

Inégalité des Revenus et Croissance : Ajustement et Simulation pour l'Économie Kenyane

Gilbert Mbara

Documents de travail GPIR-003

AFRICAN ECONOMIC RESEARCH CONSORTIUM
CONSORTIUM POUR LA RECHERCHE ÉCONOMIQUE EN AFRIQUE

Apporter de la rigueur et des éléments de preuve à
l'élaboration des politiques économiques en Afrique

Inégalité des Revenus et Croissance : Ajustement et Simulation pour l'Économie Kenyane

Par

Gilbert Mbara

CREA Document de Travail GPIR-003
Consortium pour la Recherche Economique en Afrique
Avril 2024

CETTE ÉTUDE DE RECHERCHE a été rendue possible grâce à une subvention du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique. Toutefois, les conclusions, opinions et recommandations sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement les points de vue du Consortium, de ses membres individuels ou du Secrétariat du CREA.

Publié par : Le Consortium pour la Recherche Economique en Afrique
B.P. 62882 - City Square
Nairobi 00200, Kenya

© 2024, Consortium pour la Recherche Economique en Afrique.

Table des matières

Liste des tableaux

Liste des figures

Liste des abréviations et acronymes

Résumé

Remerciements

1.	Introduction	1
2.	Données	5
3.	Modèle d'économie	12
4.	Ajustement et résultats	19
5.	Conclusion	23
	Remarques	24
	Références	25
	Annexes	28
	A. Problème d'optimisation des ménages	28
	B. Répartition de la richesse	30
	C. Solutions analytiques aux équations HJB et KF	31

Liste des tableaux

1.	Informations sur l'enquête	6
2.	Répartition de la richesse et des revenus dans le temps	9
3.	Parts de richesse - modèle vis-à-vis des données	20
4.	Parts de richesse avec impôt sur le revenu du capital - modèle vis-à-vis des données	21

Liste des figure

1.	Parts de richesse des 0,1 % et 1 % d'individus les plus riches au Kenya	2
2.	Evolution des inégalités (1994-2015)	7
3.	Évolution des parts de revenu et de richesse entre 2005 et 2015	8
4.	Rendements r_t , recettes fiscales en % du PIB τ_t , et taux sans risque r^f	10
5.	Rendement du capital	20
6.	Évolution des parts de richesse dans le modèle par rapport aux données	21
7.	Évolution des parts de richesse dans le modèle par rapport aux données - avec impôts sur le revenu du capital	22

Liste des abréviations et acronymes

ABH	Aiyagari-Bewley-Huggett
CBS	Bureau central des statistiques
CDF	Fonction de distribution cumulative
CRRA	Aversion relative constante vis-à-vis du risque
DINA	Comptes nationaux distributifs
DSGE	Équilibre général dynamique et stochastique
FP	Fokker-Planck
PIB	Produit intérieur brut
HJB	Hamilton-Bellman-Jacobi
IID	Ensemble de données intégrées sur les inégalités
FMI	Fonds monétaire international
KNBS	Bureau national des statistiques du Kenya
OCDE	Organisation de coopération et de développement économiques
PAYE	Impôt sur les salaires
PDE	Équations différentielles partielles
PIP	Plateforme sur les inégalités et la pauvreté
SAM	Matrice de comptabilité sociale
SSA	Afrique subsaharienne
PNUD	Programme des Nations unies pour le développement
UNESCO	Organisation des Nations unies pour l'éducation, la science et la culture
WID	Base de données mondiale sur les inégalités

Résumé

Nous étudions le déclin considérable des inégalités de richesse et de revenu au Kenya au cours de la période de 10 ans entre 2005 et 2015. En utilisant un modèle d'agents hétérogènes ajusté en temps continu, nous attribuons jusqu'à 92% de la variation de l'inégalité de la richesse au sommet à une augmentation persistante mais lente du rendement du capital, à un faible taux sans risque et à une augmentation des taux d'imposition sur le revenu « effectifs ». Notre étude suggère qu'un environnement macroéconomique caractérisé par de faibles taux d'intérêt sans risque, ancré par de faibles ratios dette/recettes fiscales, est important pour réduire les inégalités de richesse et de revenu.

Remerciements

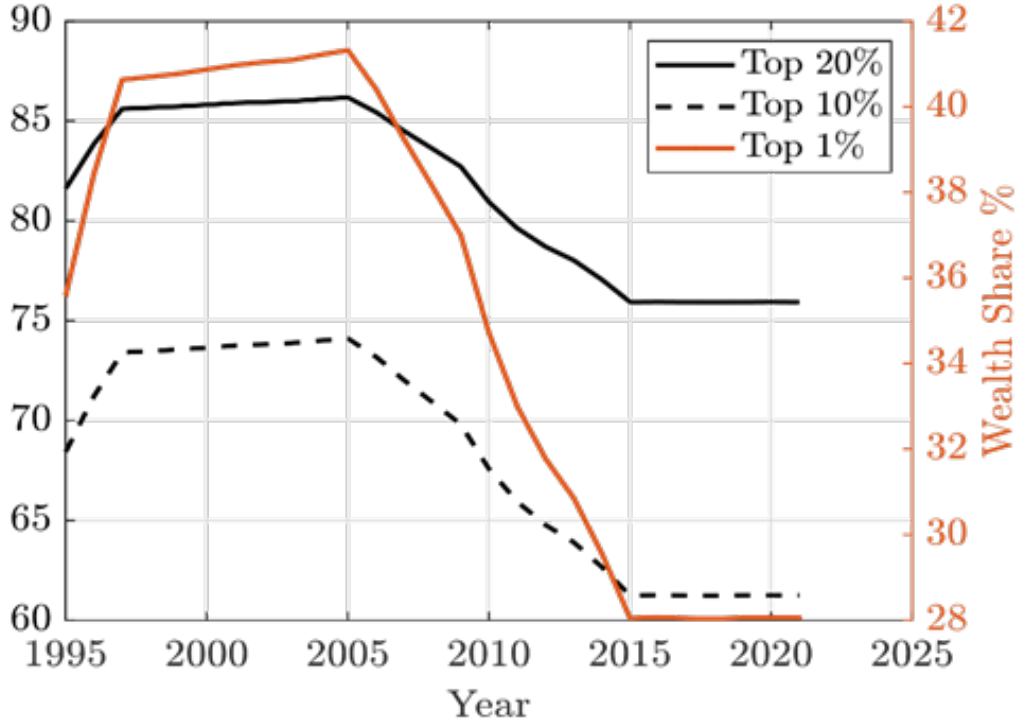
Le soutien du Consortium pour la recherche économique en Afrique (CREA) (Subvention No. RC 22527), dans le cadre du projet collaboratif du CREA sur le "Réexamen des relations entre la croissance, la pauvreté, l'inégalité et la redistribution en Afrique (GPIR)", est chaleureusement remercié. Toutes les opinions exprimées sont celles de l'auteur et ne sont pas entérinées par le CREA.

1. Introduction

Au fil du temps et d'un pays à l'autre, la répartition des richesses et des revenus semble être fortement asymétrique à droite : une petite fraction de la population possède une grande partie des richesses et des revenus de l'économie. Par exemple, aux États-Unis, les 0,1 % les plus riches possèdent jusqu'à 20 % de la richesse nationale (Saez & Zucman, 2016). Les inégalités de richesse et de revenu au Kenya sont similaires : en 2020, les 1 % les plus riches possédaient respectivement 28 % et 15 % de la richesse et du revenu nationaux. Bien que ces niveaux de dispersion reflètent ceux de nombreux pays, on observe une tendance sous-jacente à la baisse des inégalités de revenu et de richesse au Kenya. Plus précisément, les parts de richesse des 1 % les plus riches n'ont cessé de diminuer, ce qui suggère une lente réduction de l'inégalité des richesses. Comme le montre la figure 1, la part de richesse des 1 % les plus riches passe d'un niveau record de 41 % en 2005 à environ 28 % en 2020.¹ Les 0,1 % de personnes les mieux rémunérées connaissent également une baisse similaire. Cette tendance est contradictoire avec l'expérience générale de nombreux pays à des stades de développement similaires. En Afrique subsaharienne, les inégalités de richesse sont importantes et en augmentation, avec des variations significatives entre les pays et les régions. Selon les rapports de l'UNESCO (Adesina, 2016)² et le Bureau régional du PNUD pour l'Afrique (Cornia, 2017)³, le coefficient de Gini moyen de la richesse pour la région était de 0,65 en 2012, plus élevé que celui de 0,60 enregistré en 1995. Toutefois, ces chiffres masquent d'importantes disparités entre les pays, l'Afrique du Sud affichant le coefficient de Gini le plus élevé (0,85 en 2012), suivie de la Namibie (0,80), de l'Angola (0,78), de la Zambie (0,77) et du Nigéria (0,76). D'autre part, certains pays ont des niveaux d'inégalité de richesse relativement faibles, comme l'Éthiopie (0,44), le Mali (0,45), le Niger (0,46), le Burkina Faso (0,47) et le Rwanda (0,48). Selon la Banque mondiale⁴, Le coefficient de Gini de l'inégalité des richesses au Kenya est passé de 0,81 en 2005 à 0,74 en 2015, tandis que le coefficient de Gini de l'inégalité des revenus est passé de 0,47 à 0,41 au cours de la même période. Ces baisses sont remarquables étant donné que le revenu par habitant du Kenya a augmenté en moyenne de 4,3 % par an au cours de cette période, ce qui aurait pu accroître les inégalités en raison des rendements hétérogènes du capital et du travail (Kuznets, 1955). Mais les baisses de la part des groupes de revenus les plus riches sont également concordantes avec les résultats d'enquêtes antérieures. En outre, ils ont constaté que la réduction

des inégalités était un facteur clé de la baisse des niveaux de pauvreté dans le pays, même si les revenus réels par habitant ont diminué au cours de la période ; les revenus des 20 % les plus riches ont baissé tandis que ceux des 30 % les plus pauvres ont augmenté.

Figure 1 : Parts de la richesse des 0,1 % et 1 % les plus riches au Kenya



Sur la base des tendances observées dans les données, une question clé se pose : quels sont les éléments qui déterminent l'évolution des parts de marché les plus élevées et pourquoi diffèrent-ils substantiellement des tendances observées dans d'autres pays ? Cette question est importante car la littérature propose des explications contradictoires. Par exemple, Bigsten et al. (2014) suggèrent que « les changements dans l'inégalité des revenus ont été fortement influencés par le processus à long terme de changement structurel » (p. 8), qui a conduit à l'augmentation des salaires réels. Cependant, Gakuru et Mathenga (2012) utilisent une matrice de comptabilité sociale (SAM) pour montrer que les inégalités dans la propriété des facteurs de production se traduisent par des inégalités dans le revenu des ménages, ce qui suggère que la croissance des salaires n'est pas le principal déterminant de la baisse des inégalités.

