

PARTIE IV

**Mesure et analyse
économétrique des
déterminants des inégalités
en Afrique subsaharienne**

Sept erreurs de mesure qui faussent l'évaluation des niveaux et tendances des inégalités de revenus



15 Édification d'une base de données intégrée sur les inégalités et les « Sept péchés » de la mesure des inégalités en Afrique subsaharienne¹

GIOVANNI ANDREA CORNIA ET BRUNO MARTORANO

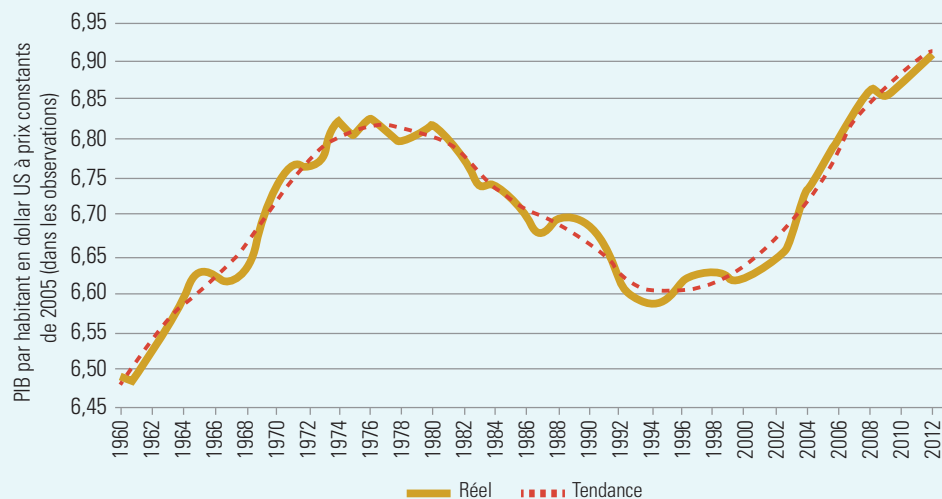
15.1 Introduction

La bonne performance de l'Afrique subsaharienne sur le plan de la croissance au cours des 20 dernières années (figure 15.1) a été accompagnée par un recul modeste de la pauvreté, de 59 à 48 % sur la période 1993-2010, un fléchissement nettement inférieur à celui enregistré en Asie du Sud (Ferreira, 2014). Cette tendance, toutefois, dissimule d'importantes variations entre les pays. La question essentielle est alors de savoir comment peuvent s'expliquer de telles différences entre les taux de réduction de la pauvreté. L'approche classique (Bourguignon, 2003) montre qu'une évolution du pourcentage de l'incidence de la pauvreté peut être décomposée entre les évolutions du pourcentage du taux de croissance du PIB par habitant et celles du coefficient de Gini, plus un résidu modeste. À cet égard, il convient de noter qu'en Afrique subsaharienne, la croissance moyenne du PIB par habitant a oscillé dans une fourchette étroite, c.-à-d. entre 1,7 % dans les pays peu dotés en ressources naturelles et 2,6 % dans les pays richement dotés en ressources naturelles. La raison du recul de la pauvreté à des taux différents doit par conséquent se trouver dans la divergence des tendances des inégalités enregistrées dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Effectivement, dans ce chapitre et dans le chapitre 2, il est avancé que sur la période 1991-2011, les inégalités de revenus se sont accrues dans plusieurs pays, mais ont baissé dans un nombre similaire de pays.

Une consignation appropriée des tendances des inégalités dans la région est par conséquent essentielle pour expliquer les écarts de réduction de la pauvreté entre les pays. Toutefois, cette tâche est entravée par la rareté des données sur les inégalités, ainsi que par l'absence d'une base de données complète de coefficients de Gini méthodiquement relevés. Cette situation devient encore plus déconcertante lorsque l'on considère qu'au cours des vingt dernières années, la formulation des politiques est devenue de plus en plus « fondée sur les éléments d'observation », c.-à-d. non seulement fondée sur des suppositions éthiques et économiques, mais également sur des résultats empiriques générés par un nombre croissant d'enquêtes sur le budget des ménages (EBM), d'enquêtes démographiques et de santé, d'enquêtes sur le patrimoine, d'enquêtes par grappes à indicateurs multiples, d'enquêtes sur la mesure des niveaux de vie (EMNV) et d'autres enquêtes. Les domaines d'étude qui ont bénéficié le plus de cette augmentation du nombre d'enquêtes sont ceux qui concernent l'atténuation de

¹ Les auteurs tiennent également à remercier Michael Grimm et un rapporteur anonyme d'avoir apporté des commentaires sur une version précédente de ce chapitre.

FIGURE 15.1 Tendence du PIB par habitant à prix constants en Afrique subsaharienne relevée dans les observations de 1960 à 2012



Source : Ferreira (2014).

la pauvreté et les inégalités de revenus. Dans la plupart des régions développées et en développement, les institutions universitaires et celles des politiques publiques ont édifié des bases de données retraçant l'évolution du coefficient de Gini sur au moins les vingt dernières années, comme, entre autres, dans le cas de l'étude du Luxembourg sur les revenus (LIS) pour les pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), la base de données socio-économique pour l'Amérique latine et les Caraïbes (SEDLAC) et CEPALSTAT pour l'Amérique latine, TransMonEE pour les économies européennes en transition, etc. Finalement, durant la même période, plusieurs bases de données mondiales sur les inégalités ont été créées, notamment la base de données mondiale sur les inégalités de revenus (WIID), l'Ensemble de données mondial normalisé sur les inégalités de revenus (SWIID), l'ensemble de données All the Ginis, ainsi que d'autres bases de données qui sont examinées ci-dessous.

À la lumière des problèmes causés par la rareté et l'éparpillement des données sur les inégalités et par l'absence d'évaluation de leur qualité et de leurs défauts, ce chapitre a deux ambitions. Premièrement, la section 15.2 décrit l'Ensemble de données intégré sur l'inégalité (IID-SSA), qui est obtenu en comparant les coefficients de Gini inclus dans toutes les bases de données existantes ou provenant d'études nationales et, à partir d'un protocole standard, sélectionne les moins biaisés. Le but est de collecter et d'évaluer de manière comparative des données portant sur les inégalités de revenus provenant de toutes les sources, rendant ainsi possible l'analyse systématique, à l'échelle de toute la région, des évolutions des inégalités enregistrées durant les deux dernières décennies. Les tendances nationales émergeant de l'ensemble de données de l'IID-SSA sont illustrées à l'annexe 1 du Document de travail n° 2 du sous-groupe Approche fondée sur les droits (RBA) du PNUD². Cette annexe retrace l'évolution de la tendance temporelle pour chacun des 29 pays avec au moins quatre points de Gini de bonne qualité et bien espacés. Elle fournit également des informations sur la disponibilité des coefficients de Gini pour les pays disposant de seulement 1 à 3 coefficients de Gini ou d'aucune donnée. La série chronologique des inégalités pour ces pays peut être

²Voir www.africa.undp.org/content/rba/en/home/library/working-papers/building-the-integrated-inequality-databaseand-the-seven-sins-of.html.

utilisée pour diverses finalités analytiques ou liées aux politiques, y compris le calcul des évolutions des taux de pauvreté dans le temps ou les régressions au moyen de données de panel des tendances des inégalités. En revanche, compte tenu des biais d'estimation examinés à la section 15.3, ces informations doivent être utilisées avec circonspection, c.-à-d. en vérifiant les résultats générés par les tendances en les comparant à ceux qui sont prévus par la théorie économique, l'histoire économique et d'autres ressources statistiques (telles que les comptes nationaux) et en introduisant, lorsque cela est faisable, les ajustements statistiques indiqués ci-dessous.

La section 15.3 examine les biais des données incluses dans l'IID-SSA et essaie, lorsque cela est possible, de mesurer leur impact sur le coefficient de Gini afin d'alerter les chercheurs travaillant sur les inégalités en Afrique au sujet des « sept péchés de la mesure des inégalités »³ dans la région. La section 15.3 présente également les méthodologies actuellement adoptées pour remédier à ces problèmes lorsque cela est possible. Par ailleurs, la section 15.3 fournit une liste de contrôle des biais de mesure possibles dont doivent tenir compte les chercheurs, les statisticiens et les décideurs visant à établir le « vrai coefficient de Gini » d'un pays. En effet, la manière dont les données des inégalités sont habituellement calculées peut entraîner une simplification excessive de la réalité et mener à une sous-estimation des inégalités et à l'inaction politique. Les corrections suggérées dans ce chapitre nécessitent la disponibilité des microdonnées d'enquête. En procédant à ces corrections, il est possible de mieux comprendre la réelle situation d'un pays en matière de redistribution. Il est vivement conseillé aux chercheurs, décideurs et membres du personnel des institutions internationales d'envisager d'introduire de telles corrections lorsqu'ils travaillent sur la pauvreté et les inégalités au niveau des pays.

15.2 Établir une base de données de statistiques de synthèse sur les inégalités

15.2.1 Bases de données existantes sur les inégalités

L'un des problèmes affectant l'analyse des inégalités de revenus et de leurs évolutions en Afrique subsaharienne est l'absence d'une base de données regroupant les indices des inégalités, qui soit consolidée et normalisée, telle que la base de données socio-économique pour l'Amérique latine et les Caraïbes (SEDLAC) ou la LIS pour l'OCDE. Actuellement, les chercheurs travaillant sur les inégalités en Afrique subsaharienne ont recours aux statistiques sur les inégalités provenant de l'une des sources suivantes :

- a) **L'Ensemble de données WIIDv3.0b sur l'inégalité des revenus à l'échelle mondiale de l'Institut mondial pour la recherche en économie du développement (WIDER)**⁴, publié en septembre 2014, inclut les coefficients de Gini intégralement consignés et les distributions en déciles et en quintiles pour 44 pays de l'Afrique subsaharienne, souvent sur de longues périodes. Pour chaque point de données, cet outil inclut des informations et de la documentation standard sur les concepts de revenu utilisés (brut, net, revenu monétaire, bénéfiques, dépenses de consommation en espèces et en nature), les unités élémentaires d'observation et de couverture de la population (ménage, famille et individus), les échelles d'équivalence, la taille des échantillons, etc. Par ailleurs, il y a fréquemment des informations à propos du questionnaire de l'enquête, de sa couverture (nationale, urbaine, rurale, etc.)

³ Le lecteur pourrait penser que le choix du terme « sept péchés » a été inspiré par les « sept péchés cardinaux » (la luxure, l'avarice, la gourmandise, la paresse, la colère, l'envie, l'orgueil), qui font partie de la théologie chrétienne, ou par les *Sept piliers de la sagesse* de T.E. Lawrence. Toutefois, toute référence à ces concepts est une pure coïncidence.

⁴ Voir www.wider.unu.edu/research/WIID3-0B/en_GB/database. Pour de plus amples informations, voir www.wider.unu.edu/research/WIID3-0B/en_GB/WIID-documentation.

et sur la disponibilité des rapports. Finalement, WIIDv3.0b attribue une note qualitative, allant de 1 à 4, à chaque coefficient de Gini ou chaque distribution par décile, principalement en fonction de la couverture de l'enquête, de la nature du questionnaire et de la méthode de collecte des données. Seules des données de bonne qualité classées sous « 1 » et « 2 » peuvent être utilisées de manière sûre dans les analyses de tendance et de régression. Les points de données en « 3 » ou « 4 » doivent uniquement être utilisés à des fins précises (par ex., pour évaluer le niveau des inégalités d'un pays). Les données de WIIDv3.0b sont établies à partir de différentes sources : enquêtes EBM produites par des bureaux nationaux de statistique (BNS), enquêtes sur la mesure des niveaux de vie (EMNV), base de données POVCAL ou des études de terrain indépendantes.

