

# **Eviter les écueils statistiques de la RDC**

Nouvelles estimations sur les  
tendances du bien-être et de la  
pauvreté (2005-2012) selon une  
approche de désagrégation spatiale

Wim **Marivoet**  
Tom **De Herdt**  
John **Ulimwengu**

Working Papers are published under the responsibility of the IOB Research Commission, without external review process. This paper has been vetted by **Danny Cassimon**, chair of the Research Commission.

Comments on this Working Paper are invited. Please contact the author at [tom.deherdt@uantwerpen.be](mailto:tom.deherdt@uantwerpen.be).

**Institute of Development Policy**

Postal address:	Visiting address:
Prinsstraat 13	Lange Sint-Annastraat 7
B-2000 Antwerpen	B-2000 Antwerpen
Belgium	Belgium

Tel: +32 (0)3 265 57 70  
Fax: +32 (0)3 265 57 71  
e-mail: [iob@uantwerp.be](mailto:iob@uantwerp.be)  
<http://www.uantwerp.be/iob>

**WORKING PAPER / 2018.04**

**ISSN 2294-8643**

# **Eviter les écueils statistiques de la RDC**

Nouvelles estimations sur les tendances du bien-être et de la pauvreté (2005-2012) selon une approche de désagrégation spatiale

Wim **Marivoet\***

Tom **De Herdt\*\***

John **Ulimwengu\***

Mars 2018

\* West & Central Africa Office (WCAO), International Food Policy Research Institute (IFPRI)

\*\* Institute of Development Policy (IOB), University of Antwerp

Cette recherche fait partie du "Secure Livelihoods Research Consortium", financé par le Department for International Development (DFID) du Royaume Uni.

## TABLE OF CONTENTS

<b>RÉSUMÉ</b>	<b>5</b>
<b>1. INTRODUCTION</b>	<b>6</b>
<b>2. ESTIMATIONS DE LA PAUVRETÉ NATIONALE: MÉTHODOLOGIE OFFICIELLE CONTRE MÉTHODOLOGIE RÉVISÉE</b>	<b>6</b>
<b>3. DONNÉES SUR LA RDC ET DÉFIS MÉTHODOLOGIQUES</b>	<b>9</b>
<b>3.1. DONNÉES</b>	<b>9</b>
<b>3.2. DÉFIS MÉTHODOLOGIQUES</b>	<b>10</b>
3.2.1. CADRES D'ÉCHANTILLONNAGE	11
3.2.2. PRIX STANDARDS DES PRODUITS ALIMENTAIRES ET APPORTS EN NUTRIMENTS	12
3.2.3. LOYERS IMPUTÉS	14
3.2.4. DIVERSITÉ CONTEXTUELLE À TRAVERS LE TEMPS ET L'ESPACE	16
<b>3.3. IMPACT DES SOLUTIONS PROPOSÉES SUR LA TAILLE DES ÉCHANTILLONS</b>	<b>20</b>
<b>4. RÉSULTATS</b>	<b>21</b>
<b>4.1. COMPARAISON AVEC LES STATISTIQUES OFFICIELLES</b>	<b>21</b>
<b>4.2. TRIANGULATION AVEC LES INDICATEURS DE NUTRITION</b>	<b>27</b>
<b>4.3. ANALYSE DU BIEN-ÊTRE</b>	<b>30</b>
<b>5. CONCLUSIONS</b>	<b>33</b>
<b>RÉFÉRENCES</b>	<b>35</b>
<b>ANNEXE A: RÉSULTATS DU MODÈLE LOG-LINÉAIRE POUR L'IMPUTATION DES LOYERS FICTIFS</b>	<b>38</b>

## RÉSUMÉ

Ce document s'appuie sur deux séries de données sur le budget des ménages (2005 et 2012) pour présenter une proposition d'analyse intégrée des changements les plus récents en matière de bien-être et de pauvreté en République Démocratique du Congo (RDC). Confronté à divers défis méthodologiques, il aborde quatre points pour améliorer la comparabilité du bien-être et de la pauvreté dans le temps et l'espace. Sa caractéristique la plus saillante est le degré élevé de précision spatiale, qui permet de mieux saisir la variation des conditions de vie et des opportunités économiques en RDC. **Comparée aux statistiques officielles, cette approche donne une perspective complètement différente de la pauvreté, tant en termes de niveaux qu'en termes de tendances.** Les nouvelles estimations sont également triangulées avec les changements en termes de sous-nutrition. En utilisant l'indicateur de consommation généré par cette approche, on constate que la croissance au niveau des ménages urbains a été en moyenne légèrement positive et favorable aux couches plus pauvres, alors qu'elle a été négative et pro-riche pour leurs correspondants ruraux. L'effet combiné de ces tendances opposées de bien-être est une réduction mineure de la pauvreté dans les villes congolaises et son augmentation dans le milieu rural. Il existe cependant d'importantes différences régionales que nous classons en quatre tendances de bien-être. Compte tenu des différences entre notre analyse et les statistiques officielles, des travaux supplémentaires sont nécessaires pour vérifier la méthodologie proposée, la robustesse des résultats ainsi que le profil de pauvreté qui en résulte.

## 1. INTRODUCTION

Depuis la signature, à Sun City en 2002, des traités de paix qui ont formalisé le lancement d'une nouvelle période de transition politique, les perspectives de développement de la République Démocratique du Congo (RDC) sont bonnes. Non seulement le paysage politique s'est stabilisé avec l'adoption d'une nouvelle constitution en 2005 et l'organisation en 2006 des premières élections libres et équitables depuis l'indépendance, mais également le niveau d'aide publique au développement reçue par le pays a légèrement augmenté (Banque Mondiale 2017) et le pays a également obtenu un allègement irrévocable de la dette en 2010 correspondant à environ 12,3 milliards de USD (Marysse et al. 2012). Si l'on considère le Produit Intérieur Brut (PIB) à sa valeur nominale, les dividendes de la paix depuis le changement de millénaire ont été énormes: le taux de croissance négatif est devenu positif en moins de cinq ans (passant de -7% en 2000 à presque +7% in 2004) et il est resté élevé depuis cette période, à l'exception de la période de crise économique globale en 2009 quand il s'est retrouvé en dessous de 3% (Banque Mondiale 2017). Bien entendu, la croissance de la population, estimée à environ 3% par an est en partie responsable de ces taux de croissance, laissant néanmoins 3 à 4 % de croissance annuelle en termes de PIB par habitant.

Dans ce document, nous analysons les tendances du bien-être et de la pauvreté en RDC en utilisant les données d'enquête disponibles sur les ménages. Cependant, différents problèmes compliquent la mesure et le suivi du bien-être et de la pauvreté à ce niveau micro. Ces défis sont multiples dans des pays comme la RDC qui, du fait de leurs dimensions tout particulièrement, sont caractérisés par une énorme diversité et une absence d'intégration du marché. La Section 2 passe brièvement en revue la documentation sur ce sujet. Le reste du document est organisé comme suit: après l'introduction de certaines caractéristiques basiques des données sur le budget des ménages en RDC, nous identifions quatre défis statistiques cruciaux (à savoir: les poids d'échantillonnage, les prix standards des produits alimentaires, l'imputation des loyers et la diversité contextuelle) et nous élaborons une méthodologie pour relever chacun de ces défis (Section 3). Bien que ces quatre aspects soient importants, le niveau élevé de désagrégation spatiale présente le plus de pertinence en termes politiques. La Section 4 compare ensuite les estimations officielles de la pauvreté avec celles obtenues en appliquant la méthode présentée dans la section précédente. Les changements constatés en termes de sous-nutrition sont utilisés pour valider nos conclusions. Nous discuterons également certains résultats clés concernant l'évolution du bien-être à travers les provinces de la RDC entre 2005 et 2012. Les remarques finales sont présentées dans la Section 5.

## 2. ESTIMATIONS DE LA PAUVRETÉ NATIONALE: MÉTHODOLOGIE OFFICIELLE CONTRE MÉTHODOLOGIE RÉVISÉE

Tout gouvernement engagé dans l'amélioration des conditions sociales de sa population doit avant tout estimer le niveau de pauvreté. Cependant, qu'elles soient mues par des motivations politiques ou statistiques, les méthodes officiellement adoptées peuvent s'avérer sous-optimales ou variables, en fonction de l'environnement politique en vigueur. Alors que ce dernier problème remet en question la comparabilité dans le temps des résultats obtenus, le premier peut rendre ces résultats peu pertinents pour le contexte étudié. Par conséquent, les évaluations de la pauvreté peuvent varier considérablement en fonction des problèmes identifiés et des solutions proposées pour y faire face.

Le cas de l'Inde, où l'étendue de la pauvreté pendant les années 90 a fait l'objet d'âpres débats (voir les nombreuses contributions dans la revue *Economic and Political Weekly*), illustre très bien l'écart entre les statistiques officielles et les « véritables » statistiques de la pauvreté. Pour certains, la tendance officielle de la pauvreté était clairement trop pessimiste, alors que d'autres l'ont rejetée en la jugeant trop optimiste. D'autres encore ont déclaré: « nous ne pouvons simplement pas apprendre avec certitude à partir des données uniquement » (Palmer-Jones et Sen, 2001:217). En effet, la majeure partie du débat sur la pauvreté en Inde a été suscitée par une interaction d'arguments statistiques et politiques (Deaton et Kozel 2005). Même s'ils n'ont pas suscité des débats publics, les discours officiels autour de la pauvreté dans d'autres pays ont également fait l'objet de nombreuses critiques. Par exemple, Park et Wang (2001) ont parcouru une liste de onze sources d'erreurs potentielles, avant de conclure que la pauvreté dans la Chine rurale sera probablement plus élevée et sa réduction dans le temps sera plus lente que ce qui est reflété par les estimations officielles. En Indonésie, le profil officiel de la pauvreté a été critiqué pour son manque de robustesse, étant donné que les taux de pauvreté sont plus élevés dans les zones urbaines que dans le milieu rural (Asra 2000; Ravallion et Bidani 1994). Au Mozambique également, de nombreuses erreurs de mesure ont poussé les spécialistes à réviser la méthodologie officielle d'estimation de la pauvreté, ce qui a finalement entraîné une modification complète du profil de la pauvreté (Alfani et al. 2012).

A travers ces critiques et ces révisions, on peut schématiquement identifier trois domaines statistiques d'erreurs potentielles. Le premier renvoie à la création et à la mise en œuvre pratique des enquêtes de ménage; le deuxième et le troisième traitent des problèmes qui empêchent de mesurer le bien-être des ménages de manière précise et stable et de déterminer les seuils de pauvreté.

Avant tout, pour tout travail de comparaison basé sur les enquêtes de ménages, la méthode adoptée ainsi que la supervision pendant la mise en œuvre peuvent avoir un impact de taille sur la qualité et l'exhaustivité des informations obtenues (Beegle et al. 2012). En ce qui concerne l'Inde, la longue période de rappel de 30 jours est citée comme une des raisons principales pour lesquelles le niveau de consommation des ménages enregistré est substantiellement inférieur à son équivalent selon les comptes nationaux de la consommation privée agrégée (Deaton et Kozel 2005; Palmer-Jones et Sen 2001). Dans la même veine, la liste d'aliments prédéfinie utilisée pour les enquêtes sur le budget national au Mozambique est considérée comme étant trop restrictive (38 produits alimentaires uniquement dans l'enquête 2008/9) et composée principalement de produits alimentaires non transformés. En outre, le questionnaire sur le journal alimentaire ne prévoyait pas assez d'espace pour des lignes de consommation supplémentaires ou pour mentionner d'autres types de transactions alimentaires moins habituels (Alfani et al. 2012). Au Mozambique également, la supervision limitée de la part des enquêteurs pendant la période de consignation dans le journal, ainsi que certaines hypothèses approximatives concernant le poids des unités de mesure non-métriques, ont augmenté le niveau d'imprécision (Alfani et al. 2012).

Ensuite, en ce qui concerne la mesure du bien-être, diverses étapes sont nécessaires – chacune d'elles comportant des risques d'imprécision. Premièrement, on a besoin d'un échantillon représentatif des ménages qui, à son tour, exige des données démographiques fiables. Dans le cas de l'Inde par exemple, Deaton et Kozel (2005) remettent en question la validité de la méthode et du cadre d'échantillonnage utilisés pour les phases annuelles intermédiaires,

[1] Voir par exemple: Mehta et Venkatraman (2000), Palmer-Jones et Sen (2001), Ravallion (2000) et Suryanarayana (2000).

par rapport aux phases majeures qui se produisent moins fréquemment. En Chine, l'échantillon national a été critiqué pour avoir exclu les zones éloignées, les familles illétrées et les groupes minoritaires (Park et Wang 2001). Etant donné le caractère obsolète des recensements dans de nombreux pays en développement, avec des préoccupations similaires d'exclusion, les erreurs d'échantillonnage pourraient représenter un problème général dans d'autres contextes également. Deuxièmement, malgré la pratique conventionnelle généralisée qui consiste à s'appuyer sur les données de la consommation dans la mesure de la pauvreté, certains pays comme la Chine capturent des données sur les revenus et/ou les dépenses. Bien que les données sur les revenus soient moins lisses dans le temps, en particulier dans les sociétés agricoles, les dépenses peuvent générer des flux de consommation au-delà de l'année au cours de laquelle une dépense a été réalisée, comme par exemple dans le cas de l'acquisition d'une maison ou autres biens durables (Park et Wang 2001). Troisièmement, et par opposition au point précédent, les valeurs locatives pour les propriétaires sont, dans de nombreux cas, exclues ou mal imputées, contribuant ainsi à une sous-estimation du bien-être pour ces ménages propriétaires de leur maison (Park et Wang 2001). Quatrièmement, le manque de données fiables sur les prix entrave l'estimation précise du pouvoir d'achat dans le temps et dans l'espace – ce dernier étant particulièrement crucial pour des pays vastes ayant des marchés très peu intégrés. En Inde, les déflateurs de prix officiels ont tendance à surestimer le taux d'inflation réel (Deaton et Kozel 2005; Palmer-Jones et Sen 2001), alors que l'inverse semble être le cas en Chine (Park et Wang 2001). De plus, avant 1990, la Chine s'appuyait aussi sur des prix fixés par l'Etat pour estimer la valeur des marchandises auto-produites et sur une combinaison de prix fixes et de prix du marché pour estimer la valeur des produits alimentaires standard (Park et Wang 2001). En termes de région, la correction pour les écarts de prix ne va généralement pas au-delà de la distinction urbain/rural (Deaton et Kozel 2005; Park et Wang 2001) ou se base sur des informations discutables (Palmer-Jones et Sen 2001).

Enfin, en ce qui concerne le troisième domaine de problèmes statistiques (c.-à-d. la détermination des seuils de pauvreté), il convient de considérer deux principes de base régulièrement mis en avant. D'une part, les seuils de pauvreté définis dans le temps et à travers les régions devraient être cohérents entre eux; ce qui signifie qu'ils devraient renvoyer au même niveau de vie ou niveau d'utilité. D'autre part, les seuils de pauvreté devraient être suffisamment spécifiques ou pertinents pour le contexte local, c.-à-d. qu'ils devraient refléter les principaux besoins ainsi que les préférences au niveau local (Asra et Santos-Francisco 2003; Ravallion et Bidani 1994). En ce qui concerne la spécificité contextuelle, les seuils de pauvreté en Chine pourraient être considérés comme étant soit trop élevés – étant donné la référence calorique relativement élevée qui leur est associée – soit trop faible – étant donné que le panier alimentaire n'inclut pas les boissons alcoolisées ou les sucreries, typiquement consommés par les populations pauvres (Park et Wang 2001). Dans le même ordre d'idées, les seuils officiels de la pauvreté en Indonésie sont probablement trop bas, étant donné que leur composante non-alimentaire est considérablement plus faible que la consommation non-alimentaire observée chez les populations pauvres (Asra 2000).