Nous utilisons un modèle macroéconomique à agents hétérogènes de la classe Aiyagari-Bewley-Huggett (ABH) pour éclairer ces tendances récentes. Les modèles ABH, proposés à l'origine par Bewley (1986), ont été utilisés pour étudier les économies à agents représentatifs avec des marchés incomplets. Bien qu'ils ne soient pas aussi courants que les modèles macroéconomiques DSGE, il existe aujourd'hui

une littérature bien développée qui analyse les économies présentant à la fois une incertitude globale et un grand nombre d'agents hétérogènes (Algan et al., 2014). Ces modèles sont conçus pour étudier si les fluctuations macroéconomiques agissent différemment sur les différents agents et, en retour, comment l'hétérogénéité influe sur les fluctuations macroéconomiques. Ces modèles ont été affinés par les travaux d'Aiyagari (1994) et de Krusell et Smith (1998), et ont été utilisés pour comprendre, par exemple, l'augmentation de la richesse des 1 % d'individus (ménages) les plus nantis aux États-Unis (voir, par exemple, Gabaix et al., 2016). Ces modèles sont cependant rarement développés pour correspondre aux moments de la distribution de la richesse dans les pays africains, bien que certains de ces pays aient les niveaux les plus élevés d'inégalité de richesse observés dans le monde.

Cette étude étalonne un modèle macroéconomique à agents hétérogènes de la classe Aiyagari-Bewley-Huggett (ABH) pour l'économie kenyane. Le modèle est ensuite utilisé pour récupérer la distribution empirique de la richesse et pour étudier comment les politiques fiscales agissent sur les parts de richesse les plus élevées. En utilisant les données des Penn World Tables pour mesurer les rendements de la richesse (capital) et les taux d'imposition calculés à partir des estimations de revenus de la base de données de l'OCDE, nous constatons que notre modèle peut expliquer jusqu'à 92 % de la variation de l'inégalité de la richesse la plus élevée (mesurée par la part de la richesse détenue par les 10 % les plus riches), au cours de la période de 19 ans entre 2001 et 2019.⁵ Nous attribuons ce recul des inégalités à trois facteurs principaux : une augmentation persistante mais lente du rendement du capital, un faible taux sans risque et une augmentation des taux effectifs d'imposition sur le revenu.

L'élément clé de ce résultat est l'existence d'actifs risqués et sans risque dans notre version de l'économie à agents hétérogènes ABH. L'actif risqué se présente sous la forme d'un capital productif à rendement stochastique. Comme il y a deux actifs, les agents sont confrontés à un problème de choix de portefeuille similaire à celui de Merton (1969). Compte tenu de la tendance à la hausse du rendement du capital risqué et de la faiblesse du taux sans risque, les individus nantis allouent une part plus importante de leur patrimoine net à des investissements risqués. Cela a deux effets sur l'inégalité des richesses. D'une part, une plus grande volatilité de l'actif risqué accroît l'inégalité en ce sens qu'un rendement plus aléatoire de l'actif risqué entraîne une plus grande dispersion des revenus et, par conséquent, de la richesse. D'autre part, une plus grande volatilité du rendement du capital incite les individus peu enclins au risque à investir une plus grande part de leur patrimoine dans l'actif sans risque à faible rendement. Cela réduit l'inégalité de la richesse globale. Ce dernier effet domine toujours, tant que le taux sans risque est inférieur au taux de préférence temporelle. Les impôts progressifs ont un effet similaire : en abaissant le taux de rendement effectif de l'actif risqué, l'impôt réduit directement les inégalités. Un deuxième canal est que l'impôt progressif, par son effet sur la diminution de la variance effective des rendements de l'investissement risqué, réduit à nouveau les revenus et, par conséquent, l'inégalité des richesses.

Notre étude s'inscrit dans deux axes de la littérature. Premièrement, nous contribuons à la littérature théorique sur les modèles d'agents hétérogènes avec des marchés incomplets et une fiscalité progressive. La plupart des modèles existants dans cette littérature supposent un rendement stochastique constant ou exogène du capital (par exemple, Aiyagari, 1994 ; Bewley, 1986 ; Hugget, 1993 ; Krusell & Smith, 1998). Nous nous écartons de cette hypothèse en autorisant un rendement endogène du capital qui dépend du stock de capital agrégé dans une fonction de production néoclassique. Cela nous permet de saisir les effets dynamiques de la croissance économique sur l'inégalité par le biais de changements dans les prix des facteurs. Deuxièmement, nous contribuons à la littérature politique sur les réformes fiscales dans les pays en développement. La plupart des études existantes sur ce sujet se concentrent sur les effets des réformes fiscales du point de vue des recettes et de l'efficacité, tout en accordant moins d'attention à leurs effets distributifs (par exemple, Zee et al., 2002 ; Keen et al., 2019). Nous contribuons à combler cette lacune en montrant, de manière analytique, comment une réforme fiscale agit, non seulement sur l'allocation de la richesse entre le capital risqué et les obligations, mais aussi sur l'inégalité de la richesse entre les différents segments de la population.

Le reste du document est organisé comme suit. La section 2 décrit les sources de données et les méthodes que nous utilisons pour mesurer l'inégalité des revenus et des richesses au Kenya. La section 3 présente notre modèle d'agents hétérogènes et ses implications sur l'inégalité de la richesse la plus élevée. La section 4 traite de notre stratégie de calibrage et de ses principaux résultats pour expliquer la baisse des inégalités de richesse entre 2005 et 2015. La section 5 présente les conclusions de l'étude.

2. Données

Données d'enquête sur les inégalités au Kenya

L'Afrique compte certains des pays les plus inégalitaires au monde, mais elle n'a guère retenu l'attention dans le débat mondial sur l'inégalité économique (Nilsson et al., 2023). Ce manque d'attention de la part de la communauté des chercheurs peut s'expliquer en partie par la difficulté d'obtenir des estimations croisées à long terme et comparables au niveau national de la dispersion des revenus et des richesses. Pour l'ensemble du continent, Chancel et al. (2019) fournissent des estimations actualisées de l'inégalité en Afrique de 1990 à 2017 en utilisant des données d'enquête, des données fiscales et des données de comptabilité nationale. Leurs conclusions suggèrent la persistance de fortes inégalités sur le continent : la part des revenus des 10 % des populations les plus aisées varie de 36 % en Algérie à 67 % au Botswana. Ces niveaux d'inégalité sont comparables à ceux de l'Amérique latine ou de l'Inde, l'Afrique australe et centrale étant particulièrement inégalitaire. Les auteurs montrent que le gros de l'inégalité des revenus à l'échelle du continent provient de la composante intra-pays, tandis que la composante inter-pays a légèrement diminué au cours des deux dernières décennies, en raison d'une croissance plus élevée dans les pays les plus pauvres. Ils attribuent ces niveaux d'inégalité au dualisme entre l'agriculture et les autres secteurs, ainsi qu'aux rentes minières.

Pour le Kenya, la base de données sur les inégalités dans le monde (World Inequality Database - WID) fournit une image similaire. Les données de la WID comprennent 399 variables, couvrant presque toutes les mesures de l'activité économique et du bien-être, sur une période de 25 ans, de 1995 à 2020. Pour des variables telles que le revenu personnel, les salaires, la richesse et la dette, les données comprennent à la fois la valeur brute moyenne et la part des différents groupes de population. Par exemple, la variable "sptinc992j" représentée dans la figure 3 est décrite dans les métadonnées du WID comme le revenu national avant impôt... « est la somme de tous les flux de revenus personnels avant impôt revenant aux propriétaires des facteurs de production travail et capital avant prise en compte du fonctionnement du système d'imposition/transfert mais après prise en compte du fonctionnement du système de retraite ». La mesure de la richesse est le « patrimoine personnel net », la variable « ahweali992i », qui est décrite dans le WID comme « la valeur totale des actifs non financiers et financiers (logement, terrains, dépôts, obligations, actions, etc.) détenus par les ménages, moins leurs dettes ». Ces données sont compilées à partir d'enquêtes réalisées dans différents pays (Robilliard, 2020).

Dans le cas du Kenya, les données sont basées sur quatre enquêtes énumérées dans le tableau 1. Toutes les enquêtes sont nationales et le type de bien-être (mesure) utilisé est la consommation. Les données de ces enquêtes, qui sont disponibles auprès de la Plateforme sur les inégalités de la pauvreté (PIP) de la Banque mondiale⁶ ou projet Povcalnet, sont ensuite utilisées pour déterminer la distribution du revenu national (à partir des comptes nationaux) dans la population. À partir des informations Povcalnet sur la répartition de la consommation, quatre ajustements sont effectués afin d'estimer la répartition du revenu national (Chancel et al., 2019). Premièrement, étant donné que toutes les enquêtes utilisent la consommation comme mesure du bien-être, les données disponibles ne renseignent que sur la répartition de la consommation plutôt que sur celle du revenu. Pour obtenir la répartition des revenus, la répartition de la consommation à chaque quantile p est multipliée par une fonction de profil consommation-revenu $c(p)$. Deuxièmement, le revenu moyen des personnes ayant les revenus les plus élevés est ajusté pour tenir compte de deux problèmes : premièrement, le fait que les personnes ayant les revenus les plus élevés sont sous-représentées dans les enquêtes sur les ménages ; et deuxièmement, le fait que les revenus collectés dans les enquêtes correspondent généralement aux revenus disponibles plutôt qu'aux revenus avant impôt. Il s'agit de « fusionner » les données d'enquête et les données fiscales anonymes, puis de « repondérer » et de « remplacer » certains points de données tout en conservant la structure des microdonnées de l'enquête d'origine (Blanchet et al., 2022a). Troisièmement, les estimations des composantes du revenu non gagné, telles que les impôts sur la production perçus par le gouvernement et les bénéfices non distribués des sociétés, sont ajoutées au revenu avant impôt de l'étape précédente. L'écart entre ce revenu et le revenu national tel qu'il est enregistré dans les comptes nationaux est ensuite comblé en rééchelonnant tous les revenus pour qu'ils correspondent à la moyenne du revenu national. Enfin, pour récupérer la distribution complète des revenus, une méthode non paramétrique de Blanchet et al. (2022b) est utilisée pour produire des formes lisses et réalistes de courbes de Pareto généralisées. On obtient ainsi les distributions de revenus pour les années d'enquête.