- b) **La base de données POVCAL de la Banque mondiale**⁵ calcule les coefficients de Gini sur les distributions par déciles dérivées des microdonnées d'enquêtes. POVCAL n'harmonise pas les microdonnées en fonction de critères standardisés avant de calculer les coefficients de Gini. Ses données recourent partiellement celles de WIIDv3 de WIDER, mais ont une couverture plus limitée.
- c) **La Base de données internationale sur la répartition des revenus (I2D2)**⁶ de la Banque mondiale est une base de données à l'échelle mondiale dérivée d'enquêtes représentatives à l'échelon national sur les revenus et la consommation des ménages, d'enquêtes sur la population active et d'EMNV comportant un ensemble standard de caractéristiques liées à la population, à l'éducation, au marché du travail et aux ménages, ainsi que des variables sur les revenus et la consommation. I2D2 contient environ 50 variables harmonisées et couvre plus de 900 enquêtes concernant plus de 160 pays et remontant à 1960, bien que la plupart des données portent sur les deux dernières décennies. Grâce à ce long processus d'harmonisation, les données d'I2D2 facilitent les comparaisons entre les pays dans plusieurs domaines. Néanmoins, en date de ce jour (avril 2016), il n'est possible d'accéder qu'à quelques points de coefficient de Gini harmonisés d'I2D2. Un regard initial sur ces données ne suggère pas d'évolutions majeures dans les tendances identifiées au chapitre 2.

Afin d'améliorer la comparabilité entre les pays et au fil du temps, les données de toutes les enquêtes sont traitées conformément aux conventions statistiques classiques concernant les éléments suivants : la définition du revenu des ménages/des dépenses de consommation par habitant ; la définition du ménage ; les corrections tenant compte des différences entre les périodes de référence ; l'évaluation des flux de revenus tirés des logements occupés par leurs propriétaires ; les ajustements tenant compte des non-réponses ; l'imputation de données manquantes ou non fiables ; le traitement des revenus nuls ; également, les ajustements à la hausse des revenus ruraux nécessaires pour compenser les différences entre prix ruraux et prix urbains. Ainsi, par définition, les coefficients de Gini calculés sur I2D2 ne coïncident pas avec ceux qui sont générés par POVCAL et les Bureaux nationaux de statistique (BNS), puisqu'ils dépendent de conventions statistiques différentes. En outre, les valeurs des coefficients de Gini d'I2D2 sont calculées directement sur les microdonnées et doivent par conséquent être légèrement plus élevées que celles qui sont calculées sur les répartitions par décile.

- d) **L'harmonisation des microdonnées** à inclure dans I2D2 est en cours de réalisation. La Banque mondiale a collecté environ 140 enquêtes pour l'Afrique subsaharienne, dont seulement 20 à 30 environ ont été traitées jusqu'en 2015. Le classement des pays dans les catégories d'inégalités (en hausse, en baisse, en forme de U et en forme de U inversé) présentées au chapitre 2 pourrait donc évoluer dans une certaine mesure si de nouvelles données harmonisées devenaient disponibles.

⁵Pour de plus amples informations, voir <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/index.htm>.

⁶I2D2 a débuté en 2005 dans le contexte du Rapport sur le développement dans le monde : équité et développement.

- e) **La base de données « All the Ginis » de Milanovic** compile des données de toutes sources et ajoute quelques observations tirées de données produites par les Bureaux centraux de statistique (BCS) ou d'enquêtes lancées dans le cadre de projets de recherche spécifiques. Aucun ajustement n'est effectué sur les données.
- f) **L'étude du Luxembourg sur les revenus (LIS)** fournit des données LIS standardisées pour l'Afrique du Sud.
- g) **La base de données SWIID de Szolt** comprend des coefficients de Gini de toutes sources et années, mais ne fournit aucune évaluation sur qualité ou la cohérence des données. La majorité des données est obtenue au moyen de plusieurs techniques d'imputation qui ne sont pas toujours rendues explicites. Alors que SWIID offre une couverture plus complète des pays et des années, son contenu est flou et dépend d'hypothèses opaques et arbitraires. Après une comparaison détaillée entre WIIDv3.0b et SWIID, Jenkins (2014) suggère de se fier à WIIDv3.0b à la condition que « lors de la sélection des observations, les chercheurs prennent à bras le corps les questions très réelles de qualité des données [c.-à-d. en sélectionnant uniquement les données de qualité 1 et 2] et vérifient si leurs conclusions résistent à différents traitements des données ». En raison de cette conclusion, il a été décidé de ne pas utiliser SWIID, même si cette décision implique le renoncement à un certain nombre de données (imputées) qui manquent dans d'autres bases de données. Jenkins (2014) observe qu'en Afrique subsaharienne, il y a une forte prévalence de données manquantes. Il en résulte qu'une plus grande proportion de données SWIID pour l'Afrique subsaharienne dépend de la validité de son modèle d'imputation, lequel, compte tenu du nombre élevé d'erreurs de mesure dans les données de base, varie considérablement.

15.2.2 Un ensemble de données intégré sur les inégalités pour l'Afrique subsaharienne (Integrated Inequality Database for SSA - IID-SSA)

Les différences dans les résultats de la recherche sur la dynamique des inégalités dépendent donc non seulement des différences dans la couverture des pays/des années, mais également de l'ensemble de données choisi. Pour surmonter ce problème et limiter l'utilisation de données de qualité inférieure/non consignées, un « ensemble de données intégré sur les inégalités pour l'Afrique subsaharienne » (IID-SSA) a été compilé. Il sélectionne, pour chaque pays/année, la meilleure donnée provenant des cinq ensembles de données décrits ci-dessus ou de quelques sources nationales. L'IID-SSA contient des informations annuelles pour les années 1991/1993-2011 concernant 44 pays produisant au moins un coefficient de Gini de bonne qualité. Dans plusieurs cas, les données des cinq ensembles de données sont similaires (comme dans WIIDv3.0b et POVCAL), alors que dans d'autres cas elles diffèrent légèrement ou substantiellement. Comme l'indique le tableau 15.1, la plupart des données sélectionnées pour l'IID-SSA proviennent de WIIDv3.0b. Quatorze des 44 pays sont situés en Afrique de l'Est, neuf en Afrique centrale, cinq en Afrique australe et 16 en Afrique de l'Ouest. Il n'y a pas une seule donnée pour la Guinée équatoriale, l'Érythrée, Sao Tomé-et-Principe, la Somalie et le Soudan du Sud. En conséquence, ces pays sont exclus de l'ensemble de données.

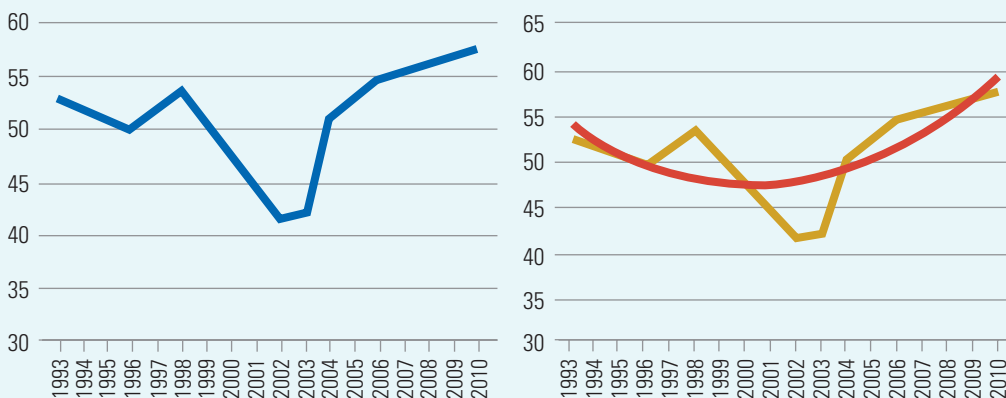
Il se peut que certaines des données incluses dans l'IID-SSA pâtissent d'erreurs de mesure pour les raisons examinées à la section 15.3. En revanche, une sélection judicieuse de toutes les sources disponibles atténue certaines de ces erreurs et renforce la cohérence et l'exhaustivité des données afin de fournir un ensemble de données le moins biaisé possible dans ce domaine. À cet égard, il convient de mentionner que la plupart des enquêtes sur les ménages en Afrique subsaharienne sont axées sur les dépenses de consommation par habitant. Ainsi, à l'exception du Botswana et de Maurice, qui utilisent le revenu disponible par habitant, le concept de bien-être adopté dans les enquêtes sur l'Afrique subsaharienne correspond aux « dépenses

de consommation des ménages par habitant ». Il s'agit d'un concept qui atténue le biais des mesures, mais qui ne donne pas la possibilité de décomposer les évolutions des inégalités totales par source de revenus. Pour certains pays et années, il y a des enquêtes fournissant des données à la fois sur les revenus et sur la consommation par habitant⁷. La distance entre les coefficients de Gini établis pour les distributions entre revenus et consommation peut ainsi être mesurée.

Pour analyser la dynamique des revenus dans la région, les auteurs ont sélectionné une série chronologique adoptant le même concept de revenu et la même couverture de population pour chaque pays pour la période 1993-2011⁸, bien qu'il soit impossible de s'assurer que les mêmes conventions statistiques aient été adoptées lors du traitement des données brutes de toutes les enquêtes. Dans les conventions statistiques entre les pays et dans le temps, il est probable que demeurent des différences qui accroissent le rôle du « bruit » dans l'analyse de régression.

Les auteurs ont sélectionné 29 pays des 44 pays inclus dans l'IID-SSA original (toutes les données) avec au moins quatre données de bonne qualité et bien espacées dérivées des enquêtes adoptant des conventions statistiques cohérentes dans le temps, qui décrivent raisonnablement bien les tendances des inégalités à moyen terme (tableau 15.1). En moyenne, il y a cinq points de données pour chacun des 29 pays sélectionnés qui constituent 81,8 % de la population de l'Afrique subsaharienne. Parmi les pays exclus, seule la République démocratique du Congo (qui a trois points de données) a une population importante. Les 14 autres pays exclus sont le Bénin, le Tchad, la République du Congo, le Libéria et le Soudan (qui ont un point de données chacun), Cabo Verde, Djibouti, le Gabon, la Namibie et le Togo (qui ont deux points de données chacun) et le Burundi, les Comores, les Seychelles et le Zimbabwe (qui ont trois points de données), pour un total de 30 observations fiables, qui n'ont pas été utilisées dans l'analyse de tendance.

FIGURE 15.2 Exemple d'interpolation des points de données manquants (panneau de gauche) et choix de la meilleure tendance interpolée (panneau de droite), Zambie



Source : Élaboré par les auteurs.

⁷ Par exemple, les enquêtes intégrées sur les ménages réalisées en 2004 et en 2011 pour le Malawi ont été standardisées par le projet Activités rurales génératrices de revenus (RIGA) de la FAO en termes de revenu des ménages par habitant. Elles sont utilisées pour décomposer les évolutions des coefficients de Gini par source de revenus (chapitre 13).

⁸ En agrégeant les coefficients de Gini de ces deux pays dans leurs groupes respectifs (voir ci-après), les auteurs les ont multipliés par un facteur de correction de 0,81. Ceci correspond au ratio du coefficient de Gini de la distribution des dépenses de consommation par rapport à celui du revenu disponible pour cinq pays dans les années 1980 et au début des années 1990, découvert par Cogneau *et al.* (2007).