En plus de la spécificité contextuelle, le critère de cohérence semble également souvent altéré. Avant 1998, les seuils de pauvreté officiels de la Chine se basaient sur une allocation non-alimentaire de 40%, qui a ensuite fortement chuté à 17% (Park et Wang 2001). De même, les seuils officiels de la pauvreté en Inde, au fil du temps, n'étaient plus liés aux mêmes besoins nutritionnels (Palmer-Jones et Sen 2001). En plus des préoccupations concernant la cohérence au fil du temps, les seuils de pauvreté au niveau régional pourraient également ne pas

être mutuellement comparables. Deaton et Kozel (2005) indiquent que les données de prix utilisées en 1993 pour établir des seuils de pauvreté spécifiques à l'Etat en Inde étaient obsolètes, et que les seuils de pauvreté urbains et ruraux de chaque Etat avaient été établis sans tenir compte des écarts de prix en vigueur entre les secteurs. Ces préoccupations sont encore renforcées par le fait que la pauvreté urbaine dans certains Etats est *plus* répandue que la pauvreté rurale, surtout si cette conclusion va à l'encontre de l'expérience des populations sur le terrain. Dans le cas de l'Indonésie par exemple, la différence entre les seuils de pauvreté urbain et rural dépassait de loin la différence en termes de coût de la vie. Il en résulte une inversion du classement de la pauvreté par secteur par rapport au résultat qui prévaudrait si les seuils de pauvreté correspondaient aux données sur le coût de la vie (Ravallion et Bidani 1994).

### **3. DONNÉES SUR LA RDC ET DÉFIS MÉTHODOLOGIQUES**

#### **3.1. Données**

Ce document utilise deux bases de données transversales sur la consommation des ménages collectées par l'Institut National de Statistique (INS) de la RDC en 2004-5 et 2012-13<sup>2</sup>. Ces deux vagues d'enquête suivent la même méthodologie, appelée *Enquête 123*, dans laquelle chaque chiffre renvoie à une phase distincte: (1) emploi, (2) secteur informel et (3) consommation. Ce document s'appuie principalement sur la troisième phase, qui comprend les données de journal et des données de rappel sur douze catégories de consommation suivant la classification des fonctions de consommation des ménages (COICOP, en anglais). Alors que les données de journal concernent une période moyenne de 15 jours, la période de rappel s'étend de 6 à 12 mois, en fonction du module. Comme il ressort du Tableau 1, les données primaires des deux enquêtes s'élèvent à 3.244.982 lignes de consommation individuelles pour lesquelles les quantités, les unités de vente locales, les prix unitaires et les dépenses totales ont été enregistrées par un total de 33.490 ménages différents. La taille de l'échantillon couvre 12.087 ménages pour la vague de 2005 et 21.403 pour la vague de 2012, chacune suivant un plan d'échantillonnage qui cherche la représentativité par secteur (villes statutaires, villes provinciales et villages) au niveau des provinces<sup>3</sup>.

---

[2] Les deux vagues de l'Enquête 123 ont été réalisées sur deux ans chacune; mais pour des raisons de commodité nous nous référerons simplement à l'année 2005 pour la première et à 2012 pour la deuxième vague, qui sont les années où la plupart des ménages ont été interrogés.

[3] En prévision du processus de décentralisation en cours, qui est devenu officiel en 2015, le plan d'échantillonnage de 2012 était basé sur 26 provinces, par rapport à 11 provinces en 2005.

**Tableau 1. Description des données**

	<b>2005</b>	<b>2012</b>	<b>Total</b>
<b>Nombre de ménages</b>	12.087	21.403	33.490
<b>Nombre de dépenses</b>			
Produits alimentaires	880.499	1.467.566	2.348.065
Boissons	54.279	91.335	145.614
Vêtements	47.597	33.316	80.913
Logement	128.201	139.156	267.357
Équipement ménager	55.145	82.265	137.410
Santé	35.643	27.601	63.244
Transport	13.640	18.066	31.706
Communication	1.655	14.967	16.622
Loisirs	17.304	15.118	32.422
Éducation	9.543	7.234	16.777
Restauration	8.545	9.236	17.781
Services	41.639	45.432	87.071
<b>Total</b>	<b>1.293.690</b>	<b>1.951.292</b>	<b>3.244.982</b>

Source: 123 Survey (2005) and (2012).

En comparaison avec les études de cas par pays examinées dans la section précédente, la méthodologie de l'Enquête 123 appliquée à la RDC adopte largement les meilleures normes; les détails de la consommation individuelle étant accessibles, par opposition aux seules données agrégées par ménage, voire par groupe de ménages, comme c'était le cas pour la Chine avant 1995 (Park et Wang 2001). Le fait que la méthodologie se base sur des journaux de 15 jours, avec au moins six visites programmées des enquêteurs pour superviser ce processus, confirme que cette enquête respecte également les bonnes pratiques. De plus, le questionnaire 123 comprend une liste de plus de 200 produits alimentaires qui, en plus des achats journaliers, inclut également d'autres types de transactions alimentaires, comme les cadeaux reçus ou donnés en nature ou les aliments auto-produits. Par contre, les taux de conversion pour les unités de vente locales n'étaient pas facilement accessibles ou n'ont été collectés que de manière occasionnelle en 2005. Ce travail a été effectué de manière beaucoup plus structurée en 2012. L'inverse est vrai en ce qui concerne le loyer imputé aux propriétaires: cette procédure était assez complète pour la phase de 2005 alors qu'elle était plutôt incomplète en 2012.

### 3.2. Défis méthodologiques

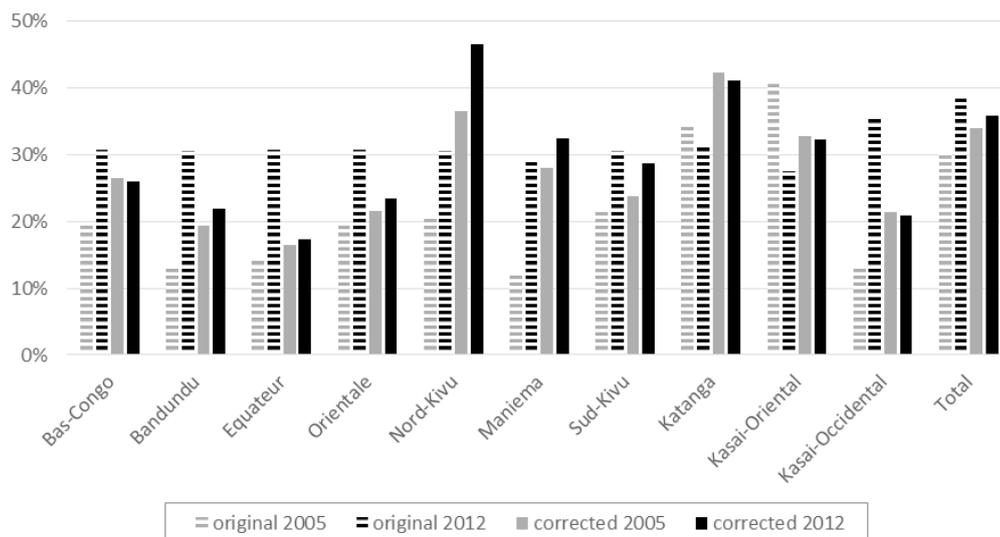
Sur la base des études de cas discutées ci-dessus et avec les données de l'Enquête 123 à portée de main, nous identifions quatre défis spécifiques à la RDC et discutons de la manière de relever chacun d'eux afin d'augmenter la crédibilité des résultats finaux. Bien entendu, et conformément à l'expérience de l'Inde, les améliorations ici proposées ne peuvent

être considérées que comme « un piètre substitut à la collecte de données épurées, crédibles et exhaustives » (Deaton and Kozel, 2005:196).

### 3.2.1. Cadres d'échantillonnage

Sans enregistrement systématique et étant donné que le dernier recensement de la population remonte à 1984, il est très difficile de réaliser une enquête de ménage représentative en RDC. En effet, pour ce faire, nous devons disposer de données démographiques fiables à associer avec les unités d'échantillonnage sélectionnées pour savoir combien d'unités de population elles représentent (Gelman 2007; Little 2004). Dans un article récent, Marivoet et De Herdt (2017) documentent la volatilité élevée des données de population utilisées dans les cadres d'échantillonnage des dernières enquêtes de ménages nationales réalisées en RDC. Il est clair qu'avec le temps, de très différentes hypothèses de fertilité ou de mortalité semblent avoir été utilisées pour estimer la distribution de la population congolaise. La Figure 1 montre les taux d'urbanisation par province pour les deux vagues de l'Enquête 123 résultant de l'application des poids de sondage initiaux, c.-à-d. ceux fournis par les experts en échantillonnage à la suite de la collecte des données (voir les barres rayées). Prise à sa valeur nominale, l'ampleur de l'urbanisation semble avoir changé de manière drastique entre 2005 et 2012. La Banque Mondiale rapporte que « [le] taux moyen de croissance urbaine du pays au cours de la dernière décennie était de 4,1 pourcent [...]; si cette tendance persiste, la population urbaine va doubler en seulement 15 ans » (Banque Mondiale 2018:1-2). Globalement, le taux d'urbanisation du pays est passé de 30% à presque 40% entre 2005 et 2012, une variation que l'on pourrait aussi observer dans les provinces du Bas-Congo, Orientale, Nord-Kivu et Sud-Kivu. Au Bandundu, en Equateur, au Maniema et au Kasai Occidental, on note une augmentation de plus de 15% sur la période de sept ans. Au contraire, le Katanga et le Kasai Oriental auraient connu une période de désurbanisation, à un faible taux pour le premier mais de manière plus prononcée pour le dernier.

**Figure 1. Variation dans les taux d'urbanisation des provinces selon les poids d'échantillonnage initiaux et corrigés (2005-2012)**



N.B.: La province du Kinshasa n'a pas de secteur rural officiel (c.-à-d. que le taux d'urbanisation est égal à 100%) et n'est donc pas représentée sur cette figure.

Source: Adapté de Marivoet et De Herdt (2017) en sélectionnant uniquement les taux d'urbanisation des données de l'Enquête 123 (2005 et 2012).

Sur une perspective à long terme, en ajoutant les données démographiques provenant d'autres enquêtes nationales depuis 2001 (non indiqué sur la Figure 1), Marivoet et De Herdt (2017) concluent que ces évolutions démographiques doivent comporter des erreurs. Par conséquent, toute analyse de tendance basée sur ces enquêtes risque d'être une mesure des changements dans le plan d'échantillonnage, plutôt que des changements des variables d'intérêt. En guise de solution, les auteurs proposent de stabiliser les cadres d'échantillonnage en utilisant une technique de post-stratification basée sur une interpolation de la distribution du recensement de 1984 et une référence de 2012 dérivée des données de vaccination et de scolarisation. En appliquant la même technique, on note que l'urbanisation en RDC a évolué de manière bien moins considérable, à l'exception peut-être du Nord-Kivu, comme on peut l'observer à partir des barres solides colorées de la Figure 1. Pour la plupart des provinces, il semble que l'ampleur de l'urbanisation a été sous-estimée dans l'enquête de 2005, et sur-estimée dans celle de 2012. Les plus nettes exceptions à cette observation sont le Kasai Oriental, où le contraire est vrai, et le Nord-Kivu et le Katanga, où le taux d'urbanisation ré-estimé est remarquablement plus élevé pour les deux années. Etant donné la magnitude des variations au fil des ans et selon les types de poids, l'erreur dans les résultats due aux cadres d'échantillonnage erratiques pourraient être plus prononcée dans les provinces de Bandundu, Equateur, Nord-Kivu, Maniema et les deux provinces du Kasai, ce que nous vérifierons plus loin dans ce document.

### **3.2.2. Prix standards des produits alimentaires et apports en nutriments**

En RDC, comme dans de nombreux autres pays africains, les achats alimentaires sont réalisés selon des unités de mesure locales (sakombi, ekolo, etc.) par opposition aux unités de mesure métriques, tels que les kilogrammes et les litres. Dans des circonstances d'une relation uniforme, la conversion entre les unités de vente locales et les mesures standards serait simple et directe. Toutefois, ces unités locales ne sont pas nécessairement les mêmes à travers toute la RDC et ont tendance à changer avec le temps, ce qui nécessite d'envoyer des équipes d'enquêtes distinctes pour réellement peser la quantité d'aliments achetée par le ménage. Etant donné le coût de cette opération, tous les achats alimentaires n'ont pas été pesés: à peine 17% de tous les achats alimentaires ont été pesés en 2005, contre 52% en 2012. Afin de pouvoir convertir les dépenses alimentaires non-pesées et obtenir l'équivalent en masse métrique, ainsi que pour assurer une méthodologie cohérente dans le temps, nous avons tout d'abord estimé les prix standards sur la base de l'unité de vente la plus commune pour les produits alimentaires les plus importants dans chacune des 56 et 66 zones de prix identifiées en 2005 et en 2012, respectivement. Pour 2005, ces zones de prix ont été obtenues en croisant les trois secteurs du pays avec les strates d'enquête (qui ont été construites pour organiser l'enquête de manière logistique et qui ainsi reflètent un certain degré d'intégration du marché). Pour les 66 zones de prix en 2012, la nouvelle délimitation provinciale introduite en 2015, combinée avec les mêmes trois secteurs, a été utilisée.

Bien qu'observer les prix au niveau des ménages serait plus précis pour estimer le pouvoir d'achat alimentaire de chaque famille et son niveau associé d'insécurité alimentaire, l'utilisation des prix moyens par zone de prix pour chaque produit alimentaire a permis de convertir 83% (en 2005) et 89% (en 2012) de toutes les dépenses alimentaires en poids standards correspondants. Ces quantités de produits alimentaires achetées ont ensuite été intégrées dans un tableau de composition nutritionnelle des aliments (Food Composition Table – FCT, en anglais), ce qui fournit la part comestible des aliments ainsi que la composition nutritive de chaque portion comestible de 100 grammes. Etant donné que nous ne disposions pas de FCT spécifique à la RDC, nous avons utilisé le FCT de l'Afrique de l'Ouest développé par la FAO (Stadlmayr et al.

2012). Ce FCT réunit des données sur la composition des aliments provenant de neuf pays, ce qui aboutit à une liste extensive de produits alimentaires avec des données hautement comparables sur les composantes alimentaires; il contient également un facteur de conversion comestible pour chaque produit alimentaire<sup>4</sup>. Malgré la nature détaillée de ces données de composition alimentaire, les étiquettes alimentaires utilisées par la classification COICOP n'ont pas toujours garanti une parfaite correspondance. Par exemple, l'information sur la variété exacte, le cultivar, le stade de maturation ou le taux de graisse de l'aliment est généralement manquante. Malgré cette lacune, la plupart des autres distinctions importantes, en termes de couleur ou d'étape de transformation des aliments, ont pu être réalisées ou extraites de manière indirecte. En utilisant les données associées en termes de conversion comestible et de composition nutritionnelle, chaque ligne de consommation alimentaire a ensuite été convertie en son équivalent nutritionnel et exprimée en termes annuels. Mises à part les calories, ce document couvre les 14 micronutriments suivants: calcium, fer, zinc, magnésium, thiamine, riboflavine, niacine, folate et vitamines A, D, E, C, B6 et B12.

Etant donné les difficultés de correspondance sus-mentionnées, ainsi que les données manquantes sur les prix régionaux, 80% en 2005 et 86% en 2012 de toutes les dépenses alimentaires pourraient être finalement convertis en leur apport nutritionnel correspondant, laissant tout de même une part substantielle de consommation alimentaire non-identifiée. Pour faire face à ce problème, une procédure de majoration a été mise en œuvre pour dériver des prix par nutriment spécifiques aux ménages sur la base de la part identifiable de consommation alimentaire dans un ensemble de différents groupes alimentaires. Cette information a ensuite été utilisée pour augmenter l'apport total en nutriments pour chaque ménage en s'appuyant sur les valeurs monétaires correspondant à la part non-identifiée de consommation alimentaire, grâce à laquelle deux procédures de majoration ont été essayées de manière consécutive. La première s'est appuyée sur une catégorisation des dépenses en 16 groupes alimentaires identifiés par la méthodologie de la FAO dans le Score de Diversité Alimentaire des Ménages. Dans le cas où aucun prix par nutriment ne pouvait être dérivé pour un groupe alimentaire particulier comprenant une consommation non-identifiée, nous avons eu recours à une catégorisation plus vaste de huit groupes d'aliments, en nous inspirant des procédures du PAM (2008) pour établir les Scores de Consommation Alimentaire.