Tableau 1 : Informations sur l'enquête

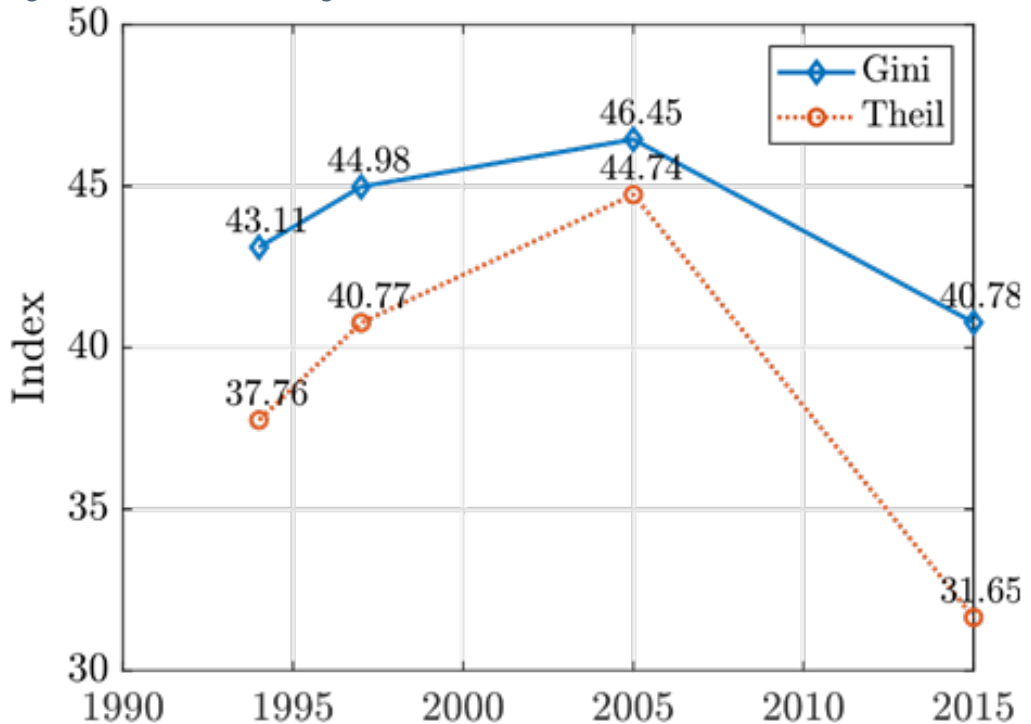
Année	Titre de l'enquête	Responsable	Type de données
1992	Enquête de suivi sur le bien-être social 1992	CBS	Groupe
1994	Enquête de suivi sur le bien-être social 1994	KNBS	Micro
1997	Enquête de suivi sur le bien-être social 1997	KNBS	Micro
2005	Enquête intégrée sur le budget des ménages 2005-2006	KNBS	Micro
2015	Enquête intégrée sur le budget des ménages 2015-2016	KNBS	Micro

Notes : CBS est le Bureau central des statistiques et KNBS est le Bureau national des statistiques du Kenya.

Étant donné que les données d'enquête ne sont disponibles que tous les cinq à six ans, alors que les données macroéconomiques sont publiées chaque année, la base de données WID estime la distribution pour les années non couvertes par l'enquête

en utilisant l'interpolation entre les points de données de l'enquête. Pour cette raison, nous concentrerons notre analyse sur les années d'enquête, qui montrent encore la variation temporelle générale des mesures d'inégalité. Sur la base de ces données, la Plateforme sur l'inégalité de la pauvreté de la Banque mondiale a calculé les tendances de la répartition des revenus et des richesses entre 1992 et 2015. Les indices d'inégalité de Gini et de Theil, présentés dans la figure 2, montrent l'évolution de l'inégalité entre 1994 et 2015. Comme on le voit clairement, l'inégalité augmente au cours des trois premières enquêtes, puis diminue fortement au cours de la période de dix ans comprise entre 2005 et 2015.

Figure 2 : Évolution des inégalités (1994-2015)

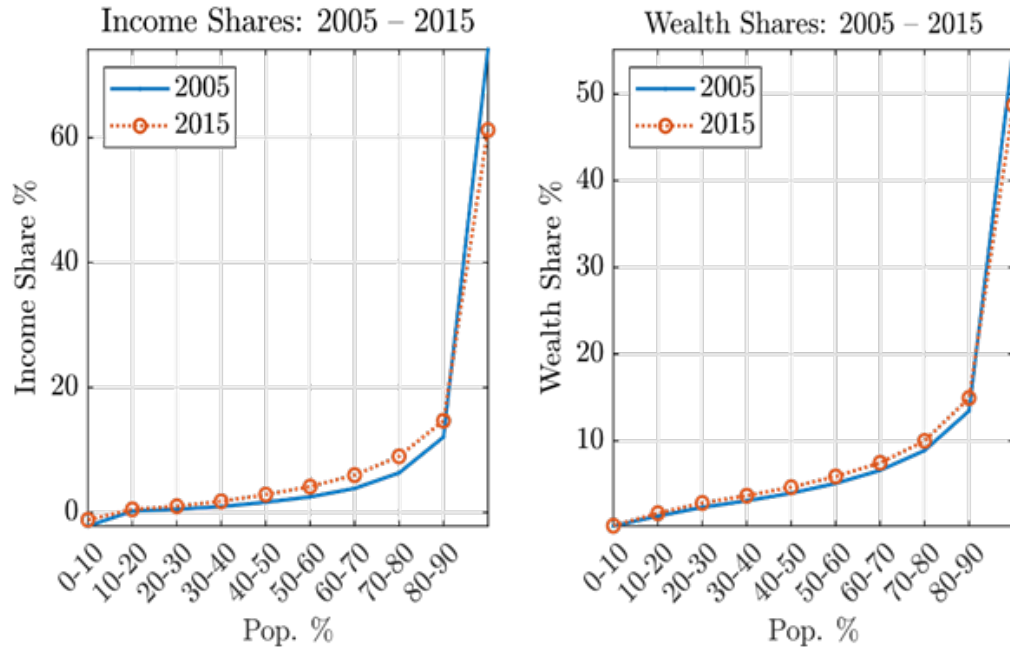


Notes : Basé sur les données PIP de la Banque mondiale. Le graphique montre l'évolution de l'inégalité dans le temps selon deux indices d'inégalité : Gini et Theil. Les lacunes dans les séries chronologiques représentent une rupture dans la comparabilité entre deux enquêtes ou points de données, due à des changements de méthodologie ou à d'autres facteurs.

Cela est encore plus visible dans la figure 3, qui montre les parts de revenu et de richesse des personnes les plus pauvres par rapport aux personnes les plus riches sur une période de 10 ans, entre 2005 et 2015. On constate un gain modeste mais évident pour chaque décile de la population, à l'exception des 10 % les plus riches. Cela s'applique à la fois au revenu et à la richesse. Les gains des 90 % les plus pauvres semblent se faire au détriment des 10 % les plus riches, qui voient leur part de revenu diminuer. Ceci est conforme à la baisse de l'inégalité globale telle qu'elle apparaît dans la figure 2. Le taux de pauvreté diminue donc de 36,67 % en 2005 à

29,37 % en 2015, selon les estimations de la Banque mondiale. Ceci est en accord avec l'"observation" selon laquelle les distributions de revenus et de richesses de 2005 sont stochastiquement dominantes au second ordre par rapport aux densités de 2015 (voir par exemple Zheng, 2021).⁷

Figure 3 : Évolution des parts de revenu et de richesse entre 2005 et 2015



Notes : Données de la base de données mondiale sur les inégalités - calculées sur la base des enquêtes intégrées sur les budgets des ménages du KNBS 2005-2006 et 2015-2016. Chaque point de l'axe horizontal correspond au décile de population correspondant.

Un examen plus approfondi des données sur les années d'enquête montre une augmentation des inégalités entre 1995 et 2005, qui est plus qu'inversée au cours de la période de dix ans suivante. Comme le montre le tableau 2, à l'extrémité droite de la distribution, la part du patrimoine et des revenus des 1 % les plus riches connaît sa plus forte baisse entre 2005 et 2015. Les parts de revenu des 1 % les plus élevés diminuent de six points de pourcentage, tandis que leur part de richesse chute de 13 points de pourcentage, ce qui est stupéfiant. Les 10 % les plus riches connaissent des baisses similaires, tandis que les 10 % les plus pauvres n'enregistrent que des gains modestes en termes de richesse et de revenu. Cela suggère que la plupart des gains de richesse et de revenu perdus par les riches reviennent à la "classe moyenne", comme le montre le panneau gauche de la figure 3, où le gros de l'évolution de la distribution se produit entre les 40e et 90e déciles. Cette évolution des revenus et de la richesse est contraire à ce qui a été observé dans de nombreux pays industrialisés comme les États-Unis, où les 0,1 % les plus riches détiennent 20 % de la valeur nette de l'ensemble de l'économie.

Tableau 2 : Les parts de richesse et de revenu au fil du temps

Année	Richesse			Revenu		
	1ère place	Les10 premiers	Les10 derniers	1ère place	Les10 premiers	Les10 derniers
1995	35.59%	68.44%	-1.58%	19.00%	52.29%	0.18%
1997	40.63%	73.41%	-2.09%	19.06%	54.56%	0.17%
2005	41.32%	74.11%	-2.18%	21.47%	55.11%	0.17%
2015	28.05%	61.24%	-1.18%	15.19%	48.72%	0.21%

Comptes nationaux

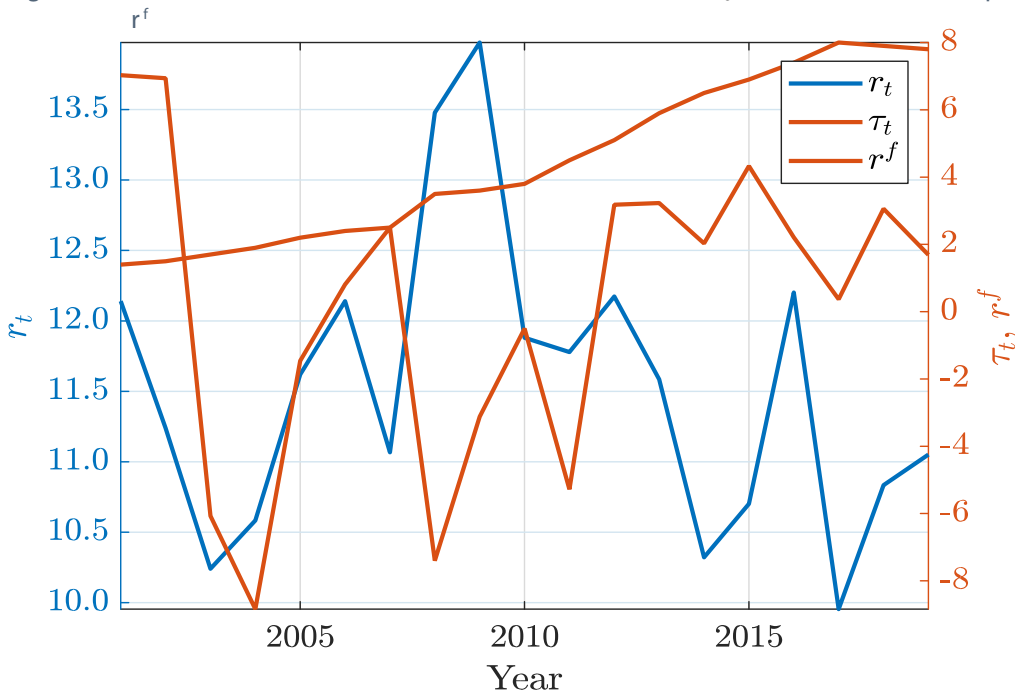
L'un des objectifs du WID est d'utiliser les données d'enquête du projet PIP - Povcalnet de la Banque mondiale afin de déterminer la répartition du revenu national dans la population (Alvaredo et al., 2020). Le revenu national est défini comme le produit intérieur brut, moins la consommation de capital fixe, plus les revenus étrangers nets. L'objectif global est de pouvoir produire des comptes nationaux distributifs (DINA) qui établissent un lien entre la structure macroéconomique du revenu national et de la richesse, et la distribution microéconomique du revenu et de la richesse. Compte tenu de cette structure des données, une explication de l'évolution de la répartition des revenus doit prendre en compte les sources de ces revenus.

