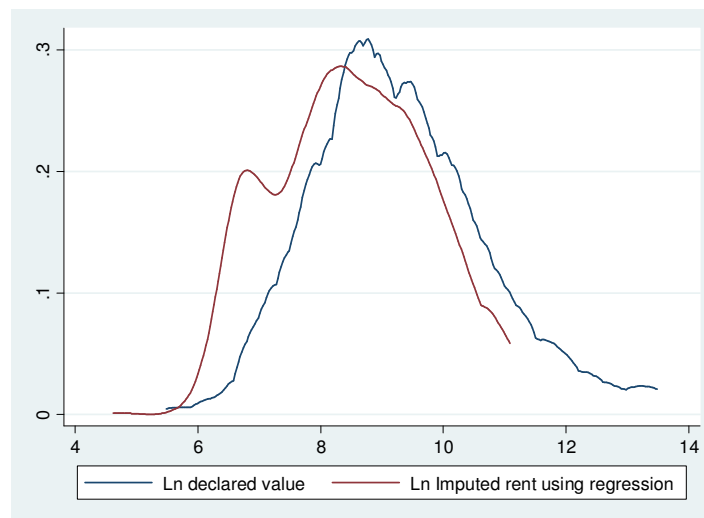
²⁰ Question C8: *Si vous devriez louer pour vous-même ce logement, quel est le montant du loyer que vous devriez payer*

Note: Cette comparaison est effectuée en utilisant la valeur déclarée par les propriétaires, déjà corrigée pour les valeurs aberrantes. La procédure de correction des valeurs aberrantes est la même que pour le reste de l'agrégat. Toutes les valeurs présentées sont en gourdes et sont sur une-base annuelle. Nous avons aussi 121 valeurs manquantes pour la valeur déclarée.

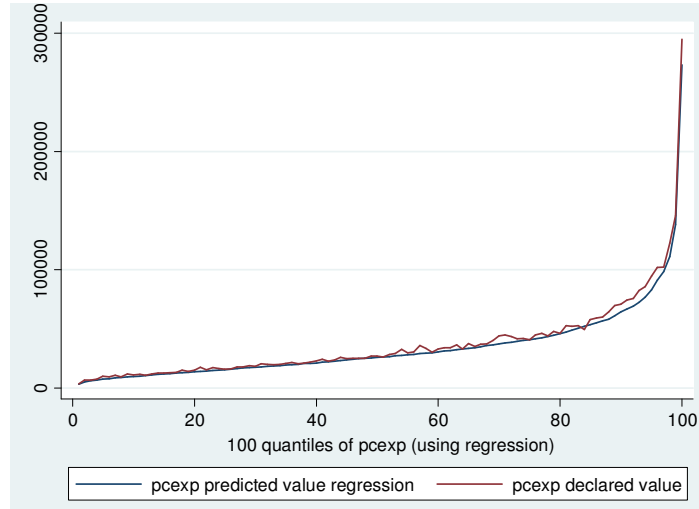
De tableau, il émerge que les estimations des ménages sont supérieures à la valeur théorique ressortie du modèle, contrairement à ce qui est généralement attendu. Le T-test confirme que la moyenne du loyer imputé est nettement inférieure à la valeur déclarée²¹. D'autre part, bien que ces deux valeurs diffèrent en amplitude, ils sont en corrélation significative (avec 95% de niveau de confiance): 0,46.

Le Graphique 17 permet de visualiser la distribution de deux variables. Il est possible de voir comment la valeur des déclarations est plus élevée que le loyer imputé. De même, la valeur théorique ressortant de la régression montre deux modes tout au long de la distribution, reflétant deux sous-ensembles de ménages.