TABLEAU 15.1 Nombre des points de données sur la répartition des dépenses de consommation par habitant pour 29 pays présentant au moins quatre points de Gini bien espacés, 1991/1993-2011

Pays	Base de données à partir de laquelle nos données ont été extraites					Données retenues pour la période 1993-2011				Différence en points de Gini entre la première et la dernière année	
	WIID V3	POVCAL	WB-I2D2	Tous les coefficients de Gini	Données nationales	Total des obs.	interpolées	Total	Proportion de la population		Tendance des coefficients de Gini
Burkina Faso (1994-2009)		4		1		5	14	19	2,26	En baisse	-10,9
Cameroun* (1996-2007)	3					3	16	19	3,05	En baisse	-8,8
Éthiopie (1995-2011)					4	4	15	19	12,82	En baisse	0,0
Gambie (1993-2003)	4					4	15	19	0,24	En baisse	-13,6
Guinée (1994-2007)	3					3	16	19	1,61	En baisse	-1,0
Guinée-Bissau (1993-2005)	3			1		4	15	19	0,24	En baisse	-9,5
Lesotho (1993-2003)	5			1		6	13	19	0,32	En baisse	-5,4
Madagascar (1994-2010)	4	2		1		5	14	19	3,08	En baisse	-7,1
Mali (1994-2010)	4					4	15	19	2,01	En baisse	-17,5
Niger (1994-2008)	4			1		5	14	19	2,22	En baisse	-15,2
Sénégal (1994-2011)	3	1				4	15	19	1,9	En baisse	-1,0
Sierra Leone* (1995-2011)		2		1		3	16	19	0,86	En baisse	-18,8
Swaziland (1995-2010)	3			1		4	15	19	0,18	En baisse	-9,2
Total des pays en baisse	36	7	0	7	4	54	193	247	30,79	En baisse	Moyenne -9,1
Angola (1995-2009)	2		1	1		4	15	19	2,79	En forme de \cap	+18,4 -15,6
Mauritanie (1995-2008)	5					5	14	19	0,53	En forme de \cap	+3,5 -3,3
Mozambique (1996-2008)	5					5	14	19	3,54	En forme de \cap	2,6 -5,7
Rwanda* (1995-2011)	2	1				3	16	19	1,59	En forme de \cap	+9,1-4,1
Total des pays à forme \cap	14	1	1	1		17	59	76	8,45	En forme de \cap	Moyenne +8,4 -7,2
Botswana* (1994-2009)	2		1			3	16	19	0,31	En hausse	14,9
Côte d'Ivoire (1995-2008)	4					4	15	19	2,93	En hausse	8,0
Ghana (1993-2006)	4	1		1		6	13	19	3,6	En hausse	9,0
Kenya (1994-2006)	3	1				4	15	19	6,02	En hausse	3,8
Maurice (1991-2011)	3		7			10	9	19	0,21	En hausse	2,5
Afrique du Sud (1991-2011)		6		1		7	12	19	8,02	En hausse	5,7
Ouganda (1992-2010)	8					8	11	19	4,84	En hausse	1,4
Total des pays en hausse	24	8	8	2	0	42	91	133	25,93	En hausse	Moyenne + 6,5
République centrafricaine (1992-2008)	3			1		4	15	19	0,67	En forme de U	-17,7 + 12,7
Malawi (1993-2011)	6	1		1		8	11	19	2,18	En forme de U	-23,4 + 6,6
Nigéria (1993-2010)	3	1		1		5	14	19	23,5	En forme de U	-2,1 + 1,8
Tanzanie (1993-2010)	4				2	6	13	19	6,54	En forme de U	-4,9 + 2,4
Zambie (1993-2010)		7		1		8	11	19	1,93	En forme de U	-11,0 + 15,9
Total des pays à l'évolution en forme de U	16	9	0	4	2	31	64	95	34,82	En forme de U	Moyenne -11,8 +7,9
Total global	90	25	9	14	6	144	407	551	100	Tous	
% de parts	16,3	4,5	1,6	2,5	1,1	26,1	73,8	100	100	Tous	

Source : Compilation par les auteurs des bases de données indiquées plus haut et données démographiques fournies par DAES, Division de la population, Nations Unies (2015).

Remarques : *Fait référence à des pays produisant seulement trois observations des coefficients de Gini sur la période 1991/1993-2011, mais avec des données pour les années précédant immédiatement 1993, qui offrent des informations précieuses sur la forme de la tendance des coefficients de Gini.

Globalement, pour la période 1991/1993-2011, la matrice de l'IIDB-SSA inclut 551 (29 x 19) cellules, dont 168 (30,5 %) sont non nulles. Pour s'attaquer au problème des données manquantes, les données observées ont été connectées au moyen d'interpolations linéaires entre points (comme dans le panneau gauche de la figure 15.1). À l'annexe 1 du Document de travail n° 2 du sous-groupe Approche fondée sur les droits (RBA) du PNUD, les points de données retenus sont indiqués dans la dernière colonne de la matrice récapitulative de chaque pays. Les données interpolées sont indiquées en bleu clair. Finalement, pour classer chacun des 29 pays du tableau 15.1 dans une catégorie en hausse, en baisse, en forme de U ou en forme de U inversé, les auteurs ont interpolé la série chronologique de coefficients de Gini obtenue ci-dessus avec des fonctions linéaires et quadratiques, comme indiqué ci-dessous à la figure 15.2, panneau de droite, avec la Zambie à titre d'exemple. Dans ce cas, la meilleure configuration est clairement une forme en U. La forme de la tendance est décidée en fonction des meilleures statistiques R2 et F. Enfin, chaque pays a été attribué au groupe en hausse, en baisse, en forme de U et en forme de U inversé (voir tableau 15.1).

Comme indiqué à l'annexe 1 du Document de travail n° 2 du sous-groupe Approche fondée sur les droits (RBA) du PNUD, la même approche a été suivie pour la totalité des 29 pays sélectionnés. Les figures de l'annexe 1 du document précité, dans la plupart des cas, montrent que les coefficients de Gini de différentes sources de données (identifiés par des points de différentes couleurs) tracent des tendances qui sont similaires à celles retenues à partir de l'ensemble de données IID-SSA (identifiées par la ligne orange). Les différences perceptibles entre les niveaux ou tendances sont manifestes pour seulement quelques pays/années, comme au Ghana (début des années 1990), au Lesotho (fin des années 1980), à Madagascar, au Mozambique, au Nigéria et en Afrique du Sud.

Les moyennes pondérées et non pondérées des coefficients de Gini des quatre groupes de pays indiqués au tableau 15.1 sont représentées dans la figure 2.3 du chapitre 2, qui est axé sur une discussion théorique *ex ante* des facteurs expliquant les différences entre les 29 pays analysés au regard des inégalités. Le chapitre 17 quant à lui présente une investigation économétrique de l'impact sur les inégalités de ces facteurs examinés au chapitre 2.

15.3 Limitations de l'IID-SSA et les « sept péchés de la mesure des inégalités » en Afrique subsaharienne

Les problèmes statistiques qui pourraient amoindrir la précision des estimations du niveau des données du coefficient de Gini de l'IID-SSA (et d'autres bases de données) sont abordés ci-dessous. En outre, si les biais de mesure examinés ci-dessous varient en intensité dans le temps, la tendance des inégalités pourrait également être affectée, comme le serait l'analyse de la dynamique des inégalités de revenus et de la pauvreté dans la région.

Bien que des progrès substantiels aient été réalisés ces dernières années, les données de l'enquête posent encore plusieurs problèmes qui rendent difficile l'identification précise du niveau réel et de la tendance réelle des inégalités en Afrique subsaharienne. Selon Klasen (2014), de nombreux facteurs contribuent à cette situation. Ils incluent les faibles capacités des BNS de la région et le poids de divers acteurs externes ayant différents besoins en informations dans la détermination de la nature des données à collecter. Ces deux conditions ont une incidence à la fois sur l'appropriation, la conception et la comparabilité des enquêtes. Cet état de choses a d'importantes conséquences concernant la qualité et la comparabilité des données (Sandefur et Glassman, 2013).

Ce qui suit est un examen détaillé des « sept péchés de la mesure » affectant l'évaluation des niveaux et des tendances des inégalités. Ces « péchés » sont courants dans plusieurs pays à faible revenu et, dans une

moindre mesure, dans les pays développés. Pourtant, compte tenu des caractéristiques de la région (une économie hautement informelle et peu monétisée, d'importantes fluctuations saisonnières de revenu et de consommation, de faibles institutions statistiques, la dépendance à l'égard de l'assistance technique et de faibles systèmes de contreponds politiques), les péchés de mesure sont davantage prononcés en Afrique subsaharienne et sont ainsi examinés ci-dessous.

15.3.1 Différences temporelles dans la conception d'enquêtes pour le même pays

La région a moins d'expérience des enquêtes sur le budget des ménages que d'autres régions en développement. La méthode de collecte des données évolue pour répondre à des critères plus exigeants et, en conséquence, la conception des enquêtes est souvent modifiée dans des vagues d'enquêtes ultérieures. Ces changements sont souvent liés à la disponibilité des données, tandis qu'à d'autres occasions, ils répondent à la nécessité d'améliorer la qualité des informations (Rio Group, 2006). Par exemple, Grimm et Günther (2005) montrent que la conception de l'enquête sur le budget des ménages burkinabé s'est continuellement améliorée au fil des ans. Plus particulièrement, ils font état du fait que l'EBM 1994 (EPII) et l'EPII 1998 ont été élaborées à partir de données collectées durant la période pré-récolte (avril-août), alors que pour l'EBM précédente (EPI), les données ont été collectées pendant la période post-récolte (octobre-janvier). En outre, « tandis que l'EPI comporte une période de référence de 30 jours pour les produits alimentaires, l'EPII et l'EPIII comportent une période de référence de 15 jours pour les mêmes produits, et, enfin, la ventilation des dépenses s'est continuellement accrue entre 1994 et 2003 » (Grimm et Günther, 2005 :10).

De même, McCulloch, Baulch et Cherel-Robson (2000) font état du fait que la comparabilité des différentes vagues d'enquêtes représente un problème sérieux en Mauritanie. Alors que l'enquête sur la mesure des niveaux de vie (LSMS) de 1987/1988 inclut 62 produits alimentaires et 56 produits non alimentaires, le questionnaire de Priority Surveys de 1992 et 1993 a communiqué les informations pour seulement 12 produits alimentaires et aucune information pour les produits non alimentaires. Plus généralement, l'application de différentes méthodologies pour les journaux ou les entrevues de référence (Gibson, 1999) et les changements apportés à la période de base (Gibson, Jikun et Scott, 2003) ou au nombre de produits alimentaires inclus pour mesurer la consommation (Lanjouw et Lanjouw, 2001) pourraient compromettre la comparabilité des données dans le temps (Jolliffe, 2001), ce qui pose de sérieux problèmes à l'analyse des inégalités en Afrique subsaharienne. Comme mentionné, l'I2D2 de la Banque mondiale a pour ambition d'atténuer dans le temps ces problèmes de comparabilité, notamment des façons suivantes : en harmonisant les données d'EBM autant que possible, même a posteriori, en égalisant le nombre d'articles de consommation dans différentes enquêtes et en complétant les données manquantes. Bien que quelques progrès aient été enregistrés du point de vue de la comparabilité des données, certains des problèmes mentionnés plus haut entravent encore l'analyse des évolutions des inégalités dans de nombreux pays.

15.3.2 Différences dans les hypothèses statistiques et harmonisation des données entre les pays

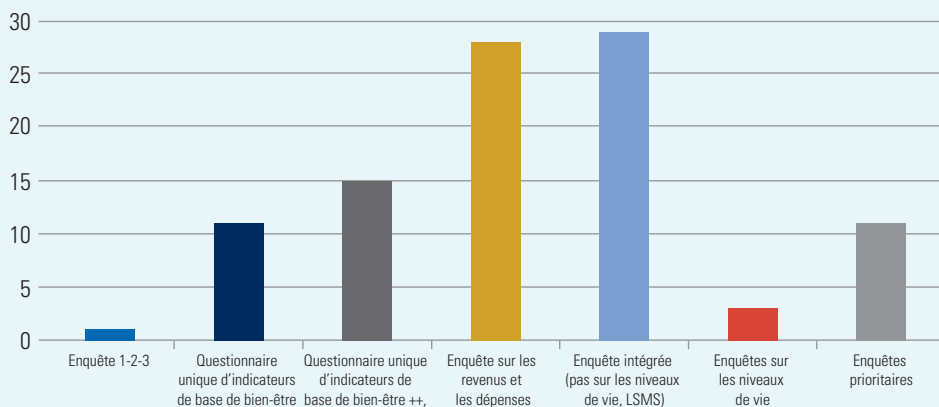
Ces dernières années, l'utilisation de séries chronologiques et de l'économétrie de panels a accru la demande de formats de questionnaire homogénéisés pour assurer la comparabilité entre les pays. À titre d'exemples récents de ce type de projets, figurent les Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU SILC) et le Programme pour l'amélioration des enquêtes et la mesure des conditions de vie en Amérique latine et dans les Caraïbes (MECOVI). En Afrique subsaharienne, malgré un nombre croissant d'enquêtes différentes (figure 15.3), des initiatives similaires ne sont pas encore en place, bien que les projets I2D2 et RIGA aient commencé à combler cette lacune. En conséquence, les différences entre les pays au

regard des enquêtes en ce qui concerne la conception, les définitions, les degrés de ventilation, le concept de revenu utilisé, le moment choisi et l'envergure de l'enquête, la période de référence et les conventions afférentes au traitement des données tendent à réduire la comparabilité des données. Par exemple, la troisième enquête intégrée sur les ménages 2010/2011 du Malawi fournit des informations détaillées sur différentes sources de revenus, alors que l'Enquête intégrale sur les conditions de vie des ménages (2009/10) du Burkina Faso fournit des informations moins précises, notamment en ce qui concerne les transferts privés et publics. Même s'il est possible de résoudre certains de ces problèmes par l'utilisation de variables muettes (comme dans le cas de différents concepts de revenu), pour d'autres problèmes, la seule solution qui puisse assurer la comparabilité est l'harmonisation méthodique des données.