L'une des méthodes de mesure du PIB est l'approche par les revenus, qui peut être simplifiée en tenant compte de la rémunération des facteurs de production. En supposant que la production nationale est générée par une technologie Cobb-Douglas $Y_t = X_t K_t^\alpha L_t^{(1-\alpha)}$, où X_t est la productivité, K_t est capital, et L_t est la main-d'œuvre, On peut alors représenter le PIB de la manière suivante $Y_t = r_t K_t + w_t L_t$, où r_t et w_t sont les rendements du capital et des salaires, respectivement. Dans le cas d'une inégalité de richesse maximale, le revenu du travail est négligeable et c'est donc le rendement du capital qui importe. La part du revenu national versée aux propriétaires du capital est de rK/Y . Piketty et Zucman (2015) ont fait valoir qu'étant donné que les revenus du capital sont beaucoup plus concentrés que les revenus du travail, l'inégalité est susceptible d'augmenter lorsque le ratio de production du capital K/Y s'accroît.

Les estimations du rendement du capital peuvent être obtenues en soustrayant simplement la rémunération des salariés du revenu national brut mesuré et en divisant par le stock de capital. Mais comme l'ont noté Inklaar et al. (2019), cela conduirait à des surestimations importantes du rendement du capital, car dans certains pays, les rentes provenant de l'extraction de ressources naturelles comme le pétrole et le gaz représentent une fraction importante du PIB. Nous utilisons donc les séries de taux de rendement de la dernière version des Penn World Tables (Feenstra et al., 2015), qui corrigent ce problème. En général (à l'échelle mondiale), le rendement du capital montre une tendance lentement descendante. Cependant, dans le cas du Kenya, les séries de "taux de rendement interne" calculées par Inklaar et al. (2019) montrent

une lente tendance à la hausse avec une valeur initiale (moyenne) de 11,94%, le rendement gagnant environ 0,03% par an depuis 1995 avec des variations entre les deux. La série de rendements peut également présenter un comportement de retour à la moyenne. Les rendements sont présentés dans la figure 4, ainsi que le ratio impôt/PIB et le taux sans risque (taux annuel des bons du Trésor).

Figure 4: Rendements r_t , Recettes fiscales en % du PIB τ_t , et le taux sans risque r^f



Notes : Les rendements sont les IRR obtenus à partir des Penn World Tables ; les données fiscales proviennent de la base de données de l'OCDE sur les statistiques fiscales mondiales (impôts sur le revenu, les bénéfices et les gains en capital, en % du PIB). Le taux sans risque est tiré de la base de données des statistiques financières internationales du FMI.

Les recettes fiscales commencent à augmenter à partir de 2002, ce qui coïncide avec les réformes entreprises par l'autorité fiscale kényane (Tyce, 2020). Cette amélioration des recettes est principalement due à une forte augmentation de l'impôt sur le revenu, qui a culminé à 8 % du PIB en 2014. Cette hausse des impôts, qui s'explique en grande partie par l'augmentation de l'impôt sur le revenu des personnes physiques, est à l'origine de la baisse des niveaux d'inégalité.⁸ Comme le notent Moore et al. (2018), la part des impôts directs (tels que les impôts sur le revenu, la propriété et d'autres actifs) dans la structure fiscale globale d'un pays peut servir de « mesure de performance axée sur l'équité » pour la génération de recettes, car « de manière générale, une plus grande dépendance à l'égard des impôts directs indique un système fiscal plus progressif, dans lequel les personnes ayant des revenus et des actifs paient davantage que les pauvres et les personnes sans actifs ». Une autre caractéristique des données est que le taux réel sans risque chute fortement, passant d'environ 7 % en 2001 à -8,8 % en 2004 (les taux nominaux sont respectivement de 12,73 % et de 2,96 %). Par la

suite, le taux réel sans risque n'a jamais dépassé 4 % au cours des 20 années suivantes. Nous pensons que cela est dû en partie à l'augmentation des recettes publiques qui a permis à la Banque centrale du Kenya d'obtenir des taux plus bas pour les bons du Trésor. Ces deux faits, l'augmentation des recettes et la baisse du taux sans risque, sont en fin de compte les éléments clés qui permettent de comprendre la baisse des inégalités au cours des dix années suivantes.

Dans la section suivante, nous décrivons un modèle macroéconomique qui utilise ces caractéristiques des données pour expliquer le déclin de la richesse et de l'inégalité des revenus au Kenya. Le mécanisme clé est que, comme le taux sans risque reste durablement bas, les personnes riches sont obligées d'investir une plus grande part de leur richesse dans des projets risqués qui sont intrinsèquement « moins » risqués avec une imposition plus élevée.

3. Modèle d'économie

Configuration

Agents

Prenons une économie peuplée d'un continuum de ménages à masse unitaire et à durée de vie infinie. Chaque ménage est composé d'un agent. Le ménage $i \in (0,1)$ a des préférences en termes de consommation c_t , défini par :

$$U_0 \equiv \mathbb{E} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(c_t) dt \tag{1}$$

Où : ρ est le facteur d'escompte subjectif et la fonction d'utilité $u(\cdot)$ est définie par $u(c_t) =$

$$\frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad \gamma \neq 1 \tag{2}$$

Où : $\gamma > 0$ est le coefficient d'aversion relative au risque. Le ménage est doté d'une unité de temps l_t qu'il fournit de manière inélastique aux entreprises en échange d'un salaire w_t . Le ménage peut également posséder deux types d'actifs : le capital physique k_t pour lequel il reçoit un rendement stochastique r_t et les bons sans risque b_t qui bénéficie d'un taux d'intérêt sans risque r^f .

Entreprises

La production dans l'économie est le fait d'entreprises qui combinent des apports capitaux k_t et de la main-d'œuvre l_t pour produire des produits à l'aide de la fonction de production

$$y_t = X_t k_t^\alpha l_t^{1-\alpha}$$

Où: X_t est la productivité de l'économie commune à toutes les entreprises. La rentabilité brute d'une entreprise contrôlant k_t unités de capital est: $r_t k_t = y_t - w_t l_t$. Maximiser la marge brute d'une entreprise avec k_t unités de capital, sa demande de travail sera de $l_t = k_t [(1 - \alpha) X_t / w_t]^{\frac{1}{\alpha}}$. Étant donné que le nombre d'agents dans l'économie est d'une masse unitaire, chacun disposant d'une unité de temps fournie de manière non élastique aux entreprises, l'offre globale de travail est égale à l'unité. Si le capital global de l'économie est égal à k_v , alors $1 = K_t [(1 - \alpha) X_t / w_t]^{\frac{1}{\alpha}}$. En substituant le salaire d'équilibre w_t dans le calcul de la marge brute signifie $r_t = \alpha X_t K_t^{\alpha-1}$. Un agent qui détient k_t d'unités de capital physique reçoit le rendement brut $r_t k_t$.

Processus de rendement

Nous supposons qu'en temps discret, le rendement r_t est une marche aléatoire avec une dérive :

$$r_t = \mu + r_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Où: $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$. Soit $t_i = it/n$ pour certains chiffres naturels $i = 0, \dots, n$. Au cours d'un petit pas de temps $\Delta t = t_{i+1} - t_i = t/n$, (2) peut s'écrire comme suit :

$$r_t \Delta t = (r_0 + \mu t) \Delta t + \sqrt{\Delta t} \sum_{t_i=0}^{t_n=t} \epsilon_{t_i} \quad (4)$$

avec $\text{Var}(\sum_{t_i=0}^{t_n} \epsilon_{t_i}) = t \sigma_\epsilon^2$. Diviser la $\epsilon_{t_i} \Delta t$ par leur écart-type $\sqrt{\Delta t} \sigma_\epsilon$, on obtient la marche aléatoire échelonnée $\sigma_\epsilon (\sqrt{n})^{-1} \sum_{t_i=0}^{t_n=t} \epsilon_{t_i} / \sigma_\epsilon$. En prenant les limites comme $\Delta t \downarrow 0$ avec le dernier terme de (4) remplacé par la marche aléatoire échelonnée, conduit à l'expression suivante pour le rendement au capital :

$$r_t dt = \mu_t dt + \sigma_e dW_t \quad (5)$$

Où : $\mu_t = r_0 + \mu t$ et $W_t \sim N(0, t)$ est un mouvement brownien standard. L'équation 5 transforme la marche aléatoire en temps discret avec une dérive (3) en un modèle de tendance constante plus le temps en temps continu .

Processus de richesse

Dénote la richesse (les actifs) par $a_t = k_t + b_t$. Soit θ_t dénote la fraction de la richesse investie dans le capital risqué. Alors le rendement du portefeuille de capital et de bons sur l'intervalle dt est fournie par : $da_t = (1 - \theta)r^f dt + \theta[\mu_t dt + \sigma_\epsilon dW_t]$.

La richesse du ménage évolue alors simplement comme suit $da_t = a_t dR + (w_t - c_t)dt$ ce qui se simplifie à :

$$da_t = \left[w_t + \left(r^f + \theta(\mu_t - r^f) \right) a_t - c_t \right] dt + \theta \sigma_\epsilon a_t dW_t. \quad (6)$$

Le problème du ménage est alors de maximiser (1) sous réserve de (6) et de la contrainte d'emprunt $a_t > \underline{a}$ où $-\infty < \underline{a} < 0$

Équilibre

Dénote la fraction des ménages disposant d'un patrimoine $a_t \leq a$ par la fonction de distribution cumulative (FDC) :

$$F(a, t) = \text{Prob}(a_t \leq a) \quad (7)$$

qui répond à : $F(\underline{a}, t) = 0$ car $a_t \geq \underline{a}$ et $\lim_{a \rightarrow \infty} F(a, t) = 1$ avec une fonction de densité $f = \partial_a F(a, t)$. L'offre globale de capital dans l'économie est égale à la richesse totale, qui est exprimée par :

$$K_t = \int_0^\infty a f(a, t) da$$

La production globale de l'économie est donnée par : $Y_t = X_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$, où $L_t = 1$ est l'offre globale de travail.