Graphes 17 et 18 Distribution des loyers imputés pour les propriétaires et distribution de la variation des dépenses par habitant en utilisant les deux méthodes



²¹ Avec une différence moyenne de 25,772.4 et un écart type de 1,424.258. Avec 95% de confiance, cette différence se situe entre -28564.77 et -22980.04



À la lumière de ces tests, trois arguments nous permettent d'être confiants dans l'utilisation de la méthode économétrique. D'une part, les deux montants sont nettement et assez fortement corrélés, ce qui signifie que la spécification du modèle est compatible avec les résultats attendus. Deuxièmement, le graphique 18 montre que en utilisant la valeur déclarée, la variation de la consommation annuelle par habitant est distribué de façon aléatoire le long de tous les centiles de la distribution; cela signifie que nous ne sommes pas en train d'introduire un biais pour des groupes spécifiques de population (soit punir ou récompenser) lorsque nous attribuons la valeur imputée dérivant du modelé au lieu du montant déclaré. Troisièmement, les données semblent indiquer que l'auto-déclaration peut entraîner dans une surestimation de la valeur d'usage de l'habitation, probablement en raison de la connaissance limitée du marché de l'immobilier.

En conclusion, cette série de tests nous rassure sur le fait que, lorsqu'on utilise la méthode économétrique pour prédire le loyer implicite pour les propriétaires nous ne sommes pas en train d'introduire du bruit ou de distorsions dans l'estimation de l'agrégat de la consommation.

Annexe 6. Informations supplémentaires sur les imputations et d'autres hypothèses techniques.

1. Du taux de change entre la gourde et le dollar haïtien

Le dollar haïtien n'est pas une monnaie officielle en Haïti. Pour les Haïtiens, il représente plutôt une autre unité de mesure de la valeur monétaire des produits. Parce qu'il est couramment utilisé par la population d'une manière générale, l'ECVMAS l'intègre comme option lorsqu'il s'agit de libeller les valeurs monétaires notamment des revenus, salaires et dépenses.

Les Haïtiens ont commencé à utiliser le dollar haïtien lorsqu'un dollar américain valait 5 gourdes. Bien qu'aujourd'hui le taux de change soit d'environ 1 dollar US pour 43 HTG, les Haïtiens continuent d'utiliser le taux de change initial en appelant dollar haïtien ce qui était autrefois le dollar américain.

Comme il s'agit d'une monnaie informelle/inexistante, il n'en existe pas de traces officielles ni de mécanisme officiel de suivi de l'évolution de son taux de change. En outre, ce taux de change fictif est *fixe* dans le temps.

Néanmoins, à des fins d'analyse, il peut être utile de savoir que 1 dollar haïtien vaut 5 gourdes haïtiennes (HTG). Nous exprimons tous les montants et l'agrégat de consommation annuelle en gourdes.

2. De la consommation alimentaire²²

Annualisation de la consommation alimentaire

Comme la période de référence est représentée par les 7 derniers jours, nous divisons par 7 la somme de la consommation alimentaire monétaire, la consommation alimentaire non monétaire et les repas pris à l'extérieur afin d'obtenir une mesure quotidienne. Ensuite, nous multiplions cette valeur par 366 (le nombre total de jours en 2012) et nous obtenons ainsi une estimation annuelle de la consommation alimentaire.

²² Y compris le tabac et les boissons alcoolisées, mais nous faisons la somme de leurs valeurs dans un fichier différent (autrement dit, nous n'inscrivons pas ces produits dans la consommation alimentaire).

3. De la consommation non alimentaire

Dépenses courantes

Pour ce type de dépenses (Q15-Q17c), nous prenons en compte la périodicité de la dépense du ménage pour chaque produit. Lorsque cette variable est absente, nous utilisons son mode, c'est-à-dire la fréquence hebdomadaire. Nous la multiplions²³ ensuite par la quantité achetée et déclarée par le ménage pour obtenir les dépenses courantes non alimentaires annualisées.