Pour évaluer les déficiences en nutriments, nous avons également calculé des échelles d'équivalence nutritionnelle pour un homme adulte (Adult Male Equivalence – AME, en anglais) pour chaque nutriment, sur la base des niveaux d'apport recommandés par âge/sexe, comme le définissent les plus récentes instances communes FAO/WHO/UNU (FAO 2001; WHO/FAO 2004; WHO 2007). A titre de référence pour ces échelles d'équivalence adulte, nous avons utilisé un homme âgé de 30 ans et établi son niveau d'activité physique à 1,75, tout en optant pour un niveau de bio-disponibilité de 5% pour le fer alimentaire et une faible bio-disponibilité pour le zinc alimentaire (15%). Par conséquent, compte tenu des différences dans la taille et la composition de la famille, les estimations quotidiennes des apports en nutriments exprimés par AME ont pu finalement être obtenues et comparées aux niveaux d'apport recommandés pour la référence homme-adulte.

---

[4] Par rapport à de nombreux autres FCT, la couverture cohérente des taux de conversion comestibles dans le FCT de l'Afrique de l'Ouest est plutôt exceptionnelle, bien que très importante étant donné les parts relativement élevées de poids non-comestible typiquement observées dans les fruits, les légumes, le poisson et la viande (comme les pépins, les noyaux, la peau, les os, etc.) – essentiels pour assurer l'adéquation des micronutriments. A chaque fois que nécessaire, d'autres sources de composition alimentaire, comme la base de données de la FAO sur la composition des aliments pour la biodiversité (FAO 2016) et le FCT en ligne du Ministère de l'Agriculture des Etats-Unis (<https://ndb.nal.usda.gov>) ont été consultées pour recouper ou remplir certaines valeurs manquantes.

### 3.2.3. Loyers imputés

En plus des aliments, les dépenses en matière de logement occupent une part importante de la consommation globale dans la plupart des pays en développement, y compris la RDC. Cependant, lorsque les ménages possèdent leur propre habitation, il n'existe pas de dépense correspondant au loyer payé par ceux qui sont locataires – alors même que les propriétaires tirent effectivement une valeur locative de l'occupation de leur logement. Pour résoudre ce problème, on impute généralement un loyer sur la base des caractéristiques du logement et des loyers réels payés par les locataires; plusieurs techniques sont proposées dans la littérature (pour un aperçu, voir Balcazar et al. 2014). Malheureusement, cette approche n'a pas été appliquée de manière cohérente pendant les deux vagues de l'Enquête 123: alors que presque chaque ménage en 2005 avait soit un loyer réel soit un loyer imputé, ce n'était plus le cas en 2012. Plus spécifiquement, les loyers après imputation aux propriétaires étaient encore manquants pour uniquement 2% de tous les ménages dans l'enquête de 2005, contre plus de 89% pour la vague de 2012<sup>5</sup>.

Manquant de connaissance sur la technique précise d'imputation adoptée en 2005, nous avons estimé les loyers pour les deux vagues en suivant le même modèle semi-logarithmique. Ce modèle log-linéaire est la forme fonctionnelle la plus communément utilisée, qui estime le logarithme naturel des loyers effectivement payés par rapport à la fonction d'indicateur d'un ensemble de caractéristiques de logement (Balcazar et al. 2014). Au total, sept caractéristiques de logement ont été retenues pour cet exercice: le matériel utilisé pour les murs et le sol, le nombre de pièces et de chambres à coucher, le type d'énergie utilisée pour la cuisine, le type d'alimentation en eau et le type de collecte de déchets. Etant donné le nombre limité de locataires interrogés pour les deux vagues (13% en 2005 et 11% en 2012), nous avons appliqué ce modèle d'estimation à neuf zones d'habitation différentes, définies par une combinaison de données sur la couverture du sol, la topographie et l'environnement social. Alors que les deux premiers aspects contrôlent les différences dans la qualité des logements qui sont liées à la diversité biophysique du pays, le dernier tient compte des différences concernant le climat social et les attentes. Plus spécifiquement, nous avons tout d'abord identifié quatre zones biophysiques (les hautes terres et les basses terres des savanes, les hautes terres et les basses terres tropicales), après quoi nous avons distingué les zones urbaines et rurales (tout en distinguant également la capitale de Kinshasa des autres zones urbaines).

Après avoir estimé le modèle log-linéaire pour chacune des neuf zones et pour les deux vagues de l'enquête (voir les résultats à l'Annexe A), nous avons utilisé les coefficients de régression de chacune des sept caractéristiques de logement pour dériver et imputer les loyers pour les propriétaires. En comparaison avec les résultats de l'estimation initiale, le Tableau 2 indique que les loyers nouvellement dérivés tombent largement dans la même gamme pour la plupart des zones d'habitation identifiées. Par conséquent, bien que la consommation agrégée des ménages en 2005 n'ait pas été altérée de manière substantielle après cette mise à jour méthodologique, la couverture des ménages ayant soit un loyer effectivement payé soit un loyer imputé est maintenant presque complète, ce qui – particulièrement pour l'enquête de 2012 – constitue une amélioration considérable. Sur la base des résultats révisés de la procédure, le Tableau 2 montre également que les loyers (imputés et réels) ont en moyenne augmenté dans

---

[5] Suite à une inspection détaillée, une forme de loyer imputé semble être ajoutée au module de dépenses agrégées en matière de logement, sans que cette information ne soit ajoutée à la liste des dépenses individuelles. Quoiqu'il en soit, environ 2.500 ménages ne semblent avoir aucune dépense de logement, ni dans le module de dépenses individuelles ni dans le module des dépenses globales.

diverses zones d'habitation entre 2005 et 2012, et spécialement à Kinshasa où les loyers ont été multiplié par plus de 7. Dans les zones d'habitation rurales, cette augmentation semble avoir été plus modérée. Par conséquent, l'inégalité en termes de valeur locative entre la capitale, les autres zones d'habitation urbaines et le secteur rural, s'est intensifiée avec le temps, avec des maisons en 2012 ayant une valeur 3 fois inférieure dans le secteur urbain à presque 20 fois moins chère dans le secteur rural, en comparaison avec Kinshasa. Pour les deux secteurs, la valeur locative la plus faible en 2012 peut être trouvée dans des zones classées dans la catégorie savanes de basses terres.

**Tableau 2. Moyenne des loyers mensuels réels et imputés (FC) par zone d'habitation selon la procédure d'imputation initiale et révisée des loyers (2005-2012)**

	Procédure de l'INS				Procédure révisée			
	2005		2012		2005		2012	
	réel	imputé	réel	imputé	réel	imputé	réel	imputé
N	1.557	10.311	1.093	1.310	1.557	9.964	2.380	18.243
% dans l'échantillon N	13%	85%	5%	6%	13%	82%	11%	85%
Kinshasa	9.025	12.816	61.977	92.188	9.025	8.371	63.689	64.965
Hautes terres des savanes urbaines	4.549	3.306	19.961	20.722	4.586	2.553	21.161	18.301
Basses terres des savanes urbaines	3.901	2.557	13.501	7.927	3.479	2.461	10.639	10.209
Hautes terres tropicales urbaines	4.923	2.797	20.040	11.164	4.994	3.930	19.130	21.400
Basses terres tropicales urbaines	2.642	3.570	20.456	20.002	2.983	1.357	21.907	20.601
Hautes terres des savanes rurales	1.162	798	2.719	4.110	1.125	740	3.676	3.580
Basses terres des savanes rurales	1.242	1.305	2.356	2.201	1.263	1.085	2.193	2.143
Hautes terres tropicales rurales	886	1.512	2.969	3.951	864	1.038	3.337	3.210
Basses terres tropicales rurales	1.124	955	6.859	4.312	1.121	773	4.406	2.435
<b>Total</b>	<b>5.287</b>	<b>4.672</b>	<b>29.953</b>	<b>6.231</b>	<b>5.188</b>	<b>1.681</b>	<b>15.005</b>	<b>11.869</b>

*N.B. : Avec la procédure de l'INS, la moyenne des loyers mensuels (FC) a été obtenue en utilisant les poids d'échantillonnage initiaux; la procédure révisée s'est appuyée sur les poids d'échantillonnage corrigés, comme décrit ci-dessus. Etant donné la faible couverture des loyers effectivement payés en 2012 (5%), nous avons également utilisé les 6% de loyers imputés pour générer des observations suffisantes pour dériver des estimations de loyers pour les propriétaires suivant la procédure révisée.*

Source: Enquête 123 (2005 et 2012).

### 3.2.4. Diversité contextuelle à travers le temps et l'espace

Étant donné la taille du pays et sa très nette variation dans les conditions de vie et les opportunités économiques (Marivoet 2016), il convient d'établir un dénominateur commun pour que les niveaux de consommation nominale soient comparables à travers le temps et l'espace. En effet, le même niveau de revenu donnerait à des personnes dans des endroits différents un statut différent en termes, par exemple, de sécurité alimentaire, de logement et d'éducation, en fonction du niveau des prix alimentaires, des conditions météorologiques et de la qualité du service public. La grande diversité spatiale qui caractérise la RDC est bien illustrée par un rapport récent (Marivoet et al. 2018), qui fournit des cartes détaillées pour mieux comprendre les résultats nutritionnels actuels du pays en se référant à différentes causes structurelles et idiosyncratiques, et aux stratégies d'adaptation appliquées par les ménages agricoles. De plus, l'hétérogénéité spatiale des facteurs biophysiques, des infrastructures, des institutions et de l'exposition aux risques va au-delà de l'évaluation des conditions de vie actuelles, tout comme elle affecte les futurs revenus provenant des investissements privés, et façonne ainsi la voie du développement et la structure de la mobilité économique et sociale (Blank 2004; Ulimwengu 2006). Au vu de cette diversité contextuelle, les politiques pour lutter contre la pauvreté en RDC devraient être basées sur les données probantes obtenues à partir des analyses de la pauvreté avec suffisamment de précision spatiale. Cette observation s'aligne bien avec l'approche territoriale promue par Cistulli et al. (2014), qui est présentée comme étant plus efficace – dans la réconciliation du triple objectif d'efficacité économique, d'équité et de durabilité – que les politiques qui font l'impasse sur l'élément spatial, en particulier dans les contextes présentant de fortes disparités sub-nationales.

Pour faire face à cette diversité contextuelle, la théorie économique standard préconise l'utilisation des indices de prix afin de convertir la consommation nominale en équivalents de pouvoir d'achat. Mis à part les problèmes de numéro d'index bien connus (Deaton and Heston 2010), cette simple correction statistique du prix reste insuffisante en ce qui concerne un aspect important, à savoir: les indices de prix ne tiennent pas compte des différences dans les besoins locaux, qui découlent des variations des caractéristiques biophysiques, des normes sociales ou des biens publics. Selon les termes de Deaton et Heston: « si tous les prix étaient identiques à Moscou et à Ouagadougou, il semble logique de dire que le niveau des prix est le même dans les deux cas, même si le coût de la vie est plus élevé dans la ville nordique plus froide. » (2010:6).

Compte tenu de leur potentiel pour traiter ces problèmes, les seuils régionaux de pauvreté sont calculés, dans un premier temps; puis ils sont utilisés comme déflateurs pour améliorer la comparabilité dans le temps et dans l'espace (Marivoet et De Herdt 2015). En effet, le seuil de pauvreté peut être défini comme le coût évalué en fonction des prix locaux d'un « panier de consommation considéré comme adéquat pour assurer les besoins de consommation de base » (Houghton et Khandker 2009:40). Mais la composition de ce panier peut, en principe, différer l'un de l'autre dans l'espace des biens et des services, tant que tous les paniers reflètent systématiquement le même niveau d'utilité (dans une tradition utilitaire, ex. Ravallion (1998)) ou des fonctionnements (dans une perspective capacités, cf. Reddy et autres (2009)). De cette manière, les seuils de pauvreté pourraient être, au moins en principe, à la fois cohérents et spécifiques (Asra et Santos-Francisco 2003).

Par exemple, peu importe que les régimes alimentaires des populations soient à base de riz ou de maïs, tant que les aliments qu'elles consomment représentent le même niveau

et composition nutritionnels (comme l'apport calorique, l'apport en vitamines, etc.). Tant que ces niveaux et compositions nutritionnels sont les mêmes pour toutes les régions, nous pouvons intégrer une variation des habitudes alimentaires et comparer le prix des différentes denrées entre les différentes régions. Ainsi, tout en utilisant les informations sur les prix alimentaires locaux et les régimes alimentaires dominants pour assurer la spécificité, la cohérence est garantie en appliquant les mêmes références nutritionnelles à travers les différentes régions.

Restent néanmoins deux questions. Premièrement, alors que les seuils de pauvreté alimentaire se réfèrent généralement à des besoins nutritionnels particuliers, ce qui peut être considéré comme un apport alimentaire adéquat implique également l'adoption d'habitudes alimentaires considérées comme décentes. Une question importante est donc de savoir si les populations continueraient à opter pour les mêmes types d'aliments pour leur consommation si on leur donnait un vrai choix. En d'autres termes, à quel point les préférences révélées par les personnes renseignent-elles sur leurs réelles préférences (dans une tradition utilitaire) ou sur leur liberté de choix (dans une perspective en termes de capacités) ?

Ce problème est particulièrement important lorsque les paniers de consommation alternatifs sont trop chers ou tout simplement inexistant. Par exemple, dans certaines régions, les populations pourraient considérer le riz comme un produit beaucoup plus décent que le maïs, et elles opteraient pour le riz si ce produit avait été disponible à un prix raisonnable. Ce que les enquêtes observent alors c'est la consommation de maïs en quantité suffisante, tout en ignorant le fait que ces personnes pourraient considérer le maïs comme une simple « stratégie de survie » en l'absence d'une véritable alternative décente. Certes, notre argument n'est pas que le panier alimentaire au seuil de pauvreté devrait être spécifié de telle sorte que les aliments préférés de tous soient d'accès facile. Mais nous devons nous assurer que le panier de consommation à portée des ménages pauvres ne soit pas composé de produits inférieurs qui n'entreraient pas dans le cadre des pratiques alimentaires coutumières. Davantage de recherches, qualitatives ou quantitatives, seraient nécessaires pour vérifier si les habitudes alimentaires observées chez les populations correspondent aux modèles pour lesquels elles opteraient si elles avaient le choix.

Deuxièmement, l'observation ci-dessus devient encore plus critique lors de l'estimation du seuil de pauvreté non-alimentaire. En effet, dans le cas des articles non-alimentaires, il n'y a rien de comparable aux références nutritionnelles pour déterminer précisément la quantité minimale et/ou le mélange idéal de consommation. Pour surmonter ce problème, les analystes de la pauvreté introduisent généralement l'hypothèse de « l'équiproportionnalité » (Reddy et al., 2009) pour estimer cette allocation non-alimentaire: ils supposent que, chaque fois que le régime alimentaire atteint la référence nutritionnelle minimale, la consommation non-alimentaire estimée des ménages au seuil de pauvreté alimentaire peut être considérée comme un niveau minimum décent de consommation non-alimentaire. Le principe d'équiproportionnalité rencontre cependant des difficultés dans un contexte de diversité régionale des prix. Généralement, les articles non-alimentaires sont relativement moins chers dans les secteurs urbains, et la même observation est vraie pour les produits alimentaires dans les secteurs ruraux. Dans une telle situation, il se peut que les ménages ruraux autour du seuil de pauvreté alimentaire dépensent relativement moins en produits non-alimentaires que les ménages urbains, non pas parce qu'ils en auraient moins besoin mais parce que lesdits produits sont trop chers – ou n'existent tout simplement pas. Là encore, nous devrions être en mesure de savoir ce pour quoi les individus opteraient s'ils avaient le choix. Dans le cas extrême où les biens non-alimentaires sont simplement absents, le seuil de pauvreté non-alimentaire serait égal à zéro, comme si les personnes dans ces circonstances préféraient ne rien dépenser pour ce type

de biens. Cet argument a été présenté de manière convaincante par Van den Boom, Halsema et Molini (2015) qui, raisonnant d'un point de vue utilitaire, déclarent, de manière plus générale, que les habitudes de consommation observées ne révèlent pas nécessairement les préférences des populations pauvres, mais reflètent plutôt la pauvreté elle-même<sup>6</sup>. Du point de vue des capacités, on pourrait également soutenir que ce que nous observons reflète une absence de liberté de choix, plutôt qu'une valorisation d'une mode de vie modeste.