Pour assurer la comparabilité des données entre les pays, l'harmonisation doit commencer à partir des microdonnées et adopter, pour tous les pays et toutes les années, les mêmes conventions statistiques pour définir des variables telles que : « revenu/consommation des ménages par habitant » ; « ménage » (que cette notion inclue ou non des membres externes tels que les locataires, les domestiques et leurs familles) ; le regroupement des revenus du capital ; les corrections effectuées pour tenir compte des différences dans les périodes de référence ; l'imputation des flux de revenus/consommation obtenus de logements occupés par leur propriétaire ; les ajustements pour tenir compte des non-réponses (au moyen de techniques d'appariement ou des coefficients d'une équation Mincer) ; l'imputation des revenus et revenus en nature manquants ; le traitement des revenus nuls ; la pondération de la sous-déclaration des revenus ; les ajustements à la hausse des revenus ruraux pour faire ressortir les différences de prix entre zones rurales et urbaines.

Ce processus d'harmonisation améliore la comparabilité des données, mais signifie que les coefficients de Gini nouvellement produits diffèrent de ceux qui sont générés par les BNS, qui peuvent utiliser des hypothèses et techniques d'imputation différentes de celles qui sont adoptées par les bases de données ou les organismes internationaux. Dans plusieurs pays d'Amérique latine, l'écart entre les coefficients de Gini standardisés de la SEDLAC et des BNS est négligeable, mais dans d'autres, il atteint de 1,5 à 3 points. En revanche, il est rare que les différences dans les niveaux des inégalités soient accompagnées par des différences dans les tendances. Ce qui compte est que les tendances des inégalités coïncident - ce qui est généralement le cas.

FIGURE 15.3 Types d'enquêtes dans les pays africains, 2000-2011



Source : Dabalen *et al.* (2011).

15.3.3 Sous-échantillonnage des plus hauts revenus

Les conclusions portant sur les niveaux et la dynamique des inégalités et qui sont établies à partir de l'IID-SSA sont susceptibles d'être biaisées par la comptabilisation incomplète des plus hauts revenus dans toutes les Enquêtes sur le budget des ménages (EBM). Ceci est dû à leur sous-échantillonnage et sous déclaration systématiques et à la troncature des très hauts revenus qui sont traités comme des aberrations. Une telle sous-estimation est plus grave en ce qui concerne les données relatives aux revenus que pour ce qui est des données relatives à la consommation (Deaton et Grosh, 2000), et elle est plus manifeste dans les pays en développement ayant un important secteur informel, de considérables ressources pétrolières et minières et de faibles institutions. Dans tous les cas, le « vrai coefficient de Gini » latent est plus élevé que le coefficient de Gini dérivé des EBM. Cette situation conduit à une sous-estimation du niveau des « vraies inégalités » à tout moment. En plus, si le biais dû à la sous-estimation évolue dans le temps, il peut dénaturer la tendance du coefficient de Gini, ce qui peut aboutir à l'identification de relations causales infondées.

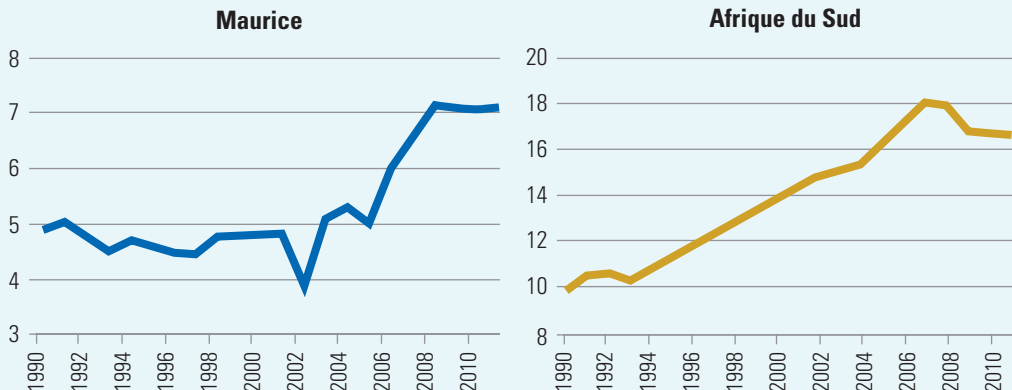
On peut agir sur la sous-comptabilisation des plus hauts revenus en combinant les données des EBM avec celles obtenues à partir des déclarations d'impôt, ce qui donne la possibilité d'estimer la part du revenu des 1 % les plus riches ou d'autres percentiles supérieurs. À cet égard, la Base de données mondiale des plus hauts revenus (World Top Incomes Database - WTID)⁹ a produit une grande quantité d'informations pour plus de 20 pays à ce jour, tandis que d'autres pays y sont progressivement ajoutés. Pour l'Afrique subsaharienne, la WTID fournit déjà des informations pour Maurice, l'Afrique du Sud et la République-Unie de Tanzanie (seulement pour 1950-1970), tandis que des études similaires ont été lancées pour le Botswana, le Cameroun, la Gambie, le Ghana, le Kenya, le Lesotho, le Malawi, le Nigéria, l'Ouganda, les Seychelles, la Sierra Leone, le Swaziland, la Zambie et le Zimbabwe.

Les études portant sur la part des plus hauts revenus dépendent fondamentalement de l'ampleur de l'assiette fiscale dans ces pays (dans lesquels souvent seuls quelques sociétés et particuliers font une déclaration de revenus) et de l'étendue de la fraude et de l'évasion fiscales. Néanmoins, elles fournissent des informations supplémentaires sur la partie supérieure de la répartition des revenus, qui est négligée par les EBM. Pour l'Afrique subsaharienne, par exemple, il apparaît que la part des revenus des 1 % les plus riches s'est fortement accrue durant les 20 dernières années à Maurice et en Afrique du Sud (figure 15.4). La tendance du coefficient de Gini basée sur les EBM au tableau 15.1 montre que les inégalités se sont accrues durant les dix dernières années. Toutefois, ces données sous-estiment l'ampleur d'un tel accroissement, comme indiqué ci-dessous.

Pour « corriger » ces estimations du coefficient de Gini basées sur les EBM, on ne peut dépendre que de la part des revenus des 1 % les plus riches ou des 0,1 % déclarés à l'administration fiscale pour calculer G^* , le « vrai coefficient de Gini » en utilisant la formule $G^* = G(1-S) + S$, où S est la part des revenus des 1 % les plus riches estimée à partir des déclarations de revenus (Alvaredo, 2010). Des éléments empiriques provenant des pays développés et des pays en développement indiquent que G^* est plus élevé de plusieurs points que le coefficient de Gini estimé à partir des données des EBM. Par exemple, les données des dix dernières années pour la Colombie, l'Argentine et l'Uruguay indiquent que G^* est toujours plus élevé que G de 3 à 6 points (Cornia, 2015). En Afrique du Sud (figure 15.5), cet écart s'accroît considérablement entre 1990 et 1995, mais ensuite il se stabilise pratiquement, ce qui suggère que la fin de l'apartheid a modéré la croissance du pouvoir des élites. En réalité, depuis 1995-1996, il y a donc un « effet de levier » et un modeste « effet de tendance », ce qui indique que les conclusions obtenues à partir des coefficients de Gini G non corrigés résistent à l'analyse, dans une certaine mesure.

⁹ Voir <http://topincomes.parisschoolofeconomics.eu>.

FIGURE 15.4 Part des revenus des 1 % les plus riches à Maurice et en Afrique du Sud, 1990-2011



Source : Base de données mondiale des plus hauts revenus (WTID).

15.3.4 Vérifications croisées des tendances du coefficient de Gini basé sur les EBM, par rapport aux tendances de la part du travail

Une autre manière de vérifier si les tendances des coefficients de Gini basés sur les EBM sont réalistes est de les juxtaposer avec celles de la part du travail (*labour share*, LS) dans la valeur ajoutée nette totale. Il est possible, en réalité, que le sous-échantillonnage des plus hauts revenus dans les EBM puisse empêcher une représentation correcte des revenus du capital due, par exemple, à la hausse des rentes minières. Ces effets peuvent être captés par un accroissement de la « part du capital » calculée à partir des comptes nationaux. Toutefois, l'estimation de cette dernière pose également des problèmes liés à l'exactitude des comptes nationaux, à l'hypothèse sur laquelle repose le calcul de la part du travail¹⁰ et à de possibles tendances compensatoires en termes de redistribution des revenus bruts (par exemple, au moyen de l'imposition et de la redistribution des rentes minières). Une deuxième raison de vérifier les tendances des coefficients de Gini basés sur les EBM avec la tendance observée dans la part de travail est que les EBM sous-estiment sensiblement, et souvent de plus en plus, la valeur ajoutée nette totale. Par exemple, à partir de données de l'Inde pour les années 1990, Ravallion (2001) montre que le revenu moyen par habitant estimé à partir des EBM revenait à seulement 60 % de la valeur calculée à partir des comptes nationaux et que ce ratio a baissé dans le temps. Par contre, il a observé que la différence n'était pas aussi importante dans les pays de l'Afrique subsaharienne.

Les différences dans le niveau de la part du travail et des coefficients de Gini sont dans une certaine mesure physiologiques, car les informations sur lesquelles elles reposent sont collectées de différentes manières et à des fins différentes. Par exemple, les niveaux de la consommation et des revenus tirés des EBM reposent sur des informations qui sont autodéclarées par les ménages de l'échantillon et font l'objet d'erreurs de rappel et d'autres biais. En revanche, les revenus tirés des comptes nationaux sont calculés à partir de la

¹⁰ Il existe plusieurs définitions de la part du travail. La plus simple, LS1, est la suivante : (rémunération des employés) / (valeur ajoutée totale – (impôts indirects + consommation de capital fixe)). Toutefois, cette définition correspond mal à la réalité de pays dans lesquels la plupart des personnes sont des travailleurs indépendants. Dans ces cas, LS2 est plus appropriée : (rémunération des employés + 2/3 des revenus mixtes) / (valeur ajoutée totale – (impôts indirects + consommation de capital fixe)). Il existe d'autres affinements théoriques, mais dans le cas de l'Afrique subsaharienne, les difficultés de l'estimation de la valeur ajoutée affaiblissent la solidité d'estimations plus élaborées de la LS.

production et des utilisations du PIB. Ensuite, les EBM renvoient au revenu et à la consommation des ménages, tandis que la valeur ajoutée totale mesurée par les comptes nationaux inclut également ceux des communautés (notamment les communautés religieuses, les militaires, les maisons de repos, les pensionnats, etc.). Finalement, les données des EBM renvoient généralement aux revenus nets (après impôts directs et transferts), tandis que la part du travail renvoie à la répartition du revenu marchand brut. Il n'est donc pas surprenant d'observer des différences de revenus et de consommation par habitant. Le problème survient lorsque les tendances de ces deux indicateurs évoluent dans la direction opposée.

Pour vérifier si les tendances des coefficients de Gini basées sur les EBM et celles de la part du travail évoluent dans la même direction, une analyse des résultats de Guerriero (2012) a été effectuée. Cet auteur a calculé les parts du travail pour 25 pays d'Afrique subsaharienne (parfois, seulement jusqu'aux années 1990) à l'aide de données nationales provenant des statistiques des comptes nationaux des Nations Unies et en appliquant différentes méthodologies pour calculer les parts du travail alternatives. Les résultats de Guerriero indiquent que la part du travail a baissé aux cours des dernières décennies dans plusieurs pays, en particulier à partir des années 1980. Ces tendances (figure 15.6) ne confirment que partiellement les tendances des coefficients de Gini recensées au tableau 15.1. Par exemple, au Sénégal, les deux tendances coïncident (la part du travail a augmenté, tandis que le coefficient de Gini a baissé). Les tendances de la part du travail et du coefficient de Gini sont cohérentes entre elles au Botswana (la part du travail a baissé tandis que le coefficient de Gini a augmenté). Au Kenya, les deux tendances sont cohérentes entre elles (hausse du coefficient de Gini et baisse de la part du travail) depuis 2003, mais pas avant. Par contre, la baisse de la part du travail au Lesotho ne concorde pas avec la baisse du coefficient de Gini.