4. Du loyer et du loyer imputé

Comme nous l'avons déjà expliqué, dans l'agrégat de consommation nous incluons aussi bien le loyer payé par les ménages locataires qu'un loyer imputé pour tous les ménages logés gratuitement ou propriétaires de leur logement :

Pour les ménages locataires : On utilise le loyer déclaré par le ménage à la question C7 et on le multiplie par la fréquence déclarée à la question C6.

*Pour les ménages propriétaires et les ménages logés gratuitement*²⁴ : On estime un modèle basé sur une régression hédonique par les moindres carrés ordinaires. La variable dépendante est le logarithme naturel du loyer déclaré par les ménages locataires. Comme variables indépendantes, nous avons inclus les caractéristiques suivantes du logement :

- Département
- Zone urbaine/zone rurale
- Nombre de pièces (QC4)
- Camp/isolé
- Nature des murs (QC1)
- Nature du toit (QC2)
- Nature du sol (QC3)

²³ Pour la fréquence quotidienne, on multiplie par 366 ; pour tous les deux jours, on multiplie par 183 ; pour tous les trois ou quatre jours, on multiplie par 104,6 ; pour la fréquence hebdomadaire, on multiplie par 52 ; pour la fréquence bimensuelle, on multiplie par 24 ; pour la fréquence mensuelle, on multiplie par 12 ; pour la fréquence bimestrielle, on multiplie par 6 ; pour la fréquence trimestrielle, on multiplie par 4 ; pour la fréquence semestrielle, on multiplie par 2 ; et pour la fréquence annuelle, on multiplie par 1.

²⁴ Nous avons également imputé cette valeur pour 5 ménages qui sont en location, mais qui n'ont pas déclaré le montant du loyer.

- Type de bâtiment (QB16)
- Source d'électricité du logement (QC9a)
- Source d'électricité dans le quartier (QC9b)
- Approvisionnement en eau du logement (présence ou absence) (QC10a)
- Eaux usées (QC11)
- Installations sanitaires (QC12)

Nous utilisons les coefficients de l'estimation pour prédire le loyer pour les ménages propriétaires de leur logement et celui des ménages locataires.

5. De la valeur d'usage des biens durables

Comme illustré plus haut, afin de calculer la valeur d'usage pour les biens durables nous avons mis en place un processus en deux phases : 1) premièrement, nous avons calculé le taux médian de dépréciation, ensuite 2) nous avons calculé la valeur d'usage en multipliant le taux de dépréciation par la valeur d'acquisition. Dans la première phase (calcul du taux de dépréciation), au cas où la valeur d'acquisition ou bien l'année d'achat étaient manquantes, nous avons imputé la valeur/année médiane par produit. Des simulations alternatives (e. i. en utilisant uniquement les observations pour lesquelles toutes les variables de la formule du taux de dépréciation –phase 1- sont présentes et valables, et imputant uniquement dans la phase 2 la valeur d'acquisition quand celle-ci est manquante), donnent des résultats qui ne sont pas statistiquement différents.

6. Des valeurs aberrantes

Dans tous les cas, nous considérons une observation comme *valeur aberrante* lorsque sa valeur est supérieure à la moyenne plus *trois* (3) fois l'écart-type de la consommation (par tête, dans le cas de la nourriture) de chaque produit. Si la valeur est aberrante, nous imputons la consommation (par tête, dans le cas de la nourriture) médiane du produit considéré. Nous vérifions que la répartition de la consommation est similaire à la nouvelle répartition des valeurs imputées.

Une fois les valeurs aberrantes identifiées, nous les avons traitées en imputant la valeur non-aberrante maximale par produit.

Avant de choisir cette méthode d'imputation, cependant, nous avons effectué des simulations et tests, en utilisant des méthodologies alternatives et en vérifiant les conséquences de celles-là sur la ligne de pauvreté, les taux qui en dérivent et l'inégalité.