Bien évidemment, un travail supplémentaire sur ce sujet est nécessaire, car si les déflateurs contextuels spécifiques à la région et au temps ne sont pas affinés, on court le risque de sous-estimer la pauvreté rurale, en particulier dans les zones reculées. Une façon de faire face à ce problème consiste à définir explicitement dans l'espace des biens et des services le panier minimal non-alimentaire nécessaire pour éviter la pauvreté, en tenant compte éventuellement des variations spatiales en fonction des circonstances locales et en utilisant les prix locaux pour calculer son coût total. Cette procédure, issue du travail précurseur de Rowntree (1901), est proposée par Allen (2017) pour rendre le seuil international de pauvreté de 1\$ valable pour les pays en dehors de la ceinture tropicale. Adapter les exigences non-alimentaires aux conditions climatiques dominantes augmente certainement la spécificité contextuelle, mais on ne sait pas exactement comment la cohérence, et donc la comparabilité, sont précisément assurées à cet égard (Ravallion 2017).

Faute d'informations précises sur les différentes conditions existantes qui caractérisent les régions de la RDC, nous sommes actuellement dans l'impossibilité de suivre une telle procédure. Cependant, afin d'augmenter la probabilité derrière l'hypothèse d'équiproportionnalité, nous avons décidé de définir des seuils de pauvreté régionaux austères en appliquant des paramètres conservateurs pour les seuils nutritionnels soutenant le seuil de pauvreté alimentaire, et en ajoutant une allocation non-alimentaire austère. Le choix de l'austérité est en accord avec l'hypothèse selon laquelle, à des niveaux de bien-être inférieurs, les courbes d'indifférence des dimensions alimentaires et non-alimentaires prennent une forme de L. L'austérité réduit donc le degré d'incohérence présent dans les seuils de pauvreté dérivés de zones présentant des différences marquées dans la structure des prix relatifs entre les biens alimentaires et non-alimentaires.

Outre les différences des prix relatifs, d'autres considérations ont été prises en compte pour assurer la cohérence des seuils de pauvreté spécifiques aux régions (voir Marivoet et De Herdt (2015) pour un aperçu plus complet de ces questions). Dans le reste de cette section, nous présentons les différentes étapes consécutives pour calculer chacune des 122 lignes de pauvreté régionales, une pour chaque zone de prix identifiée dans les deux phases de données de l'Enquête 123.

1. Pour éviter que le comportement de consommation erratique n'influence le calcul des seuils de pauvreté régionaux, nous écartons toutes les données provenant des ménages du premier et du dixième décile de consommation de chacune des 122 zones de prix (Osborne et Overbay 2004). Cette exclusion ne concerne toutefois que la dérivation des seuils de pauvreté et des déflateurs régionaux, et non l'analyse subséquente du bien-être et de la pauvreté.

---

[6] Le même argument est utilisé pour affirmer que les seuils de pauvreté alimentaire peuvent eux aussi présenter des formes similaires d'incohérence: lorsque les prix relatifs des différents produits alimentaires diffèrent sensiblement, les personnes vont opter pour des paniers alimentaires différents avec différents niveaux de densité énergétique. Ainsi, si seuls les seuils caloriques sont utilisés, les seuils de pauvreté alimentaire peuvent en effet devenir incohérents entre eux. Dans ce document, cependant, les seuils de pauvreté alimentaire seront estimés sur la base des seuils énergétiques et de plusieurs seuils en micronutriments; cet argument devient donc moins valable.

2. En utilisant l'apport nutritionnel des ménages tel que décrit ci-dessus nous estimons une régression pour prédire le logarithme des dépenses alimentaires quotidiennes par unité équivalent-adulte<sup>7</sup> (*Adult Equivalent Unit* – AEU, en anglais) sous forme de combinaison linéaire du logarithme de l'apport calorique quotidien par AME et du ratio moyen d'adéquation (*Mean Adequacy Ratio* – MAR, en anglais). Alors que les calories peuvent être considérées comme un indicateur synthétique de la quantité du régime alimentaire, le MAR fournit des informations sur la qualité de l'alimentation en faisant la moyenne des ratios d'adéquation nutritionnels individuels tronqués des 14 micronutriments énumérés ci-dessus (Ruel 2002).
3. En s'appuyant sur des niveaux austères d'apport énergétique quotidien fixé à 2250 kcal, 2500 kcal et 2750 kcal par AME (pour les grandes villes, les petites villes et villages, respectivement) et à 0,7 pour le MAR<sup>8</sup>, les coefficients de régression estimés sont ensuite utilisés pour dériver un seuil de pauvreté alimentaire pour chacune des 122 zones de prix. Chaque seuil de pauvreté alimentaire reflète alors le budget nécessaire, en moyenne, pour atteindre les seuils nutritionnels ci-dessus en termes de quantité et de qualité de l'alimentation.
4. En outre, nous estimons les allocations non-alimentaires austères suivant la méthode paramétrique décrite par Ravallion et Bidani (1994)<sup>9</sup>. Pour cette méthode, le logarithme de la consommation quotidienne non-alimentaire par AEU (y compris les loyers ré-imputés) fait l'objet d'une régression linéaire par rapport à la consommation totale quotidienne par AEU pour chacune des 122 régions, après quoi les coefficients ainsi que les seuils de pauvreté alimentaire précédemment obtenus sont utilisés pour estimer l'allocation non-alimentaire. L'utilisation de la consommation totale comme régresseur, par opposition à la consommation alimentaire, conduit à des estimations non-alimentaires plus austères, car elle considère les dépenses non-alimentaires des personnes qui ont un budget total couvrant exactement les besoins alimentaires minimaux mais qui choisissent d'en dépenser une partie en biens non alimentaires.
5. Pour obtenir le total des seuils de pauvreté régionaux ainsi que les déflateurs correspondants, nous ajoutons l'allocation non-alimentaire de chaque région à son seuil de pauvreté alimentaire. En divisant chaque seuil de pauvreté régional par celui obtenu pour Kinshasa en 2012 (utilisé comme référence), nous obtenons un ensemble de déflateurs pour corriger la consommation nominale.

[7] Par rapport à l'AME défini précédemment, cette échelle d'équivalence contrôle les différences de taille et de composition des ménages en ce qui concerne la *consommation monétaire* par opposition à l'apport nutritionnel. Étant donné les économies d'échelle beaucoup plus importantes dans la première dimension, nous définissons l'unité équivalent-adulte comme suit:  $AEU = (N_A + \delta * N_C)^\theta$ , où  $N_A$  = nombre d'adultes,  $N_C$  = nombre d'enfants (âgés de 6 ans ou plus jeune),  $\delta = 0,70$ , et  $\theta = 0,85$  (Drèze et Srinivasan 1997).

[8] Les seuils d'énergie choisis correspondent respectivement à des niveaux d'activité physique de 1,45, 1,60 et 1,75, qui reflètent tous la différence structurelle des besoins énergétiques des populations plus sédentaires aux populations plus actives physiquement, tout en restant globalement conservateurs, afin de répondre au besoin d'austérité (FAO 2001). Dans la même idée, nous avons décidé de fixer le seuil MAR à 0,7, ce qui correspond empiriquement à un apport énergétique quotidien de 2500 kcal par AME, pour refléter plus ou moins le même niveau d'austérité pour la quantité et la qualité de l'alimentation.

[9] On pourrait aussi déduire l'allocation non-alimentaire d'une manière non-paramétrique afin d'éviter, entre autres, d'imposer une forme fonctionnelle. Par exemple, on pourrait estimer le niveau moyen de consommation non-alimentaire des ménages dont la consommation totale s'inscrit dans des intervalles de plus en plus importants autour du seuil de pauvreté alimentaire. Compte tenu de sa complexité algorithmique, cette procédure n'a pas été adoptée dans ce document.

### 3.3. Impact des solutions proposées sur la taille des échantillons

Pendant le traitement des quatre questions méthodologiques, plusieurs ménages ont dû être retirés de l'échantillon car ils comprenaient soit des données insuffisantes soit des données incertaines pour la mise en œuvre des améliorations. Le Tableau 3 présente trois domaines de préoccupation.

Premièrement, les niveaux d'apport en nutriments par AME sont inexacts pour les ménages où la procédure de majoration pour la consommation non identifiée, comme indiqué ci-dessus, n'a pas pu être exécutée. Ce dernier cas se produit lorsqu'aucune des dépenses dans un groupe alimentaire particulier ne peut se voir attribuer un équivalent en termes d'apports en nutriments. Si cette conversion n'était pas réalisable pour plus de 10% de toutes les dépenses alimentaires, ou s'il manquait des informations sur l'âge ou le sexe d'un ou de plusieurs membres de la famille, le ménage correspondant était retiré de l'échantillon. Dans notre échantillon, nous n'avons pas pu calculer avec précision la consommation d'éléments nutritifs par AME pour 1.267 ménages.

Le deuxième sujet de préoccupation concerne le calcul des loyers imputés. Apparemment, certaines caractéristiques de logement trouvées chez les propriétaires n'ont pas été trouvées chez les locataires dans la même zone d'habitation. Par conséquent, aucun loyer n'a pu être imputé de façon fiable pour 1.226 propriétaires.

Enfin, nous avons également retiré les ménages avec des niveaux d'apport calorique très irréalistes. Bien que les niveaux d'apport calorique quotidien par AME inférieur à 500 kcal et supérieur à 5.000 soient considérés comme impossibles dans la recherche nutritionnelle (Lovon et Mathiassen 2014), nous avons assoupli ces seuils à 250 kcal et 12.500 kcal, respectivement. Cette décision est en partie due à l'ambiguïté concernant la nature des données alimentaires rapportées par l'Enquête 123 en RDC: dans la plupart des cas, le questionnaire fait clairement référence à la « consommation », mais certaines questions mentionnent aussi particulièrement « l'achat » (Smith et al., 2014). Après l'élimination de 807 ménages ayant des niveaux de consommation calorique en dehors de cet intervalle élargi, la taille finale de l'échantillon pour cette étude s'élève à 30.190 ménages.

**Tableau 3. Réduction de la taille de l'échantillon après divers aménagements méthodologiques**

Nombre de ménages	2005	2012	Total
Base de données initiale	12.087	21.403	33.490
Après le retrait des ménages présentant:			
1. une consommation nutritionnelle imprécise par AME	11.597	20.626	32.223
2. des loyers imputés imprécis	11.069	19.928	30.997
3. des niveaux de consommation calorique irréalistes	10.809	19.381	30.190
<b>Base de données intégrée finale</b>	<b>10.809</b>	<b>19.381</b>	<b>30.190</b>

Source: Enquête 123 (2005 et 2012).

Au total, la « perte » réelle des ménages représente environ 10% de l'échantillon. Ce n'est pas en soi un problème, tant que la représentativité de l'échantillon n'est pas affectée. Cependant, l'élimination des ménages dont l'apport calorique par AME est inférieur à 250 et supérieur à 12.500 kcal pourrait en fait révéler le contraire puisque la « queue » et la « tête » de la distribution des revenus sont supprimées. Comme le montre le Tableau 4, cela a des conséquences importantes non seulement pour l'inégalité (qui serait réduite par définition): alors que la consommation moyenne entre 2005 et 2012 augmenterait légèrement (+0,6%) si aucun ménage n'était retiré de l'échantillon, elle diminuerait (-1,4%) avec des ajustements mineurs et augmenterait à nouveau (+ 2,3%) avec des ajustements importants aux deux extrémités de la distribution des calories. La direction de la variation de la consommation médiane ne serait pas affectée (pour les trois restrictions, elle diminuerait avec le temps), mais à des degrés très différents allant de -3,2% à -0,6%. Enfin, le taux de pauvreté augmenterait de 2,9% et de 1,9%, respectivement, avec des restrictions minimales ou nulles, mais diminuerait de 1,7% si nous adoptions des restrictions majeures. En d'autres termes, des corrections apparemment anodines risquent d'avoir un impact majeur sur les résultats finaux de notre analyse, car elles semblent finalement « déterminer » si nous pouvons ou non conclure que les citoyens moyens de la RDC s'en sont mieux ou moins bien sortis entre les deux enquêtes budgétaires.

Encore une fois, des travaux supplémentaires sont nécessaires pour améliorer notre proposition d'utiliser l'intervalle de 250 à 12.500 kcal comme limite raisonnable, à la lumière du compromis entre la correction des erreurs flagrantes et des valeurs aberrantes, d'une part, et le maintien de la représentativité de l'échantillon, d'autre part.

**Tableau 4. Effet des différentes restrictions en kilocalories sur les estimations de la croissance, de l'inégalité et de la pauvreté (2005-2012)**

Intervalle kcal	[tous]			[250-12.500]			[500-5.000]		
	2005	2012	diff.	2005	2012	diff.	2005	2012	diff.
N	11.069	19.928		10.809	19.381		8.707	16.024	
Moyenne	2.269	2.283	0,6%	2.207	2.177	-1,4%	1.939	1.983	2,3%
Médian	1.852	1.793	-3,2%	1.831	1.795	-2,0%	1.706	1.696	-0,6%
Gini	0,342	0,376	9,9%	0,328	0,338	3,0%	0,287	0,305	6,3%
Incidence	0,624	0,642	2,9%	0,633	0,645	1,9%	0,711	0,699	-1,7%

Source: Enquête 123 (2005 et 2012).

## 4. RÉSULTATS

### 4.1. Comparaison avec les statistiques officielles

Sur la base de la première vague des données de l'Enquête 123, le pays a élaboré en 2006 son premier Document de Stratégie et de Réduction de la Pauvreté (DSRP), qui présentait une analyse détaillée de la pauvreté, y compris sa variation spatiale et ses déterminants. Pour faire face à la variation du coût de la vie, ce diagnostic de pauvreté reposait sur les seuils de pauvreté par habitant urbains (420 FC) et ruraux (268 FC) (RDC 2006). En 2014, une analyse similaire de la pauvreté a été réalisée dans le cadre du rapport final de la deuxième vague de l'Enquête 123. Pour tenir compte des prix exceptionnellement élevés observés dans la capitale, le rapport

de 2014 (RDC 2014) a utilisé trois seuils de pauvreté par unité en équivalent adulte, respectivement pour la capitale Kinshasa (2.929 FC), les autres zones urbaines (2.189 FC) et les zones rurales (1.583 FC). Pour des raisons de comparabilité dans le temps, le rapport a également estimé un seuil de pauvreté combiné pour Kinshasa et les autres zones urbaines (voir Tableau 5). Pour les deux années, les seuils de pauvreté officiels ont été établis suivant une procédure en deux étapes consistant à calculer d'abord un seuil de pauvreté alimentaire basé sur le panier alimentaire observé nécessaire pour un apport calorique minimal, après quoi une allocation non-paramétrique non alimentaire a été ajoutée.