Équilibre stationnaire

La décision optimale du ménage en matière de consommation et d'épargne peut être résumée par deux équations : une équation de Hamilton-Bellman-Jacobi (HJB) pour une fonction de valeur v et une équation de Fokker-Planck (FP) pour la densité des

ménages f . Dans un équilibre stationnaire, les fonctions inconnues v et f et le scalaire r satisfont le système suivant d'équations aux dérivées partielles (EDP) combinées):

$$\rho v(a) = \max_{c, \theta} \left\{ u(c) + v'(a) \left[w + (r^f + \theta(\mu - r^f)) a - c \right] + \frac{1}{2} v''(a) \theta^2 \sigma_\epsilon^2 a^2 \right\} \quad (8)$$

$$0 = -[s'(a)f(a) + s(a)f'(a)]da - \left[s'(a)f'(a) + \frac{1}{2} s(a)f''(a) \right] (da)^2 \quad (9)$$

Où : $f'(x) = \partial_x f(x)$ et $f'' = \partial_x^2 f(x)$. $s(a)$ est la fonction de politique d'épargne, après suppression des revenus du travail, $s(a) = (r^f + \theta(\mu - r^f)) a - c$. Les conditions du premier ordre par rapport à c et θ impliquent :

$$c(a) = u^{-1}(v'(a)), \quad \theta = -\frac{1}{a} \frac{v'(a)}{v''(a)} \frac{\mu - r^f}{\sigma^2} \quad (10)$$

Avec l'utilité CRRA (1), le problème de maximisation (8) est le problème d'allocation de portefeuille de Merton (1969). En utilisant la méthode « deviner et vérifier », nous trouvons les fonctions politiques optimales :

$$c(a) = \left(\frac{\rho - (1 - \gamma)r^f}{\gamma} - \frac{1 - \gamma}{2\gamma^2} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma} \right)^2 \right) a \quad (11)$$

$$s(a) = \left(\frac{r^f - \rho}{\gamma} + \frac{1 + \gamma}{2\gamma^2} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma} \right)^2 \right) a \quad (12)$$

$$k(a) = \frac{1}{\gamma} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma^2} \right) a \quad (13)$$

Une analyse complète de (11)-(13) est présentée à l'annexe C.

Le bas de la distribution des richesses

Étant donné la fonction de politique d'épargne (12), nous pouvons trouver une solution à (9) qui donne la distribution stationnaire de la richesse comme (voir l'annexe B) :

$$f(a) = a^{-\zeta}, \text{ where } \zeta = (1 + \gamma) + \frac{2(r^f - \rho)\gamma\sigma^2}{(\mu - r^f)^2} \quad (14)$$

Il s'agit de la distribution de Pareto de la richesse, avec l'exposant $\zeta > 1$. Avec ζ , nous pouvons calculer la part de richesse totale d'une proportion p des individus les plus riches de l'économie comme suit :

$$Part = p^{1-\frac{1}{\zeta}} \quad (15)$$

Par exemple, si $\zeta=2$, alors les 1% les plus riches possèdent 10% du revenu total ($p=0,01$, et $part = 0.01^{1-\frac{1}{2}} = 10\%$). Si $\zeta=3$, la part de la richesse totale détenue par les 1 % les plus riches diminue à 5 %, de sorte que l'inégalité de la richesse des plus riches est décroissante en ζ . Si nous supposons que $r^f < \rho$, c'est-à-dire que le taux sans risque est toujours inférieur au taux de préférence temporelle, alors une hausse de r^f entraîne une augmentation de l'inégalité de la richesse, et une augmentation du rendement du capital risqué r entraîne également une augmentation de l'inégalité de la richesse. Enfin, l'inégalité des richesses diminue avec la volatilité du rendement du capital σ . Ce résultat est contre-intuitif pour deux raisons. D'une part, un σ plus élevé signifie qu'il y a plus d'aléatoire dans le rendement du capital, ce qui conduit à une plus grande inégalité des richesses. D'autre part, si σ augmente, les ménages ayant une aversion pour le risque allouent une part plus faible de leur richesse à l'actif risqué à rendement plus élevé, ce qui entraîne une baisse de l'inégalité des richesses. Le second effet domine si l'on suppose implicitement que la demande de bons sans risque occasionnée par une hausse de σ conduit à une baisse de r^f .

La distribution en loi de puissance (14) est un outil puissant qui relie les caractéristiques de l'économie à la distribution de la richesse. Afin de déterminer la distribution des revenus, nous devons trouver une relation entre la richesse et le revenu. Cela peut se faire par régression du logarithme de la richesse sur le logarithme du revenu pour différents pourcentages de la population. On obtient ainsi une relation fonctionnelle entre la richesse et le revenu, définie par un seul paramètre, par exemple ψ . Il est alors facile de trouver la distribution des revenus à partir de la distribution des richesses.⁹

Effet de l'impôt sur le revenu du capital et de la croissance économique

Impôts sur le revenu du capital

Les effets de l'imposition des revenus du capital peuvent être examinés dans notre cadre. Pour ce faire, nous introduisons un impôt linéaire sur les revenus du capital, de sorte que la contrainte budgétaire (6) devient (après suppression des revenus du travail) :

$$da_t = \left[(1 - \tau) (r^f + \theta(\mu - r^f)) a_t + T_t - c_t \right] dt + \theta(1 - \tau)\sigma_e a_t dW_t \quad (16)$$

Où : τ est l'impôt linéaire sur les revenus du capital et T_t sont des transferts forfaitaires. Nous supposons que le gouvernement équilibre son budget à chaque période et redistribue les revenus de l'impôt sur les revenus du capital de manière égale à tous les individus. On peut alors montrer que la part de la richesse investie dans le capital risqué devient :

$$\theta = \frac{1}{\gamma(1 - \tau)} \left(\frac{\mu_t - r^f}{\sigma_e} \right)^2 \quad (17)$$

Ce qui montre qu'en présence de taxes, les agents investissent une part plus importante de leur richesse dans l'actif risqué. La fiscalité réduit directement la volatilité effective de l'actif risqué, qui passe de σ_e à $\sqrt{(1 - \tau)}\sigma_e$. Il s'ensuit que ζ de (14) devient maintenant :

$$\zeta' = \frac{2\gamma + (1 - \gamma)(1 + \tau)}{(1 - \tau)} + \frac{2(r^f - \rho)\gamma\sigma_e^2}{(\mu - r^f)^2} \quad (18)$$

L'équation (18) montre que les impôts réduisent l'inégalité des richesses, car un τ plus élevé augmente ζ , ce qui réduit la part d'un groupe supérieur donné .

Effet de la croissance

Jusqu'à présent, le modèle n'a pas pris en compte la croissance du PIB ou des salaires. Nous supposons que le revenu du travail w_t croît de manière déterminante à un taux de croissance g , alors le revenu du travail évolue comme suit $w_t = w_0 e^{gt}$. C'est le résultat d'une croissance du PIB au taux g tout en supposant que la part du travail dans la production globale est constante : $\hat{w}_t = (1 - \alpha)Y_t$. Avec cette hypothèse, la richesse a_t dans l'équation 6 est non stationnaire parce que w_t s'accroît.

Définir la richesse tendancielle comme suit $\hat{a}_t = e^{-gt} a_t$. Nous avons alors : $\frac{d\hat{a}_t}{\hat{a}_t} = \frac{da_t}{a_t} - gdt$. La richesse tendancielle suit alors le processus suivant :

$$d\hat{a}_t = [w_t + (r^f + \theta(\mu_t - r^f) - g)\hat{a}_t - c_t]dt + \theta\sigma_\epsilon \hat{a}_t dW_t$$

En incluant la croissance des salaires et du PIB, on obtient le paramètre de bas ::

$$\hat{\zeta} = (1 + \gamma) + \frac{2(r^f - \rho)\gamma\sigma^2}{(\mu - g - r^f)^2} \quad (19)$$

La croissance réduit donc l'inégalité, comme dans l'étude de Piketty et Zucman. L'hypothèse $\bar{r} > g$, où \bar{r} est le taux de rendement net d'impôt de la richesse et g est le taux de croissance de l'économie ; avec $\bar{r} = (1 - \tau)\mu$ dans notre cas .

4. Étalonnage et résultats

Base de référence

Nous utilisons les données des comptes nationaux pour étalonner notre modèle. Pour le rendement r_t et la productivité totale des facteurs X_t nous utilisons les données de la version 9.1 des Penn World Tables (Feenstra et al., 2015). Nous utilisons la variable nouvellement créée appelée "taux de rendement interne", qui est calculée à l'aide des données de la comptabilité nationale comme le PIB nominal moins le revenu du travail moins les rentes des ressources naturelles. Le taux de rendement interne (nominal) du capital est ensuite déterminé pour s'assurer que la rémunération du capital s'ajoute au revenu total du capital (Inklaar et al., 2019). Le rendement se présente comme suit $\mu_t = r_0 + \mu t$. Pour estimer μ_t , nous effectuons une régression de $r_t X_t$ sur une constante et une tendance temporelle linéaire. Il en résulte les estimations suivantes $\hat{r}_0 = 11.24\%$ et $\hat{\mu} = 0.06\%$. Nous utilisons ces deux paramètres pour obtenir les erreurs $\hat{\epsilon}_t = r_t - \hat{\mu}_t$, et calculer σ_ϵ comme l'écart-type de la série $\hat{\epsilon}_t$. Cependant, pour faire correspondre les parts de richesse implicites du modèle avec les données, il faut configurer σ_ϵ à environ 25 % par an. La série $r_t X_t$ sont affichés à la figure 5.

Pour le taux sans risque r^f , nous utilisons la moyenne du taux annuel des bons du Trésor de la Banque centrale du Kenya, qui provient de la base de données des statistiques financières internationales du FMI. Pour calibrer le taux de préférence temporelle ρ , nous utilisons le taux d'intérêt débiteur réel moyen sur les 25 années précédentes. Puisque $e^{-\rho} = (1 + i_t)^{-1}$, donc $\rho = -\log(1 + i_t)^{-1} = 0.0793$. Cette valeur correspond à peu près à celle utilisée par des études telles que Kaplan et al. (2018). Enfin, nous fixons le paramètre d'aversion au risque aux valeurs de $\gamma = [1.01, 1.05, 1.25]$ lors de la détermination des parts de richesse implicites du modèle pour les 20 %, 10 % et 1 % les plus riches respectivement. Ceci afin d'obtenir une adéquation plus étroite entre les parts de richesse implicites du modèle et de refléter le fait que les 1% les plus riches peuvent avoir un plus grand appétit pour le risque que les 10% et 20% les moins riches. Alors qu'une partie de la littérature fixe le paramètre d'aversion au risque à 2, les valeurs que nous utilisons sont plus proches des estimations suggérées par Chetty (2006) qui a utilisé des estimations de l'élasticité de l'offre de travail pour montrer que γ devrait être approximativement égal à l'unité. Compte tenu des paramètres ci-dessus, nous constatons que le modèle

peut généralement rendre compte de l'évolution de la répartition des richesses entre 2005 et 2015, où les enquêtes révèlent une diminution des inégalités de revenus et de richesses.