FIGURE 15.5 Tendances des coefficients de Gini basés sur les EBM (ligne inférieure) et des coefficients de Gini corrigés à partir des données tirées des déclarations de revenus (ligne supérieure), Afrique du Sud, 1990-2010

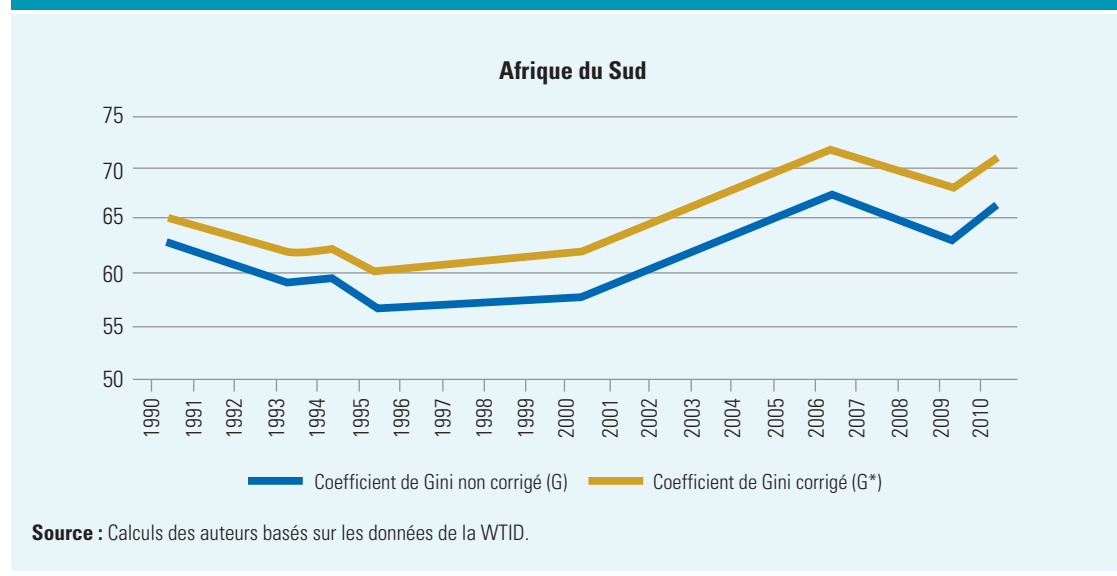
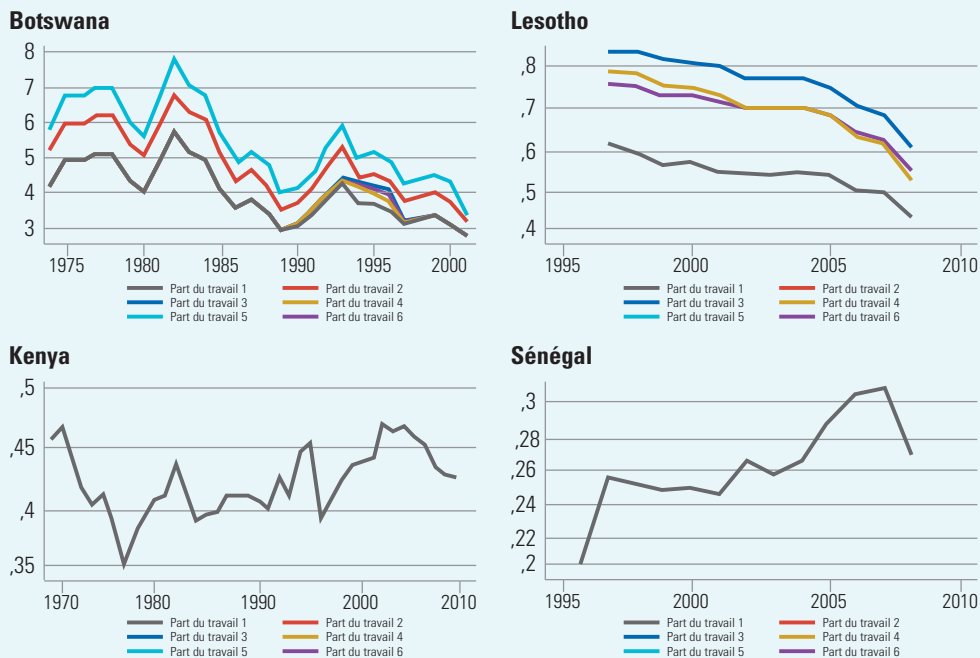


FIGURE 15.6 Évolution sur plusieurs années de la part du travail dans quelques pays d'Afrique subsaharienne



Source : Guerriero (2012).

15.3.5 La non-prise en considération des revenus accumulés des avoirs détenus à l'étranger par les ressortissants de l'Afrique subsaharienne

Même en partant du principe que les revenus intérieurs des riches sont entièrement déclarés dans les EBM (ou sont ajoutés aux données des EBM sur la base des déclarations de revenus), les données d'enquêtes fournissent un tableau partiel de la répartition des revenus nationaux lorsque les ressortissants de l'Afrique subsaharienne détiennent une part importante de leurs avoirs à l'étranger. En effet, les revenus générés par ces avoirs n'entrent pas dans le calcul des revenus nationaux et de leur répartition.

De nombreuses publications suggèrent que plusieurs pays d'Afrique subsaharienne sont une source d'importantes de fuites de capitaux, que des avoirs substantiels sont détenus à l'étranger et génèrent des revenus qui échappent à toute forme de comptabilité et d'imposition dans les pays d'origine. La publication des « Panama Papers » au printemps 2016 a illustré l'ampleur de ce problème dans les pays subsahariens.

Dans les pays qui ont libéralisé leur compte des opérations en capital, les sorties de capitaux peuvent résulter d'une diversification rationnelle des portefeuilles visant à orienter légalement une certaine épargne vers des pays offrant des rendements plus élevés sur les avoirs, une faible imposition ou un faible risque de défaut. Toutefois, ces flux constituent des fuites de capitaux si les normes nationales en matière d'imposition et de contrôles des capitaux les interdisent. Mais surtout, une part importante des fuites de capitaux implique le blanchiment de gains illicites (trafic de stupéfiants ou vol des ressources nationales) ou l'envoi de ressources à l'étranger obtenues en détournant le produit de l'exploitation des ressources naturelles. Les publications

examinées par Ndikumana (2014) indiquent qu'au moins 8 % des rentes pétrolières obtenues par les pays riches en pétrole ayant de faibles institutions finissent dans des paradis fiscaux.

Il existe deux méthodes, indirecte et directe, pour estimer le volume des fuites de capitaux. Suivant Boyce et Ndikumana (2012), en utilisant la méthode indirecte, on peut estimer que les fuites de capitaux (KF) sont la différence entre les « entrées de devises étrangères » (entrées de capitaux générateurs d'endettement ajustés des fluctuations du taux de change, plus les investissements directs étrangers) moins les « utilisations des produits de change » (le financement du déficit des transactions courantes – CA – et les variations des réserves de change – ΔRES). En symboles, $KF = (\Delta DEBTADJ + FDI) - (CA + \Delta RES)$. En principe, les deux termes du côté droit devraient s'égaliser. Ainsi, toute différence indique une fuite de capitaux. À ce déséquilibre, on peut ajouter la valeur de la fausse facturation commerciale (surfacturation des importations et sous-facturation des exportations – MISINV) qui, selon l'ONG Global Financial Integrity, constitue environ deux tiers des fuites de capitaux. Finalement, une correction supplémentaire peut être incluse pour les écarts de flux d'envois (*remittance inflow discrepancy* - RID), c.-à-d. les envois non enregistrés (estimés à 50 % en Afrique subsaharienne) de telle sorte que l'équation ci-dessus devient : $KF = (\Delta DEBTADJ + FDI) - (CA + \Delta RES) + MISINV + RID$.

En suivant cette méthode, Ndikumana (2014) a estimé que les fuites de capitaux de 35 pays de l'Afrique subsaharienne sur la période 1970-2010 se sont élevées au total à 820 milliards de dollars US, et les capitaux détenus à l'étranger en 2010 (fuite des capitaux plus intérêts et gains accumulés) sont estimés à 1 067 milliards de dollars. Les fuites de capitaux ont été particulièrement importantes dans les pays riches en pétrole tels que le Nigéria, l'Angola, la République du Congo et le Soudan. Ces données suggèrent que l'Afrique subsaharienne est « créancière » (en termes nets) vis-à-vis du reste du monde, car la valeur des avoirs privés détenus à l'étranger dépasse les passifs (essentiellement publics) de 283 milliards de dollars dus aux créanciers étrangers. La fuite des capitaux semble s'être intensifiée ces dernières années, parallèlement aux prix des matières premières. Comme cela a été révélé par les « Panama Papers », dans de nombreux cas, la fuite des capitaux fait référence à des sociétés multinationales opérant dans le secteur pétrolier. En conséquence, la hausse des prix du pétrole à la fin des années 2000 pourrait être associée à la fuite croissante des rentes pétrolières vers les paradis fiscaux.

Un inconvénient de la méthode indirecte est l'hypothèse selon laquelle toutes les fuites de capitaux sont illicites, ce qui pourrait être dû au sous-enregistrement de transactions étrangères licites en raison de faibles capacités administratives. Pour s'attaquer à ce problème, la méthode directe est axée sur la mesure du résultat de la fuite des capitaux, c.-à-d. le volume de dépôts bancaires ou de biens immobiliers détenus à l'étranger par des ressortissants de pays en développement. Dans leur ouvrage non encore paru, Cogneau et Rouanet suivent cette approche [communication personnelle avec les auteurs] pour les dépôts détenus à l'étranger par des étrangers, y compris de 44 pays d'Afrique subsaharienne pour la période 1980-2010. Les données fournies par la Banque des règlements internationaux constituent la source d'informations de base pour ces estimations.

Ces données indiquent qu'en 2010, des ressortissants de l'Afrique subsaharienne détenaient des dépôts à l'étranger d'une valeur égale à environ 5,3 % du PIB (6,1 %, hors Afrique du Sud), 48 % de la valeur de la masse monétaire au sens large (M2), ou 16,6 % de monnaie intérieure et de quasi-monnaie. Ce ratio est de 9,7 % pour l'Amérique latine et est inférieur dans d'autres régions.) Ceci indique qu'une importante fraction de l'épargne est placée à l'étranger, plutôt que d'être investie dans le pays. En 2000, les principaux pays africains producteurs de pétrole (Angola, Nigéria, Gabon, République du Congo et Cameroun) ont transféré des dépôts d'environ 7 % de leur PIB à l'étranger. Les éléments disponibles cités par Cogneau et Rouanet semblent indiquer qu'entre 2 et 12 % des profits engrangés grâce aux prix du pétrole sont transférés dans des banques étrangères, les pays les plus importants étant ceux qui affichent les flux et stocks

d'avoirs les plus importants détenus à l'étranger. En termes absolus, ces résultats sont similaires à ceux de Ndikumana, mais différent s'ils sont exprimés en part du PIB. Quoi qu'il en soit, sauf pour l'Afrique du Sud, l'Afrique subsaharienne est la région qui présente le volume le plus important de dépôts à l'étranger par rapport aux masses monétaires nationales.