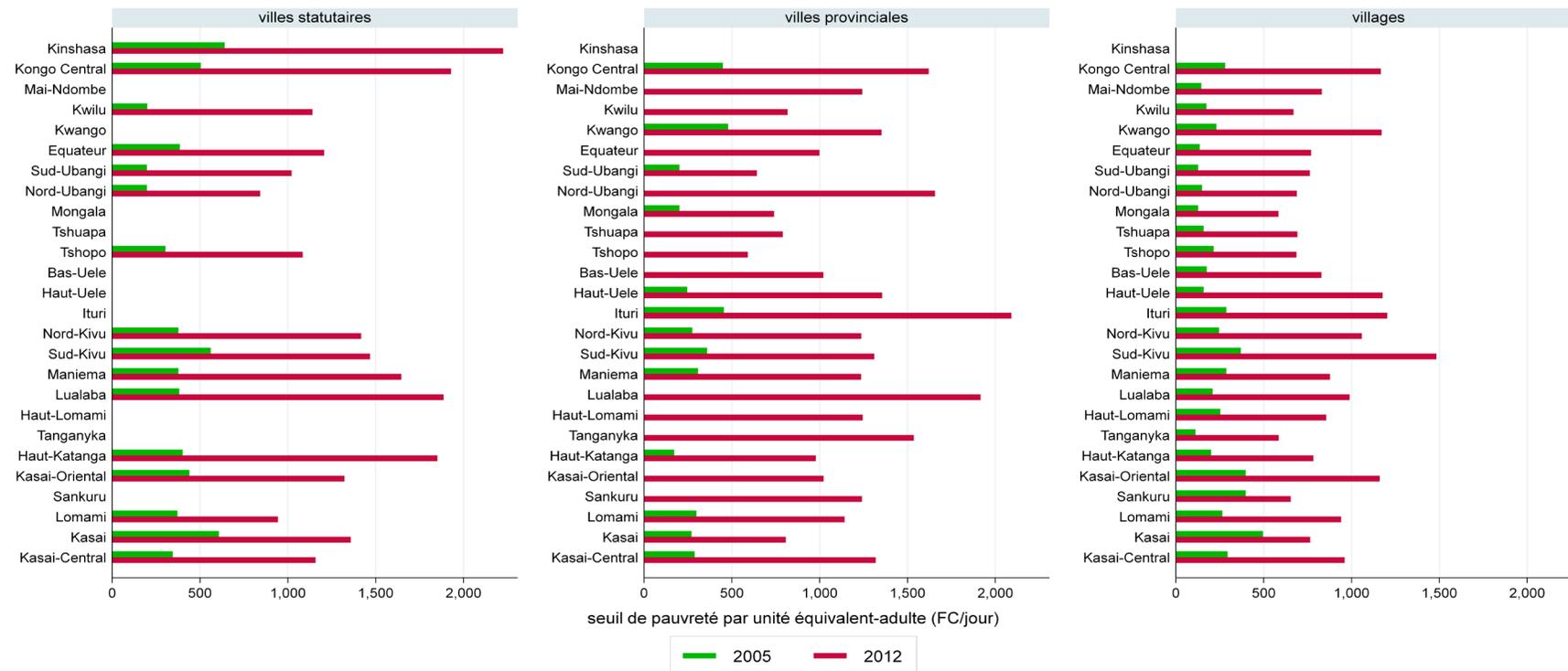
**Tableau 5. Seuils de pauvreté officiels (2005-2012)**

<i>FC par personne par jour</i>	<b>2005</b>	<b>2012</b>
<b>Zones urbaines</b>	420 FC	2.375 FC  Pour Kinshasa: 2.929 FC Pour les autres zones urbaines: 2.189 FC
<b>Zones rurales</b>	268 FC	1.583 FC

*Source: RDC (2006, 2014).*

Comparée à cette approche du seuil de pauvreté utilisée par l'INS, la méthodologie décrite dans la Section 3 est essentiellement la même. Certes, nos seuils de pauvreté alimentaire tiennent également compte de la qualité du régime alimentaire en s'appuyant sur les apports nutritionnels recommandés en micronutriments; et les allocations non-alimentaires comprennent maintenant systématiquement les loyers (effectivement payés ou imputés) pour tous les ménages. En outre, les seuils de pauvreté ont été fixés à des niveaux austères afin de minimiser les problèmes d'incohérence potentielle, tandis que toute l'analyse statistique reposait sur des poids d'échantillonnage corrigés. L'écart le plus significatif par rapport à l'approche officielle concerne cependant le niveau de précision spatiale; en effet, nous avons calculé 122 seuils de pauvreté – un pour chaque zone de prix et chaque année – par rapport à quatre seuils de pauvreté officiels.

**Figure 2. Seuils de pauvreté régionaux par province et par secteur (2005-2012)**



N.B.: Pour faciliter la comparaison avec les seuils de pauvreté officiels, l'ensemble des seuils de pauvreté régionaux austères a été linéairement multiplié par le facteur 1,336, qui est le ratio du seuil de pauvreté non-austère de Kinshasa sur son seuil de pauvreté austère en 2012.

Source: Enquête 123 (2005 et 2012).

Comme le montre la Figure 2, il existe une grande hétérogénéité spatiale que les seuils de pauvreté agrégés ne peuvent pas saisir. Cette figure affiche pour chaque province, secteur et année, le montant quotidien minimal de Francs Congolais (exprimé en AEU) nécessaire pour éviter la pauvreté. En 2005, ce montant varie dans le secteur urbain entre environ 650 FC à Kinshasa et moins de 175 FC pour les plus petites villes du Haut-Katanga; et entre 500 FC pour les villages du Kasai et un peu plus de 100 FC pour les villages du Tanganyika. Une variation toute aussi marquée des conditions de vie semble prévaloir en 2012. En effet, pour le secteur urbain, les seuils de pauvreté vont de plus de 2.000 FC à Kinshasa et en Ituri à moins de 600 FC dans les plus petites villes de Tshopo. Dans le secteur rural, les seuils de pauvreté varient entre environ 1.500 FC au Sud-Kivu et moins de 600 FC au Tanganyika. En d'autres termes, le même niveau de consommation ou de revenus en valeurs nominales peut entraîner des niveaux de bien-être réels complètement différents, en fonction des prix en vigueur et des besoins à un moment donné et dans un lieu donné. Comparée à la méthodologie développée dans cet article, la méthode de l'INS, qui ne distingue que quatre seuils de pauvreté régionaux, est beaucoup trop agrégée pour tenir compte de la variation des conditions de vie dans l'espace, comme le montre la Figure 2<sup>10</sup>.

D'un autre côté, les deux méthodes donnent des résultats similaires en ce qui concerne le niveau d'inflation entre les deux enquêtes. En effet, sur une période de sept ans, les seuils de pauvreté ont augmenté en moyenne de 29% par an suivant l'approche de l'INS et de 21% selon notre méthodologie<sup>11</sup>. Ces taux d'inflation correspondent à une augmentation de 4,0 à 5,8. Pourtant, une variation significative existe à travers les zones de prix; alors que les prix ont fortement augmenté de plus de 33% (ou multipliés par 7,4) dans les villages du Haut-Uélé, ils ont augmenté à un rythme plus modéré de seulement 6% (ou multipliés par 1,5) dans le secteur rural du Kasai. En résumé, l'inflation entre 2005 et 2012 a été un facteur important affectant le bien-être de nombreux Congolais; cependant, comme prévu, l'effet est différent d'un endroit à l'autre.

Le Tableau 6 présente l'évolution de l'incidence de la pauvreté entre 2005 et 2012, entre les secteurs et entre les régions, à partir des deux méthodes, ainsi que certaines spécifications intermédiaires. En comparant la méthode de l'INS (colonne (a)) avec notre méthode (colonne (d)), nous notons que le taux de pauvreté national en 2012 estimé par les deux méthodes est à peu près le même (environ 64%), chacune présentant une différence de 5% entre le secteur urbain et le secteur rural. Ce n'est pas une surprise, étant donné que le seuil de pauvreté appliqué aux données de consommation déflatées (c.-à-d. la référence Kinshasa 2012) est proche du seuil officiel de pauvreté fixé pour le secteur urbain en 2012. Cependant, on note d'importantes variations régionales en termes de classement et de changement dans les estimations de la pauvreté.

Alors que la même différence sectorielle de 5% dans le taux de pauvreté résulte d'une forte réduction de la pauvreté rurale selon la méthode de l'INS, nos estimations indiquent au contraire une légère augmentation de la pauvreté rurale combinée à une légère diminution observée dans le secteur urbain. L'explication méthodologique pour laquelle cette tendance inverse de la pauvreté entre 2005 et 2012 a conduit à des incidences de pauvreté similaires pour les

[10] En dehors de l'inspection visuelle, et suivant la décomposition des mesures d'inégalité de Theil T, les seuils de pauvreté officiels des deux secteurs semblent ne représenter que 39,5% de la variation totale des seuils de pauvreté régionale en 2005 et 49,9% en 2012, confirmant ainsi la conclusion que l'approche de l'INS manque de précision spatiale.

[11] Ces taux d'inflation annuels ont été obtenus en utilisant une moyenne pondérée par la population de l'augmentation des seuils de pauvreté observés pour les deux secteurs et chaque zone de prix, suivant la méthode de l'INS et suivant notre méthodologie, respectivement.

deux secteurs en 2012, concerne la différence méthodologique dans l'estimation du coût de la vie pour les villes et villages en 2005. Selon la méthode de l'INS, éviter la pauvreté dans le secteur urbain en 2005 ne nécessiterait que 1,57 fois (420/268 FC) plus de ressources que dans le secteur rural, contre 1,79 pour notre méthode. Le faible taux de pauvreté officiel estimé pour Kinshasa en 2005 en est une parfaite illustration: en effet, comparé au seuil de pauvreté conservateur de 420 FC, qui reflète le coût de la vie de toutes les zones urbaines confondues, moins de 42% de la population de Kinshasa serait pauvre. Pourtant, en appliquant un seuil de pauvreté distinct et plus élevé pour Kinshasa, comme l'a fait l'INS dans son analyse du cycle de 2012, le taux de pauvreté de la capitale en 2005 atteindrait 74% selon notre méthode.

Une grande partie des différences de classements de la pauvreté et de changements dans le temps peut être reliée à la différence entre les seuils de pauvreté agrégés tels qu'utilisés par la méthode de l'INS et leurs alternatives spécifiques régionales comme proposées par notre méthode. Les deux méthodes donnent des résultats similaires en termes de niveau de pauvreté ou de classement en 2012 pour les anciennes provinces de Kinshasa et Orientale, où la pauvreté semble un peu moins dominante, et au Kasai-Oriental, où la pauvreté est beaucoup plus élevée. En outre, au Maniema et au Katanga, les taux de pauvreté pour chaque méthode sont également relativement proches les uns des autres, tandis que les deux provinces se situent au milieu du classement général de 2012. Pour toutes les autres provinces, le classement et l'incidence de la pauvreté diffèrent considérablement. Les plus saillants à cet égard sont les provinces du Bas-Congo et de l'Equateur, cette dernière étant parmi les provinces les plus pauvres selon l'INS, alors qu'elle est l'une des moins pauvres suivant notre approche. Pour le Bas-Congo, l'inverse semble être vrai; étant beaucoup moins pauvre suivant la méthode de l'INS par opposition à notre méthode.

En plus des niveaux de pauvreté et des classements, il existe une faible cohérence entre les deux méthodes en ce qui concerne les changements régionaux de la pauvreté. En effet, les deux méthodes indiquent une tendance similaire uniquement pour le Kasai-Oriental, l'incidence de pauvreté augmentant significativement de plus de 10% entre 2005 et 2012. Pour toutes les autres provinces, soit la direction soit l'ampleur de l'évolution de la pauvreté dans le temps sont nettement différentes entre les deux méthodes. Une différence de direction peut être observée pour le Bas-Congo et l'Equateur, où la méthode de l'INS souligne la réduction de la pauvreté alors que notre méthode suggère une augmentation de la pauvreté. Pour le Bandundu, la Province Orientale, le Nord-Kivu et le Sud-Kivu, les taux de pauvreté ont sensiblement diminué suivant la méthode de l'INS, mais leur réduction est beaucoup moins prononcée voire insignifiante selon notre méthode; et l'inverse peut être observé pour Kinshasa. Enfin, pour le Maniema et le Katanga, la forte augmentation de la pauvreté telle qu'estimée par notre méthode ne trouve pas d'équivalent dans les statistiques officielles, et le contraire est vrai pour le Kasai-Occidental. En résumé, le passage de 4 à 122 seuils de pauvreté régionaux modifie de manière significative le diagnostic de pauvreté du pays car il souligne le degré élevé d'hétérogénéité spatiale. Ceci est important pour la conception des politiques et pour un meilleur ciblage.

En outre, en comparant les colonnes (c) et (d) du Tableau 6, les taux de pauvreté sont nettement inférieurs pour l'enquête de 2012 après imputation des loyers pour tous les propriétaires. Cela est particulièrement vrai pour le secteur urbain en général et pour Kinshasa en particulier, compte tenu des loyers plus élevés observés dans ces zones. L'effet sur les estimations de la pauvreté de 2005 est au contraire négligeable, car (i) l'imputation initiale des loyers était déjà assez complète (au moins par rapport à la phase de 2012), et (ii) la procédure

**Tableau 6. Evolution du taux de pauvreté (%) suivant différentes méthodologies (2005-2012)**

	Estimations de l'INS Basées sur 4 seuils de pauvreté			Nos estimations Basées sur 122 seuils de pauvreté								
	(a)			(b)			(c)			(d)		
Poids d'échantillonnage	Initial			Initial			Corrigé			Corrigé		
Loyer imputé	Incomplet			Incomplet			Incomplet			Complet		
	2005	2012	diff.	2005	2012	diff.	2005	2012	diff.	2005	2012	diff.
<b>Secteur</b>												
Urbain	61,8	60,4	-1,4	64,0	69,0	5,0 <sup>***</sup>	63,1	68,8	5,7 <sup>***</sup>	63,2	61,5	-1,6
Rural	75,8	65,2	-10,6	63,1	68,6	5,6 <sup>***</sup>	63,0	67,7	4,7 <sup>***</sup>	63,3	66,2	2,9 <sup>**</sup>
<b>Province</b>												
Kinshasa	41,9	36,8	-5,1	73,7	70,0	-3,7	73,7	70,0	-3,7	74,3	57,2	-17,1 <sup>***</sup>
Bas-Congo	70,1	56,9	-13,2	65,9	75,4	9,5 <sup>***</sup>	66,4	75,7	9,4 <sup>***</sup>	66,2	73,8	7,5 <sup>**</sup>
Bandundu	88,5	74,6	-13,9	69,7	65,0	-4,7 <sup>*</sup>	69,2	65,3	-3,8 <sup>*</sup>	69,4	63,2	-6,3 <sup>**</sup>
Equateur	93,7	77,3	-16,4	51,1	62,2	11,0 <sup>***</sup>	51,2	61,5	10,3 <sup>***</sup>	51,9	58,6	6,7 <sup>**</sup>
Orientale	75,9	56,9	-19,0	61,5	63,5	2,1	61,9	64,0	2,1	62,7	60,1	-2,5
Nord-Kivu	72,8	52,4	-20,4	61,7	61,8	0,0	60,5	64,9	4,4 <sup>*</sup>	59,7	61,8	2,2
Maniema	59,4	62,9	3,5	49,1	62,9	13,8 <sup>**</sup>	49,3	62,8	13,5 <sup>**</sup>	50,2	61,3	11,1 <sup>**</sup>
Sud-Kivu	84,8	60,2	-24,6	90,3	83,1	-7,3 <sup>***</sup>	90,0	82,8	-7,2 <sup>***</sup>	89,7	81,0	-8,7 <sup>***</sup>
Katanga	69,5	66,6	-2,9	52,9	66,6	13,8 <sup>***</sup>	52,2	66,5	14,3 <sup>***</sup>	52,2	62,9	10,8 <sup>***</sup>
Kasai-Oriental	62,7	78,6	15,9	64,4	81,3	16,9 <sup>***</sup>	65,9	81,0	15,1 <sup>***</sup>	66,1	79,5	13,4 <sup>***</sup>
Kasai-Occidental	55,4	74,9	19,5	64,0	63,8	-0,2	63,8	65,4	1,6	63,9	63,6	-0,3
<b>RDC</b>	71,3	63,4	-7,9	63,4	68,8	5,4 <sup>***</sup>	63,0	68,1	5,1 <sup>***</sup>	63,3	64,5	1,2

N.B.: Les seuils de pauvreté utilisés dans les estimations de l'INS sont résumés au Tableau 5; le seuil utilisé pour calculer nos estimations s'élève à 2.226 FC par jour et par unité adulte équivalente, soit le seuil de pauvreté non-austère dérivé pour Kinshasa en 2012 (seuil calorique = 2.750 kcal, MAR = 0,9 et allocation ordinaire non alimentaire). Les colonnes (b) et (c) fournissent deux résultats intermédiaires: la colonne (b) s'aligne sur la méthode de l'INS en utilisant les poids d'échantillonnage initiaux et sans correction pour l'imputation incomplète des loyers; la colonne (c) répète le résultat précédent mais applique des poids d'échantillonnage corrigés. La dernière colonne (d) fournit les estimations du taux de pauvreté après nos corrections pour les poids d'échantillonnage et pour les loyers. Malheureusement, comme nous n'étions pas en mesure de reproduire les taux de pauvreté de l'INS, aucun niveau de signification n'a pu être ajouté aux différences observées.