<u>Aggregate</u>	<u>MeanCons</u>	<u>MinCons</u>	<u>MaxCons</u>	<u>Mod Poverty</u>	<u>Ext Poverty</u>	<u>Gini</u>
<u>Median + 3sd</u>	<u>32,374</u>	<u>1,740</u>	<u>839,639</u>	<u>63.07</u>	<u>45.19</u>	<u>0.39</u>
<u>Max + 3sd</u>	<u>34,667</u>	<u>1,742</u>	<u>1,039,897</u>	<u>62.85</u>	<u>43.47</u>	<u>0.41</u>
<u>Trim 1% per component</u>	<u>34,510</u>	<u>1,749</u>	<u>781,486</u>	<u>65.9</u>	<u>43.16</u>	<u>0.41</u>
<u>Trim 1% overall</u>	<u>35,444</u>	<u>1,749</u>	<u>1,128,909</u>	<u>66.05</u>	<u>43.16</u>	<u>0.42</u>
<u>No imputations</u>	<u>37,881</u>	<u>1,749</u>	<u>2,205,250</u>	<u>65.81</u>	<u>43.09</u>	<u>0.46</u>

Source: ECVMAS 1, calculs des auteurs.

Annexe 6. IPC mensuel d'Haïti 2011-2012

Année	Mois	Indice général	Produits alimentaires, boissons et tabac	Vêtements et textiles, chaussures	Location, énergie et eau	Construction, équipement et entretien de logement	Santé	Transports	Loisirs, distraction, enseignement et culture	Autres biens et services
2011	Jan.	177,20	182,90	169,40	199,50	193,80	178,10	142,20	184,60	149,20
	Fév.	179,40	187,10	169,90	200,40	193,60	178,50	142,40	184,60	149,50
	Mars	181,72	189,47	171,34	204,07	194,55	180,41	145,54	184,95	150,05
	Avr.	183,50	190,51	171,90	211,51	194,83	181,64	147,78	185,24	150,51
	Mai	184,72	191,76	173,29	213,50	195,68	184,53	148,25	185,27	152,35
	Juin	186,66	193,93	176,93	215,65	196,27	187,85	148,69	185,29	156,34
	Juil.	186,79	193,46	178,19	216,70	197,27	189,17	148,93	185,40	157,15
	Août	186,99	193,41	178,35	218,33	197,04	189,76	149,11	185,40	157,28
	Sept.	188,24	194,82	179,13	220,22	197,68	192,03	149,13	187,66	158,28
	Oct.	188,83	194,65	179,22	220,61	198,05	194,74	149,02	195,95	159,46
	Nov.	189,24	195,30	179,63	220,68	198,15	195,09	149,04	196,00	160,05
Déc.	189,70	196,00	179,95	220,95	198,80	195,69	149,21	195,66	160,21	
2012	Jan.	190,85	197,87	180,72	221,32	199,23	196,75	149,39	196,12	160,54
	Fév.	191,40	198,58	181,01	221,87	199,49	197,85	149,49	196,21	161,61
	Mars	192,06	199,48	181,45	222,18	199,88	198,07	150,16	196,35	162,00
	Avr.	193,44	200,92	182,67	225,26	200,54	199,23	150,84	196,53	163,16
	Mai	194,30	201,63	184,24	226,28	202,47	199,96	151,94	196,87	163,33
	Juin	195,92	203,39	186,62	228,27	203,88	203,05	152,92	196,89	164,62
	Juil.	196,69	203,84	188,46	229,99	204,61	204,17	153,40	197,90	165,42
	Août	198,42	206,50	189,53	231,18	205,75	205,27	153,99	198,14	165,42
	Sept.	200,35	208,58	191,56	234,72	206,55	207,11	154,54	200,14	167,00
	Oct.	201,70	209,50	191,66	234,85	206,74	207,70	154,76	213,89	167,18
	Nov.	203,33	212,35	191,84	235,66	207,37	207,55	154,83	214,11	167,99
Déc.	204,09	213,27	192,35	236,82	208,42	209,30	154,89	214,52	168,08	

Source : IHSI. Août 2004 = 100