Figure 5 : Rendement du capital

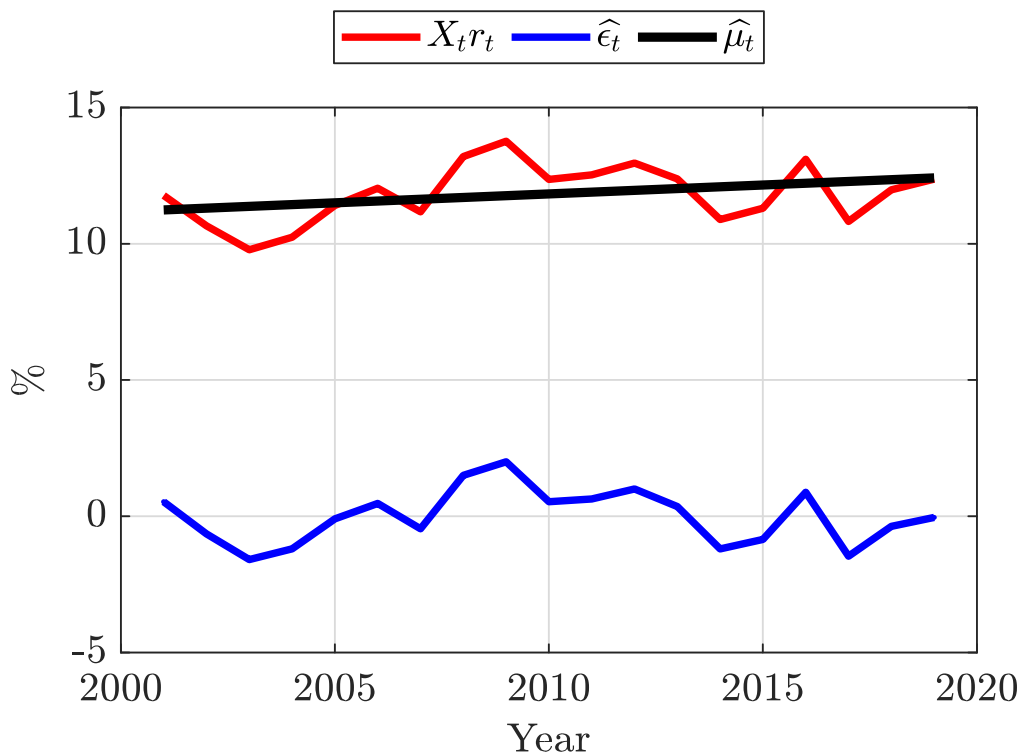
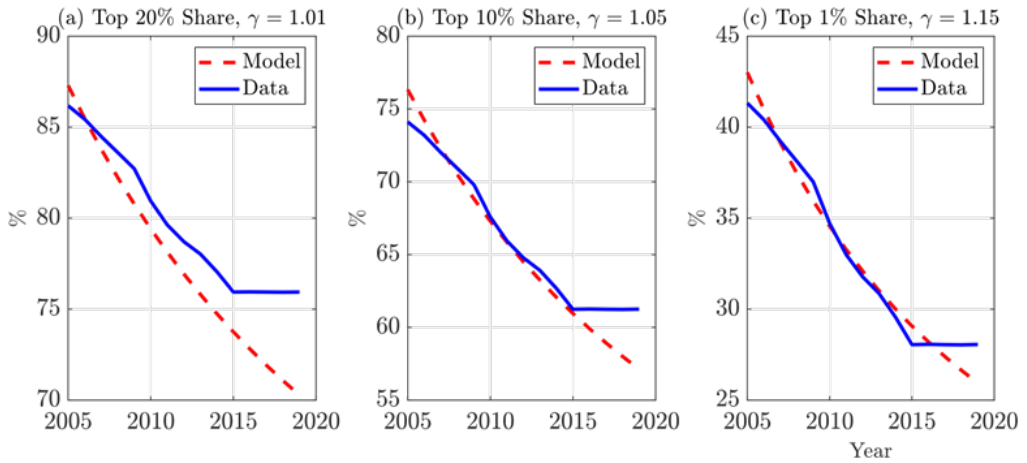


Tableau 3 : Parts de richesse - modèle vis-à-vis des données

Année	les premiers 20 %.		les premiers 10 %.		les premiers 1%.	
	Modèle	Données	Modèle	Données	Modèle	Données
2005	87.3%	86.2%	76.3%	74.1%	43.0%	41.3%
2015	73.8%	75.9%	61.0%	61.2%	29.1%	28.1%

Nous résumons ces résultats dans le tableau 3 et la figure 6 (de 2001 à 2019). Comme le montre le tableau 3, la part de richesse implicite du modèle pour les 1 % les plus riches est très proche des données de 2005. Il en va de même pour les parts de richesse des 10 % et 20 % les plus riches. Pour la période de 19 ans allant de 2001 à 2019, la corrélation entre les parts de richesse implicites du modèle et les données est d'au moins 93 %. De même, une régression des parts de richesse implicites du modèle sur les données donne un R^2 de 89 %, ce qui suggère que le modèle peut expliquer jusqu'à 90 % de la variation des parts de richesse.

Figure 6 : Évolution des parts de richesse dans le modèle vis-à-vis des données



Notes : La figure représente la part de la richesse de différents groupes de population dans l'économie entre 2005 et 2015. Les "données" des années intermédiaires 2006-2014 sont "interpolées" sur la base des projections PIP de la Banque mondiale.

Ajout des impôts

Nous utilisons les recettes fiscales effectives de l'OCDE et les données du PIB réel de la Banque mondiale pour calculer les taux d'imposition effectifs et calibrer le modèle avec l'impôt sur le revenu du capital. Cependant, les données fiscales commencent à partir de 2001, et nous limitons donc notre analyse à cette période. La figure 7 et le tableau 4 montrent l'évolution des parts de richesse pour les 20 %, 10 % et 1 % les plus riches. Afin de rapprocher les parts de richesse implicites du modèle des données, nous modifions les valeurs de γ à 1,01 et 2,03 pour les 10 % et 1 % les plus riches, respectivement. Les autres paramètres restent les mêmes et sont identiques à ceux de l'étalonnage de base.

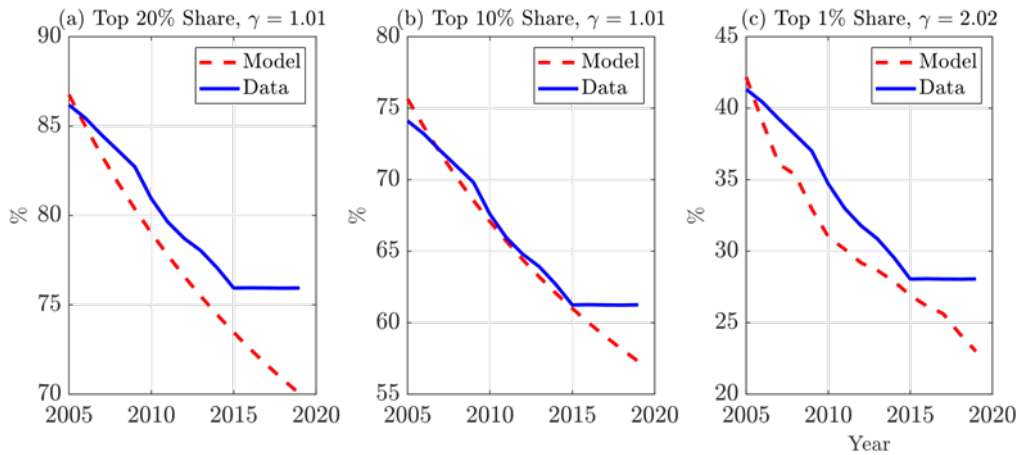
Tableau 4 : Parts de richesse avec impôts sur les revenus du capital - modèle vis-à-vis des données

Année	Les premiers 20 %.		Les premiers 10 %.		Les premiers 1%	
	Modèle	Données	Modèle	Données	Modèle	Données
2005	86.8%	86.2%	75.7%	74.1%	42.2%	41.3%
2015	73.5%	75.9%	61.0%	61.2%	26.9%	28.1%

L'inclusion des impôts dans le modèle conduit à une meilleure adéquation avec les données pour les parts des 20 % et 10 % supérieurs. Les parts de richesse implicites du modèle pour tous les groupes sont beaucoup plus proches des données en 2005 que dans l'étalonnage de base. En 2015, seule la part des 20 % supérieurs présente une adéquation légèrement moins bonne. La corrélation entre les parts de richesse implicites du modèle et les données est toujours de 94 % pour les deux

premiers groupes, mais diminue légèrement pour les 1% à 89% du haut de l'échelle. Cependant, dans tous les cas, une régression avec les parts de richesse du modèle sur les parts tirées des données donne toujours un $R^2=89\%$, ce qui équivaut au modèle sans impôts. Bien que ces résultats soient similaires à ceux de l'étalonnage de base, la concordance avec les années d'enquête réelles suggère que les impôts peuvent contribuer à expliquer la diminution des parts de richesse les plus élevées. La meilleure adéquation pour les 20 % et les 10 % les plus riches est également cohérente avec le fait que la plupart des gains dans les taux d'imposition effectifs (ratio impôt/PIB) sont dus à des augmentations de l'impôt sur le revenu plutôt qu'à des augmentations des loyers fonciers et immobiliers.

Figure 7 : Évolution des parts de richesse dans le modèle par rapport aux données - avec impôts sur les revenus du capital



Notes : La figure représente la part de la richesse de différents groupes de population dans l'économie entre 2005 et 2015. Les « données » des années intermédiaires 2006-2014 sont « interpolées » sur la base des projections PIP de la Banque mondiale.

5. Conclusion

Cet article vise à expliquer la chute récente des parts de richesse et de revenu observée dans l'économie kenyane. Contrairement à la plupart des grandes économies, les inégalités de richesse et de revenu ont en fait diminué au Kenya, en particulier au cours de la période de 10 ans qui s'est écoulée entre 2005 et 2015. En utilisant une version modifiée des modèles d'agents hétérogènes dus à Aiyagari (1994) et affinés par Achdou et al. (2021), nous constatons qu'un rendement de la richesse à tendance lente associé à un ratio impôt sur le revenu/PIB en hausse peut expliquer jusqu'à 92 % de la variation des parts de richesse des différents groupes de population au Kenya. Bien que la calibration du modèle utilise parfois de petites valeurs du paramètre d'aversion au risque, de 1,01 à 1,15 plutôt que les 1,5 à 2 couramment utilisés dans la littérature, nous sommes en mesure de rendre compte de l'évolution de la richesse avec un degré élevé de précision.

D'un point de vue politique, le principal message de notre étude est que la réduction des inégalités de richesse nécessite le maintien d'un État budgétaire efficace. Cela s'explique principalement par deux raisons. Premièrement, le principal moteur de notre résultat est le taux sans risque. Il entame une baisse spectaculaire à partir de 2002 environ, une période qui coïncide avec les réformes entreprises par l'administration fiscale kenyane. Ces réformes sont ensuite suivies d'une augmentation régulière des recettes fiscales (Tyce, 2020). Lorsque les recettes fiscales sont suffisamment élevées pour couvrir les dépenses de l'État, le taux des bons du Trésor sans risque diminue, de même que les emprunts de l'État sur le marché des bons du Trésor. Cela conduit les investisseurs ou les détenteurs de capitaux à allouer une part plus importante de leur richesse à des activités de capital productif plus risquées. Une combinaison de politiques visant à générer suffisamment de recettes fiscales tout en limitant les emprunts publics excessifs peut donc être un outil efficace pour réduire les inégalités de revenus et de richesses.

Enfin, il existe un risque réel que les gains obtenus en matière de réduction des inégalités soient perdus en raison des changements apportés aux systèmes fiscaux qui sont entrés en vigueur au cours des deux dernières années. Si ces réformes ont permis de réduire la répartition des revenus, le scénario à long terme est qu'elles entraîneront une augmentation de la concentration des richesses et de la répartition des revenus.