+ = significatif à 0,10; \* = significatif à 0,05; \*\* = significatif à 0,01; \*\*\* = significatif à 0,001.

Source: RDC (2014:101), Enquête 123 (2005 et 2012).

de ré-estimation a produit des valeurs de loyer similaires. La correction des poids d'échantillonnage initiaux en utilisant la technique de post-stratification discutée ci-dessus (c.-à-d. en comparant les colonnes (b) et (c)) a encore amélioré la précision de nos estimations. Bien que les différences dans les tendances de la pauvreté soient assez modérées, elles semblent plus importantes au Nord-Kivu, identifié comme l'une des provinces qui courent le plus de risque de souffrir de cette forme d'erreur d'échantillonnage.<sup>12</sup> Dans ce cas, une évaluation basée sur les poids d'échantillonnage initiaux ne détecterait pratiquement aucune évolution de la pauvreté (de 61,7% à 61,8%), tandis que son niveau d'incidence augmenterait de 4,4 points de pourcentage après la stabilisation des cadres d'échantillonnage.

#### **4.2. Triangulation avec les indicateurs de nutrition**

Compte tenu de la différence significative de diagnostic résultant de l'application de la méthodologie décrite dans ce document, cette section tentera de valider nos estimations de la pauvreté en les triangulant avec deux indicateurs nutritionnels issus des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) réalisées en RDC en 2007 et 2013/14. En termes de temps, les enquêtes EDS s'alignent plus ou moins sur les deux vagues de l'Enquête 123, même si ces premières sont réalisées un peu plus tard. Quoi qu'il en soit, comparer les estimations de la pauvreté monétaire avec les résultats nutritionnels n'est valable que si l'on veut ignorer les idées clés de la littérature sur le développement humain, qui entend de manière générale que le bien-être ne peut pas être uniquement capturé par des indicateurs monétaires (Sen 1985). En effet, un meilleur accès aux produits de base tels que la nourriture n'améliorerait les résultats nutritionnels que si aucun changement ne se produisait dans le même temps en ce qui concerne les autres facteurs influençant cette relation, comme les préférences alimentaires, les habitudes culinaires, les soins maternels, l'accès à l'eau et à l'assainissement ou à la santé. Au cours de la période relativement courte considérée ici, nous supposons qu'il n'y a pas eu de changements spectaculaires. En général, les préférences et les habitudes ont tendance à changer lentement, tandis que d'autres indicateurs nécessitent des investissements publics substantiels; aucun de ces événements ne s'est produit, à notre connaissance, pendant la période considérée. Bien sûr, il pourrait y avoir une énorme variation régionale en ce qui concerne ces facteurs de confusion; cependant, en analysant les différences et en supposant que les changements des facteurs intermédiaires entre le pouvoir d'achat et la nutrition sont minimes, on peut s'attendre à voir au moins une certaine corrélation entre les changements dans les estimations de la pauvreté et les changements dans la nutrition.

Le Tableau 7 compare les changements régionaux dans le taux de pauvreté, suivant les deux méthodes à l'étude, avec les changements régionaux concernant deux indicateurs clés de la sous-nutrition. Le premier indicateur est la prévalence des enfants de moins de cinq ans souffrant d'insuffisance pondérale et le second mesure la part des femmes âgées de 15 à 49 ans dont l'indice de masse corporelle est inférieur à 18,5. Dans l'ensemble, les changements dans la pauvreté mesurés par notre méthode semblent mieux correspondre aux changements concernant la sous-alimentation qu'aux changements observés selon la méthode de l'INS. En effet, la stabilité des indicateurs nutritionnels observés au Nord-Kivu et au Kasai-Occidental s'harmonise bien avec les faibles changements de pauvreté mesurés par notre méthode, et elle

---

[12] L'impact limité parmi les autres provinces avec un cadre d'échantillonnage fortement biaisé (comme Bandundu, Equateur, Maniema et les deux provinces du Kasai) est lié à la différence relativement mineure de performance entre leurs secteurs urbain et rural.

est plutôt en contradiction avec le changement de pauvreté de 20% observé avec la méthode de l'INS. Dans le même ordre d'idées, la diminution modérée ou insignifiante de la sous-nutrition mesurée dans les provinces de Bandundu, Orientale et au Sud-Kivu ainsi que l'augmentation au Bas-Congo correspondent relativement bien au degré d'évolution de la pauvreté selon notre méthode, du moins par rapport à la lecture de l'INS qui enregistrait des changements beaucoup plus importants. Pour Kinshasa, le Maniema et le Kasai-Oriental, aucune des méthodes ne surpasse l'autre. Enfin, en ce qui concerne l'Équateur et le Katanga, les variations de la sous-nutrition sont en réalité mieux reflétées par les estimations de l'INS que par notre approche.

En bas du Tableau 7, plusieurs coefficients de corrélation sont ajoutés, résumant les résultats ci-dessus. Alors que les deux premiers concernent les corrélations de Pearson, les derniers sont des corrélations de rang Spearman; pour lesquelles, à chaque fois, les changements dans la pauvreté et la nutrition sont corrélés avec les changements dans le taux de la pauvreté suivant la méthode de l'INS et notre méthode. Les coefficients de corrélation faibles et insignifiants entre les changements de pauvreté obtenus à partir des deux méthodes (0,34 pour Pearson et 0,39 pour Spearman) confirment que les deux méthodologies donnent des perspectives de pauvreté très différentes. De plus, les changements dans les estimations de la pauvreté de l'INS ne sont pas significativement corrélés avec les changements dans la prévalence des enfants souffrant d'insuffisance pondérale, ni avec la dénutrition féminine. Lorsque les corrélations de Pearson s'élèvent respectivement à 0,26 et 0,31, la corrélation de Spearman est aussi faible que 0,09 et 0,32. Par contre, les changements dans les estimations de la pauvreté obtenus grâce à notre méthode sont meilleurs, les coefficients de corrélation étant nettement plus élevés et significatifs au niveau 0,10 pour trois des quatre coefficients. En particulier, la corrélation avec les changements dans la dénutrition féminine est particulièrement forte avec des coefficients d'au moins 0,75 et tous deux significatifs au niveau 0,01.

**Tableau 7. Comparaison des changements de la pauvreté avec les changements en termes de sous-alimentation (2005-2014)**

	Changements en pauvreté (%)		Sous-alimentation (%)					
	Méthode de l'INS	Notre méthode	Insuffisance pondérale (-2sd)			IMC (<18.5)		
			2007	2013/14	diff.	2007	2013/14	diff.
Urbain	-1,4	-1,6	17,8	13,8	-4,0**	14,4	8,8	-5,5***
Rural	-10,6	2,9**	29,0	26,7	-2,3	19,7	17,8	-1,9
Kinshasa	-5,1	-17,1***	14,9	5,7	-9,2***	19,1	7,4	-11,7***
Bas-Congo	-13,2	7,5**	25,7	27,2	1,5	17,3	24,3	7,0*
Bandundu	-13,9	-6,3**	28,1	25,2	-2,9	30,9	26,3	-4,6
Equateur	-16,4	6,7**	29,8	19,6	-10,3*	18,3	13,5	-4,8
Orientale	-19,0	-2,5	20,6	20,1	-0,5	17,2	7,8	-9,4**
Nord-Kivu	-20,4	2,2	20,2	20,7	0,5	7,2	5,6	-1,6
Maniema	3,5	11,1**	17,1	33,1	16,0***	8,5	9,2	0,7
Sud-Kivu	-24,6	-8,7***	32,3	23,4	-8,8	9,4	6,4	-3,0
Katanga	-2,9	10,8***	23,2	21,2	-2,0	15,1	17,9	2,8
Kasai-Oriental	15,9	13,4***	30,4	26,2	-4,2	16,6	18,4	1,8
Kasai-Occidental	19,5	-0,3	32,6	31,9	-0,8	14,9	15,5	0,6
RDC	-7,9	1,2	25,4	22,6	-2,8*	17,7	14,3	-3,4**
<b>Corrélations de Pearson avec les changements du taux de pauvreté selon</b>								
- la méthode de l'INS	1,00***	0,34	na	na	0,26	na	na	0,31
- notre méthode	0,34	1,00***	na	na	0,48*	na	na	0,75**
<b>Corrélations de Spearman avec les changements du taux de pauvreté selon</b>								
- la méthode de l'INS	1,00***	0,39	na	na	0,09	na	na	0,32
- notre méthode	0,39	1,00***	na	na	0,37	na	na	0,76**

*N.B.: L'insuffisance pondérale est définie comme un rapport poids/âge inférieur à un écart-type de moins deux par rapport au poids médian par âge de la population de référence. Les indicateurs de nutrition sont calculés en utilisant les poids d'échantillonnage corrigés, comme expliqué dans la Section 3.2. Comme nous n'avons pas été en mesure de reproduire les taux de pauvreté de l'INS, les coefficients de corrélation de Pearson et de Spearman se rapportent aux statistiques sommaires agrégées.*

*na = non applicable; + = significatif à 0,10; \* = significatif à 0,05; \*\* = significatif à 0,01; \*\*\* = significatif à 0,001.*

*Source: RDC (2014: 101), Enquête 123 (2005 et 2012), EDS (2007 et 2013/14).*

### 4-3- Analyse du bien-être

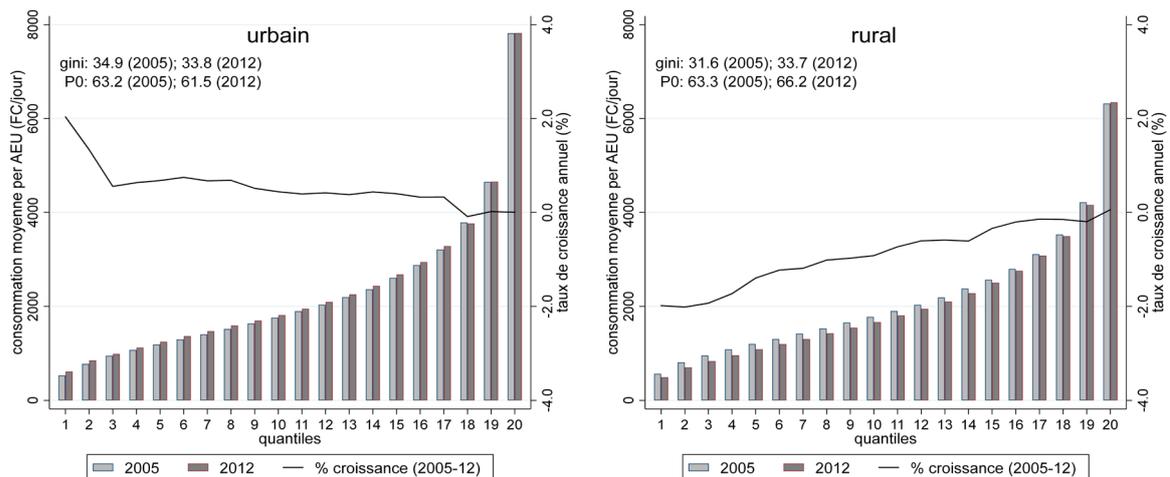
Dans cette section, nous passons à la question de recherche initiale de cet article en décrivant comment le bien-être a évolué en RDC depuis 2005. Grâce à la discussion ci-dessus, nous savons qu'il existe une variation spatiale prononcée en termes de niveaux de pauvreté et de tendances. Ici, nous complétons l'analyse en examinant le profil géographique de deux concepts de distribution interdépendants, la croissance et l'inégalité. Alors que le premier concept a toujours été prédominant, le retour de l'inégalité au centre de l'attention du développement est plus récent (Deaton 2013, Piketty 2013, Stiglitz 2012) et, idéalement, les deux devraient être considérés simultanément lors de l'évaluation des stratégies de développement visant à réduire la pauvreté. En effet, comme les relations entre la croissance et la pauvreté, et entre l'inégalité et la pauvreté, sont essentiellement *arithmétiques*<sup>13</sup>, le nœud du problème réside dans l'interaction précise entre la croissance et l'inégalité.

Les graphiques des quantiles ont le potentiel de combiner des informations sur la croissance, l'inégalité et la pauvreté. La Figure 3 fournit un tel graphique pour chaque secteur en RDC en affichant le niveau de consommation quotidien moyen par AEU pour chacun des 20 ventiles identifiés dans les deux années sur l'axe Y gauche, tout en résumant les taux de croissance annuels entre 2005 et 2012 sur l'axe Y droit. En comparant les deux panneaux de la Figure 3, nous observons des tendances doublement divergentes entre le secteur urbain et le secteur rural. Premièrement, alors que la majorité des citadins ont vu leur consommation augmenter légèrement avec des taux de croissance plus élevés pour les couches les plus pauvres, les ménages ruraux ont connu un déclin général, les plus pauvres ayant été plus durement touchés. Deuxièmement, pour le secteur urbain, cette évolution en faveur des populations pauvres s'est accompagnée d'une légère diminution des inégalités globales, mesurée par le coefficient de Gini, de 34,9 en 2005 à 33,8 en 2012, et une réduction du taux de pauvreté de 63,2% à 61,5%. À l'inverse, le niveau de consommation dans le milieu rural a non seulement diminué en moyenne entre 2005 et 2012, mais cette diminution a aussi été plus marquée pour les plus pauvres dans la distribution. Cela se traduit par une augmentation du coefficient de Gini et de l'incidence de la pauvreté, respectivement de 31,6 à 33,7 et de 63,3% à 66,2%.

---

[13] Selon Bourguignon (2004:2), cela signifie que toute redistribution progressive (c.-à-d. un transfert des riches vers les pauvres) en l'absence de croissance réduira la pauvreté; tout comme l'effet de la croissance sur la réduction de la pauvreté sera toujours positif dans des conditions d'inégalité constante.

**Figure 3. Graphiques des ventiles pour les secteurs urbain et rural (2005-2012)**



Source: Enquête 123 (2005 et 2012).

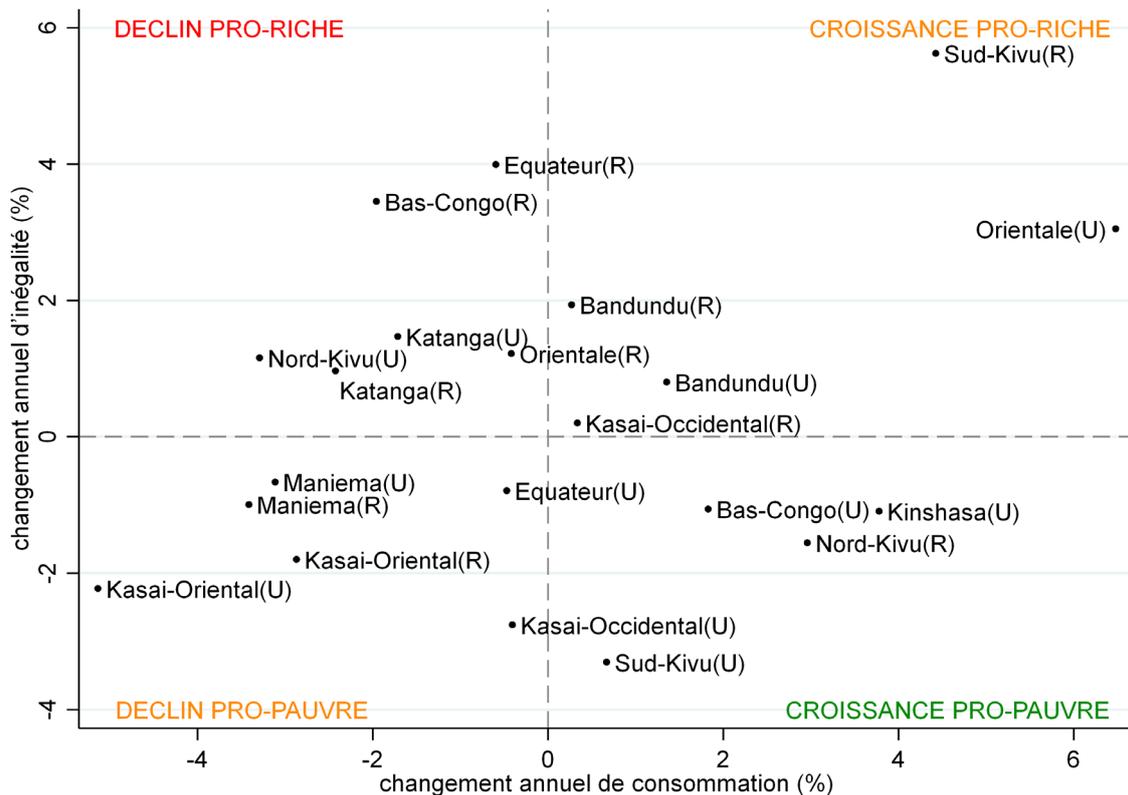
Les niveaux élevés d'inégalité sont particulièrement causés par les 5% les plus riches de chaque secteur: dans les villes, leur niveau de consommation est plus de 2/3 supérieur à celui du deuxième ventile le plus riche. Dans le secteur rural, cette différence est un peu moins forte avec un niveau de consommation supérieur de 50% pour les 5% les plus riches par rapport au ventile suivant. Après cette différence significative au sommet, les deux graphiques de ventiles affichent une baisse plus progressive des niveaux de consommation moyens vers le bas de la distribution. Cependant, au plus bas des deux secteurs, nous observons une position nettement plus défavorisée des 5% les plus pauvres par rapport au deuxième ventile le plus pauvre. En combinant les deux observations en haut et en bas de la distribution, le niveau de consommation moyen des 5% les plus riches est presque 13 fois plus élevé que celui des 5% les plus pauvres.