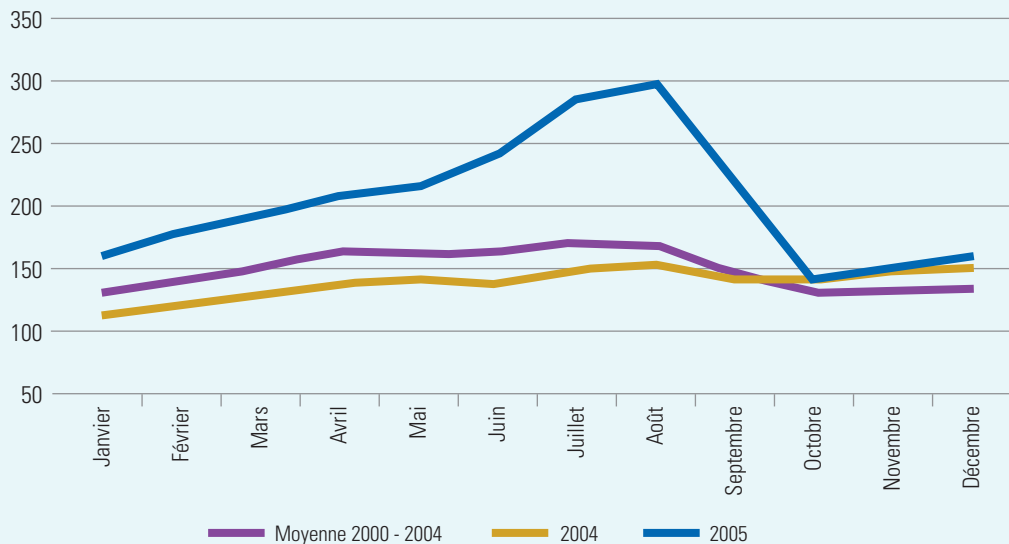
L'effet distributif de tout ceci est important, mais difficile à estimer. Compte tenu des avoirs considérables détenus dans les paradis fiscaux, les inégalités de revenus et la répartition de la richesse sont notablement sous-estimées par les instruments habituels de mesure. Si on accepte les estimations faites par Ndikumana de 1 067 milliards de dollars d'avoirs détenus à l'étranger par des ressortissants de l'Afrique subsaharienne en 2010 et si l'on retient l'hypothèse d'un taux moyen de rendement des avoirs de 5 %, alors quelque 53 milliards de dollars échappent aux comptes nationaux. En présupposant que ces revenus s'accumulent à l'échelon supérieur de la société, la moyenne régionale des coefficients de Gini augmenterait de 2 à 3 points. Les calculs des auteurs pour la Côte d'Ivoire en 2008 indiquent que si la fuite des capitaux était prise en compte, le coefficient de Gini augmenterait d'environ 1,5 point. Cet ajustement à la hausse concernerait notamment les exportateurs de pétrole.

15.3.6. Effet distributif des différences de dynamique des prix entre les prix alimentaires et l'IPC global

Les indices des inégalités de la distribution des revenus/de la consommation par habitant sont généralement calculés en prix courants. Ceci présuppose, implicitement, que tous les ménages paient le même prix pour les produits qu'ils consomment, que les variations dans le temps de ces prix affectent les ménages de la même manière et que les prix à la consommation enregistrés sur un mois ou une semaine sont stables tout au long de l'année. Ces présuppositions biaisent le coefficient de Gini à la baisse et sont donc examinées ci-dessous :

- a) **Différences dans les prix alimentaires à tout moment.** Plusieurs études (par exemple, Gibson et Kim, 2013) ont trouvé des éléments montrant que les pauvres paient un prix plus élevé pour l'alimentation que les non-pauvres. Mendoza (2011) suggère que la raison en est que le fait d'atteindre les pauvres peut s'avérer plus onéreux, car ils vivent dans des zones reculées caractérisées par des coûts de transport élevés et davantage d'insécurité. Deuxièmement, même lorsqu'ils résident dans des zones urbaines et périurbaines, les pauvres peuvent payer les produits à des prix plus élevés en raison de contraintes de liquidité plus importantes. En effet, il se peut que les pauvres paient les produits alimentaires en petites quantités, dans des marchés moins concurrentiels ou pendant des périodes sous-optimales ou à crédit. Par conséquent, ils ne bénéficient pas des ristournes accordées pour les achats en gros et les paiements au comptant. Par exemple, Mussa (2014) montre, à partir d'enquêtes réalisées au Malawi en 2004 et en 2011, que, indépendamment de la localisation géographique et de l'année, les ménages pauvres paient davantage pour l'alimentation que les ménages non pauvres. Les inégalités fondées sur des données de la consommation ajustées en fonction des prix alimentaires sont donc plus élevées que celles qui sont calculées à partir de données non corrigées. Selon ses estimations, le coefficient de Gini nominal sous-estime le « vrai coefficient de Gini » de 2 à 3,5 points.
- b) **Saisonnalité des prix des produits alimentaires.** La saisonnalité marquée des prix alimentaires, qui est caractéristique de nombreux pays en développement, affecte encore plus le pouvoir d'achat réel des pauvres. Par exemple, Cornia et Deotti (2014) montrent qu'au Niger les prix du mil atteignent leur pic en août à des prix qui sont de 30 à 40 % plus élevés qu'au mois post-récolte de septembre. Dans les années de crises alimentaires (comme en 2005), l'augmentation saisonnière des prix peut atteindre 100 % ou plus (figure 15.7). Alors qu'une telle saisonnalité affecte tout le monde, ce sont les pauvres qui endurent le plus la situation en raison d'un manque de liquidité et d'accès au crédit, de la nécessité

FIGURE 15.7 Prix mensuel à la consommation du mil (FCFA/kg) : 2005 c. 2004 et moyenne 2000-2004

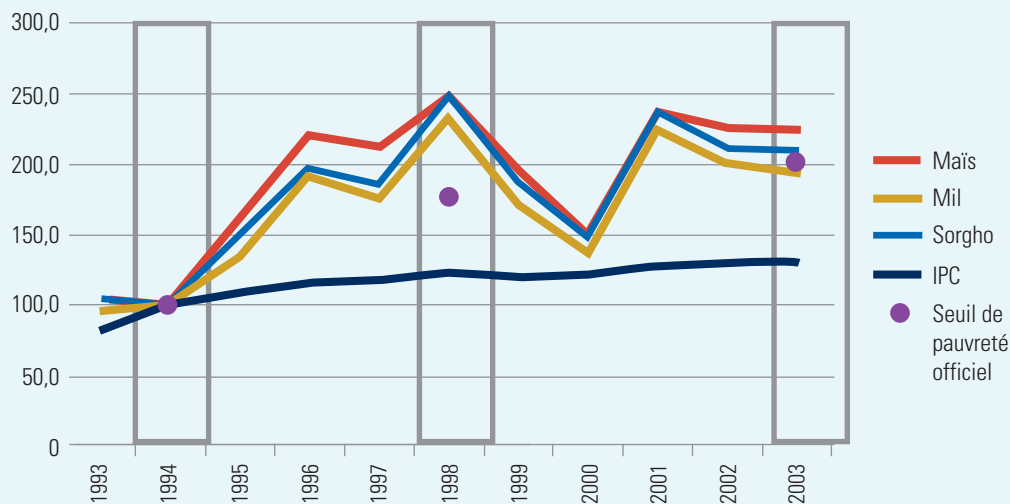


Source : Cornia et Deotti (2014).

de rembourser les dettes engagées en vendant le mil immédiatement après la récolte à bas prix et du fait de l'absence d'installations appropriées d'entreposage post-récolte. En plus, le manque de banques de céréales augmente massivement le prix que ces dernières paient pour le mil, en particulier durant la saison creuse, lorsque les prix alimentaires augmentent sensiblement. Ce problème entraîne une sous-estimation considérable des inégalités de consommation/de revenus et est extrêmement courant en Afrique subsaharienne.

- c) **Dynamique différentielle des prix entre les produits alimentaires et non alimentaires.** Comme cela a été observé par Arndt, Jones et Salvucci (2014 : 2) « Étant donné que les mesures des inégalités de revenus sont (généralement) invariantes d'échelle, il s'ensuit qu'il ne devrait pas y avoir de différence entre mesures nominales et mesures réelles des inégalités de revenus lorsqu'un seul IPC agrégé est utilisé pour déflater les observations nominales. » En revanche, les ménages du quintile inférieur ont un panier de consommation différent de ceux du quintile supérieur. En particulier, les plus pauvres consacrent jusqu'à de 70 à 80 % de leur consommation totale à l'alimentation, tandis que ceux du décile supérieur y consacrent de 20 à 30 %. Ainsi, lorsque l'indice des prix des produits alimentaires (IPA) et l'indice des prix à la consommation (IPC) divergent considérablement (comme observé à la fin des années 2000), le calcul du coefficient de Gini aux prix courants est substantiellement biaisé, car le pouvoir d'achat réel des pauvres est réduit plus que proportionnellement (Grimm et Günther, 2005). Ces auteurs montrent, par exemple, que l'IPC a augmenté de 23 % au Burkina Faso entre 1994 et 1998, alors que le prix des céréales a augmenté de plus de 50 % (figure 15.8). De même, Arndt, Jones et Salvucci (2014) ont établi que les inégalités au Mozambique se sont aggravées en raison d'une forte hausse des prix alimentaires sur la période 2007-2009, à un moment où les pauvres en zone urbaine dépendaient largement des produits alimentaires importés.

FIGURE 15.8 Tendances de l'indice du seuil de pauvreté officiel, IPC et prix des denrées de base (1994=100), Burkina Faso



Source : Grimm et Günther (2005).

L'effet distributif des variations observées du ratio IPA/IPC est ensuite testé ci-dessous, en calculant l'effet de ses variations sur le coefficient de Gini de quatre pays pour lesquels la base de données WIIDv3.0b fournit des distributions en quintiles pendant deux années au cours de la décennie 2000, une période caractérisée par de très fortes hausses des prix alimentaires. Deux pays où les inégalités se sont accrues ont été retenus (le Malawi et l'Afrique du Sud). Le ratio IPA/IPC a baissé la première année et augmenté la deuxième année (tableau 15.2 et figure 15.8). Deux pays qui ont tous deux connu une réduction des inégalités ont également été retenus ; l'un a enregistré une baisse du ratio IPA/IPC (le Mali) et l'autre une hausse (Madagascar).

TABLEAU 15.2 Résumé de l'effet des variations du ratio IPA/IPC sur le coefficient de Gini

Pays	Années	Tendance des inégalités	% de l'évolution du FPI/IPC	Δ Gini
Malawi	2006-2011	En hausse	- 9,1	- 0,6
Afrique du Sud	2000-2006	En hausse	+ 10,1	+ 0,3
Mali	2001-2010	En baisse	- 20,3	- 0,9
Madagascar	2001-2005	En baisse	+ 17,5	+ 1,5

Source : Élaboration par les auteurs.

Pour simuler l'effet de l'écart entre l'Indice des prix des produits alimentaires (IPA) et l'IPC, les auteurs ont utilisé les distributions en quintiles fournies par la base de données WIIDv3.0b et ont retenu le principe, pour les quatre pays, des « parts de consommation alimentaire plausible » des quintiles suivants, c.-à-d. 0,7 ; 0,6 ; 0,5 ; 0,4. Pour assurer la comparabilité entre les valeurs du coefficient de Gini de la première et

FIGURE 15.9 Effet sur le coefficient de Gini des variations du ratio IPA/IPC au Malawi (panneau de gauche, inégalités en hausse et baisse du ratio IPA/IPC) et Afrique du Sud (panneau de droite, inégalités en hausse et hausse du ratio IPA/IPC)