Remarques

1. Source : Basé sur les données du WID, voir Robilliard (2020) pour la méthodologie.
2. Basé sur les données du Global Wealth Databook 2015 qui couvre 52 pays africains, dont 47 en Afrique subsaharienne. Le Databook est préparé par le Credit Suisse (voir Credit Suisse, 2015).
3. Basé sur les données de l'Ensemble intégré de données sur les inégalités (IID-SSA). L'ensemble de données IID-SSA est dérivé de trois sources : WIDER's WIIDv3, la base de données Povcal de la Banque mondiale, et l'ensemble de données All the Ginis de Branko Milanovic. Voir Cornia et Martorano (2016) pour plus de détails..
4. Indicateurs sur le développement dans le monde, 2020.
5. Ce résultat est basé sur une régression des parts de richesse implicites du modèle et des parts de richesse "réelles" de la base de données sur les inégalités dans le monde (WID). Il convient de noter que pour les années intermédiaires non couvertes par l'enquête, les estimations des parts de richesse de la WID sont interpolées sur la base de la méthodologie d'Alvaredo, Chancel, Piketty, Saez et Zucman (2020).
6. <https://pip.worldbank.org/home>
7. Pour la dominance stochastique normalisée du second degré (SD), la surface pondérée entre la courbe SD d'une distribution et celle de la distribution égalisée est une mesure de l'inégalité décomposable. La DS fournit des représentations graphiques pour les mesures décomposables de l'inégalité et de la pauvreté similaires à ce que la courbe de Lorenz fait pour l'indice de Gini.
8. La ventilation des impôts montre que la plupart des gains proviennent des impôts sur le revenu et les bénéfices des particuliers et du programme Impôt sur les salaires (PAYE). La colonne Impôts sur les revenus locatifs présente des entrées non nulles à partir de 2016, ce qui suggère que les gains de recettes fiscales ne sont pas dus aux impôts sur les loyers fonciers et/ou immobiliers.
9. Considérons une variable aléatoire continue X avec la fonction de densité $f_X(x)$. Soit la variable aléatoire $Y=g(X)$, où $g(\cdot)$ est une transformation univoque de X sur Y . Alors $Y=g(X)$ est une variable aléatoire continue avec la fonction de densité
$$f_Y(y) = \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right| \cdot f_X(g^{-1}(y)), \forall y \in Y.$$
10. Tax Revenue data is from the OECD Global Revenue Statistics Database <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=REVKEN> and the real GDP (in constant national currency units) time series is from <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KN?locations=KE>

Références

- Achdou, Y., J. Han, J.-M. Lasry, P.-L. Lions, and B. Moll. 2021. "Income and wealth distribution in macroeconomics: A continuous-time approach". *The Review of Economic Studies*. doi:10.1093/restud/rdab002
- Adesina, J.O. 2016. "Inequality in sub-Saharan Africa: Dimensions and drivers". In *World Social Science Report, 2016: Challenging Inequalities, Pathways to a Just World*, Chapter 18, pp. 96–100. World Social Science Report, United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (UNESCO).
- Aiyagari, S.R. 1994. "Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving". *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3): 659–84. <https://doi.org/10.2307/2118417>
- Algan, Y., O. Allais, W.J. Den Haan, and P. Rendahl. 2014. "Solving and simulating models with heterogeneous agents and aggregate uncertainty". In K. Schmedders and K.L. Judd, eds., *Handbook of Computational Economics*, Vol. 3, Chapter 6, pp. 277–324. Amsterdam: Elsevier.
- Alvaredo, F., L. Chancel, T. Piketty, E. Saez, and G. Zucman. 2020. "Towards a system of distributional national accounts: Methods and global inequality estimates from WID.world". *Economie & Statistique*, 517-518-519: 41–59. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.517t.2018>
- Bewley, T.F. 1986. "Stationary monetary equilibrium with a continuum of independently fluctuating consumers". *Contributions to Mathematical Economics*, 79–102.
- Bigsten, A., D.K. Manda, G. Mwangi, and A. Wambugu. 2014. "Incomes, inequality, and poverty in Kenya: A long-term perspective". WIDER Working Paper No. 2014/126. UNU-WIDER, Helsinki.
- Blanchet, T., I. Flores, and M. Morgan. 2022. "The weight of the rich: Improving surveys using tax data". *The Journal of Economic Inequality*, 20(1): 119–50.
- Blanchet, T., J. Fournier, and T. Piketty. 2022. "Generalized Pareto curves: Theory and applications". *Review of Income and Wealth*, 68(1): 263–88. <https://doi.org/10.1111/roiw.12510>
- Chancel, L., D. Cogneau, A. Gethin, and A. Myczkowski. 2019. "How large are African inequalities? Towards distributional national accounts in Africa, 1990–2017". *World Inequality Database (WID) Working Papers*.
- Chetty, R. 2006. "A new method of estimating risk aversion". *American Economic Review*, 96(5): 1821–34. doi:10.1257/aer.96.5.1821
- Credit Suisse (2015). "Global Wealth Databook 2015". Accessed on 16th Nov 2023. See <https://www.credit-suisse.com/media/assets/corporate/docs/about-us/research/publications/global-wealth-databook-2015.pdf>

- Cornia, G. 2017. "Inequality levels, trends and determinants in sub-Saharan Africa: An overview of main changes since the early 1990s". In A. Odusola, G.A. Cornia, H. Bhorat, and P. Conceicao, eds., *Income Inequality Trends in sub-Saharan Africa: Divergence, Determinants and Consequences*, pp. 23–51. New York: UNDP Regional Bureau for Africa.
- Cornia, G.A. and B. Martorano. 2016. "Building the integrated inequality database and the seven sins of inequality measurement in sub-Saharan Africa". UNDP Africa Economists Working Paper No. 267779. United Nations Development Programme, July, 2016.
- Feenstra, R.C., R. Inklaar, and M.P. Timmer. 2015. "The next generation of the Penn World Table". *American Economic Review*, 105(10): 3150–82. doi:10.1257/aer.20130954
- Gabaix, X., J.-M. Lasry, P.-L. Lions, and B. Moll. 2016. "The dynamics of inequality". *Econometrica*, 84(6):, 2071–2111.
- Gakuru, W.R. and N.M. Mathenga. 2012. *Poverty, Growth, and Income Distribution in Kenya: A SAM Perspective*. Technical Report.
- Hugget, M. 1993. "The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(5-6): 953–69.
- Inklaar, R., P. Woltjer, and D.G. Albarrán. 2019. "The composition of capital and cross-country productivity comparisons". *International Productivity Monitor*, 36: 34–52.
- Kaplan, G., B. Moll, and G.L. Violante. 2018. "Monetary policy according to HANK". *American Economic Review*, 108(3): 697–743. doi:10.1257/aer.20160042
- Keen, M., J. Slemrod, and J. Wilson. 2019. "Taxation and development – Again". *IMF Economic Review*, 67(1): 1–28.
- Krusell, P. and A.A.J. Smith. 1998. "Income and wealth heterogeneity in the macroeconomy". *Journal of Political Economy*, 106(5): 867–96.
- Kuznets, S. 1955. "Economic growth and income inequality". *American Economic Review*, 45(1): 1–28. <https://doi.org/10.2307/1811581>
- Merton, R.C. 1969. "Lifetime portfolio selection under uncertainty: The continuous-time case". *The Review of Economics and Statistics*, 51(3): 247–57.
- Moore, M., W. Prichard, and O.-H. Fjeldstad. 2018. *Taxing Africa: Coercion, Reform and Development*. Bloomsbury Academic.
- Anda David, Yoro Diallo, Björn Nilsson, *Informality and Inequality: The African Case*, *Journal of African Economies*, Volume 32, Issue Supplement_2, April 2023, Pages ii273–ii295
- Nilsson, B., A. David, and Y. Diallo. 2023. "Informality and inequality: The African case", *Journal of African Economies*, 32(2): 273–295
- Piketty, T. and G. Zucman. 2015. "Wealth and inheritance in the long run". In A.B. Atkinson and F. Bourguignon, eds., *Handbook of Income Distribution*, Vol. 2, pp. 1303–68. Amsterdam: Elsevier.
- Robilliard, A.-S. 2020. *2020 DINA Update for Countries of the Africa Region*. Technical Note No. 2020/03. World Inequality Lab.
- Saez, E. and G. Zucman. 2016. "Wealth inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data". *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2): 519–78. doi:10.1093/qje/qjw004
- Suri, T., D.L. Tschirley, C. Irungu, R. Gitau, and D. Kariuki. 2008. *Rural Incomes, Inequality and Poverty Dynamics in Kenya*. Technical Report.

- Tyce, M. 2020. "The Kenyan National Treasury: A 'pocket of effectiveness' curtailed". doi:<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3661612>.
- Zee, H.H., J. Stotsky, and E. Ley. 2002. "Tax incentives for business investment: A primer for policy makers in developing countries". *World Development*, 30(9): 1497-1516.
- Zheng, B. 2021. "Stochastic dominance and decomposable measures of inequality and poverty". *Journal of Public Economic Theory*, 23(2): 228-47. <https://doi.org/10.1111/jpet.12496>

Annexes

Annexe A. Problème d'optimisation des ménages

Le problème d'optimisation du ménage est:

$$\begin{aligned} \max_{c_t, \theta_t} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(c_t) dt \quad s. t. \\ da_t = \left[w_t + (r^f + \theta(\mu_t - r^f)) a_t - c_t \right] dt + \theta \sigma_{\epsilon} a_t dW_t, \\ a_t \geq a, \quad \text{with } W_t \sim N(0, t). \end{aligned} \quad (A1)$$

Le ménage choisit une trajectoire de consommation qui maximise son utilité intertemporelle sous réserve des lois du mouvement de la richesse. En dénotant la fonction de valeur par $v(a)$, puis sur un petit intervalle de temps Δt , l'équation de Bellman pour le problème du ménage se lit donc comme suit:

$$v(a_t) = \max_{c_t, \theta} \{ u(c_t) \Delta t + e^{-\rho \Delta t} \mathbb{E}_t [v(a_{t+\Delta t})] \}.$$

En faisant l'approximation du facteur de rabais comme suit $e^{(-\rho \Delta t)} \approx 1 - \rho \Delta t$, nous pouvons réécrire (A1) comme suit:

$$0 = \max_{c_t, \theta} \{ u(c_t) \Delta t + (1 - \rho \Delta t) \mathbb{E}_t [v(a_{t+\Delta t})] - v(a_t) \}$$

Réorganisation et division par Δt donnent:

$$\frac{1}{\Delta t} \cdot 0 = \max_{c_t} \left\{ u(c_t) + \mathbb{E}_t \left[\frac{v(a_{t+\Delta t}) - v(a_t)}{\Delta t} \right] - \rho \mathbb{E}_t [v(a_{t+\Delta t})] \right\}$$

En prenant des limites comme $\Delta t \rightarrow 0$ on obtient l'équation :

$$\rho v(a_t) = \max_{c_t, \theta} \left\{ u(c_t) + \mathbb{E}_t \left[\frac{dv(a_t)}{dt} \right] \right\} \quad (A2)$$