Les perspectives de bien-être pour les deux secteurs, décrites à la Figure 3, ne sont toutefois pas représentatives de la tendance observée dans chacune des provinces du pays. La Figure 4 cartographie les changements des niveaux d'inégalité et de consommation pour chaque secteur dans les onze provinces. Compte tenu de la grande dispersion des observations, il existe clairement beaucoup plus de réalités que les deux versions agrégées précédemment décrites. Non seulement nous trouvons les secteurs urbains et ruraux dans chacun des quatre quadrants identifiés, mais les taux de changement ne sont plus confinés dans l'intervalle de -2% à 2%, mais vont clairement au-delà de cette fourchette. En ce qui concerne ces derniers, les changements les plus importants peuvent être observés dans le secteur rural du Sud-Kivu et le secteur urbain de la Province Orientale, où des taux de croissance annuels moyens d'au moins 4% ont été enregistrés, avec des niveaux d'inégalité croissants de 3% et plus. Ce modèle de croissance pro-riche pourrait également être observé, dans une moindre mesure, dans la province de Bandundu et dans le secteur rural du Kasai-Occidental. Au contraire, la zone urbaine de cette dernière province s'inscrit dans le quadrant des taux de croissance négatifs et de la baisse des inégalités. Ce modèle, où les ménages les plus riches sont les plus touchés par le déclin économique, est cependant beaucoup plus marqué au Kasai-Oriental et au Maniema. À l'inverse, dans les villages de la province de l'Equateur, le déclin économique a plus affecté les ménages plus pauvres que les ménages plus riches. Ceci est également vrai pour le Katanga, le secteur rural du Bas-Congo et Orientale, et le secteur urbain du Nord-Kivu. La capitale Kinshasa, les zones

rurales du Nord-Kivu et le secteur urbain du Bas-Congo et du Sud-Kivu se situent tous dans le quatrième quadrant où les taux de croissance positifs sont combinés à la baisse des inégalités.

Étant donné la grande diversité spatiale dans les tendances du bien-être, à la fois en termes de direction et d'ampleur, une analyse plus détaillée des causes sous-jacentes est nécessaire, ce qui dépasse toutefois la portée de ce document.

**Figure 4. Changements en termes de consommation et d'inégalités par région (2005-2012)**



Source: 123 Survey data (2005 and 2012).

## 5. CONCLUSIONS

L'analyse et la comparaison précises des niveaux de bien-être dans le temps et dans l'espace constituent un défi majeur dans de nombreux contextes de recherche. Ce travail fait ressortir certains écueils relatifs à ce défi et développe une méthodologie pour les contourner, de manière à rendre comparables les indicateurs de bien-être dans le temps et à travers les différentes entités administratives de la RDC. Étant donné que les caractéristiques géographiques sont cruciales pour un meilleur ciblage, l'exercice entamé dans le présent document est essentiel pour la mise en œuvre de stratégies crédibles de réduction de la pauvreté. En effet, les externalités géographiques liées aux biens publics locaux et aux infrastructures sont susceptibles d'augmenter les différences de niveau de vie dues aux caractéristiques des ménages. En conséquence, les ménages vivant dans des régions bien loties peuvent finir par échapper à la pauvreté, tandis que les ménages identiques vivant dans des zones pauvres peuvent connaître une stagnation ou une baisse de leur niveau de vie. En utilisant deux vagues de données budgétaires détaillées sur les ménages, ce document a relevé le défi de réaliser une analyse du bien-être spatial en spécifiant une méthodologie permettant de naviguer autour des quatre principaux écueils statistiques spécifiques au pays.

Par rapport aux estimations officielles, notre méthodologie donne des perspectives de pauvreté régionale assez différentes, en termes de niveau comme en termes de tendance. En effet, notre méthodologie et les estimations officielles ne produisent un classement de pauvreté similaire que pour Kinshasa, la Province Orientale et le Kasai-Oriental en 2012, et les deux méthodes ne s'accordent sur la direction et l'ampleur de la tendance de la pauvreté que pour le Kasai-Oriental. Nos résultats suggèrent en outre que le changement de la pauvreté entre 2005 et 2012 est le résultat agrégé d'une dynamique de croissance légèrement pro-pauvres dans le secteur urbain du pays et d'un déclin légèrement anti-pauvres dans le secteur rural. Cette typologie n'est cependant pas reproduite dans toutes les provinces.

Le facteur primordial derrière cette révision des estimations officielles de la pauvreté de la RDC est le niveau élevé de désagrégation spatiale adopté par notre approche, concrétisé dans la définition de 122 seuils de pauvreté (c.-à-d. un pour chaque zone de prix identifiée en 2005 et 2012). Les seuils de pauvreté ont en moyenne quintuplé en sept ans. Mais ils varient aussi énormément à travers l'espace: on peut facilement avoir besoin de cinq fois plus de ressources pour atteindre le seuil de pauvreté monétaire dans une région par rapport à une autre. Parce qu'elle ne repose que sur quatre paniers de pauvreté, la méthodologie de l'INS ne parvient pas à saisir cette diversité contextuelle.

Moins marquants, mais tout aussi importants sont les effets d'un cadre d'échantillonnage stabilisé et d'une bonne procédure d'imputation des loyers. L'origine et l'impact du premier aspect s'étendent également à d'autres enquêtes collectées en RDC. Le dernier aspect aurait pu être plus facilement évité par une mise en œuvre correcte de l'enquête. En outre, l'Enquête 123 serait certainement améliorée par une révision de son module de calcul des prix standards des produits alimentaires. Ceci devrait en effet permettre d'estimer les prix réels payés par les ménages, en lieu et place des prix moyens payés par les ménages dans une même zone de prix.

Les solutions proposées ont été une réponse directe à une série de problèmes statistiques, tandis que la robustesse de nos résultats a été testée en triangulant les changements des taux de pauvreté régionaux avec les changements de deux mesures de sous-nutrition, ces dernières étant obtenues à partir de deux vagues de données EDS couvrant la même période.

La méthodologie décrite dans ce document, ainsi que les révisions de la pauvreté associées, ne sont bien sûr pas exemptes de défaillances. En réalité, le but explicite de ce document de travail est de susciter des recherches plus approfondies pour améliorer les conclusions de ce document. Plus particulièrement, nous envisageons trois domaines possibles pour un travail ultérieur.

Premièrement, compte tenu de l'impact de la méthodologie proposée sur les estimations finales de la croissance, de l'inégalité et de la pauvreté, de nouvelles recherches sur la méthodologie elle-même sont nécessaires pour renforcer notre proposition et éventuellement développer de meilleures alternatives. Bien que les améliorations proposées pour les quatre questions méthodologiques soient ouvertes à un examen critique, nous pensons que la plus grande valeur ajoutée viendrait probablement (1) de travaux supplémentaires pour relever le défi de la diversité contextuelle dans l'espace et dans le temps (par exemple, en analysant si les schémas de consommation révélés autour du seuil de pauvreté auraient été les mêmes si les populations avaient eu un choix); et (2) d'autres solutions pour traiter les apports en calories anormalement bas et élevés, étant donné que la façon dont ces extrêmes sont traités détermine la forme de la distribution totale de la richesse et ses mesures correspondantes.

Deuxièmement, la méthodologie proposée nécessite une validation et une qualification supplémentaires à travers une triangulation avec d'autres données sur les modes de vie, comme les actifs, la scolarité, la santé, etc. Certaines de ces données peuvent déjà être disponibles dans l'Enquête 123, d'autres devraient provenir d'autres sources. Certes, chacun de ces indicateurs mesure une dimension différente du bien-être ou des modes de vie, mais toute correspondance approximative peut être utile à la fois pour contrôler la validité du bien-être monétaire et pour enrichir notre compréhension de l'évolution du bien-être dans l'espace et dans le temps.

Troisièmement, divers types d'outils d'analyse distributive et de décomposition pourraient être utilisés pour étudier les distributions du bien-être et de la nutrition plus en détail. Qui exactement a gagné et qui a perdu entre 2005 et 2012, et pourquoi ? Ce document a déjà démontré que la baisse globale du niveau de consommation entre 2005 et 2012 était simplement une moyenne, cachant des différences importantes et difficiles à comprendre entre les provinces et les secteurs. Une analyse plus systématique est nécessaire pour donner un sens aux modèles observés de « gagnants » et de « perdants ».

## RÉFÉRENCES

- Alfani, F., Azzarri, C., D'Errico, M., & Molini, V. (2012). *Poverty in Mozambique, New Evidence from Recent Household Surveys. Policy Research Working Paper 6217*. Washington, DC.
- Allen, R. C. (2017). Absolute poverty: When necessity displaces desire. *American Economic Review*, 107(12), 3690–3721. doi:10.1257/aer.20161080
- Asra, A. (2000). Poverty and Inequality in Indonesia: Estimates, decomposition, and key issues. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 5(1/2), 91–111.
- Asra, A., & Santos-Francisco, V. (2003). Poverty Lines: Eight Countries' Experiences and the Issue of Specificity and Consistency. In C. M. Edmonds (Ed.), *Reducing Poverty in Asia: Emerging Issues in Growth, Targeting and Measurement* (pp. 173–196). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Balcazar, C. F., Ceriani, L., Olivieri, S., & Ranzani, M. (2014). *Rent Imputation for Welfare Measurement, A Review of Methodologies and Empirical Findings*. Washington, DC.
- Beegle, K., De Weerdt, J., Friedman, J., & Gibson, J. (2012). Methods of household consumption measurement through surveys: Experimental results from Tanzania. *Journal of Development Economics*, 98(1), 3–18. doi:10.1016/j.jdeveco.2011.11.001
- Blank, R. M. (2004). Poverty, policy and place: How poverty and policies to alleviate poverty are shaped by local characteristics. *Rural Poverty Research Center Working Paper 04-02*. Columbia. doi:10.1177/0160017605278999
- Bourguignon, F. (2004). *The Poverty-Growth-Inequality Triangle*. New Delhi. [http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2004/03/09/000265513\\_20040309165330/Rendered/PDF/28102.pdf](http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2004/03/09/000265513_20040309165330/Rendered/PDF/28102.pdf)
- Cistulli, V., Rodríguez-Pose, A., Escobar, G., Marta, S., & Schejtman, A. (2014). Addressing food security and nutrition by means of a territorial approach. *Food Security*, 6(6), 879–894. doi:10.1007/s12571-014-0395-8
- Deaton, A. (2013). *The great escape: health, wealth, and the origins of inequality*. Princeton: Princeton University Press.
- Deaton, A., & Heston, A. (2010). Understanding PPPs and PPP-based national accounts. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(4), 1–35. doi:10.1257/mac.2.4.1
- Deaton, A., & Kozel, V. (2005). Data and Dogma: The Great Indian Poverty Debate. *The World Bank Research Observer*, 20(2), 177–199. doi:10.1093/wbro/lkio09
- Drèze, J., & Srinivasan, P. V. (1997). Widowhood and poverty in rural India: Some inferences from household survey data. *Journal of Development Economics*, 54(2), 217–234. doi:10.1016/S0304-3878(97)00041-2
- FAO. (2001). *Human energy requirements; Report of a Joint FAO/WHO/UNU Expert Consultation*. Rome: Food and Agricultural Organization of the United Nations.
- FAO. (2016). *FAO/INFOODS Databases. Food Composition Database for Biodiversity Version 3.0 – BioFoodComp3.0*. Rome: Food and Agricultural Organization of the United Nations.
- Gelman, A. (2007). Struggles with Survey Weighting and Regression Modeling. *Statistical Science*, 22(2), 153–164. doi:10.1214/088342306000000691
- Haughton, J., & Khandker, S. R. (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*. Washington, DC: The World Bank.
- Little, R. J. (2004). To Model or Not To Model? Competing Modes of Inference for Finite

- Population Sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 99(466), 546–556. doi:10.1198/016214504000000467
- Lovon, M., & Mathiassen, A. (2014). Are the World Food Programme's food consumption groups a good proxy for energy deficiency? *Food Security*, 6(4), 461–470. doi:10.1007/s12571-014-0367-z
- Marivoet, W. (2016). Food Markets and Nutrition in the Democratic Republic of the Congo (2004–2005). *IFPRI Discussion Paper*. Washington, DC. <http://www.ifpri.org/cdmref/p15738coll2/id/130836/filename/131047.pdf>
- Marivoet, W., & De Herdt, T. (2015). Poverty lines as context deflators: A method to account for regional diversity with application to the democratic Republic of Congo. *Review of Income and Wealth*, 61(2), 329–352. doi:10.1111/roiw.12091
- Marivoet, W., & De Herdt, T. (2017). Tracing Down Real Socio-Economic Trends From Household Data With Erratic Sampling Frames: The Case of the Democratic Republic of the Congo. *Journal of Asian and African Studies*, 1–21. doi:10.1177/0021909617698842
- Marivoet, W., Ulimwengu, J., & El Vilaly, M. A. S. (2018). *Understanding The Democratic Republic Of The Congo's Agricultural Paradox: Based on the eAtlas Data Platform*. Addis Ababa: ReSAKSS.
- Marysse, S., Cassimon, D., De Herdt, T., Tshianza Mbiye, O., & Verbeke, K. (2012). L'allégement de la dette en République démocratique du Congo: Evaluation d'une pierre angulaire de la reconstruction de la RDC. In S. Marysse (Ed.), *Conjonctures congolaises: Chroniques et analyses de la RD Congo en 2011* (pp. 97–124). Paris: L'Harmattan.
- Mehta, J., & Venkatraman, S. (2000). Poverty Statistics: Bermicide's Feast. *Economic and Political Weekly*, 35(27), 2377–2382.
- Osborne, J. W., & Overbay, A. (2004). The power of outliers (and why researchers should always check for them). *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 9(6), 1–8. doi:10.1017/CBO9781107415324.004
- Palmer-Jones, R., & Sen, K. (2001). On India's Poverty Puzzles and Statistics of Poverty. *Economic and Political Weekly*, 36(3), 211–217.
- Park, A., & Wang, S. (2001). China's poverty statistics. *China Economic Review*, 12, 384–398.
- Piketty, T. (2013). *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Ravallion, M. (1998). *Poverty Lines in Theory and Practice*. Washington, DC: The World Bank.
- Ravallion, M. (2000). Should Poverty Measures be Anchored to the National Accounts? *Economic and Political Weekly*, 35(35–36), 3245–3252.
- Ravallion, M. (2017). An Interesting Step Backwards in Measuring Global Poverty.
- Ravallion, M., & Bidani, B. (1994). How Robust Is a Poverty Profile? *The World Bank Economic Review*, 8(1), 75–102.
- RDC. (2006). *Document de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté (DSCR)*. Kinshasa.
- RDC. (2014). *Enquête 1-2-3, Résultats de l'Enquête sur l'Emploi, le Secteur Informel et sur la Consommation des Ménages/2012, Rapport Global Final*. Kinshasa.
- Reddy, S. G., Visaria, S., & Asali, M. (2009). Inter-Country Comparisons of Income Poverty Based on a Capability Approach. In *Arguments for a Better World, Essays in Honor of Amartya Sen, Volume II*. Oxford: Oxford University Press.
- Rowntree, B. S. (1901). *Poverty: A Study of Town Life*. London: MacMillan and Co.
- Ruel, M. T. (2002). Is dietary diversity an indicator of food security or dietary quality? A review of measurement issues and research needs. *FCND DISCUSSION PAPER*, No. 140 (Vol. 140). doi:10.1177/156482650302400210