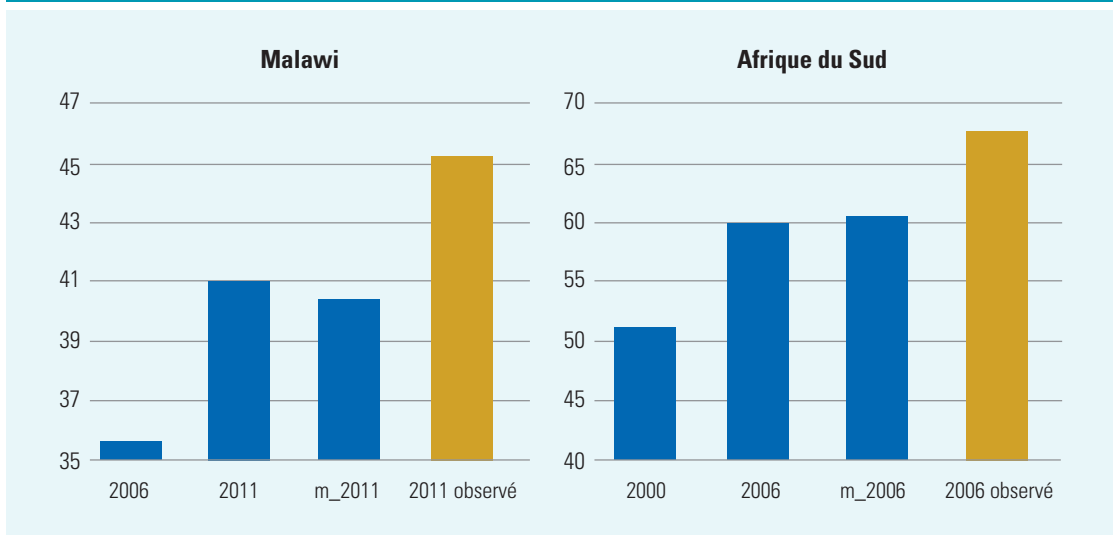
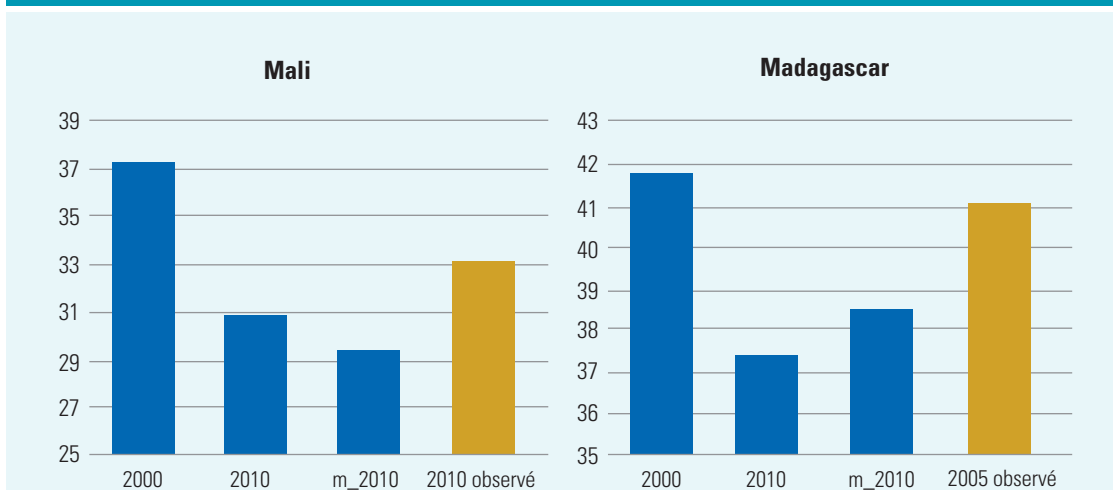


FIGURE 15.10 Effet sur le coefficient de Gini des variations du ratio IPA/IPC au Mali (panneau de gauche, inégalités en baisse et baisse du ratio IPA/IPC) et Madagascar (panneau de droite, inégalités en baisse et hausse du ratio IPA/IPC)



Source : Pour les deux tableaux 15.9 et 15.10, élaboration par les auteurs.

Remarques : Les deux premières barres sur la gauche représentent les coefficients de Gini calculés aux prix courants à partir de la distribution en quintile indiquée pour les années concernées dans la base de données WIIDv30b. La barre comportant un « m » (modifié) précédente a été corrigée en fonction des différences dans le ratio IPA/IPC. La dernière barre est la valeur du coefficient de Gini inclus dans l'IID-SSA, qui est plus élevée parce qu'elle est calculée à partir de microdonnées.

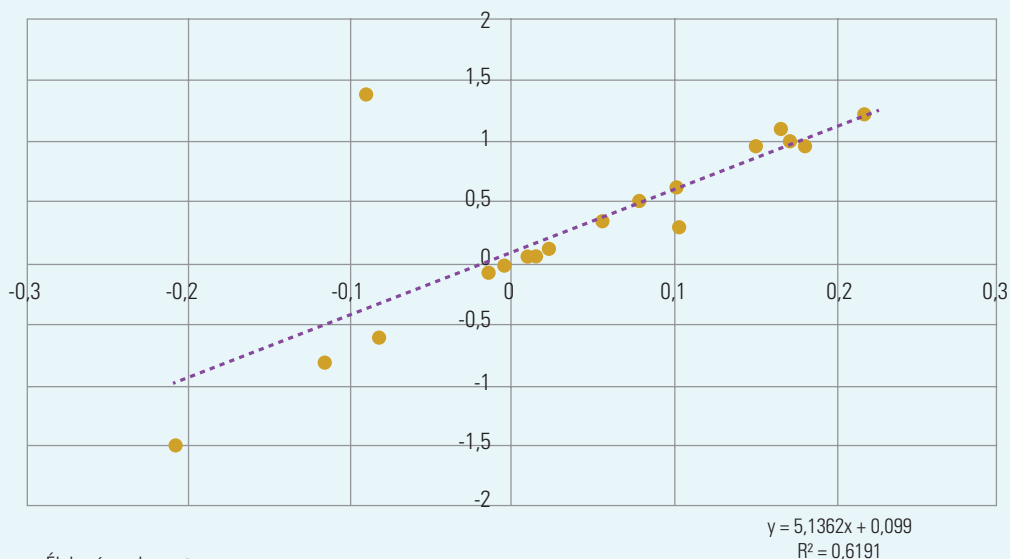
de la deuxième année (étant donné que le ratio IPA/IPC avait notablement varié), les auteurs recalculent au temps $t+1$ la distribution en quintiles corrigée en fonction des variations du ratio IPA/IPC à travers la formule suivante :

$$CQ_{it+1} = [(OQ_{it+1} \cdot sh_{food}) / ((FPI/CPI_{t+1}) / (FPI/CPI_t))] + (1 - sh_{food})$$

où CQ_{it+1} , OQ_{it+1} sont les valeurs des quintiles ajustées et originales à $t+1$ du quintile i , et sh_{food} sont les parts de l'alimentation dans la consommation totale. Les résultats présentés dans les figures 15.9 et 15.10 sont récapitulés au tableau 15.2, ce qui montre que les variations simulées du coefficient de Gini sont généralement modérées, dans une fourchette de 0,3 à 1,5. Ceci est dû, en partie, à l'utilisation d'une distribution en quintiles qui génère des hausses du coefficient de Gini plus faibles que celles qui sont estimées sur les microdonnées, lesquelles sont indiquées dans la dernière barre de chaque figure. Ceci est généralement de 2 à 3 points plus élevé que ce qui est calculé sur les distributions en quintiles. Comme on peut l'observer, le coefficient de Gini a varié jusqu'à 1,5 point dans les quatre pays retenus (où les variations du ratio IPA/IPC étaient prononcées).

Le test est à présent élargi à 18 pays pour lesquels les auteurs ont ajusté les coefficients de Gini et les données du ratio IPA/IPC pour la période 2000-2012 (une période durant laquelle le ratio IPA/IPC a augmenté en Afrique subsaharienne de 5 à 30 %, alors qu'il n'a baissé que dans quelques pays). Cet élargissement avait pour but de déterminer si les variations de la dernière variable citée pourraient avoir affecté les valeurs et tendances des coefficients de Gini récapitulés au tableau 15.1 et utilisés pour analyser les tendances des inégalités en Afrique subsaharienne au chapitre 2. La relation bivariée a été testée entre les différences chronologiques de l'indice IPA/IPC (axe des x) et la première différence entre le coefficient de Gini corrigé et non corrigé (axe des y). Le test montre (figure 15.11) que le coefficient de Gini augmente de 0,52 point pour chaque hausse de dix points du ratio IPA/IPC. La relation est stable, comme le suggère un R^2 de 0,62.

FIGURE 15.11 Relation entre la première différence dans le temps du ratio IPA/IPC (axe des x) et la première différence du coefficient de Gini), dans 18 pays d'Afrique subsaharienne, de 2000 à 2012



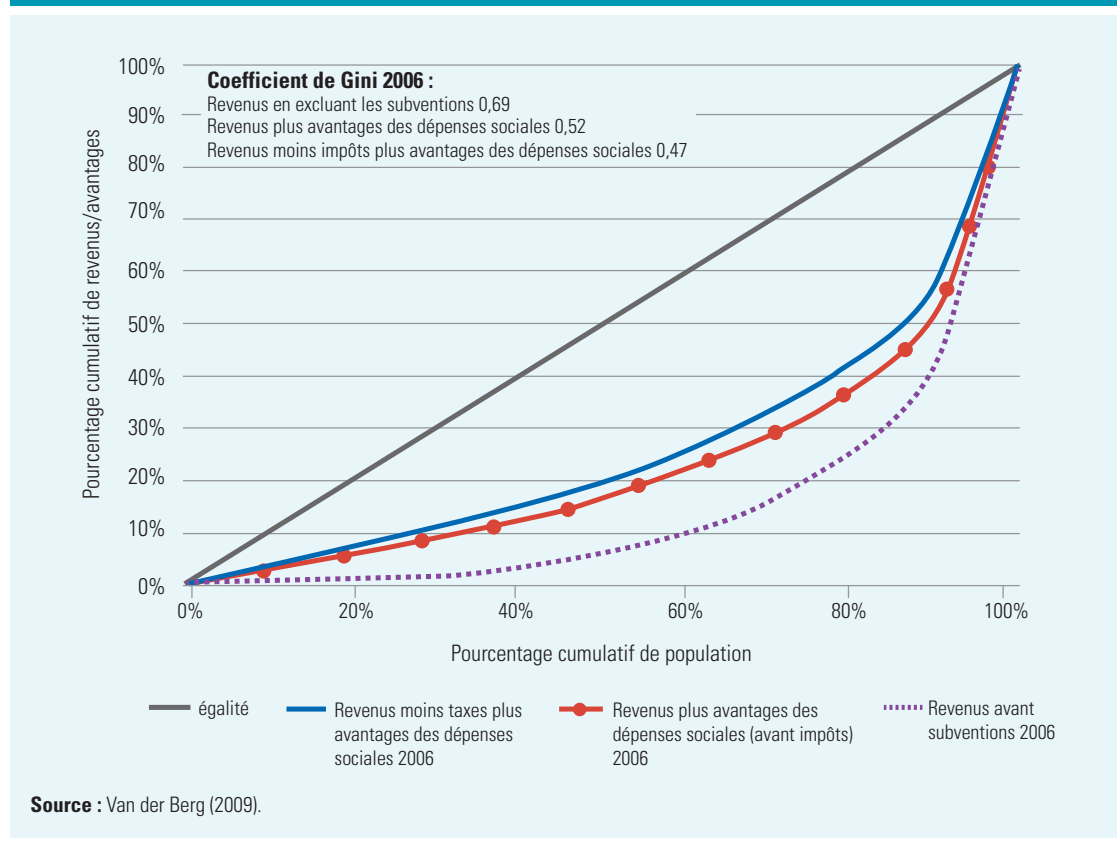
Source : Élaboré par les auteurs.

15.3.7 Effet distributif des différences dans la prestation des avantages sociaux entre les pays

La discussion a été jusqu'à présent orientée sur la distribution des revenus privés et de la consommation (ce qui inclut des transferts d'espèces par l'État, là où ils existent). Pourtant, le bien-être individuel et celui des ménages dépendent également du montant de services fournis par l'État, en particulier concernant la santé et l'éducation. En effet, toute comparaison complète du bien-être doit tenir compte de la valeur et de l'incidence des services fournis en nature par l'État aux divers quintiles de la population. En l'absence de ces services de l'État, les ménages doivent se les procurer sur le marché, ce qui réduit leur capacité à consommer d'autres articles essentiels, tels que les produits alimentaires.

La valeur globale des dépenses publiques consacrées à la santé et à l'éducation en Afrique subsaharienne est faible en comparaison. Plus particulièrement, les dépenses de santé ont augmenté, passant de 2,4 % du PIB en 2000 à 2,8 % en 2010. Les dépenses d'éducation ont aussi progressé, passant de 3,5 % du PIB en 2000 à 4,3 % en 2010. Toutefois, il y a des variations considérables entre les pays. Comme indiqué au chapitre 2, tableau 2.4, sur un échantillon de dix pays et de neuf pays de l'Afrique subsaharienne à la fin des années 1990, l'incidence des dépenses de santé publique et d'éducation n'était pas progressive, même pour les soins de santé primaires et l'éducation élémentaire. Cependant, ces dépenses étaient moins régressives que la distribution des revenus privés et de la consommation, produisant ainsi un modeste effet redistributif. Parce que l'on a mis l'accent sur les OMD durant la dernière décennie, l'incidence des dépenses sociales s'est

FIGURE 15.12 Effet des transferts d'espèces et des dépenses sociales sur la santé et l'éducation, Afrique du Sud, 2006



probablement améliorée, entraînant de la sorte un effet favorable sur la distribution des revenus privés/de la consommation, y compris sur le salaire social.