Nous devons maintenant déterminer le processus de valeur $dv(a)$. Puisque a_t est une équation différentielle stochastique, nous appliquons le lemme d'Itô, et nous avons :

$$dv(a) = \left\{ v'(a) \left[w_t + (r^f + \theta(\mu_t - r^f)) a_t - c_t \right] + \frac{1}{2} v''(a) \sigma_\epsilon^2 a_t^2 \right\} dt + v'(a) \sigma_\epsilon a_t dW_t$$

Prendre en compte les attentes et notant que dW_t est un accroissement du mouvement brownien de sorte que $\mathbb{E}_t [dW_t] = 0$, nous avons :

$$\rho v(a_t) = \max_{c_t, \theta} \left\{ u(c_t) + v'(a) \left[w_t + (r^f + \theta(\mu_t - r^f)) a_t - c_t \right] + \frac{1}{2} v''(a) \theta^2 \sigma_\epsilon^2 a_t^2 \right\} \quad (A3)$$

avec les conditions du premier ordre : $u'(c_t) = v'(a_t)$ ce qui signifie

$$c(a) = u'^{-1}(v'(a)), \text{ and } \theta = - \left(\frac{v'(a)}{av''(a)} \right) \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon^2} \right)$$

En présence d'un impôt sur le revenu du capital, l'équation HJB (A3) devient :

$$\rho v(a_t) = \max_{c_t, \theta} \left\{ u(c_t) + v'(a) \left[w_t + (1 - \tau) (r^f + \theta(\mu_t - r^f)) a_t + T_t - c_t \right] + \frac{1}{2} v''(a) (1 - \tau)^2 \theta^2 \sigma_\epsilon^2 a_t^2 \right\}$$

avec les conditions du premier ordre par rapport à c et θ devenant :

$$c(a) = u'^{-1}(v'(a)), \text{ and } \theta = - \left(\frac{v'(a)}{av''(a)} \right) \frac{1}{1 - \tau} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon^2} \right)$$

Annexe B. Répartition de la richesse

Il est pratique de travailler avec la fonction de distribution cumulative (FDC) : $F(a,t)$ qui est la fraction de personnes ayant une richesse $\leq a$

$$F(a, t) = \text{Prob}(a_t \leq a)$$

qui répond : $F(a, t) = 0$ car $a_t \geq a$ et $\lim_{a \rightarrow \infty} F(a, t) = 1$ avec une fonction de densité $f = \partial_a F(a, t)$. Pour déterminer la loi du mouvement de F , considérons le processus d'accumulation de richesse avec la fonction d'épargne $s(a) = w + Ra - c$. Prenons la proportion d'individus dont la richesse est inférieure à a . Sur un petit intervalle de temps Δt pour un individu qui n'épargne pas, de telle sorte que $s(a) \leq 0$, nous avons $a_{t+\Delta t} = a_t - \Delta t \cdot s(a_t)$, et la loi du mouvement de F peut alors être déterminée par :

$$\begin{aligned} \text{Prob}(a_{t+\Delta t} < a) &= \text{Prob}(a_t < a) + \text{Prob}(a \leq a_t \leq a_t - \Delta t \cdot s(a)) \\ &\quad \text{déjà en dessous } a \qquad \qquad \qquad \text{passes threshold } a \\ &= \text{Prob}(a \leq a_t \leq a_t - \Delta t \cdot s) \\ F(a, t + \Delta t) &= F(a - \Delta t \cdot s, t) \end{aligned}$$

En soustrayant $F(a,t)$ des deux côtés et en divisant par Δt donne, en définissant $x = \Delta t \cdot s$ et en prenant des limites comme $x \rightarrow 0$, on obtient l'équation de Kolmogorov en avant :

$$\partial_t F(a, t) = -\partial_a [F(a, t) \cdot s(a)] \tag{B1}$$

Dans un équilibre stationnaire, le temps est constant $t=0$ et nous avons $\partial_t F(a, 0) = \partial_t F(a) = 0$. L'équation A4 devient alors $0 = -\partial_a [s(a)F(a)]$. En prenant la dérivée par rapport à a et en appliquant le lemme d'Itô, nous avons :

$$0 = -[s'(a)f(a) + s(a)f'(a)]da - \left[s'(a)f'(a) + \frac{1}{2}s(a)f''(a) \right] (da)^2$$

ce qui correspond à l'équation 9 du KF.

Annexe C. Solutions analytiques aux équations HJB et KF

Équation HJB

Avec la fonction d'utilité CRRA $u(c_t)$, il est possible de trouver des solutions pour les décisions optimales en matière d'épargne et de consommation. Une approche standard consiste à supposer une forme fonctionnelle pour la fonction de valeur $v(a)$. Nous supposons que $v(a) = Ba^{1-\gamma}$, à partir de laquelle nous déterminons la consommation optimale en utilisant les conditions de premier ordre comme $c(a) = [(1-\gamma)B]^{-\frac{1}{\gamma}}a$. En introduisant l'équation HJB (A3) avec

$$\theta = \frac{1}{\gamma} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon^2} \right), \quad v'(a) = (1-\gamma)Ba^{-\gamma}, \quad v''(a) = -\gamma(1-\gamma)Ba^{-\gamma-1}$$

tout en fixant le revenu du travail à zéro et en le divisant par $Ba^{1-\gamma}$, nous avons cela :

$$\rho = [(1-\gamma)B]^{-\frac{1}{\gamma}} + \left[r^f + \frac{1}{\gamma} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon} \right)^2 - [(1-\gamma)B]^{-\frac{1}{\gamma}} \right] (1-\gamma) - \frac{1}{2} \frac{1-\gamma}{\gamma} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon} \right)^2.$$

D'où une expression pour $[(1-\gamma)B]^{-\frac{1}{\gamma}}$. Nous obtenons ainsi les politiques optimales de consommation, d'épargne et de capital (sans revenu du travail et $s(a) = (r^f + \theta(\mu - r^f))a - c(a)$, $k(a) = \theta a$ comme:

$$c(a) = \left(\frac{\rho - (1-\gamma)r^f}{\gamma} - \frac{1-\gamma}{2\gamma^2} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon} \right)^2 \right) a,$$

$$s(a) = \left(\frac{r^f - \rho}{\gamma} + \frac{1+\gamma}{2\gamma^2} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon} \right)^2 \right) a, \quad \text{et}$$

$$k(a) = \frac{1}{\gamma} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon^2} \right) a.$$

Avec une imposition des revenus du capital avec $v(a) = Ba^{(1-\gamma)}$, nous avons $c(a) = [(1-\gamma)B]^{-\frac{1}{\gamma}}a$,

$$\theta = \frac{1}{\gamma(1-\tau)} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon^2} \right) \quad \text{and} \quad T_t = \tau \left(r^f + \theta(\mu_t - r^f) \right) a_t$$

En introduisant l'équation HJB avec taxes, nous obtenons l'expression suivante pour le coefficient de consommation :

$$[(1-\gamma)B]^{-\frac{1}{\gamma}} = \frac{\rho}{\gamma} - \frac{1-\gamma}{\gamma} \left(r^f + \frac{(1+\tau)}{2\gamma(1-\tau)} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon} \right)^2 \right)$$

ce qui donne la fonction d'épargne :

$$s(a) = \left(\frac{r^f - \rho}{\gamma} + \frac{2\gamma + (1-\gamma)(1+\tau)}{2\gamma^2(1-\tau)} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon} \right)^2 \right) a$$

Équation KF

Une fois encore, nous éliminons le revenu du travail du processus de richesse (6), qui peut maintenant s'écrire comme suit :

$$da_t = s(a_t)dt + \theta\sigma_\epsilon a_t dW_t$$

Expliquant d'avantage $\mathbb{E}_t[da_t]$, $\mathbb{E}_t[(da_t)^2]$, En divisant par dt et en utilisant les règles de multiplication des processus d'Itô, on obtient :

$$\frac{1}{dt} \mathbb{E}_t[da_t] = s(a_t) = \phi a_t \quad \text{et} \quad \frac{1}{dt} \mathbb{E}_t[(da_t)^2] = \frac{1}{\gamma^2} \left(\frac{\mu_t - r^f}{\sigma_\epsilon} \right)^2 a_t^2 = \psi a_t^2$$

En supprimant les indices de temps et en utilisant $s'(a) = \phi$ et en l'introduisant l'équation 9, on obtient :

$$(C1) \quad 0 = -\phi^2 [f(a) + af'(a)]a - \phi\psi \left[f'(a) + \frac{1}{2}af''(a) \right] a^2$$

qui est une équation différentielle ordinaire de type "équations d'Euler" dont la solution connue est de la forme $f(a) = a^q$ pour $a > 0$ avec l'indice q à déterminer. En introduisant (C1) avec $f'(a) = qa^{q-1}$ et $f''(a) = q(q-1)a^{q-2}$ et en simplifiant, on obtient l'équation quadratique :

$$-(q+1) \left(\phi + \frac{1}{2}\psi q \right), \text{ avec des racines } q = -1, -2\frac{\phi}{\psi}.$$

En choisissant la deuxième racine quadratique, nous obtenons une expression pour la distribution stationnaire de la richesse :

$$f(a) = a^{-\zeta}, \text{ où } \zeta = (1 + \gamma) + \frac{2(r^f - \rho)\gamma\sigma_\epsilon^2}{(\mu - r^f)^2}$$

Lorsque l'impôt sur le revenu du capital est présent, la fonction d'épargne nous indique que,

$$\phi = \left(\frac{r^f - \rho}{\gamma} + \frac{2\gamma + (1 - \gamma)(1 + \tau)}{2\gamma^2(1 - \tau)} \left(\frac{\mu - r^f}{\sigma_\epsilon} \right)^2 \right)$$

alors que ψ est le même que précédemment, l'indice ζ pour la distribution de la richesse devient :

$$\zeta' = \frac{2\gamma + (1 - \gamma)(1 + \tau)}{(1 - \tau)} + \frac{2(r^f - \rho)\gamma\sigma_\epsilon^2}{(\mu r - r^f)^2},$$

qui est égal à ζ lorsque τ est fixé à zéro.



Mission

Renforcer les capacités des chercheurs locaux pour qu'ils soient en mesure de mener des recherches indépendantes et rigoureuses sur les problèmes auxquels est confrontée la gestion des économies d'Afrique subsaharienne. Cette mission repose sur deux prémisses fondamentales.

Le développement est plus susceptible de se produire quand il y a une gestion saine et soutenue de l'économie.

Une telle gestion est plus susceptible de se réaliser lorsqu'il existe une équipe active d'économistes experts basés sur place pour mener des recherches pertinentes pour les politiques.

Intégrer la rigueur et les données probantes dans l'élaboration des politiques économiques en Afrique

- Améliorer la qualité.
- Assurer la durabilité.
- Accroître l'influence.

www.aercafrica.org/fr

Pour en savoir plus :



www.facebook.com/aercafrica



www.instagram.com/aercafrica_official/



twitter.com/aercafrica



www.linkedin.com/school/aercafrica/

Contactez-nous :

Consortium pour la Recherche Économique en Afrique

African Economic Research Consortium

Consortium pour la Recherche Économique en Afrique

Middle East Bank Towers,

3rd Floor, Jakaya Kikwete Road

Nairobi 00200, Kenya

Tel: +254 (0) 20 273 4150

communications@ercafrica.org