- Sen, A. (1985). Well-Being, Agency and Freedom: The Dewey Lectures 1984. *The Journal of Philosophy*, 82(4), 169–221.
- Smith, L. C., Dupriez, O., & Troubat, N. (2014). Assessment of the Reliability and Relevance of the Food Data Collected in National Household Consumption and Expenditure Surveys. *IHSN Working Paper*. Washington, DC. [http://www.ihsn.org/sites/default/files/resources/IHSN\\_WP008\\_EN.pdf](http://www.ihsn.org/sites/default/files/resources/IHSN_WP008_EN.pdf)
- Stadlmayr, B., Charrondiere, R. U., Enujiugha, V. N., Bayili, R. G., Fagbohoun, E. G., Samb, B., et al. (2012). *West African Food Composition Table*. Rome: Food and Agricultural Organization of the United Nations. <http://www.fao.org/docrep/015/i2698b/i2698boo.pdf>
- Stiglitz, J. E. (2012). *The price of inequality*. London: Penguin.
- Suryanarayana, M. H. (2000). How Real Is the Secular Decline in Rural Poverty? *Economic and Political Weekly*, 35(25), 2129–2140.
- Ulimwengu, J. (2006). *Persistent and Transitory Poverty across Locations in the United States*. Ohio State University.
- van den Boom, B., Halsema, A., & Molini, V. (2015). Are We Confusing Poverty with Preferences? *World Bank Policy Research Working Paper No. 7247*, (April), 1–34. doi:10.1596/1813-9450-7247
- WFP. (2008). *Food Consumption Analysis, Calculation and use of the food consumption score in food security analysis*. Rome: World Food Programme, Vulnerability Analysis and Mapping Branch (ODAV).
- WHO. (2007). *Protein and Amino Acid Requirements in Human Nutrition; Report of a Joint WHO/FAO/UNU Expert Consultation*. Geneva: World Health Organization.
- WHO/FAO. (2004). *Vitamin and Mineral Requirements in Human Nutrition*. Geneva/Rome: World Health Organization, Food and Agricultural Organization of the United Nations.
- World Bank. (2017). *World Development Indicators*. <https://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>. Accessed 10 September 2017
- World Bank. (2018). *Democratic Republic of Congo Urbanization Review*. Washington, DC: The World Bank.

## ANNEXE A: RÉSULTATS DU MODÈLE LOG-LINÉAIRE POUR L'IMPUTATION DES LOYERS FICTIFS

		2005				2012				
Kinshasa	N:	372	R2:	0.4667		N:	290	R2:	0.4180	
		coeff	st. error	t-stat	p-value		coeff	st. error	t-stat	p-value
	1b.h2	0.0000				1b.h2	0.0000			
	2.h2	0.6760	0.5395	1.2530	0.2110	2.h2	-0.5590	0.7189	-0.7775	0.4375
	3.h2	-0.1601	0.3197	-0.5006	0.6169					
	4.h2	-1.5918	0.6616	-2.4059	0.0166	4.h2	-0.4578	0.1336	-3.4272	0.0007
	1b.h3	0.0000				1b.h3	0.0000			
	2.h3	-0.4034	0.1296	-3.1119	0.0020	2.h3	-0.1240	0.1837	-0.6752	0.5001
	3.h3	-0.7271	0.2627	-2.7684	0.0059	3.h3	-0.1679	0.2054	-0.8172	0.4145
						4.h3	0.8623	0.1804	4.7806	0.0000
	h6	0.1860	0.0637	2.9217	0.0037	h6	0.3073	0.0454	6.7682	0.0000
	h7	0.0722	0.0314	2.3005	0.0220	h7	0.0911	0.0327	2.7841	0.0057
	1b.h8	0.0000				1b.h8	0.0000			
	2.h8	-0.4874	0.0982	-4.9635	0.0000	2.h8	-0.2624	0.1054	-2.4902	0.0134
	3.h8	-0.8776	0.1893	-4.6353	0.0000	3.h8	-0.2433	0.1526	-1.5941	0.1121
						4.h8	0.6014	0.1924	3.1255	0.0020
	1b.h10	0.0000				1b.h10	0.0000			
	2.h10	-0.4179	0.1318	-3.1722	0.0016	2.h10	-0.4855	0.1738	-2.7941	0.0056
	3.h10	-0.3564	0.2434	-1.4642	0.1440					
						4.h10	-0.2710	0.1367	-1.9819	0.0485
	1b.h12	0.0000				1b.h12	0.0000			
	2.h12	-0.3516	0.1261	-2.7879	0.0056	2.h12	-0.5463	0.1517	-3.6009	0.0004
	3.h12	-0.2987	0.1249	-2.3922	0.0173	3.h12	-0.2876	0.1036	-2.7774	0.0059
	4.h12	-0.1997	0.2715	-0.7354	0.4626	4.h12	-0.6065	0.7329	-0.8275	0.4087
	.cons	11.5788	0.2012	57.5535	0.0000	.cons	12.7373	0.2518	50.5839	0.0000
Urban Savanna Highlands	N:	442	R2:	0.3130		N:	420	R2:	0.5286	
		coeff	st. error	t-stat	p-value		coeff	st. error	t-stat	p-value
	1b.h2	0.0000				1b.h2	0.0000			
	2.h2	0.2549	0.1518	1.6791	0.0939	2.h2	0.7060	0.2639	2.6758	0.0078
	3.h2	0.6313	0.1684	3.7497	0.0002	3.h2	0.2401	0.2144	1.1198	0.2635
	4.h2	0.6479	0.1653	3.9202	0.0001	4.h2	0.8311	0.4619	1.7993	0.0727
	1b.h3	0.0000				1b.h3	0.0000			
	2.h3	-0.1592	0.7686	-0.2072	0.8360	2.h3	-0.5062	0.1031	-4.9096	0.0000
	3.h3	-0.7292	0.7448	-0.9790	0.3281	3.h3	-1.0420	0.1070	-9.7401	0.0000
	4.h3	-0.7790	0.7396	-1.0533	0.2928	4.h3	-2.0080	0.4137	-4.8535	0.0000
	h6	0.0183	0.0806	0.2270	0.8205	h6	0.3539	0.0873	4.0564	0.0001
	h7	0.0754	0.0997	0.7559	0.4501	h7	-0.0527	0.1197	-0.4401	0.6601
	1b.h8	0.0000				1b.h8	0.0000			
	2.h8	-0.5992	0.2591	-2.3126	0.0212	2.h8	-0.3198	0.1281	-2.4968	0.0129
	3.h8	-0.8437	0.2821	-2.9907	0.0029	3.h8	-1.3218	0.2055	-6.4310	0.0000
						4.h8	-1.5807	0.2230	-7.0880	0.0000
	1b.h10	0.0000				1b.h10	0.0000			
	2.h10	-0.5676	0.1075	-5.2809	0.0000	2.h10	-0.8499	0.1398	-6.0813	0.0000
	3.h10	-0.7521	0.1606	-4.6834	0.0000	3.h10	-0.7064	0.1726	-4.0914	0.0001
	4.h10	0.2367	0.0823	2.8771	0.0042	4.h10	0.0679	0.1915	0.3547	0.7230
	1b.h12	0.0000				1b.h12	0.0000			
	2.h12	0.5406	0.2080	2.5998	0.0097	2.h12	-0.3258	0.1603	-2.0323	0.0428
	3.h12	0.2128	0.2045	1.0406	0.2987	3.h12	-0.2433	0.1631	-1.4916	0.1366
	4.h12	-0.0580	0.3055	-0.1900	0.8494	4.h12	-0.6218	0.2779	-2.2377	0.0258
	.cons	10.9303	0.8569	12.7553	0.0000	.cons	12.7018	0.2166	58.6551	0.0000
Urban Savanna Lowlands	N:	367	R2:	0.3566		N:	394	R2:	0.4278	
		coeff	st. error	t-stat	p-value		coeff	st. error	t-stat	p-value
	1b.h2	0.0000				1b.h2	0.0000			
	2.h2	0.0507	0.1602	0.3166	0.7517	2.h2	-0.1860	0.1336	-1.3923	0.1646
						3.h2	-0.2626	0.1457	-1.8022	0.0723
	1b.h3	0.0000				1b.h3	0.0000			
	2.h3	-0.3659	0.1906	-1.9193	0.0557	2.h3	-0.1084	0.1838	-0.5897	0.5557
	3.h3	-0.7318	0.1873	-3.9076	0.0001	3.h3	-0.5468	0.1764	-3.0990	0.0021
	4.h3	-0.3244	0.2116	-1.5331	0.1262	4.h3	-1.0119	0.2300	-4.3997	0.0000



		2005				2012				
	N:	coeff	st. error	t-stat	p-value	N:	coeff	st. error	t-stat	p-value
	h7	0.2057	0.2766	0.7438	0.4628	h7	-0.3602	0.2031	-1.7736	0.0800
	1b.h8	0.0000				2b.h8	0.0000			
	2.h8	0.8268	0.2888	2.8623	0.0076	3.h8	-0.1059	0.2154	-0.4917	0.6243
	3.h8	0.3848	0.3540	1.0869	0.2857					
	1b.h10	0.0000				2b.h10	0.0000			
	2.h10	-0.5556	0.2846	-1.9519	0.0603	3.h10	-0.1943	0.2008	-0.9678	0.3361
	3.h10	-0.5213	0.2733	-1.9079	0.0660	4.h10	0.6194	0.7440	0.8325	0.4076
	2b.h12	0.0000				2b.h12	0.0000			
	3.h12	-0.3682	0.2610	-1.4110	0.1685	3.h12	-0.2590	0.2355	-1.0999	0.2747
						4.h12	0.5086	0.2443	2.0818	0.0406
	.cons	10.2318	0.5584	18.3227	0.0000	.cons	10.2660	0.5943	17.2740	0.0000
Rural Savanna Lowlands	N:	98	R2:	0.3603		N:	506	R2:	0.2225	
	1b.h2	0.0000				1b.h2	0.0000			
	2.h2	0.9027	0.2503	3.6070	0.0005	2.h2	-0.1539	0.1435	-1.0726	0.2840
	3.h2	-0.4175	0.4046	-1.0318	0.3051	3.h2	-0.5114	0.1357	-3.7674	0.0002
						4.h2	0.0822	0.1692	0.4862	0.6271
	1b.h3	0.0000				2b.h3	0.0000			
	2.h3	-0.1308	0.5067	-0.2581	0.7969	3.h3	-0.0328	0.3151	-0.1041	0.9172
	3.h3	-0.3326	0.4705	-0.7069	0.4816	4.h3	-0.1535	0.3622	-0.4238	0.6719
	h6	0.2733	0.1983	1.3783	0.1717	h6	0.1831	0.0749	2.4439	0.0149
	h7	-0.0753	0.2126	-0.3540	0.7243	h7	-0.0465	0.0872	-0.5326	0.5946
	1b.h8	0.0000				1b.h8	0.0000			
	2.h8	-0.6123	0.2923	-2.0949	0.0392	2.h8	-0.0110	0.2840	-0.0388	0.9690
	3.h8	-1.2451	0.1782	-6.9863	0.0000	3.h8	-0.2265	0.2417	-0.9370	0.3492
	4.h8	-0.9614	0.2794	-3.4402	0.0009					
	1b.h10	0.0000				2b.h10	0.0000			
	2.h10	0.7647	0.4070	1.8792	0.0637	3.h10	-0.2473	0.1159	-2.1338	0.0334
	3.h10	0.3056	0.4079	0.7493	0.4557	2b.h12	0.0000			
	2b.h12	0.0000				3.h12	0.3040	0.0777	3.9132	0.0001
	3.h12	0.2686	0.2296	1.1697	0.2454	4.h12	0.7247	0.1804	4.0168	0.0001
	4o.h12	0.0000				.cons	9.9483	0.4213	23.6159	0.0000
	.cons	9.1750	0.7569	12.1213	0.0000					
Rural Tropical Highlands	N:	21	R2:	0.4621		N:	39	R2:	0.2327	
	1b.h2	0.0000				1b.h2	0.0000			
	2.h2	0.7540	0.5620	1.3416	0.2094	2.h2	0.0423	0.3707	0.1141	0.9100
	3.h2	0.3210	0.5270	0.6091	0.5560	3.h2	-0.0440	0.4426	-0.0994	0.9215
	2b.h3	0.0000				2b.h3	0.0000			
	3.h3	-1.1288	0.6114	-1.8461	0.0947	3.h3	-0.0171	0.6313	-0.0271	0.9786
						4.h3	0.8950	0.5678	1.5762	0.1262
	h6	0.6437	0.6748	0.9539	0.3626	h6	-0.0111	0.1156	-0.0959	0.9243
	h7	-0.2876	0.6794	-0.4234	0.6810	h7	0.2041	0.2049	0.9963	0.3276
	2b.h8	0.0000				2b.h8	0.0000			
	3.h8	-0.2350	0.6546	-0.3590	0.7270	3.h8	0.1338	0.1814	0.7375	0.4670
	1b.h10	0.0000				1b.h10	0.0000			
	2.h10	-0.9919	0.5115	-1.9391	0.0812	2.h10	0.0095	0.3086	0.0307	0.9757
	3.h10	-1.0251	0.3804	-2.6950	0.0225	3.h10	-0.2510	0.3763	-0.6671	0.5102
	2b.h12	0.0000				2b.h12	0.0000			
	3.h12	-0.1703	0.4381	-0.3886	0.7057	3.h12	-0.0284	0.3505	-0.0810	0.9360
	4.h12	0.5296	0.4687	1.1299	0.2849					
	.cons	9.2752	0.8578	10.8123	0.0000	.cons	10.0180	0.7256	13.8070	0.0000
Rural Tropical Lowlands	N:	27	R2:	0.3821		N:	296	R2:	0.1515	
	1b.h2	0.0000				1b.h2	0.0000			
	2.h2	-0.2487	0.8568	-0.2903	0.7751	2.h2	-0.4560	0.1201	-3.7957	0.0002
	3.h2	-0.8216	1.1774	-0.6978	0.4948	3.h2	-0.4794	0.1646	-2.9121	0.0039
	2b.h3	0.0000				1b.h3	0.0000			
	3.h3	-0.3180	0.9191	-0.3459	0.7336	2.h3	-0.4404	0.2300	-1.9146	0.0566
						3.h3	-0.4614	0.1343	-3.4359	0.0007
	h6	-0.5106	0.5575	-0.9159	0.3725	4.h3	0.7401	0.2050	3.6103	0.0004
	h7	0.1642	0.7088	0.2317	0.8195	h6	0.2370	0.0706	3.3550	0.0009
	1b.h8	0.0000				h7	-0.1461	0.0813	-1.7961	0.0735
	2.h8	2.3630	1.1395	2.0737	0.0536	1b.h8	0.0000			
	3.h8	1.0641	0.9280	1.1466	0.2674	2.h8	0.3122	0.5299	0.5892	0.5562
	2b.h10	0.0000				3.h8	0.5020	0.3312	1.5158	0.1307
	3.h10	-0.1538	0.4982	-0.3087	0.7613	2b.h10	0.0000			
	2b.h12	0.0000				3.h10	0.3855	0.1907	2.0213	0.0442
	3.h12	-0.3663	0.5896	-0.6212	0.5427	2b.h12	0.0000			
						3.h12	0.0177	0.1272	0.1392	0.8894
	.cons	10.1855	1.0128	10.0568	0.0000	4.h12	1.3122	0.5706	2.2995	0.0222
						.cons	9.7219	0.3996	24.3274	0.0000





**IOB**

Institute of Development Policy  
University of Antwerp