Des publications spécialisées montrent que l'incidence des dépenses d'éducation et de santé tend à être plus favorable aux pauvres dans les pays riches que dans les pays pauvres. Par ailleurs, les pays démocratiques caractérisés par un niveau élevé d'inégalités (tels que l'Afrique du Sud) consacrent une plus grande part de ressources publiques bien ciblées, peut-être en raison de la volonté des décideurs de réduire les inégalités de revenus. La figure 15.12 portant sur l'Afrique du Sud montre que le coefficient de Gini du revenu brut, qui était de 0,69, a été réduit du fait des dépenses sociales de santé et d'éducation d'un montant considérable de 17 points de Gini, et des transferts d'espèces de 5 points supplémentaires. Tout ceci semble indiquer que les dépenses publiques en espèces et en nature peuvent être un outil puissant pour égaliser la somme de la distribution des revenus privés et sociaux, comme l'ont indiqué récemment Ostry, Berg et Tsangarides (2014) en se basant sur un groupe important de pays. Par contre, dans les pays d'Afrique subsaharienne plus pauvres, par exemple ceux de la région sahélienne, qui sont caractérisés par des dépenses publiques sociales limitées, le rôle redistributif de l'État par la prestation de services publics est plus limité.

15.4 Conclusions

Ce chapitre a tout d'abord illustré la procédure suivie dans l'établissement de l'ensemble de données IID-SSA, qui apporte une contribution importante à l'identification des tendances des inégalités dans la région, comme analysé au chapitre 2. La deuxième partie du chapitre a illustré les principaux problèmes rencontrés en mesurant les inégalités de revenus et de consommation en Afrique subsaharienne, et les ajustements possibles nécessaires pour produire des chiffres plus réalistes. Les décideurs, agences internationales et analystes de pays de la région pourraient envisager de les prendre en compte lorsqu'ils travaillent sur les inégalités et la pauvreté dans des pays spécifiques de l'Afrique subsaharienne. Les principales recommandations pour mesurer les niveaux et les tendances des inégalités sont résumées ci-dessous.

Toute analyse devrait commencer par un examen attentif des statistiques des inégalités afin de s'assurer que les données utilisées font référence, notamment, au même concept de revenu, à la même couverture géographique, à la même période de l'année, ainsi de suite. L'exclusion des données incohérentes lors de l'établissement de l'ensemble des données IID-SSA implique une perte d'informations, mais est compensée par une plus grande comparabilité entre les pays et un moindre risque d'identifier des relations causales infondées. Si possible, les microdonnées des enquêtes devraient être harmonisées *ex ante* en utilisant les mêmes questionnaires et conventions statistiques, comme cela se fait dans le projet RIGA depuis 2005 et dans des initiatives similaires en Amérique latine. L'harmonisation au préalable des données passées est également utile, mais nécessite de dépendre de certaines hypothèses qui peuvent à l'occasion être discutables. Les statistiques sur les inégalités calculées sur les données harmonisées a posteriori, comme cela est effectué actuellement par la Banque mondiale pour l'Afrique subsaharienne, diffèrent de celles qui sont calculées par les BNS, parfois dans une mesure de 1 à 3 points de Gini. Toutefois, dans le cas de l'Amérique latine, cette différence ne concerne que le niveau de tels indicateurs, et non pas leur tendance. Néanmoins, il peut y avoir des exceptions.

Même l'harmonisation des EBM ne reproduit pas nécessairement les « vraies inégalités » d'un pays parce que les plus hauts revenus sont sous-comptabilisés dans les EBM et les rendements des actifs détenus dans des paradis fiscaux par les élites ne sont pas inclus dans les enquêtes ou dans les comptes nationaux. Comme indiqué plus haut pour l'Afrique du Sud, l'inclusion des plus hauts revenus relève le coefficient de Gini de 3 à 5 points. De la même manière, l'inclusion du rendement des actifs détenus à l'étranger dans la distribution des revenus nationaux le relève de 2 points supplémentaires. Cela signifie que les données utilisées ici sous-estiment probablement le « vrai coefficient de Gini » de 5 à 8 points et, peut-être davantage dans le cas

des exportateurs de matières premières de valeur. La question analytique essentielle ici est de savoir si une telle sous-estimation concerne uniquement le niveau du coefficient de Gini (un fait qui est certain) ou bien, également, sa tendance. La figure 15.4 sur l'Afrique du Sud semble indiquer qu'il y a moins d'incidence sur la tendance que sur le niveau, mais ceci pourrait ne pas être vrai dans des pays tels que l'Angola ou la Guinée équatoriale, où de récentes découvertes de pétrole ainsi que des institutions redistributives faibles sont peu susceptibles d'avoir amélioré le niveau du coefficient de Gini. Globalement, les coefficients de Gini de l'IID-SSA présentés au tableau 15.1 sont une estimation de la limite inférieure du « vrai coefficient de Gini ». Ceci est particulièrement vrai dans des pays qui connaissent un niveau élevé de concentration des actifs et exportent des matières premières de valeur.

Une hausse de 15 % ou plus de l'indice des prix des produits alimentaires par rapport à l'indice des prix à la consommation entraîne une hausse supplémentaire du coefficient de Gini. Dans ce cas, les chercheurs doivent prendre en compte cette divergence lorsqu'ils analysent les tendances et conçoivent des politiques. Les tendances dans la part du travail peuvent aider à faire une vérification croisée de la solidité des tendances des coefficients de Gini recensés par l'IID-SSA. Cependant, étant donné les problèmes rencontrés dans les économies très informelles, une telle comparaison peut être moins utilisable que dans les économies des pays industrialisés. Finalement, l'inclusion des services sociaux dans le calcul global du revenu (privé et public) des ménages/de la consommation des ménages par habitant est susceptible de réduire le coefficient de Gini même dans les pays pauvres de l'Afrique subsaharienne, ainsi que dans des pays à revenu intermédiaire tels que l'Afrique du Sud. Toutefois, d'autres travaux sont nécessaires pour estimer le volume et l'incidence de ces services publics. Ces informations sont utiles aux décideurs qui cherchent à améliorer la répartition du bien-être en procurant ces services sociaux dont on a prouvé la capacité à réduire les inégalités à court terme et entre les générations. Dans le cas de l'Afrique du Sud, l'effet redistributif des services en nature paraît beaucoup plus important que celui des transferts d'espèces.

RÉFÉRENCES

- Alvaredo, F.** 2010. A note on the relationship between top income shares and the Gini coefficient. CEPR Discussion Paper 8071. Londres, Centre for Economic Policy Research. www.cepr.org/pubs/dps/DP8071.asp.
- Arndt, C., S. Jones, et V. Salvucci.** 2014. When do relative prices matter for measuring income inequality? UNU- WIDER Working Paper 2014/129.
- Bourguignon, F.** 2003. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods. *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*. T. Eicher and S. Turnovsky, eds. Cambridge, The MIT Press.
- Boyce, J. K. et L. Ndikumana.** 2012. Capital flight from sub-Saharan African countries: updated estimates, 1970-2010. PERI Working Papers.
- Cogneau, D., T. Bossuroy, Ph. De Vreyer, C. Guénard, V. Hiller, P. Leite, S. Masplé-Somps, L. Pasquier-Doumer et C. Torelli.** 2007. *Inequalities and Equity in Africa*. Paris, Agence Française de Développement.
- Cornia G.A.** 2015. Income inequality in Latin America: recent decline and prospects for its further reduction. WIDER WP 20/2015, UNU-WIDER.
- Cornia G.A. et L. Deotti.** 2014. Prix du mil, prix du mil, politique publique et malnutrition des enfants: le cas du Niger en 2005. *Revue d'économie du développement*, 22(1), 5-36.
- Dabalen, A., Mungai, R. et N. Yoshida.** 2011. Frequency and Comparability of Poverty Data in SSA. PREM Knowledge and Learning. Disponible sur : <http://goo.gl/c0tSaZ>.
- Deaton, A. S. et M. Grosh.** 2000. Consumption. *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries: Lessons from 15 years of the Living Standards Measurement Study*. Margaret Grosh et Paul Glewwe, eds. Oxford University Press for the World Bank, 1, 91-133.
- Ferreira, F.** 2014. Growth, inequality and poverty reduction in Africa. www.studio-cx.co.za/gtac/wp-content/uploads/2014/11/Francisco-Ferreira-Presentation2.pdf.
- Gibson J. et B. Kim** 2013. Do the urban poor face higher food prices? Evidence from Vietnam. *Food Policy* 41:193-203.
- Gibson, J.** 1999. How Robust Are Poverty Comparisons to Changes in Household Survey Methods? A Test Using Papua New Guinea Data. Department of Economics, Hamilton, Nouvelle-Zélande, University of Waikato.

- Gibson, J., H. Jikun et R. Scott.** 2003. Improving estimates of inequality and poverty from urban China's Household Income and Expenditure Survey. *Review of Income and Wealth*, 49(1), 53-68.
- Grimm, M. et I. Günther.** 2005. Growth and Poverty in Burkina Faso: A Reassessment of the Paradox. Discussion Papers of DIW Berlin 482. DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- Guerriero, M.** 2012. The labour share of income around the world. Evidence from a Panel Dataset. Development Economics and Public Policy Working Paper Series WP N° 32/2012. University of Manchester.
- Jenkins, S.** 2014. World Income Inequality Databases: An Assessment of WIID and SWIID. N° 2014-31, septembre 2014. Institute of Economic and Social Research, www.iser.essex.ac.uk/research/publications/working-papers/iser/2014-31.pdf.
- Jolliffe, D.** 2001. Measuring absolute and relative poverty: the sensitivity of estimated household consumption to survey design. *Journal of Economic and Social Measurement*, 27, 1-23.
- Klasen, S.** 2014. Measuring Poverty and Inequality in Sub-Saharan Africa: Knowledge Gaps and Ways to Address Them. <http://blogs.worldbank.org/africacan/measuring-poverty-and-inequality-sub-saharan-africa-knowledge-gaps-and-ways-address-them>
- Lanjouw, J. O. et P. Lanjouw.** 2001. How to compare apples and oranges: poverty measurement based on different definition of consumption. *Review of Income and Wealth*, 47 (1), 25-42.
- McCulloch, N., B. Baulch. et M. Cherel-Robson.** 2000. Growth, Inequality and Poverty in Mauritania, 1987-1996. Poverty Reduction and Social Development Africa Region. Mimeo. Banque mondiale.
- Mendoza R.U.** 2011. Why do the poor pay more? Exploring the poverty penalty concept. *Journal of International Development* 23: 1-28.
- Mussa, R.** 2014. Food price heterogeneity and income inequality in Malawi: Is inequality underestimated? MPRA Paper N° 56080. <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/56080>
- Ndikumana, L.** 2014. Capital flight and tax havens: impact on investment and growth in Africa. *Revue d'économie du développement*, 2014/2. ONU DAES (Département des affaires économiques et sociales), Division de la population. 2015. World Population Prospects 2015. New York.
- Ostry, D., A. Berg. C. G. Tsangarides.** 2014. Redistribution, inequality, and growth. An IMF Staff Discussion Note 2014/02.
- Ravallion, M.** 2001. Measuring aggregate welfare in developing countries: how well do national accounts and surveys agree? Mimeo. Banque mondiale.
- Rio Group.** 2006. Compendium of Best Practices in Poverty Measurement, Expert Group on Poverty Statistics. Rio de Janeiro, Economic Commission for Latin America and the Caribbean.
- Sandefur, J. et A. Glassman.** 2013. The Political Economy of Bad Data: Evidence from African Survey & Administrative Statistics. Center for Global Development. Paper presented at UNUWIDER Development Conference, Inclusive Growth in Africa: Measurement, Causes and Consequences, Helsinki, 20-21 septembre.
- Van der Berg, S.** 2009. Fiscal Incidence of Social Spending in South Africa: A Report to the National Treasury. University of Stellenbosch.